تحليل قياسي لاستجابة عرض محصول القمح بإستعمال نماذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) للمدة (1970– 2014)

أسماء طارق البلداوي* عفاف صالح الحاني
مدرس مساعد أستاذ
رئاسة جامعة بغداد كلية الزراعة /جامعة بغداد
as _tareq@ yahoo.com

المستخلص

يعد محصول القمح من المحاصيل الإستراتيجية المرتبطة بالأمن الغذائي، ومن أجل زيادة كمية انتاج القمح لسد احتياجات البلد والحد من الأستيرادات لابد من معرفة سبل زيادة انتاجية وحدة المساحة للمحصول ويزرع القمح في العراق بمساحات واسعة وخاصة في المحافظات الشمالية، وأن كمية الانتاج وانتاجية هذا المحصول لاتزال محدوده مقارنةً بمثيلاتها في دول الجوار ودول العالم الاخرى، وفي الغالب يسد العجز عن طريق الاستيراد ويزرع القمح في معظم أنحاء العالم، أن متوسط إنتاجية محصول القمح على مستوى العراق للمدة من (1970– 2014) بلغ (258.3) كغم/ الدونم مما يدل على سوء استغلال المساحات المزروعة، استهدفت الدراسة تقدير دالة استجابة عرض محصول القمح في العراق باستخدام نماذج توزيع الابطاء ARDL لاختبار التكامل المشترك وتقديرالعلاقة التوازنية قصيرة وطويلة الاجل، وقد تم تحديد العوامل الرئيسة لاستجابة عرض المساحة المزروعة بمحصول القمح وهي (المساحة المزروعة بمحصول القمح في العراق لسنة سابقة (دونم)، سعر محصول القمح (دينار/ طن)، سعر محصول الشعير (دينار/ طن)، التصريف المائي لنهري دجلة والفرات (مليار م3)، المخاطرة الانتاجية، المخاطرة السعرية، الامطار(مليميتر) تم التحقق من استقرارية السلسلة الزمنية للمتغيرات المدروسة واظهرت النتائج عدم استقرارية كل من المتغيرات (سعر محصول القمح وسعر المحصول المنافس الشعير والمخاطرة السعرية والامطار) وان وجود متغيرات غير مستقره تعني وجود انحدار زائف لذلك تم اخذ الفرق الاول لها، ومن خلال اختبار Wald–statistic اتضح ان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات المدروسة ونلاحظ أن جميع المعاملات في الاجل القصير كانت معنوية بدرجة عالية عدا متغير الامطار فلم يكن معنويا، أما قيمة معلمة تصحيح الخطأ فقد بلغت (0.594–)، تعني ان حوالي 59% من الاختلال قصير الاجل في المساحة المزروعه بمحصول القمح في المدة السابقة (t_{-1}) يمكن تصحيحه في المدة الحالية (t) بأتجاه العلاقة التوازنية طويلة الاجل

الكلمات المفتاحية: القمح،استجابة العرض، اختبار الحدود، السلسلة الزمنية، الاستقرارية،نماذج الانحدار الذاتي للابطاء الموزع ARDL
البحث مستل من اطروحة الدكتوراه للباحث الاول*

The Iraqi Journal of Agricultural Sciences –1739-1749: (6) 48/ 2017 Al Baldawi & Al Hani

ECONOMETRICS ANALYSIS FOR SUPPLY RESPONS OF WHEAT CROP USING AUTOREGRESSIVE DISTIRBUTED LAG MODELS(ARDL) FOR THE PERIOD (1970-2014)

A. T. Al Baldawi * A. S. Al Hani
Assist Lecturer Prof
Presidency of the University Baghdad College of Agriculture / University Baghdad
as _tareq@ yahoo.com

ABSTRACT

The wheat crop is a strategic crop associated with food security. In order to increase the quantity of wheat production to meet the needs of the country, it is necessary to know how to increase the productivity of the unit of area of the crop to reduce the importations. Wheat is implanted in Iraq in large areas, especially in the northern governorates. The quantity of production and productivity for that crop is still limited, Compared to other countries in the neighboring countries and other countries of the world, and often fill the deficit through the import since wheat is implanted in most of the world countries , the average productivity of the wheat crop in Iraq for the period (1970 - 2014) amounted to (258.3) kg / dunums, Which shows the abuse of cultivated areas The study were based on estimating the response function of wheat yield in Iraq using the ARDL for the evaluation of joint integration and the estimation of the short and long term equilibrium relationship. The main factors of the response to the produce of the area cultivated with wheat yield was organized as the area planted with wheat in Iraq for the previous year (dunums), the price of the wheat crop (JD / ton), the barley price (JD / ton) and the water discharge of the tigirs and Euphrats rivers , Production risk, price risk and rain (mm) was done (The price of the wheat crop and the price of the competing crop, the barley, the price risk and the rain. Then Checking the stability of the time series of studied variables and the results showed a lack of stability of the variables (the price of wheat, the price of the rival barley crop, the price risk and rain). And that the presence of unstable variables mean the existence of a false decline so it was taking the first difference to her, and through the Wald-statistic test turned out to be there is a common integration between the studied variables, and its noted that all transactions in the short term was significantly high degree except rain variable was not significant, the error correction parameter value amounted to (-0.594), means that about 59% of short-term imbalance in the cultivated wheat crop area In the Previous period (t-1) can be corrected in the current period (t) toward a long-term relationship equilibrium

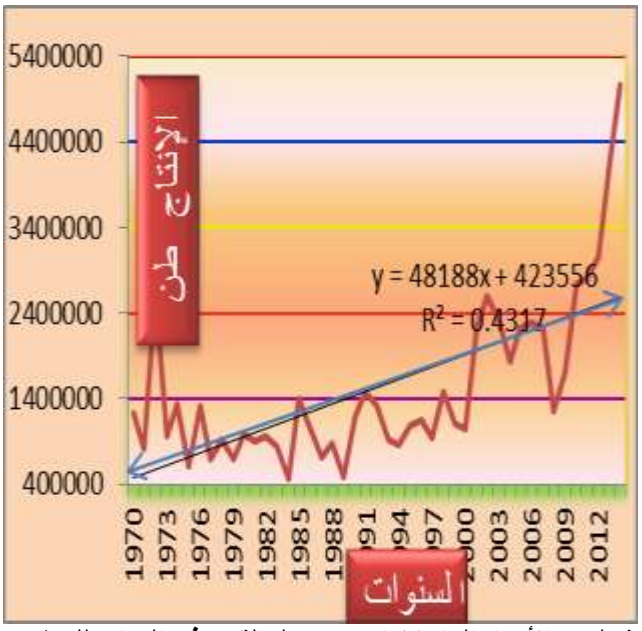
Keywords: wheat, supply response, boundary testing, time series, stability, autoregressive distirbuted lag
***Part of PhD .Dessertation of the first author**
***Received:7/2/2017, Accepted:21/5/2017**

المقدمة

بالرغم من التقدم الصناعي التقني في العالم فان زيادة الإنتاج الزراعي خاصة الحبوب هو موضع اهتمام العديد من بلدان العالم واهم أسباب ذلك هونقص المواد الغذائية والطلب المتزايد عليها نتيجة للزيادة السريعة الحاصلة في عددالسكان وعم إمكانية سدالاحتياجات البشرية حيث يعتمد اغلب سكان العالم في غذائهم على الحبوب ولازال العراق يعاني من اقتصار النشاط الاقتصادي بالدرجة الاساس على القطاعات الخدمية والتوزيعية دون الانتاجية (الزراعة والصناعة) فلاتزال مساهمات انشطة قطاعات الزراعة والصناعة محدودة إذ لايزال العراق يعاني من عجز كبير في تأمين المحاصيل الستراتيجية وقد تركز اهتمام الباحثين في الاونة الاخيرة على تحليل العلاقات الاقتصادية بين المتغيرات الاقتصادية ودراسة استجابة العرض لبيانات السلاسل الزمنية باستعمال نماذج قياسية حديثة غير طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية التي يمكن ان تعطي تقديرات غير دقيقة ولاسيما عندما تكون سلسلة البيانات المستعملة للمتغيرات الاقتصادية غير مستقرة، وهذا يتطلب اختبار مدى سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات المستعملة في الدراسة واتخاذ اجراءات التصحيح لجعل هذه السلاسل الزمنية مستقرة مثل اخذ الفرق الاول للبيانات، في معظم الحالات تصبح هذه السلاسل الزمنية ساكنة عند الفرق الاول او انها تستقر بأخذ الفرق الثاني. ومن النماذج القياسية المناسبة في هذا المجال هو إنموذج توزيع الابطاء الذاتي ARDL والذي بني على اساس اختيار افضل إنموذج تصحيح الخطأ عن طريق اختيار رتبة التباطؤ وهو بذلك يعد إنموذجاً مطوراً لإنموذج تصحيح الخطأ غير المقيدunrestricted error correction model، إذ يتطلب الامر اختبار مدى سكون السلاسل الزمنية، فضلا عن امكانية وجود علاقة تكامل مشتركة طويلة الاجل بين المتغيرات الاقتصادية (9) لقد تبين أن نماذج توزيع الابطاء Autoregressive Distributed Lag تعرض طريقة قيمة جدا لاختبار وجود علاقة طويلة الأجل بين السلاسل الزمنية، وتستعمل في مجالات الاقتصاد، والمالية، والسياحة، والموارد والطاقة، وتستعمل نماذج ARDL للتكامل المشترك في الاقتصاد القياسي بيانات السلاسل الزمنية لتقدير ديناميكية الاجل القصير والاجل الطويل حتى عندما تشتمل المتغيرات على سلاسل زمنية مستقرة وغير مستقرة (17) يظهر إنموذج الانحدار الذاتي للابطاء الموزع ARDL مزيجا من أنموذجين انموذج توزيع الابطاء Lag– Distributed Model وانموذج الانحدار الذاتي Autoregressive model. إن منهجية ARDL تعطي تقديرات كفوءة Efficient وغير متحيزة، وتسمح بتحديد قيم حرجة للاختبارات المستخدمة وان إنموذج ARDL يسمح بأن تكون المتغيرات التفسيرية في الانموذج بفترات تباطؤ زمني مختلفة وهذه الحالة التي لاتسمح بها بقية النماذج القياسية (5). تكمن مشكلة البحث في أن اداء القطاع الزراعي في العراق لايزال ضعيفا مقارنةً بالدول المتقدمة وحتى دول الجوار إذ لم تتحقق الامكانيات الزراعية كمساهمة جيدة في النمو الاقتصادي والتنمية وكفاية احتياجاتنا من الحبوب على الاقل، ولاسيما في المناطق الزراعية ذات التربة الخصبة اذ لايزال هناك عدم موازنة بين الانتاج المحلي والاستهلاك لذلك لابد من دراسة سبل استجابة المزارعين لزيادة المساحة المزروعة من محصول القمح بعد التعرف على مدى استقرارية السلسلة الزمنية لكافة المتغيرات باختبارات جذر الوحدة واستخدام اختبار الحدود لمعرفة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات واستخدام نماذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) لبيان العلاقة التوازنية لمحصول القمح للمدة (1970– 2014) كل على حدة.

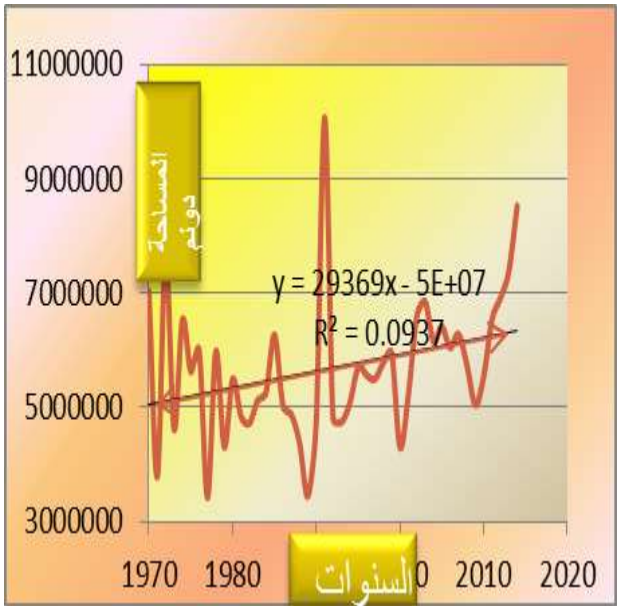
اولا: واقع زراعة محصول القمح في العراق

يعد القمح احد من أهم المحاصيل في العراق لإرتباطه القوي بسياسات الأمن الغذائي والدور التقليدي الذي يلعبه الخبز في الثقافة المحلية ويدل على أن توفير كمية كافية من القمح للاستهلاك سيكون دائما احدا من أهم أولويات تحقيق الامن الغذائي في العراق ويتضح من بيانات الجدول 1. أن متوسط إنتاج محصول القمح على مستوى البلد للمدة من (1970– 2014) بلغ1531883طن وقد سجلت سنة 2014 اعلى كمية إنتاج إذ بلغت 5055111طن وكانت اقل كمية للانتاج سنة 1984 بلغت 470900 طن.



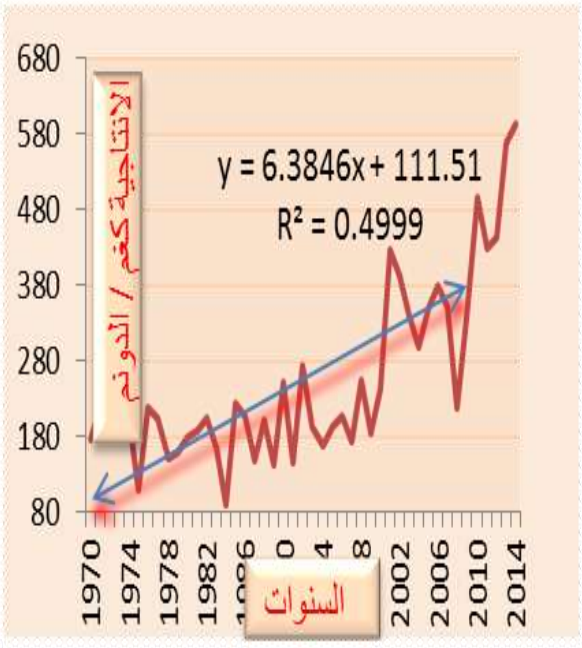
شكل 1. الأتجاه العام لانتاج محصول القمح في العراق للمدة (2014-1970)

أما متوسط المساحة المزروعة من محصول القمح في البلد للمدة نفسها فقد بلغ نحو 5689792.44 دونم وسجل عام 1991 أعلى مساحة مزروعة بالقمح إذ بلغت نحو 10068578 دونم، فيما كانت أدنى مساحة مزروعة بنحو 3427700 دونم في العام 1977.



شكل 2. الأتجاه العام للمساحة المزروعة بمحصول القمح في العراق للمدة (2014-1970)

أما الغلة الدونمية بلغ متوسطها على مستوى البلد نحو 258.3569776كغم لكل دونم وسجل عام 2014 أعلى انتاجية إذ بلغت 592.8 كغم لكل دونم خلال فترة 1970 – 2014 بالمقابل كانت اخفض إنتاجية خلال تلك الفترة فقد بلغت 89.3 كغم بالدونم في عام 1984.



شكل 3. الأتجاه العام لإنتاجية محصول القمح في العراق للمدة (2014-1970)

جدول1. الإنتاج والمساحة والإنتاجية لمحصول القمح في العراق للمدة من (1970- 2014)

السنوات	الإنتاج (طن)	المساحة المزروعة	الإنتاجية (كغم/دونم)
1970	1235600	7034100	175.7
1971	822300	3793200	216.8
1972	2625300	7658400	342.8
1973	957000	4624400	206.9
1974	1338900	6533300	204.9
1975	614100	5630600	109.1
1976	1312400	5997200	218.8
1977	695700	3427700	203.0
1978	909800	5982600	152.1
1979	684800	4311200	158.8
1980	975600	5495900	177.5
1981	902000	4847600	186.1
1982	965100	4727700	204.1
1983	841000	5126100	164.1
1984	470900	5271200	89.3
1985	1405500	6266100	224.3
1986	1035800	5040100	205.5
1987	722300	4881300	148.0
1988	879701	4381600	200.8
1989	491441	3450555	142.4
1990	1195819	4782790	250.0
1991	1476400	10068578	146.6

تابع لجدول 1.

السنوات	الإنتاج (طن)	المساحة المزروعة دونم	الإنتاجية كغم/دونم
1992	1310743	4809277	272.5
1993	910971	4743656	192.0
1994	854042	5077347	168.2
1995	1091416	5701958	191.4
1996	1149998	5569119	206.5
1997	946711	5498485	172.2
1998	1474869	5781990	255.1
1999	1101598	5950744	185.1
2000	1040326	4308141.0	241.5
2001	2219446	5217911	425.4
2002	2589467	6594945	392.6
2003	2329198	6854925	339.8
2004	1832138	6159223	297.5
2005	2228362	6410663	347.6
2006	2286311	6054103	377.6
2007	2202777	6279514	350.8
2008	1254975	5741162	218.6
2009	1700390	5049753	336.7
2010	2748840	5543880	495.8
2011	2808900	6542768	429.3
2012	3062311	6914498	442.9
2013	4178379	7376332	566.5
2014	5055111	8528043	592.8
المتوسط	1531883.111	5689792.444	258.353

المصدر: وزارة التخطيط والتعاون الانمائي – الجهاز المركزي للاحصاء وتكنلوجيا المعلومات – دائرة الاحصاء الزراعي

ثانيا: معدلات النمو السنوي والرقم القياسي للتغاير

يتضح من الجدول 2 . ان معدلات النمو السنوي لإنتاج محصول القمح على مستوى البلد كانت 2.78% وان معدلات النمو السنوي لمساحة محصول القمح على مستوى البلد كانت 0.55%، وان معدلات النمو السنوي لإنتاجية محصول القمح على مستوى البلد كانت2.23%.

جدول2. معدلات النمو السنوي للإنتاج الكلي والمساحة المجنية والإنتاجية لمحصول القمح على مستوى العراق للمدة 1970 – 2014

نوع المتغير	محصول القمح معدل النمو السنوي %
الإنتاج	2.78
المساحةالمزروعة	0.55
الإنتاجية	2.23

المصدر:من اعداد الباحثين اعتمادا على جدول 1. باستخدام

المعادلة الاتية: $\mathbf{Ln\ Y = b_o + b_1\ t}$

إذ إن y : يمثل الإنتاج أو المساحة أو الإنتاجية

b_1: معدل النمو السنوي

t: الزمن

ثالثا: المواد وطرائق العمل

تم اختبار وجود علاقة التكامل المشترك طويلة الاجل بين المتغيرات في الإنموذج بإستخدام نماذج توزيع الابطاء (ARDL) إذ أن من مميزاتها انه يمكن تطبيقها بغض النظر عن درجة تكامل المتغيرات هي 1(0) او 1(1) أو مزيج بينهما ولكن يجب أن لاتكون متكاملة من الدرجة 1(2) (1) كماإن استخدام منهجية توزيع الابطاء الذاتي ARDL يجنب المشاكل الناتجة عن بيانات السلاسل الزمنية غير المستقرة (6) ويمكن تعريف المتغير المستقر على انه المتغير ذو السلسلة الزمنية بمتوسط ثابت وتباين ثابت، مثلا تكون سلسلة (X1) سلسلة زمنية ساكنة اذا كان متوسطها $E(x_t)$ مستقلاً عن الزمن t وتباينها عدد محدد ولايتغير بشكل منتظم مع مرور الزمن، من جهة اخرى السلسلة الزمنية غير الساكنة تحتوي على متوسط متغير او تباين متغير ولمعرفة إذا كان المتغيرساكناً يعتمد على ما إذا كان يحتوي على جذر وحدوي، نقارن المتغيرات الساكنة وغير الساكنة المرتبطة أيضا بأنواع مختلفة من الاتجاهات الزمنية التي يمكن العثور عليها في المتغيرات، إذ تحتوي المتغيرات غير الساكنة اتجاهات عشوائية غالبا ماتؤدي إلى الارتباط الزائف أذا وجدت سلسلة لبيانات تحتوي على جذر الوحدة فالسلسلة غير مستقرة فمن المهم عمل تكامل مشترك بين المتغيرات، من أجل الاستدلال على السببية غير الزائفة للعلاقة طويلة الامد بين السلسلة الزمنية (4) لذلك قبل التأكد من العلاقة بين المتغيرات في المدى القصير والمدى الطويل، يجب أن يتم التحقق من رتبة التكامل لان المتغيرات غيرالساكنة ربما تعطي نتائج زائفة (2) تنشأ مشكلة الانحدار الزائف إذا كانت السلاسل الزمنية ذات اتجاهات تصاعدية وتنازلية قوية، ويكون R^2 عالياً ويعود ذلك لوجود اتجاه، وليس لوجود علاقة حقيقية بينهما ولذلك فمن المهم جدا معرفة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية إذا كانت حقيقية أو زائفة (11) وتمكننا منهجية ARDL من فصل تأثيرات الامد الطويل عن الامد القصير

توصيف الانموذج : تم توصيف دالة استجابة العرض لمحصول القمح للمتغيرات المستخدمة في الانموذج بالصيغة اللوغارتمية خلال مدة الدراسة (1970 – 2014) بالشكل الاتي:

Y: المساحة المزروعة بمحصول القمح في العراق (دونم)

X1: المساحة المزروعة بمحصول القمح في العراق لسنة سابقة (دونم)

X2: سعر محصول القمح (دينار/ طن) لسنة سابقة

X3: سعر محصول الشعير (دينار/ طن) لسنة سابقة

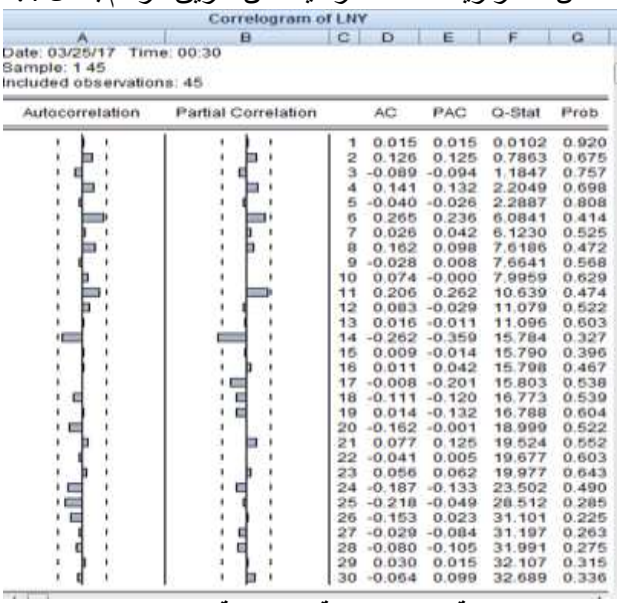
X4: التصريف المائي لنهري دجلة والفرات (مليار م3)

X5: المخاطرة الانتاجية

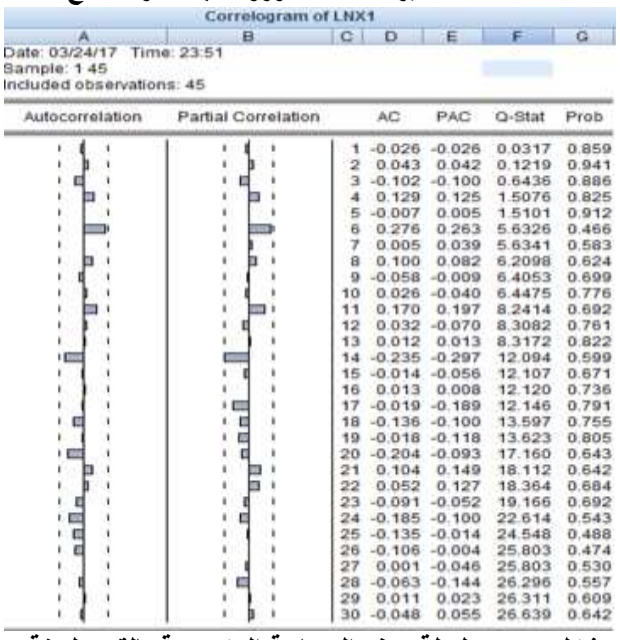
X6: المخاطرة السعرية

X7: الامطار

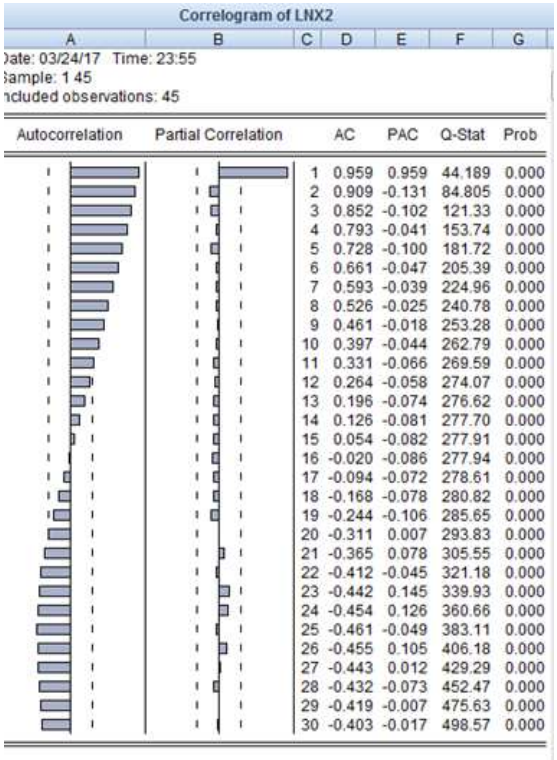
اغلب دراسات السلاسل الزمنية تظهر حقيقة عدم استقرارية السلسلة الزمنية مع الزمن، اذ غالبا ماتتجه المتغيرات تصاعديا اوتنازلياً مع الزمن وهذا يؤدي الى وجود انحدار زائف لذلك تم التأكد من وجود هذا الانحدار الزائف او عدمه بفحص السلسلة الزمنية المستعملة لانموذج دالة استجابة عرض محصول القمح للفترة من (1970– 2014) يمكن فحص استقرارية السلسلة الزمنية عن طريق الرسم بشكل 4.



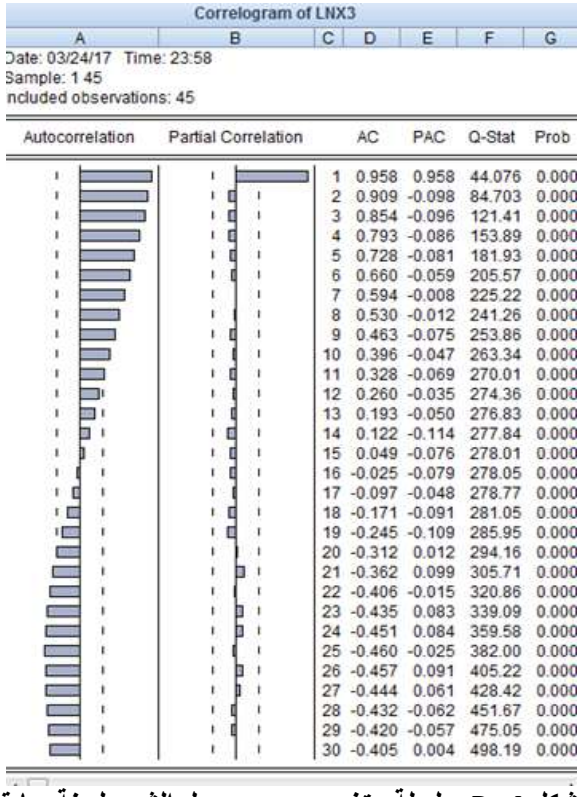
شكل A.4 سلسلة متغيرالمساحة المزروعة بمحصول القمح



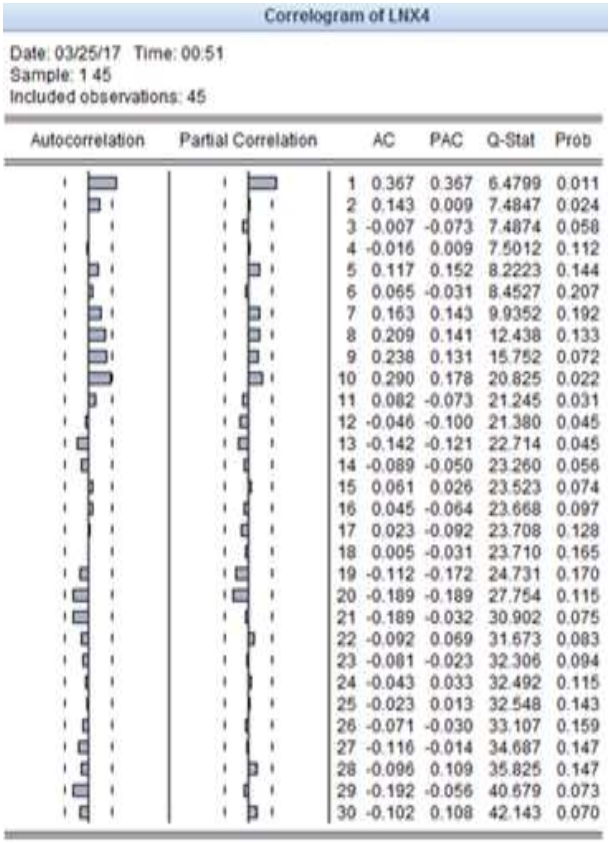
شكل 4. B سلسلة متغيرالمساحة المزروعة بالقمح لسنة سابقة



شكل4. C سلسلة متغير سعر محصول القمح لسنة سابقة



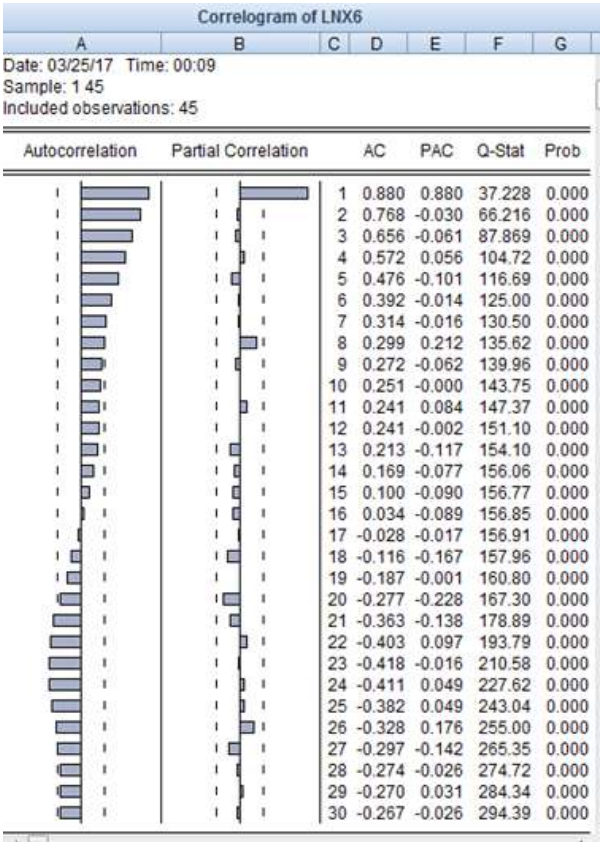
شكل 4. D سلسلة متغير سعر محصول الشعيرلسنة سابقة


Correlogram of LNX4

Date: 03/25/17 Time: 00:51
Sample: 1 45
Included observations: 45

		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1		0.367	0.367	6.4799	0.011
2		0.143	0.009	7.4847	0.024
3		-0.007	-0.073	7.4874	0.058
4		-0.016	0.009	7.5012	0.112
5		0.117	0.152	8.2223	0.144
6		0.065	-0.031	8.4527	0.207
7		0.163	0.143	9.9352	0.192
8		0.209	0.141	12.438	0.133
9		0.238	0.131	15.752	0.072
10		0.290	0.178	20.825	0.022
11		0.082	-0.073	21.245	0.031
12		-0.046	-0.100	21.380	0.045
13		-0.142	-0.121	22.714	0.045
14		-0.089	-0.050	23.260	0.056
15		0.061	0.026	23.523	0.074
16		0.045	-0.064	23.668	0.097
17		0.023	-0.092	23.708	0.128
18		0.005	-0.031	23.710	0.165
19		-0.112	-0.172	24.731	0.170
20		-0.189	-0.189	27.754	0.115
21		-0.189	-0.032	30.902	0.075
22		-0.092	0.069	31.673	0.083
23		-0.081	-0.023	32.306	0.094
24		-0.043	0.033	32.492	0.115
25		-0.023	0.013	32.548	0.143
26		-0.071	-0.030	33.107	0.159
27		-0.116	-0.014	34.687	0.147
28		-0.096	0.109	35.825	0.147
29		-0.192	-0.056	40.679	0.073
30		-0.102	0.108	42.143	0.070

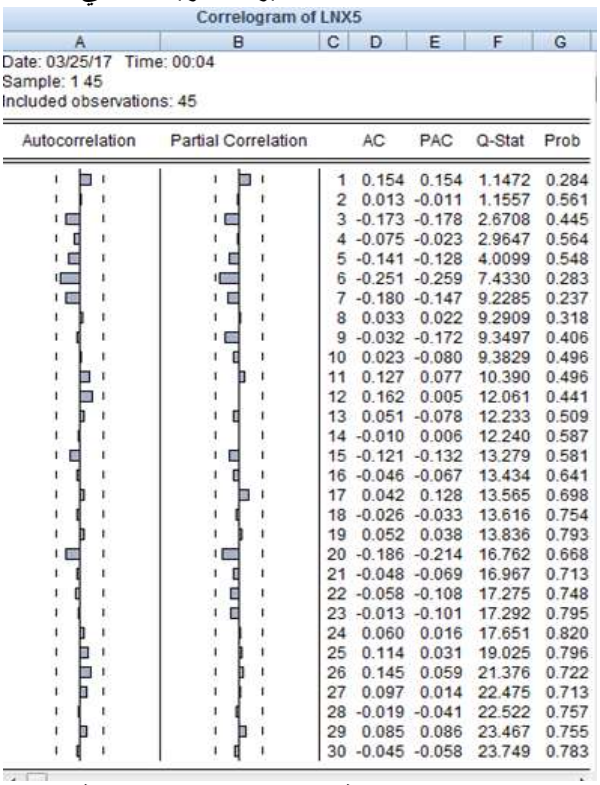
شكل 4. E سلسلة متغير التصريف المائي


Correlogram of LNX6

Date: 03/25/17 Time: 00:09
Sample: 1 45
Included observations: 45

		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1		0.880	0.880	37.228	0.000
2		0.768	-0.030	66.216	0.000
3		0.656	-0.061	87.869	0.000
4		0.572	0.056	104.72	0.000
5		0.476	-0.101	116.69	0.000
6		0.392	-0.014	125.00	0.000
7		0.314	-0.016	130.50	0.000
8		0.299	0.212	135.62	0.000
9		0.272	-0.062	139.96	0.000
10		0.251	-0.000	143.75	0.000
11		0.241	0.084	147.37	0.000
12		0.241	-0.002	151.10	0.000
13		0.213	-0.117	154.10	0.000
14		0.169	-0.077	156.06	0.000
15		0.100	-0.090	156.77	0.000
16		0.034	-0.089	156.85	0.000
17		-0.028	-0.017	156.91	0.000
18		-0.116	-0.167	157.96	0.000
19		-0.187	-0.001	160.80	0.000
20		-0.277	-0.228	167.30	0.000
21		-0.363	-0.138	178.89	0.000
22		-0.403	0.097	193.79	0.000
23		-0.418	-0.016	210.58	0.000
24		-0.411	0.049	227.62	0.000
25		-0.382	0.049	243.04	0.000
26		-0.328	0.176	255.00	0.000
27		-0.297	-0.142	265.35	0.000
28		-0.274	-0.026	274.72	0.000
29		-0.270	0.031	284.34	0.000
30		-0.267	-0.026	294.39	0.000

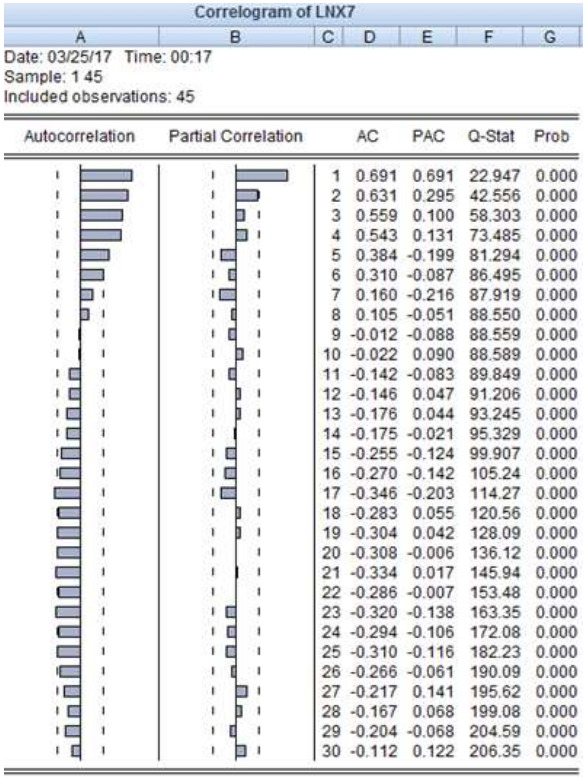
شكل 4. G سلسلة متغير المخاطرة السعرية


Correlogram of LNX5

Date: 03/25/17 Time: 00:04
Sample: 1 45
Included observations: 45

		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1		0.154	0.154	1.1472	0.284
2		0.013	-0.011	1.1557	0.561
3		-0.173	-0.178	2.6708	0.445
4		-0.075	-0.023	2.9647	0.564
5		-0.141	-0.128	4.0099	0.548
6		-0.251	-0.259	7.4330	0.283
7		-0.180	-0.147	9.2285	0.237
8		0.033	0.022	9.2909	0.318
9		-0.032	-0.172	9.3497	0.406
10		0.023	-0.080	9.3829	0.496
11		0.127	0.077	10.390	0.496
12		0.162	0.005	12.061	0.441
13		0.051	-0.078	12.233	0.509
14		-0.010	0.006	12.240	0.587
15		-0.121	-0.132	13.279	0.581
16		-0.046	-0.067	13.434	0.641
17		0.042	0.128	13.565	0.698
18		-0.026	-0.033	13.616	0.754
19		0.052	0.038	13.836	0.793
20		-0.186	-0.214	16.762	0.668
21		-0.048	-0.069	16.967	0.713
22		-0.058	-0.108	17.275	0.748
23		-0.013	-0.101	17.292	0.795
24		0.060	0.016	17.651	0.820
25		0.114	0.031	19.025	0.796
26		0.145	0.059	21.376	0.722
27		0.097	0.014	22.475	0.713
28		-0.019	-0.041	22.522	0.757
29		0.085	0.086	23.467	0.755
30		-0.045	-0.058	23.749	0.783

شكل F.4 سلسلة متغير المخاطرة الانتاجية


Correlogram of LNX7

Date: 03/25/17 Time: 00:17
Sample: 1 45
Included observations: 45

		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1		0.691	0.691	22.947	0.000
2		0.631	0.295	42.556	0.000
3		0.559	0.100	58.303	0.000
4		0.543	0.131	73.485	0.000
5		0.384	-0.199	81.294	0.000
6		0.310	-0.087	86.495	0.000
7		0.160	-0.216	87.919	0.000
8		0.105	-0.051	88.550	0.000
9		-0.012	-0.088	88.559	0.000
10		-0.022	0.090	88.589	0.000
11		-0.142	-0.083	89.849	0.000
12		-0.146	0.047	91.206	0.000
13		-0.176	0.044	93.245	0.000
14		-0.175	-0.021	95.329	0.000
15		-0.255	-0.124	99.907	0.000
16		-0.270	-0.142	105.24	0.000
17		-0.346	-0.203	114.27	0.000
18		-0.283	0.055	120.56	0.000
19		-0.304	0.042	128.09	0.000
20		-0.308	-0.006	136.12	0.000
21		-0.334	0.017	145.94	0.000
22		-0.286	-0.007	153.48	0.000
23		-0.320	-0.138	163.35	0.000
24		-0.294	-0.106	172.08	0.000
25		-0.310	-0.116	182.23	0.000
26		-0.266	-0.061	190.09	0.000
27		-0.217	0.141	195.62	0.000
28		-0.167	0.068	199.08	0.000
29		-0.204	-0.068	204.59	0.000
30		-0.112	0.122	206.35	0.000

شكل 4. H سلسلة متغير الامطار

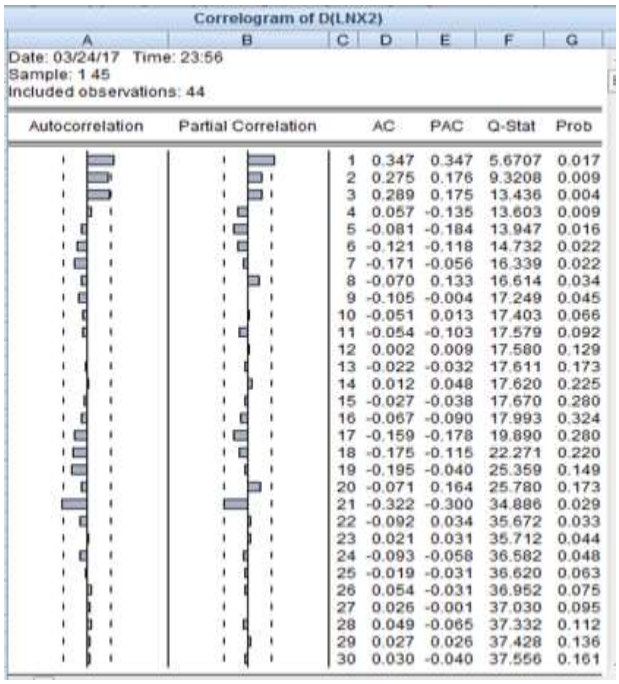
شكل 4. دالة الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي

وقد استطعنا الحكم على حالة السلاسل الزمنية لكل متغير وكانت النتائج كما هي موضحة بالجدول 3 الاتي

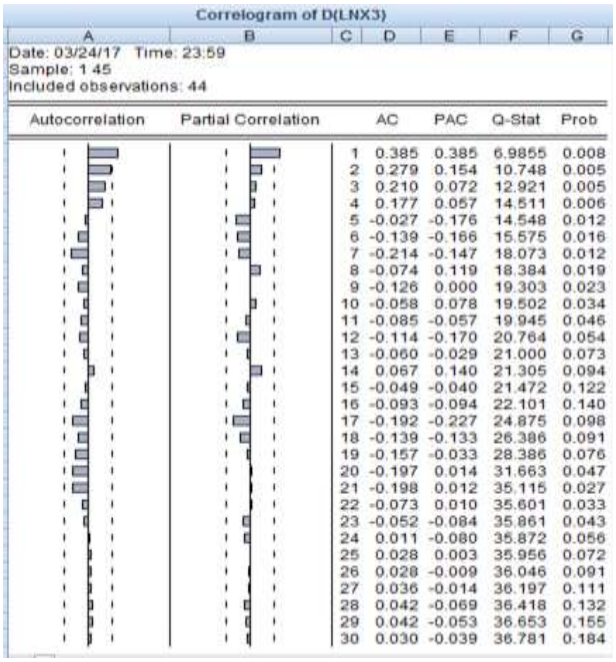
جدول 3. حالة الاستقرارية

حالة معامل دالة AC	حالة المتغيرات	المتغيرات			
لايختلف عن الصفر	المتغيرات مستقرة	X5	X4	X1	Y
يختلف عن الصفر	المتغيرات غير مستقرة	X7	X6	X3	X2

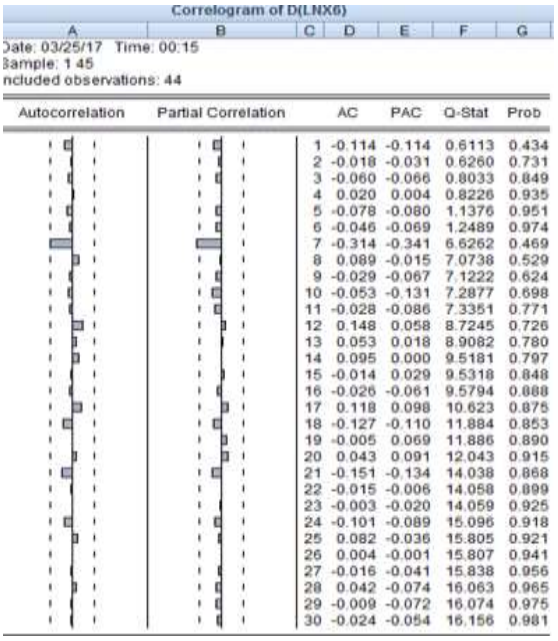
ولاجل معالجة المتغيرات غير المستقرة تم أخذ الفرق الاول كما واضح بالشكل 5.



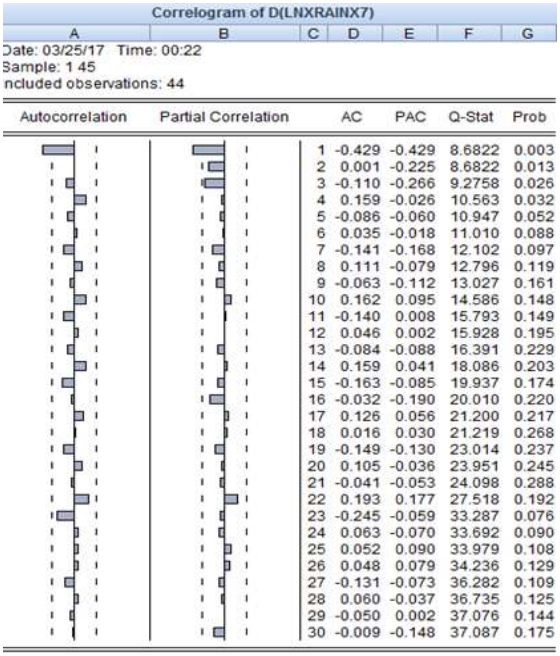
شكل (5) A سلسلة متغير سعر محصول القمح لسنة سابقة



شكل (5) B سلسلة متغير سعر محصول الشعير لسنة سابقة



شكل (5) C سلسلة متغير المخاطرة السعرية



شكل (5) D سلسلة متغير الامطار

شكل 5. دالة الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي عند الفرق الاول

كما يمكن فحص استقرارية السلسلة الزمنية عن طريق اجراء اختبار ديكي فولر المطور (ADF) لكل سلسلة من البيانات (16) وتتمثل خطوات اختبار ADF بثلاث خطوات: تبدأ الخطوة الاولى بالصيغة الثالثة (تحتوي على حد ثابت واتجاة زمني)

أ – اذا كانت السلسلة مستقرة نتوقف عن اجراء اي اختبارات اخرى

ب- اذا كانت السلسلة غير مستقرة نستمر الى الخطوة الثانية

الخطوة الثانية : تتمثل بالصيغة الثانية (تحتوي حداً ثابتاً فقط)

أ – اذا كانت السلسلة مستقرة نتوقف عن اجراء اي اختبارات اخرى

ب- اذا كانت السلسلة غير مستقرة نستمر الى الخطوة الثالثة

الخطوة الثالثة : تتمثل بالصيغة الاولى (لاتحتوي على حد ثابت ولااتجاه زمني)

أ – اذا كانت السلسلة مستقرة نتوقف عن اجراء اي اختبارات اخرى

ب – اذا كانت السلسلة غير مستقرة نقوم بعمل تصحيحي لجعلها مستقرة بأخذ الفرق الاول.(عطية، 2005، ص 662 – 665). إذ يتم اختبار فرضية العدم $H_0 : \delta = 0$ لاختبار الاستقرارية في بيانات السلاسل الزمنية باستخدام اختبار ديكي فولر المطور (ADF)، ومن خلال مقارنة القيمة المطلقة لاحصاءة (tau) المقدرة للمعلمة (δ) في حالة إذا كانت أقل من القيمة الحرجة المطلقة، فإننا نقبل فرضية العدم، وإن المتغير غير ساكن، وإذا كانت قيمة إحصاءة (tau) المطلقة المحسوبة للمعلمة (δ) أكبر من قيمة t الحرجة فإننا نرفض فرضية العدم وان المتغير ساكن (10). توضح نتائج الاختبار في الجدول 4. ان قيمة تاو tau المحسوبة اقل من قيمة تاو tau المطلقة الجدولية، وهذا يدل على عدم استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات (x2 x3 x6,x7) فعند مستوى معنوية 1% و5% و10% اي ان السلاسل الزمنية لهذه المتغيرات لها جذر مساوٍ للوحدة وتعرف بسلسلة السير العشوائي وبعد اخذ الفرق الاول لسلاسل هذه المتغيرات ثبت استقراريتها عند الفرق الاول اي انها مستقرة من الدرجة الاولى ولا تحتوي على جذر وحده كما نلاحظ من الشكل 5.

جدول 4. اختبار استقرارية المتغيرات لمحصول القمح للمدة (1970 – 2014) بإستخدام اختبار ديكي فولر المطورADF

المتغيرات	T testالمستوى الاصلي			T testالفرق الاول		
	ثابت واتجاه	ثابت فقط	بدون	ثابت واتجاه	ثابت فقط	بدون
y t*	-3.026957	-6.171123		-4.436787	-4.512030	- 3.820467
1%	-4.323979	-3.588509		-4.186481	-3.592462	-2.619851
5%	-3.580623	-2.929734		-3.518090	-2.931404	-1.948686
10%	-3.225334	-2.603064		-3.189732	-2.603944	-1.612036
x1 t*	-3.250565	-6.584716		-4.191822	-4.239588	-3.649674
1%	-4.323979	-3.588509		-4.186481	-3.592462	-2.619851
5%	-3.580623	-2.929734		-3.518090	-2.931404	-1.948686
10%	-3.225334	-2.603064		3.189732-	-2.603944	-1.612036
x2 t*	-1.741330	0.109012	-1.607784			
1%	-4.180911	-3.588509	-2.619851			
5%	-3.515523	-2.929734	-1.948686			
10%	-3.188259	-2.603064	-1.612036			
x3 t *	-1.470115	0.033358	1.460335			
1%	-4.180911	-3.588509	-2.619851			
5%	-3.515523	-2.929734	-1.948686			
10%	-3.188259	-2.603064	-1.612036			
x4 t*						
1%	-5.050904					
5%	-4.180911					
10%	-3.515523					
	-3.188259					
x5 t*	-5.522390					
1%	-4.180911					
5%	-3.515523					
10%	-3.188259					
x6 t*	-2.639356	-1.678963	-0.715434	-7.184799	-7.231554	-7.243608
1%	4.180911	-3.588509	-2.618579	-4.186481	-3.592462	-2.619851
5%	-3.515523	-2.929734	-1.948495	-3.518090	-2.931404	-1.948686
10%	-3.188259	-2.603064	-1.612135	-3.189732	2.603944-	-1.612036
x7 t*	-0.711950	-1.656203	-0.369512	-9.761710	-9.780449	-9.899082
1%	-4.374307	3.724070-	-2.624057	-4.186481	-3.592462	-2.619851
5%	-3.603202	-2.986225	-1.949319	-3.518090	-2.931404	-1.948686
10%	-3.238054	-2.632604	-1.611711	-3.189732	-2.603944	-1.612036

المصدر: عمل الباحثين بالاعتماد على البرنامج الإحصائيEviews 9

خامسا: انحدار التكامل المشترك وفقاً لإنموذج ARDL

بالنظر لما توصلنا له من نتائج للمتغيرات المدروسة على ضوء اختبارات الاستقرارية فإن بعض المتغيرات كانت مستقرة بالمستوى الاصلي اي من الدرجة (0) بينما المتغيرات الاخرى هي سلاسل زمنية غير مستقرة عند المستوى الاصلي و انها تصبح مستقرة فقط بعد اخذ الفرق الاول لها وهي بذلك متكاملة من الدرجة الاولى (1) I ، فضلاً عن وجود تكامل مشترك اي توازن بعيد الامد بين المتغيرات المدروسة سواء بأستعمال طريقة جوهانسن او اختبار الحدود او اختبار Wald test ، لذلك فإن استعمال إنموذج ARDL يعد الاكثر ملائمة لطبيعة بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات المستعملة ، الذي من خلاله يمكن قياس العلاقة طويلة الاجل و قصيرة الاجل بين متغيرات الإنموذج. ان الخطوة الاولى في تقدير إنموذج ARDL هي الكشف عن جودة الإنموذج المقدر وخلو الإنموذج من المشاكل القياسية ومن خلال نتائج الجدول 5.

جدول 5. نتائج تقدير إنموذج ARDL للتكامل المشترك لمحصول القمح للمدة (1970–2014)

نتائج العلاقة قصيرة الامد لإنموذج ARDL

المتغيرات	Coefficient	T-Ratio	Prob.
المساحة	1.197765	3.782509	0.0069
المزروعة لسنة	2.430029	4.217200	0.0040
سابقة	-1.988469	-3.868534	0.0061
سعر محصول	-0.998303	-5.808077	0.0007
القمح لسنة سابقة	-0.110045	-3.268129	0.0137
سعر محصول	-0.138743	-3.541831	0.0094
الشعيرلسنة سابقة	0.121142	1.028717	0.3378
التصريف المائي	**-0.594619**	**-2.612676**	**0.0324**
المخاطرة الانتاجية			
المخاطرة السعرية			
الامطار			
ΔECM(-1)			

معادلة إنموذج تصحيح الخطأ ECM

Cointeq = LNY - (-1.2829*LNX2 + 1.2474*LNX3 + 0.2428*LNX4 + 0.0906 *LNX5 + 0.0694*LNX6 -0.1407*LNX7 + 14.1189)

R-Squared = 0.83 **R-Bar-Squared = 0.80** **F stat=7.11(0.004)**

Test Statistics	F	F [Prob]
Heteroskedasticity test : Breusch pagan Godfrey		
Obs*R-squared	0.469909	0.9321
Breusch Godfrey serial	28.24840	0.7028
Obs*R-squared	0.088860	0.9164
Jarque-Bera	1.407289	0.4948
	3.0858	**prob 0.2138**

المصدر: عمل الباحثين بالاعتماد على البرنامج الإحصائي Eviews 9

تبين إن اختبارات التشخيص Diagnostic Tests للإنموذج المقدر المذكور أنفاً والموضحة في الجدول 5. تبين سلامة الإنموذج المقدر من المشاكل القياسية إذ بينت النتائج خلو الإنموذج المقدر من مشكلة عدم تجانس التباين Breusch–pagan –Godfrey بدلالة كلاً من قيم لكرانج و اختبار F و البالغين ([0.70]28.24)، ([0.93]0.47) على التوالي. وبينت النتائج بأن الإنموذج المقدر لايعاني من مشكلة الارتباط الذاتي على ضوء اختبار Breusch Godfrey serial بدلالة قيم لكرانج و اختبار F للارتباط الذاتي إذ بلغت القيم ([0.49] 1.407) و([0.916]088. 0) على التوالي وظهرت معنوية الانموذج ككل حسب اختبار F . كما تبين خلو الانموذج من مشكلة التعدد الخطي حسب اختبار كلاين من خلال مقارنة الجذر التربيعي لمعامل التحديد مع معامل الارتباط البسيط بين المتغيرات وتبين ان الجذر التربيعي لمعامل التحديد كان اكبر من معامل الارتباط الجزئي بين المتغيرات في الانموذج مما يؤكد ان نماذج ARDL عدم وجود تصاحب السلسلتين بين المتغيرات في نماذج التكامل المشترك ، ومن خلال قيمه JB تبين ان البواقي تتوزع توزيعاً طبيعياً لان قيمة الاحتمالية 0.213 اكبر من 5% ان معاملات الإنموذج المقدر تمثل مرونات جزئية قصيرة الاجل لان الدالة المقدرة هي دالة لوغارتيمية مزدوجة ومن خلال الجدول 5. نلاحظ ان المرونة الجزئية للمساحة المزروعة بالقمح لسنة سابقة بلغت 1.19776 اي ان زياده المساحه المزروعة بمحصول القمح لسنة سابقة بنسبة 1% تؤدي الى زيادة المساحة المزرعة بهذا المحصول في السنه اللاحقة بمقدار 1.1977% وتدل على قدرة المزارعين على زيادة المساحة المزروعة استجابة للتغيرات السعرية وغير السعرية، كما أن الإشارة الموجبة والمعنوية للمرونة الجزئية لسعر محصول القمح لسنة سابقة التي بلغت 2.430029 تتفق مع المنطق الاقتصادي، وتدل على عقلانية المزارعين باستجابتهم للزيادة السعرية اي ان زيادة سعر القمح بنسبة 1% تؤدي الى زيادة المساحات المزروعة من المحصول بمقدار 2.430029%، في حين تعكس الإشارة السالبة والمعنوية لمرونة سعر محصول الشعير لسنة سابقة للطبيعة التنافسية بين المحصولين اي أن زيادة سعر الشعير بنسبة 1% تؤدي الى تقليل المساحات المزروعة من محصول القمح بمقدار 1.988469% أما مرونة تصريف مياة الري فقد جاءت سالبة وهذا يؤكد ان هناك أستخداماً غيررشيد لمياه الري. أما مرونة المخاطرة الإنتاجية التي تبين الانحراف عن الإنتاج فقد بلغت وبإشارة سالبة اي ان زيادة المخاطرة الانتاجية بنسبة 1% يؤدي الى انخفاض المساجة بنسبة 0.11% أما مرونة المخاطرة السعرية فقد بلغت – 0.138743 وباشارة سالبه مما يعني ان زيادة نسبة المخاطرة السعرية بنسبة 1% يؤدي

الى انخفاض المساحة المزروعة بنسبة 0.13% وأظهر التحليل أن معلمة الأمطار موجبة ولكن غير معنوية. أما قيمة معامل تصحيح الخطأ البالغة 0.594−، فهي سالبة كما متوقع وذات قيمة معنوية وهذا يعني وجود علاقة توازن طويلة الاجل بين المتغيرات الاقتصادية المدروسة في الاجل القصير وان قيمة سرعة تصحيح الخطأ (λ) تعني ان حوالي 59%من الاختلال قصير الاجل في المساحة المزروعه بمحصول القمح في المدة السابقة (t_{-1}) يمكن تصحيحه في المدة الحالية (t) بأتجاه العلاقة التوازنية طويلة الاجل بعد اية صدمة (shock) او تغير في المتغيرات التوضيحية إذ تمثل (λ) سرعة تصحيح الخطأ بأتجاه العودة الى الوضع التوازني كما يعني ان المساحة المزروعه بمحصول القمح تستغرق حوالي 1.6 سنة وستة اشهر تقريبا 1÷0.594 بأتجاه التوازن في الامد الطويل بعد اثر اية صدمة في الإنموذج نتيجة للتغير في المتغيرات التوضيحية

التوازن طويل الامد والمرونات المقدرة

الجدول 6. يوضح التأثير طويل الامد من خلال التعرف على قيم المرونات طويلة الاجل في نماذج ARDL لبيانات المتغيرات المستعملة في التقدير وتوضح النتائج ان استجابة المزارعين بالاجل الطويل للتغيرات السعرية لمحصول القمح والشعير لم تكن تحمل الاشارة المتوقعة، اذ كانت اشارة مرونة سعرالقمح سالبة وبمقدار1.282861 – اما مرونة سعرمحصول الشعير فكانت باشارة موجبة وبمقدار 1.247386 اي إن في الاجل الطويل لم يكن للسعر تأثير جيد على قرارات المزارعين بزيادة المساحات المزروعة لمحصول القمح، وقد يكون السبب في ذلك ان المزارعين ليس لهم الثقة العالية بالسياسات السعرية للحكومة العراقية نتيجة التذبذب السعري عبر سنوات الاجل الطويل او قد يكون السبب ان المزارعين لم يستجيبوا لزيادة المعروض بتغير الاسعار لان هناك تحديات اخرى منعتهم من الانتاج مثل شحة المياه او ارتفاع درجات الحرارة في الامد الطويل اي التأثر بالعوامل غير السعرية اكثرمن العوامل السعرية. اما مرونة تصريف مياه الري والمخاطرة السعرية والامطار فقد كانت غير معنوية احصائيا، ولكن اظهرت مرونة المخاطرة الانتاجية وجود اثر للمخاطرة في الجانب الانتاجي ولكن بحجم قليل اذ بلغت قيمته 0.090644 اي ان زيادة 1% بالمخاطرة الانتاجية تؤدي الى زيادة بمقدار 0.090644% في المساحات المزروعة لمحصول القمح.

جدول 6. نتائج العلاقة طويلة الامد للإنموذج المقدرلمحصول القمح (1970– 2014)

المتغيرات	Coefficient	T-Ratio	Prob.
الثابت	14.118933	11.145216	0.0000
سعر محصول القمح	-1.282861	-2.477391	0.0424
سعر محصول الشعير	1.247386	2.476779	0.0424
التصريف المائي	0.242799	0.904189	0.3959
المخاطرة الانتاجية	0.090644	2.744429	0.0287
المخاطرة السعرية	0.069418	1.273659	0.2434
الامطار	-0.140695	-1.362262	0.2153

المصدر: عمل الباحثة بالاعتماد على البرنامج الإحصائي Eviws 9

وقد توصل البحث الى مجموعة من الاستنتاجات إذ إتضح من خلال الدراسة لنتائج اختبار جذر الوحدة أن بعض المتغيرات كانت مستقرة بالمستوى الاصلي،اما المتغيرات الاخرى (سعر محصول القمح ، وسعر المحصول المنافس (الشعير) والمخاطرة السعرية والامطار) فقد استقرت بعد اخذ الفرق الاول لها، لذلك فإن استخدام اسلوب التكامل المشترك ونماذج توزيع الابطاء استطاعت التغلب على هذه ARDL المشكلة بإيجاد علاقة توازنية بين المتغيرات كما اتضح ان قطاع الزراعة يعاني اليوم من اختلالات كثيرة جعلته غير قادر على اداء مهامه وتتمثل هذه الاختلالات في انخفاض غلة وحدة المساحة لاهم محصول من المحاصيل الاستراتيجية الا وهومحصول القمح فقد بلغ معدل انتاجيته 258.356977 كغم/ دونم أي تشكل مانسبته 15% من نسبة انتاجية الحبوب في العراق وهي نسبة متدنية وقد يكون السبب في ذلك هو لعدة اسباب لعل ابرزها تدهور خصوبة الارض نتيجة للتملح والتعرية بسبب تدني كفاءة ادارة التصريف المائي أو تدني مستوى الادارة المزرعية للفلاحين اذ تعتمد على ادارة تقليدية متخلفة وعدم استخدام الالات الزراعية الحديثة او أن هناك مساحات من الاراضي تم تخصيصها لزراعة المحصول للحصول على بذور واسمدة مدعومة من الدولة وليس للرغبة الحقيقية في زراعتها بمحصول القمح وقد اظهرت قيمة معامل تصحيح الخطأ أن حوالي 59% من الاختلال قصير الاجل في المساحة المزروعه بمحصول القمح في المدة السابقة يمكن تصحيحه في المدة الحالية بأتجاه العلاقة التوازنية طويلة الاجل، بعد

أية صدمة أي أن محصول القمح يحتاج الى سنة وستة اشهر تقريبا لمعالجة الخلل كما وان الدراسة توصي بتفعيل دور السياسات السعرية والتأكيد على دور الإرشاد الزراعي لتوعية الفلاحين بالاهتمام بعمليات الري والتسميد والمكافحة وزيادة عرض الأراضي عن طريق الاستصلاح الزراعي لغرض زيادة الإنتاجية والاستفادة الإيجابية من كافة الفرص المتاحة على المستوى المحلي لزيادة الإنتاج من محصول القمح ودعم مراكز الأبحاث الزراعية لتقديم مقترحات تطويرية حول أنتاج المحصولين وتوفير قاعدة بيانات موحدة بقدر مقبول من الدقة والواقعية و التركيز على رفع معدل الغلة التي تعد من الأسباب الرئيسة في تراجع معدل إنتاج القمح للمدة الماضية

REFERNCES

1. Academy, Hossain. 2017, ARDL Model, Texas Wesleyan University, on Line http:// www.Sayedhossain.com/Ardltimeseries.Html

2. Ahmad, Khalil. 2011. An Econometric Model of Poverty In Pakistan: ARDL Approach To Cointegration.Asian Journal of Business and Management Sciences. 1 (3): 75-84

3.Binuomote S.O and Odeniyi K,C and O.Farayola" 2012,Econometric Estimation of Rice Import Demand In Nigeria(1970-2008) an Application of Autoregressive Distributed Lags (ARDL) Modelling Approach to Cointegration", Cont-inetal J.Agricultural Economics 6(2):1-8,.pp: 168-175.

4. Cuthbertson, Et Al. 2007. Estimation of Behavioural Equations Cointegration Analysis in Econometric Modelling, Chapter 4 of Estimation of Behavioural Equations, University of Pretoria, pp:54- 68

5. Food and Agriculture Organization.2014 FAO, Annual Journal of Agricultural Statistics Online Available at http://Faostat.Fao.Org

6. Hameed, Malik, Shahid 2006 A Study of The Economic and Social Factors in Foreign Direct investment in to Pakistan, A Thesis Submitted to the Department Of Economics, University of United Kingdom, pp 180 – 186

7. Hill. R.Carter &William. E. Griffiths and Guay .C.Lim . 2012. Principles Of Econometrics 4th ed, pp:482.

8. Kirchgässner G. and Wolters J. 2007 "Introduction to Modern Time Series Analysis", SPRINGER-Verlag, Berlin Heidelberg. PP: 13 -14

9. Kunst, Robert M. 2013. Advanced Econometrics, Institute for Advanced Studies Vienna , University of Vienna, pp: 4-26

10.Mapfumo, Alexander. 2012. An Econometric Analysis of The Relationship Between Agricultural Production and Economic Growth In Zimbabwe, Great Zimbabwe University, Masvingo, Zim- Babwe,pp 13-14

11.Niemi, Jyrki. 2003. Cointegration And Error Correction Modelling Of Agricultural Commodity Trade: The Case Of Asean Agricultural Exports To The Eu, Academic Dissertation, Faculty Of Agriculture And Forestry Of The University Of Helsinki, pp 53-66

12. Ministry of Agriculture, Planning and Follow-Up. 2014 Department, Agricultural Statistics And Manpower Department, Unpublished Data For The Period (1970-2014).

13. Ministry of Planning And Development Cooperation,2014, Central Organization for Statistics and Information Technology, Planning and Follow-Up Department, Department of Agricultural Statistics (1970-2014).

14. Ministry of Transport,2014. Department of Meteorology and Seismic Monitoring For The Period (1970-2014).

15. Ministry of Water Resources,2014. National Center For Water Resources Management,Unpublished Data for The Period (1970-2014).

16. Rahman, Zubaidur and Md. Elias Hossain. 2015. Testing Causality and Cointegration Between Saving and Investment in Bangladesh, Department of Economics, University of Rajshahi, Bangladesh Volume 4, Issue 6. pp: 127 – 130

17. Raze, Nur Nadjla Ahmad. 2014. Time Series Econometrics Workshop ARDL Bounds Testing Approach. Time Series Econometrics Workshop.Faculty of Economics and Mana- gement, University Putra Malaysia, pp: 1-2.