دراسة تأثير التقلبات السعرية في استجابة عرض محصول الذرة الصفراء في العراق للمدة (1980–2014)

محمد مهدي صالح*
باحث
mohammed.mehdi10@yahoo.com

أسامة كاظم جبارة العكيلي
أستاذ مساعد
قسم الاقتصاد الزراعي – كلية الزراعة – جامعة بغداد
usamakadhim@yahoo.com

المستخلص

يهدف البحث الى تحليل استجابة عرض الذرة الصفراء للمدة (1980–2014) وتأثير صدمات الأسعار على استجابة العرض من خلال دراسة تأثير المتغيرات التوضيحية (متوسط أسعار الذرة الصفراء لسنة سابقة، المساحة المزروعة لسنة سابقة، السعر الموزون (السعر المنافس) لسنة سابقة، سعر السماد (اليوريا)، متوسط غلة الدونم لاجمالي المساحة لسنة سابقة، مجموع واردات نهري دجلة والفرات لسنة سابقة، تباين السعر المتوقع) على المتغير التابع (المساحة المزروعة لمحصول الذرة الصفراء)، وبالصيغة اللوغاريتمية المزدوجة، اشارت النتائج وجود اضطرابات واضحة (volatility) في متوسط أسعار محصول الذرة الصفراء وذلك للفترة المحصورة (1980 – 2014) اي ان السلسلة الزمنية لأسعار الذرة الصفراء تحتوي على خاصية التباين الشرطي غير المتجانس، وكان هذا مبررا للذهاب الى التقدير في عائلة انموذج الـ ARCH. إذ وقع الاختيار على انموذج EGARCH(2,2) حسب نتائج الاختبارات ومن خلال نتائج تقدير معادلة استجابة العرض لمحصول الذرة الصفراء نلحظ ان معامل المساحة لسنة سابقة مخالفة لمنطق النظرية الاقتصادية اما معامل سعر المحصول لسنة سابقة والذي تمثل مرونة العرض السعرية جاءت مطابقة لمنطق النظرية الاقتصادية بأشارة موجبة وبمستوى معنوية 1% إذ بلغت (0.0454) وهذا يثبت عقلانية المزارعين في استجابتهم للزيادة السعرية بزيادة المساحة، كما ان المرونة العبورية جاءت مطابقة لمنطق النظرية الاقتصادية ومعنوية بمستوى احتمالية 1% (–0.2414)، ومن نتائج التقدير تبين ان العرض غير مرن لان مرونات المحصول كانت اقل من الواحد، فضلا عن ان مرونة العرض بالنسبة لسعر السماد ومرونة العرض بالنسبة لمياه الري جاءت مطابقة للمنطق الاقتصادي وبمستوى معنوية 1%. اما معامل تباين الأسعار والتي هي مقياس نسبي للتقلبات السعرية جاءت معنوية واشارتها الموجبة تفسر العلاقة الطردية مع المساحة المزروعة من المحصول، كما ان قيمة معامل عدم التماثل (Asymmetry Factor) ظهرت موجبة فضلاً عن انها معنوية عند مستوى احتمالية 1% أي انها تؤكد ان الاخبار الجيدة (الصدمات) للمزارعين لها تأثير اكبر في الاستجابة في التغيرات للمتغير العشوائي (المخاطرة) من الاخبار السيئة (الصدمات)، أي ان نسبة تأثير ارتفاع أسعار المحصول يؤدي الى استجابة الفلاحين لزيادة المساحات الزراعية بنسبة أكبر من تأثير انخفاض أسعار المحصول.

كلمات مفتاحية: الانحدار الذاتي المشروط بتباين غير متجانس، السعر المتوقع، اضطرابات الاسعار، معامل عدم التماثل

* البحث مستل من رسالة الماجستير للباحث الأول.

The Iraqi Journal of Agricultural Sciences –1056-1066: (4) 48/ 2017 Saleh & Al- Ukeili

STUDY EFFECT OF A PRICE VOLATILITY ON SUPPLY RESPONSE OF CORN IN IRAQ DURING PERIOD (1980 – 2014)

M. M. Saleh*
Researcher
mohammed.mehdi10@yahoo.com

O. K. J. Al- Ukeili
Assist. Prof.
Dept. of Agric. Economics – Coll. of Agric. – Univ. of Baghdad
usamakadhim@yahoo.com

ABSTRACT

The aim of this study to analysis Supply Response to the Corn in Iraq for Period (1980 – 2014), And effect of Price Volatility on the Supply Response through the study of the effect the explanatory variables (Average Prices of corn, for Previou year, Area Planted For Previou Year, The weighted Price (Competitive Price), The Price of Fertilizer (Urea), Total flows of Tigris And Euphrates Rivers, The Expected Price variance) on Dependent Variable (Area Planted for Corn Crop). The results indicated A Clear Disorders (Volatility) In the Average Corn Prices for Period (1991- 1996) In other Words, The Time Series of Corn Prices, And This Was an Excuse to Go to Estimate in the ARCH Family Model. It was Selected Model EGARCH (2,2) According To The Results of Statistical Tests, Which Gave An Indication of The Preference for This Model To Others, Through The Results Equation of Supply Response Note That The coefficient of The Price To Previou Year, Which Represents The Price Elasticity of Supply In The Short Run Was Identical To The Logic of Economic Theory Signal Is Positive And The Level of Significance of 1% Amounted (0.0454), And This Proves Rational Farmers In Response To Price Increase The Area, The Cross Elasticity Came To The Logic of Economic Theory And Moral Level of Probability of 1% Amounted (-0.2414), And Results of The Price Elasticity of Supply That The offer Is Inelastic In The Short Run Because The Elasticities of The Crop Was Less Than one, As Well As The Elasticity of Supply for The Production Costs And The Elasticity of Supply For Irrigation Water Came Matching Economic Logic And Moral Level of 1%, The Price Variation Parameter Which Is A Relative Measure of Price Volatility And A Significant Came Its Signal Positive Explain The Relationship With The Planted Crop Area, As The Value of The Asymmetry Factor Positive Appeared And It's A Significant At The Level of Probability of 1% It Confirms That The Good News (Shocks) for Farmers Have A Greater Effect on Response Changes For Random Variable Effect (Risk) of Bad News (Shocks) In The Short Run.

Key Words: ARCH, expected prices, price volatility, asymmetry factor
***Part of M.Sc. thesis of The first author.**

Received:16/10/2016
Accepted:18/12/2016

المقدمة

يتسم القطاع الزراعي بسمات عديدة تميزه عن النشاطات الاقتصادية الأخرى كتأثره بالظروف الطبيعية والتغيرات الموسمية والبيولوجية، وارتبطت فعاليات هذا القطاع في تأمين الحاجات الإنسانية الأساسية وتحقيق الامن الغذائي وذلك عن طريق اتباع سياسات مناسبة تتبناها الدولة، وقد اتسمت السياسات الزراعية في العقود الماضية بمحاولة الوصول الى الاستغلال الأمثل للموارد المتاحة قدر الإمكان وتحقيق مستوى الإنتاج الأمثل، ان الإنتاج السنوي للحبوب العلفية كان ولا يزال اقل من حاجة الثروة الحيوانية في صناعة الاعلاف واقل من حاجة الصناعات الغذائية الوطنية للمواد الأولية، وعادةً ما كان يغطى النقص الحاصل بالاستيراد سواء في مرحلة الثمانينات ولغاية وقتنا الحاضر، ان الذرة الصفراء من المحاصيل الستراتيجية المهمة في العراق اذ انها ذات أهمية غذائية وصناعية حيث تأتي الذرة الصفراء بالمرتبة الرابعة بعد الحنطة والشعير والرز لما تحتويه من مواد كربوهيدراتية وبروتينية، وقد تطور انتاج الذرة الصفراء في السنوات الاخيرة واصبح هناك زيادة في الطلب عليها بسبب استخداماتها المتنوعة اذ تدخل في صناعة الدواجن كأعلاف وكذلك من خلال دخولها في الصناعات الغذائية كصناعة الزيوت والنشأ وتعليب بذورها للاستهلاك المباشر، ولأهمية محصول الذرة الصفراء فأن عدم التوازن بين الكميات المنتجة والمستهلكة يسبب إشكالية، على الاخص عندما تكون تلك الفجوة كبيرة، وعادة ما تؤدي الى تقلبات في الاسعار من سنة الى أخرى، وتتأثر زراعة الذرة الصفراء حالها حال المحاصيل الأخرى بالظروف الجوية وتوفر المياه فضلا عن الامراض والتي تؤدي الى تذبذب في الاسعار، وبما ان هناك تزايداً مستمراً في الطلب عليها، لذا تتولد اختلالات في التوازن بين العرض والطلب عليها مما يؤدي الى تأثيرات اقتصادية غير مرغوبة في جانبي المنتجين والمستهلكين، وعليه فأن هناك حاجة لتقديرات حديثة للعلاقات المحددة لاستجابة العرض لمحصول الذرة الصفراء وتحليل ديناميكي لسعر المحصول، وان تحليل استجابة عرض المحاصيل الحقلية قد أصبح أكثر تعقيدا في ظل تغيير السياسات الزراعية الخاصة بدعم أسعار هذه المحاصيل او دعم مستلزمات الإنتاج، تعد تقلبات الأسعار احد عوامل المخاطرة المهمة التي تؤثر في العرض من خلال تأثيرها على مستويات الإنتاج ولا سيما في الإنتاج الزراعي (هذا ما اثبتته الدراسات السابقة)، وان المخاطرة تؤدي الى تأثيرات اقتصادية سلبية على المنتجين والمستهلكين وتعتمد آثارها على مدى استجابة المزارعين لتلك التقلبات السعرية. لقد استند البحث على فرضية بان المزارعين يستجيبون للصدمات الإيجابية (كأرتفاع الأسعار) اكثر من استجابتهم للصدمات السلبية (كأنخفاض الأسعار)، لهذا اهتم البحث بتحليل استجابة العرض في سوق الذرة وتحليل تقلبات اسعار الذرة الصفراء في العراق، وتحديد اثر تقلبات الاسعار في الإنتاج ومدى استجابة المنتجين للصدمات السعرية الإيجابية والسلبية. اهتمت الدراسات والبحوث العلمية السابقة باستخدام الطرائق المباشرة لتقدير دالة استجابة العرض وكذلك على طريقة التكامل المشترك في التقدير منها اجرت الباحثة Ahmed (1) تقدير لاستجابة عرض محصول الذرة الصفراء في العراق للمدة (1979–1999) لمحافظتي واسط وبابل انموذج تطبيقي، واستخدمت الباحثة انموذج التعديل الجزئي لنيرلوف. حيث درست مدى تأثير المتغيرات المستقلة (سعر محصول الذرة لسنة سابقة والرقم القياسي لاسعار الخضراوات الصيفية لسنة سابقة وغلة الدونم لمحصول الذرة لسنة سابقة والانحراف المعياري للأسعار لثلاث سنوات سابقة (المخاطرة السعرية) والمساحة المزروعة لسنة سابقة والزمن) على المتغير التابع. كما أستعمل Mahadi (10) وKadem (8) انموذج التعديل الجزئي لنيرلوف في دراساتهم. اما الباحثة Mahmood (11) قدمت دراسة اقتصادية لأستجابة عرض محصول القمح في العراق للمدة (1960–2010) بأستعمال أنموذج تصحيح الخطأ والتكامل المشترك، حيث استهدفت دراسة تقدير استجابة عرض محصول القمح في المنطقتين الديمية والمروية، وحددت العوامل الرئيسة لاستجابة عرض المساحة المزروعة. كما أستعمل انموذج GARCH في كثير من الدراسات منها Diersen (5) وYang (19) وAwoyemi (2) وRezitis (15) وReddy (14) وJezghani (7) وSukati (17) كما قام Pop(13) بدراسة تحديات سوق السكر وتقييمه من خلال منظور تقلب السعر واثاره في رومانيا. وقد عمل الباحث على تحليل الخصائص المميزة لسوق السكر والاثار المترتبة عليه من خلال وصفه ونمذجة وتحليل تقلبات أسعار السكر في السوق

الرومانية وبالمقارنة مع السوق الدولية وانشاء انموذج قياس يقدر التباين المشروط بالسوقين مع التركيز على الوضع في السوق الرومانية، تم اختيار الانموذج المناسب للتقدير EGARCH. وانجز Bachtiar (3) دراسة لاستجابة العرض والتقلبات السعرية لمحصول الذرة الصفراء في اندونسيا، واظهرت النتائج التجريبية ان تقلبات الأسعار هي عامل خطر ومهم في معادلة استجابة العرض، حيث افترض ان صناعة القرار من توقعات مبنية على حدث في الماضي، حيث درس مدى تأثير المتغيرات التي استخدمها في انموذج الاستجابة فضلا عن تأثير صدمة الأسعار مما يوفر معلومات كافية عن سلوك المنتجين، اذ وصف معادلة استجابة عرض الذرة مع معادلة السعر المتوقع، وقد اختار انموذج EGARCH(1,1) لتقدير استجابة العرض للذرة الصفراء، وكانت النتائج تشير ان السعر الحقيقي له تأثير كبير على اسعار المنتجين المتوقعة وتقدير معادلة السعر المتوقع تدل على تقلب الأسعار المستمر، وتوصل الى ان سعر الأسمدة وسعر التجزئة وسعر الإنتاج من الرز والتباين للسعر المتوقع يكون اقل تأثيرا على استجابة العرض للذرة اما الإنتاجية لسنة سابقة والمساحة المزروعة والسعر المتوقع له تأثير أكبر على استجابة العرض للذرة. اجرى Sedghy (16) دراسة لاستجابة العرض لمزارعي الذرة في كيبك وتحليل اثر تقلبات الأسعار للفترة 1985–2013. حيث استخدم في التقدير انموذج (GARCH) في التنبؤ والإنتاج بأستخدام الأسعار المتوقعة وكمية الإنتاج في ظل التقلبات السعرية، ظهرت النتائج ان الأسعار المتوقعة لها تأثير إيجابي على قرارات المنتجين ولها تأثير كبير على الإنتاج اكثر من الأسعار الحقيقية للسوق أي ان المنتجين يعزفون عن المخاطرة بالإنتاج حيث ان اللايقين بالنسبة للمنتجين يؤثر في سلوكهم لانها تجعل من الصعب تقدير الدخل والتكاليف والربح المزرعي، ظهرت نتائج التقدير بأن إشارة المعلمة المقدرة للسعر المتوقع للاسمدة سالبة أي ان انخفاض عرض الذرة عند زيادة أسعار المدخلات، كذلك تقلب أسعار الذرة وتقلب أسعار الأسمدة اشارتهما سالبة أي ان استجابة العرض تكون بشكل سلبي لزيادة التذبذب (التقلبات) كذلك استنتج الباحث ان تأثير تقلبات الأسعار اقل تأثيرا من تأثير السعر المتوقع. يعد هذا البحث محاولة أولى لدراسة استجابة العرض لمحصول الذرة الصفراء في العراق من خلال تحليل اثر التقلبات السعرية وآثار تلك التقلبات على الإنتاج المزرعي مما يساعد واضعي السياسات الزراعية لاتخاذ القرارات المناسبة لدعم القطاع الزراعي.

المواد والطرائق

اعتمدت الدراسة على البيانات الثانوية التي تم الحصول من عدد من وزارات الدولة (وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي/ الجهاز المركزي للإحصاء، وزارة الزراعة/ قسم الإحصاء الزراعي، وزارة الموارد المائية/ قسم الاحصاء) للمدة 1980–2014. جدول 1 يبين بيانات محصول الذرة الصفراء للمدة 1980–2014 وبيانات المتغيرات المستخدمة في انموذج الاستجابة. من ضمن المتغيرات الرئيسة في استجابة عرض محصول الذرة الصفراء هو سعر المحصول المنافس كونهما يزرعان في الموسم الإنتاجي نفسه ولهما الاحتياجات الإنتاجية نفسها لذلك نلحظ تنافس أحدهما الاخر، ونتيجة تقارب العلاقة التنافسية بعنصر المساحة للمحاصيل (القطن، البطاطا، الشلب، زهرة الشمس) مع محصول الذرة الصفراء على مستوى العراق، تم العمل على ايجاد السعر الموزون للمحاصيل التنافسية الاربعة المختارة من خلال المعادلة الاتية:–

$$\textbf{Weighted price}=\frac{QX2*PX2+QX3*PX3+QX4*PX4+QX5*PX5}{QX2+QX3+QX4+QX5}$$

إذ ان:

Q_{x2}، Q_{x3}، Q_{x4}، Q_{x5}: كميات الإنتاج لـ x_2 و x_3 و x_4 و x_5، P_{x2}، P_{x3}، P_{x4}، P_{x5}: سعر المحصول بالنسبة لـ x_2 و x_3 و x_4 و x_5. نلحظ من جدول 1 ان اعلى مساحة مزروعة في عام 1998 حيث كانت 885242 دونم وهذا كان نتيجة للدعم الحكومي للمحصول من حيث سعر شراء المحصول للسنوات التي تسبق هذا التأريخ وكما نلحظه في متوسط أسعار الحقل مما يعطينا تصور اولي مدى تأثير الأسعار في استجابة الفلاحين لزراعة المحصول فضلا عن عوامل أخرى متعلقة بأنتاج المحصول، ما لبث ان انخفضت المساحة في السنوات التالية. لكن بدأ التطور التدريجي في زيادة مساحة الإنتاج في السنوات الأخيرة (2011، 2012، 2013) حيث كانت المساحات الزراعية (518363، 605815، 798118) دونم وهذا نتيجة اهتمام الدولة في رفع الإنتاج لهذا المحصول.

جدول 1. يبين بيانات المتغيرات المستخدمة بالأنموذج لمحصول الذرة الصفراء للمدة (1980-2014)

السنة	اجمالي المساحة المزروعة (دونم)	اجمالي الإنتاج (طن)	متوسط غلة الدونم لاجمالي المساحة (طن/ دونم)	متوسط اسعار الحقل لمحصول الذرة الصفراء (دينار/ طن)	مجموع الايرادات السنوية لنهري دجلة والفرات (مليار / م3)	السعر الموزون للمحاصيل المنافسة (دينار/ طن)	سعر سماد اليوريا (دينار/ طن)
1980	94796	59567	0.63	65	80.86	114	26.93
1981	70421	39225	0.56	65	80.85	133	106
1982	47658	28113	0.59	80	82.32	140	35
1983	108539	28088	0.26	90	67.74	158	35
1984	138803	30847	0.22	160	49.82	203	92
1985	136233	40902	0.30	230	76.04	243	92
1986	152792	53057	0.35	270	49.67	312	92
1987	179969	61328	0.34	450	78.14	339	96
1988	266836	77200	0.29	490	142.82	452	96
1989	236187	103563	0.44	470	54.86	555	96
1990	305537	171884	0.56	700	47.78	890	64
1991	470171	296771	0.63	700	42.81	1032	67
1992	570067	312805	0.55	1800	75.09	3987	120
1993	358353	170708	0.48	2300	80.27	6302	750
1994	278466	128324	0.46	17000	61.3	86542	1725
1995	218728	101081	0.46	200000	91.03	288846	5750
1996	549968	357856	0.65	150000	71.18	169411	75000
1997	662892	409845	0.62	150000	70.3	218975	26400
1998	885242	573690	0.65	125000	78.81	203097	34000
1999	690008	368227	0.53	125000	37.41	262039	51000
2000	304741	170255	0.56	219000	36.08	320071	51000
2001	394162	231825	0.59	211000	30.69	413958	130000
2002	735960	578630	0.79	240000	53.95	326434	160000
2003	363980	235715	0.65	250000	76.88	353069	160000
2004	739761	415971	0.56	270000	66.05	389720	170000
2005	694559	401082	0.58	230000	55.67	411849	170000
2006	657714	399038	0.61	332000	65.2	417104	277000
2007	620409	384471	0.62	372000	59.19	481238	200000
2008	490290	287955	0.59	515000	35.07	566730	200000
2009	456521	238113	0.52	594000	67.01	628425	200000
2010	452298	266699	0.59	612000	67	685656	250000
2011	518363	335710	0.65	640000	47.6	679922	250000
2012	605815	503389	0.83	646000	49.2	693670	250000
2013	798118	831345	1.04	653000	55.8	706368	250000
2014	378061	289288	0.77	689000	37.2	666039	325000

المصدر: 1- وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي/ الجهاز المركزي للإحصاء

2- وزارة الزراعة/ قسم الإحصاء الزراعي

3- وزارة الموارد المائية/ قسم الإحصاء

ولا يمكننا الاعتماد على سنة 2014 لتعذر حصول وزارة التخطيط على البيانات من المحافظات (نينوى، كركوك، الانبار، صلاح الدين) بسبب الوضع الامني لعام 2014 علما ان تلك المحافظات يتوفر فيها نسبة من انتاج محصول الذرة الصفراء.

انموذج الانحدار الذاتي المشروط بعدم ثبات تجانس التباين Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH): لقد اعتمد الاقتصاديون ولمدة طويلة على النماذج الخطية بغرض وصف ونمذجة الظواهر الاقتصادية وهذا من خلال الاعتماد على انموذج (ARIMA(p,q)) إذ يتشكل هذا الانموذج من جزئين جزء الانحدار الذاتي AR(p) بدرجة p، وجزء المتوسطات المتحركة MA(q) بدرجة q اي هو انموذج مفسر بتركيبة تتكون من القيم الماضية والاخطاء الماضية. تعد فرضية ثبات التباين للخطأ العشوائي في انموذج ARIMA غير واقعية في بعض الحالات وهذا ما قد يؤثر خاصة على الاختبارات الاحصائية للقوة التنبؤية في انموذج ARIMA ARIMA(p,d,q) اي تحديد المعلمات p,d,q وهي درجات الانحدار الذاتي، عدد الفروق المطبقة لإرجاع السلسلة مستقرة، ودرجات المتوسطات المتحركة على الترتيب)، لان لاستخدام نماذج (ARIMA) لابد له من توافر الشروط الاتية الخاصة بالخطأ العشوائي:

- $E(\varepsilon t) = 0$
- $E(\varepsilon t^2) = \sigma^2$

  اي ان تغاير عنصر الخطأ مستقل عن الزمن،
- $E(\varepsilon t\ \varepsilon S) = 0$ for $s \neq t$

وفي الحقيقة فأن الواقع اثبت ان الشرط الثاني والشرط الثالث من الصعب تحقيقهما ولذلك تم التفكير في ايجاد انموذج جديد، هذا دفع الباحث Engle (6) باقتراح بفئة جديدة من النماذج اطلق عليها Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH) اي انموذج انحدار ذاتي مشروط بعدم ثبات تجانس التباين، تتميز هذه النماذج بأن لها متوسط يساوي صفر، غير مرتبطة وتباينها غير ثابت ومشروطة بالماضي وبهذه الطريقة فقد تم ادراج انموذج الانحدار بأخطاء تتبع انموذج ARCH. وقد تم تعميم هذا الانموذج من طرف بولرسلوف Bollerslev (4) والذي اقترح ما يسمى بأنموذج انحدار ذاتي معمم مشروط بعدم ثبات تجانس التباين Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity ويرمز له بـ GARCH. وبالرغم من اهمية النماذج ARCH(q) و GARCH(p,q) في نمذجة السلاسل الزمنية للمتغيرات المالية، الا انها تعرضت لانتقادات الاقتصاديين على غرار (Nelson 12) و Cao et Tsay (18)، لاسيما فيما يتعلق بتحديد علاقة مربع الخطأ العشوائي مع التباين الشرطي فهذه العلاقة تتحقق فقط في الحالات التي تكون فيها التغيرات المدروسة تتميز بالإشارة نفسها وحجم التأثير نفسه، اما في الحالات التي تتميز بوجود تقلبات في اتجاهات متعاكسة وبسعة تأثيرات جد متباينة فأن هذا الانموذج لا يمكنه الاخذ بالحسبان هذه التقلبات، لذلك تم استحداث انموذج NGARCH, EGARCH, TGARCH .

توصيف معادلة استجابة العرض والتقلبات السعرية لمحصول الذرة الصفراء:

ان استجابة العرض مفهوم ديناميكي للتغير في الاسعار مع عدم ثبات العوامل الاخرى، وان الهدف من دراسة سلسلة اسعار الذرة هو لتحليل واستخراج سلسلة التقلبات او التطاير volatility والمعبر عنها بالانحراف المعياري الشرطيconditional standard deviation، ويستخدم الانحراف المعياري او التباين كمقياس للتقلبات (التطاير) لان انموذج ARCH يعتبر التباين غير ثابت عبر الزمن. مما تقدم يمكن توصيف معادلة استجابة العرض للذرة الصفراء للمدة (1980–2014) باستخدام انموذج ARCH وبحسب الصيغة القياسية الاتية:-

$$\Delta LnARCt = b_0 + b_1\Delta LnARCt_{-1} + b_2\Delta LnPCt_{-1} + b_3\Delta LnPBLt_{-1} + b_4\Delta LnPURt + b_5\Delta LnAYCt_{-1} + b_6\Delta LnTRVt_{-1} + b_7 LnHt + \varepsilon_t$$

إذ ان:-

ΔLnARCt:- لوغاريتم اجمالي المساحة المزروعة للزمن t عند الفرق الاول (دونم.

:- لوغاريتم اجمالي المساحة المزروعة لسنة سابقة t–1 عند الفرق الاول (دونم).

ΔLnPCt-1ط:- لوغاريتم متوسط اسعار الحقل لمحصول الذرة لسنة سابقة t–1 عند الفرق الاول (دينار/ طن).

ΔLnPBLt-1:- لوغاريتم السعر الموزون المنافس لمحصول الذرة لسنة سابقة t–1 عند الفرق الاول (دينار/طن).

ΔLnPURt:- لوغاريتم سعر السماد (يوريا) للزمن t عند الفرق الاول (دينار).

ΔLnAYCt-1:- لوغاريتم متوسط غلة الدونم الواحد لسنة سابقة t–1 عند الفرق الاول (طن/ دونم).

ΔLnTRVt-1:- لوغاريتم مجموع الواردات السنوية لنهري دجلة والفرات لسنة سابقة t–1 عند الفرق الاول (متر مكعب).

LnHt:- تباين السعر المتوقع للزمن t.

ε_t:- المتغير العشوائي.

b_0:- ثابت التقاطع

$b_1, b_2, b_3, b_4, b_5, b_6, b_7$:- معلمات الانموذج

ويكون انموذج معادلة السعر المتوقع للذرة الصفراء للمدة (1980–2014):

$$\Delta LnPCFt = a_0 + a_1\Delta LnPCt_{-1} + a_2\Delta LnPCt_{-2} + \varepsilon_t$$

إذ ان:-

ΔLnPCt-1:- لوغاريتم متوسط اسعار الحقل لمحصول الذرة لسنة سابقة عند الفرق الاول (دينار/ طن)

ΔLnPCt-2:- لوغاريتم متوسط اسعار الحقل لمحصول الذرة لسنتين سابقتين عند الفرق الاول (دينار/ طن)

a_1, a_2:- معلمات معادلة السعر المتوقع

ε_t:- المتغير العشوائي

اما معادلة تباين اسعار الذرة الصفراء للمدة (1980–2014):-

$$Ht = d_0 + d_1\varepsilon^2_{2t-1} + d_2 h_{t-1}$$

إذ ان:-

ε^2_{2t-1}:- مربع الأخطاء لسنة سابقة

h_{t-1}:- التباين لسنة سابقة

d_1, d_2:- معلمات معادلة تباين أسعار الذرة الصفراء

خطوات العمل

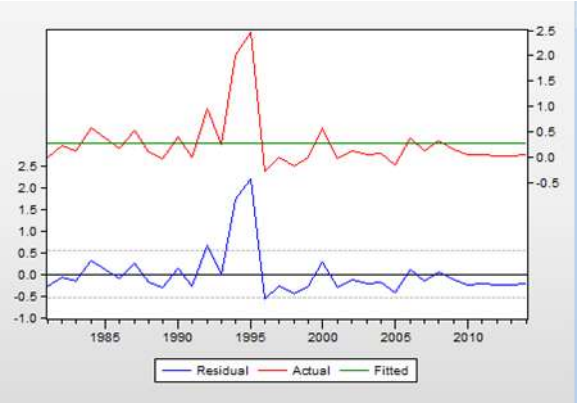
ان منهجية بناء انموذج (GARCH, ARCH) يمر بمراحل وخطوات يمكن تلخيصها (التسكين، وفحص وجود عدم تجانس التباين، التعرف والتقدير، التشخيص، التنبؤ)

الخطوة الأولى

اجراء اختبارات فحص السكون للمتغيرات المستخدمة لدراسة استجابة العرض لمحصول الذرة الصفراء للمدة 1980-2014 وذلك بطريقتين الأولى بالفحص المنظور لرسم السلسلة الزمنية والشكل الانتشاري لدالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الجزئي باستخدام البرنامج الاحصائي Eviews9 إذ تم رسم السلسلة الزمنية رسما بيانيا مع الزمن، والشكل الانتشاري لمعاملات الارتباط الذاتي للمتغيرات المستخدمة في الانموذج، لبيان استقرارية السلسلة الزمنية لها. وكشفت النتائج عدم استقرارية السلسلة الزمنية للمتغيرات LNPCt, LNARCt, LNAYCt, LNPURt, LNPBLt, LNTRVt عند المستوى الأصلي لان معاملات الارتباط الذاتي AC تختلف معنويا عن الصفر بنسبة معنوية 0.05 اي انها خارج حدود الثقة $\pm 1.96/\sqrt{T}$، وأن قيمة احصاءةQ المحسوبة مرتفعة معنويا عن الصفر، ونلحظ ان السلسلة لا تتذبذب حول وسط حسابي ثابت. ولكن عند اخذ الفروق الأولى للسلاسل الزمنية للمتغيرات وجد انها قد أصبحت ساكنة. اما الطريقة الثانية عن طريق اختبارات جذر الوحدة Unit Roots Tests وقد تم استخدام طريقة ديكي-فولر الموسع ADF وطريقة فيلبس بيرون PP لتحديد رتبة التكامل. وظهرت نتائج الاختبارين ADF وPP للمتغيرات التي ستستخدم بالانموذج على وفق الصيغ الثلاثة (ثابت، ثابت واتجاه، بدون)، ان جميع المتغيرات غير ساكنة عند المستويات الاصلية أي تحتوي على جذر وحدة، وعند اخذ الفروق الأولى للمستويات الاصلية للمتغيرات نلحظ سكون السلاسل الزمنية أي ان السلسلة الاصلية متكاملة من الرتبة الأولى.

الخطوة الثانية

تحديد وجود اثر الـ ARCH واختيار رتبته، يجب معرفة تطور التباين الشرطي لـ εt عبر الزمن لسلسلة الاسعار (اظهرت النتائج التجريبية ان تقلبات الاسعار عامل خطر ومهم) والذي يمثل مؤشر قياس تقلبات السلسلة الزمنية، ويعد دالة خطية لمربع القيم الماضية للخطأ العشوائي (ε2t-1)، لذلك عند تقدير نماذج ARCH يجب تحديد فيما اذا كان الانموذج المقدر يحتوي على عدم ثبات تجانس التباين ام لا، والتي تسمى تحديد اثر ARCH (ARCH Effect) اما والتي تعتمد اعتمادا كبيرا جدا على الخطوة الاولى، والتي مفادها اذا كان المتغير العشوائي للأنموذج المقدر غير متجانساً فأننا نستخدم نماذج ARCH، اما اذا كان متجانس فيكون بالإمكان استخدام طريقة OLS في التقدير (9). إذ يتم الكشف عن وجود اثر ARCH من خلال طريقتين الطريقة الأولى بالرسم المنظور للبواقي بتقدير انحدار السلسلة الزمنية لأسعار الذرة الصفراء وبالصورة اللوغاريتمية وعند الفروق الأولى على مستوى القطر لـ 35 مشاهدة للمدة 1980-2014 وباستعمال برنامج Eviews 9 بطريقة LS (Least Squares (NLS and ARMA)). إذ أظهرت نتائج الرسم المنظور للبواقي وجود اضطرابات واضحة (volatility) في متوسط أسعار محصول الذرة الصفراء وكما هو موضح في الشكل 1 اي ان السلسلة الزمنية لأسعار الذرة الصفراء تحتوي على خاصية التباين الشرطي غير المتجانس، وكان هذا مبررا للذهاب الى التقدير في عائلة انموذج الـ ARCH.



شكل 1. يبين الرسم المنظور للبواقي للسلسلة الزمنية لأسعار الذرة الصفراء وبالصورة اللوغاريتمية وعند الفروق الأولى للمدة (1980-2014)

المصدر// عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي Eviews9

لكن هذا يعد كشفاً أولاً ويجب الذهاب الى الطريقة الثانية الطريقة الإحصائية باستخدام Engle,s ARCH LM Test. لغرض اجراء هذا الاختبار في برنامج Eviews9 نقدر معادلة الانحدار بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) للسلسلة الزمنية للوغاريتم اسعار الحقل لمحصول الذرة الصفراء مع اسعاره لسنة سابقة مع اخذ الفروق الاولى للمتغيرات، وكما هو موضح في جدول 2 إذ نلحظ بوضوح ومن خلال قيمة مضاعف LM لاكرانج (n*R2) (اي عدد المشاهدات مضروبا في معامل التحديد) والتي بلغت 11.7415 مع درجة احتمالية اقل من 5%، وهذا يشير الى ان هذه القيمة معنوية احصائيا ومن ثم نرفض فرضية العدم H_0 التي تنص على ثبات تجانس التباين للمتغير العشوائي مقابل قبول الفرضية البديلة H_1 بعدم ثبات تجانس التباين للمتغير العشوائي في انموذج سلسلة اسعار الحقل لمحصول الذرة الصفراء، فضلاً عن ان قيمة t المحسوبة لمربع البواقي لسنة سابقة هي معنوية أيضا، ومن ثم يتضح بأنه يوجد اثر لـ ARCH في الانموذج المقدر.

جدول 2. اختبار عدم ثبات تجانس التباين لسلسلة اسعار الذرة الصفراء ARCH LM Test

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	17.38755	Prob. F(1,30)	0.0002
Obs*R-squared	11.74152	Prob. Chi-Square(1)	0.0006

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Data: 02/28/16 Time: 17:29
Sample (adjusted): 1983 2014
Included observation: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.115796	0.113942	1.016264	0.3176
RESID^2(-1)	0.605511	0.145212	4.169838	0.0002

R-squared	0.366922	Mean dependent var	0.292430
Adjusted R-squared	0.345820	S.D. dependent var	0.739797
S.E. of regression	0.598358	Akaike info criterion	1.871206
Sum squared resid	10.74097	Schwarz criterion	1.962815
Log likelihood	-27.93930	Hannan-Quinn criter	1.901572
F-statistic	17.38755	Durbin-Watson stat	1.702632
Prob(F-statistic)	0.000239		

المصدر// عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي Eviews9

وبعد التأكد من وجود اثر الـ ARCH وقبل اجراء مرحلة تقدير الانموذج المناسب يجب تحديد تأثير الـ ARCH، إذ يعطى مدة ابطاء أكبر لمعادلة الانحدار وكما هو موضح في جدول 3 والذي يبين ان اعلى قيمة معنوية لمربع البواقي المتباطئة زمنيا وبحسب قيمة t الاحصائية (T test) إذ بلغت 3.527473 للمدة الزمنية الواحدة وهي معنوية لأنها أكبر من 2 أي تقع ضمن منطقة القبول عند مستوى احتمالية 1%، أي ان البواقي لها تأثير معنوي عند مدة الابطاء الواحدة.

جدول 3. اختبار تأثير الـ((ARCH(5) على متوسط اسعار الحقل لمحصول الذرة الصفراء

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	3.074495	Prob. F(5,22)	0.0297
Obs*R-squared	11.51728	Prob. Chi-Square(5)	0.0420

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Data: 04/16/16 Time: 01:01
Sample (adjusted): 1987 2014
Included observation: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.184869	0.152537	1.211962	0.2384
RESID^2(-1)	0.746403	0.211597	3.527473	0.0019
RESID^2(-2)	-0.219371	0.262931	-0.834329	0.4131
RESID^2(-3)	-0.100535	0.266174	-0.377705	0.7093
RESID^2(-4)	0.136825	0.262777	0.520687	0.6078
RESID^2(-5)	-0.126961	0.211196	-0.601151	0.5539

R-squared	0.411331	Mean dependent var	0.328609
Adjusted R-squared	0.277543	S.D. dependent var	0.785635
S.E. of regression	0.667770	Akaike info criterion	2.217664
Sum squared resid	9.810169	Schwarz criterion	2.503136
Log likelihood	-25.04729	Hannan-Quinn criter	2.304935
F-statistic	3.074495	Durbin-Watson stat	1.990739
Prob(F-statistic)	0.029726		

المصدر// عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي Eviews9

لذلك يتم اجراء تقدير المعادلة الآتية وباستعمال ARCH-Autoregressive conditional Heteroskedasticity، وبأعطاء رتبة أولى للانموذج ARCH(1) وذلك لمعنوية البواقي في مدة ابطاء واحدة، حيث ظهرت النتائج كما موضح في جدول 4، نلاحظ معنوية مربع البواقي المتباطئة زمنيا لمدة سنة واحدة بمستوى معنوية 5% إذ بلغت 0.0460 لذلك سيكون رتبة الـ ARCH(1) مدة ابطاء واحدة.

جدول 4. معيار اختيار رتبة الـ ARCH

Dependent Variable: DLNPCT
Method: ML ARCH – Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 09/23/16 Time: 17:36
Sample (adjusted): 1982 2014
Included observation: 33 after adjustments
Convergence achieved after 21 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.117610	0.066294	1.774076	0.0761
DLNPCT(-1)	0.627368	0.123881	5.064297	0.0000
Variance Equation				
C	0.047880	0.031280	1.530722	0.1258
RESID^2(-1)	1.330327	0.666844	1.994959	0.0460

R-squared	-0.041573	Mean dependent var	0.280867
Adjusted R-squared	-0.075172	S.D. dependent var	0.563538
S.E. of regression	0.584335	Akaike info criterion	1.273450
Sum squared resid	10.58487	Schwarz criterion	1.454845
Log likelihood	-17.01192	Hannan-Quinn criter	1.334484
Durbin-Watson stat	2.491353		

المصدر// عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي Eviews9

بعد ان تم تحديد رتبة الـ ARCH(1) يتم تقدير انموذج الـ (GARCH)، إذ ظهرت النتائج كما هو موضح في جدول 5، نلاحظ معنوية الـ GARCH(−2) المتخلفة مدتين زمنيتين بمستوى معنوية 1%، لذا من خلال معنوية نتائج

التقدير يتم إعطاء رتبة للأنموذج ARCH(1),GARCH(2).

جدول 5. معيار اختيار رتبة الـ GARCH(1,2)

Dependent Variable: DLNPCT				
Method: ML ARCH – Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)				
Date: 09/23/16 Time: 17:41				
Sample (adjusted): 1982 2014				
Included observation: 33 after adjustments				
Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 44 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*GARCH(-2)				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**z-Statistic**	**Prob.**
C	**0.127415**	**0.052254**	**2.438351**	**0.0148**
DLNPCT(-1)	**0.061305**	**0.134226**	**0.456733**	**0.6479**
Variance Equation				
C	**0.008749**	**0.008545**	**1.023930**	**0.3059**
RESID^2(-1)	**0.700148**	**0.171362**	**4.085779**	**0.0000**
GARCH(-1)	**0.896647**	**0.014951**	**59.97396**	**0.0000**
GARCH(-2)	**-0.288948**	**0.004596**	**-62.87062**	**0.0000**
R-squared	**-0.029578**	**Mean dependent var**	**0.280867**	
Adjusted R-squared	**-0.062790**	**S.D. dependent var**	**0.563538**	
S.E. of regression	**0.580961**	**Akaike info criterion**	**0.972460**	
Sum squared resid	**10.46298**	**Schwarz criterion**	**1.244553**	
Log likelihood	**-10.04559**	**Hannan-Quinn criter**	**1.064011**	
Durbin-Watson stat	**1.455296**			

المصدر// عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي Eviews9

الخطوة الثالثة: التعرف وتقدير الانموذج المناسب من ARCH Family. ان الاختبارات الإحصائية اعطتنا مؤشرا على تفضيل الانموذج EGARCH(2,2) على سواه، وبغية الحصول على أفضل نتائج ممكنة تم استبعاد متغير (غلة الدونم الواحد DLNAYCT) وذلك لان اشارتها في الانموذج المختار مخالفة لمنطق النظرية الاقتصادية ظهرت نتائج التقدير ان كثير من المعلمات مطابقة لمنطق النظرية الاقتصادية وكما هو موضح في جدول 6. لتقييم الانموذج باختبارات الدرجة الأولى: نلحظ من جدول 6 ان معظم إشارات المعاملات تتوافق مع منطق النظرية الاقتصادية ما عدا معامل المساحة لسنة سابقة بالإضافة الى حصول كثير من معلمات الانموذج على معنوية بمستوى 1%، لذلك تم اختيار هذا الانموذج في التقدير. اما اختبارات الدرجة الثانية للأنموذج: نلحظ من جدول 6 لا يمكن استخدام اختبار D–W في الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي Autocorrelation وذلك لوجود متغير تباطؤ زمني بين المتغيرات التوضيحية لذلك نستخدم اختبار دربن h، إذ تم حساب قيمة h فقد بلغت 0.56 وبما ان h<1.645 اذن نقبل فرضية العدم H_0: ρ=0 ونرفض الفرضية البديلة H_1: ρ≠0 أي معامل الارتباط الذاتي غير معنوي عند مستوى 5%، أي لا وجود لارتباط ذاتي.===–وباختبار التوزيع الطبيعي للبواقي نلحظ ان معامل الالتواء بلغ 0.2517– أي الالتواء سالب، والالتواء هو انحراف منحنى التوزيع التكراري عن التماثل أي ان هنالك انحراف ولكنه ليس كبيرا. كذلك ان سلسلة البواقي تخضع لتوزيع طبيعي لإحصائية Jarque-Bera إذ كانت قيمتها اكبر من القيمة الحرجة لتوزيع χ^2 5%.

جدول 6. معادلة استجابة العرض لمحصول الذرة الصفراء للمدة (1980–2014) بطريقة EGARCH(2,2) بعد استبعاد متغير غلة الدونم الواحد

Dependent Variable: DLNARCT				
Method: ML ARCH – Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)				
Date: 09/25/16 Time: 18:16				
Sample (adjusted): 1983 2014				
Included observation: 32 after adjustments				
Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 45 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
LOG(GARCH) = C(8) + C(9)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(10)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(11)*RESID(-2)/@SQRT(GARCH(-2)) + C(12)*LOG(GARCH(-1)) + C(13)*LOG(GARCH(-2)) + C(14)*ET + C(15)*HT				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**z-Statistic**	**Prob.**
C	**0.089573**	**0.000250**	**358.7586**	**0.0000**
DLNARCT(-1)	**-0.240057**	**0.001744**	**-137.6740**	**0.0000**
DLNPCT(-1)	**0.045403**	**3.02E-05**	**1504.763**	**0.0000**
DLNPBLT(-1)	**-0.241470**	**3.4E-104**	**-7.1E+102**	**0.0000**
DLNPURT	**-0.072831**	**3.37E-06**	**-21583.20**	**0.0000**
DLNTRVT(-1)	**0.004539**	**0.000641**	**7.080006**	**0.0000**
HT	**0.150846**	**8.3E-105**	**1.8E+103**	**0.0000**
Variance Equation				
C(8)	**-2.999357**	**0.927621**	**-3.233385**	**0.0012**
C(9)	**2.145923**	**1.088890**	**1.970744**	**0.0488**
C(10)	**0.070304**	**0.707562**	**0.099361**	**0.9209**
C(11)	**-1.407187**	**0.710622**	**-1.980219**	**0.0477**
C(12)	**0.248694**	**0.188137**	**1.321877**	**0.1862**
C(13)	**-0.221083**	**0.213297**	**-1.036506**	**0.3000**
C(14)	**1.070859**	**0.465359**	**2.301147**	**0.0214**
C(15)	**-2.958027**	**0.920780**	**-3.212524**	**0.0013**
R-squared	**0.222754**	**Mean dependent var**	**0.064719**	
Adjusted R-squared	**0.036215**	**S.D. dependent var**	**0.415134**	
S.E. of regression	**0.407548**	**Akaike info criterion**	**0.922569**	
Sum squared resid	**4.152375**	**Schwarz criterion**	**1.609632**	
Log likelihood	**0.238901**	**Hannan-Quinn criter**	**1.150311**	
Durbin-Watson stat	**1.809456**			

المصدر// عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي Eviews9

–ومن نتائج اختبار ARCH LM test ظهرت النتائج عدم وجود مشكلة الـ Hetero لان قيمة LM غير معنوية اذ بلغت 0.8526 فضلاً عن قيمة t المحتسبة لمربع البواقي المتباطئة لمدة زمنية واحدة غير معنوية أيضا اذ بلغت 0.8586.

التفسير الاقتصادي لنتائج التقدير

بعد اختيار الانموذج المناسب في التحليل تم ظهور نتائج المعاملات في جدول 6 وتم تلخيص ما جاء من النتائج في ادناه:

C: هو متوسط قيمة y والتي تمثل المساحة المزروعة من محصول الذرة الصفراء عندما تكون جميع المتغيرات تساوي صفر، ويعكس اثر المتغيرات التي لم يتضمنها الانموذج، اذ جاء بأشارة موجبة ويمكن ان يعكس العرف الزراعي السائد في المنطقة.

ARCt−1: جاء معامل أجمالي المساحة المزروعة لسنة سابقة ARCt−1 بإشارة سالبة مخالفة لمنطق النظرية الاقتصادية، ان طبيعة البيانات والتقلبات الحادة فيها لا سيما في بعض سنوات البحث فيما يخص المساحة المزروعة قد أدت الى ظهور الإشارة السالبة المخالفة للمنطق الاقتصادي بسبب اخذ الفروقات الأولية (لمعالجة عدم الاستقرار) أظهرت هذه النتيجة المخالفة، اذ ان مثل هذا التحليل يتطلب القيام بهذه التحويلات، وبما ان الهدف الأساس للبحث هو دراسة تأثير التقلبات السعرية على المساحة وعدم تأثير ظهور الإشارة السالبة على نتائج التحليل الأخرى لذا قد تم القبول بهذه النتيجة المخالفة للمنطق الاقتصادي.

PCt−1: معامل سعر المحصول لسنة سابقة والتي تمثل مرونة العرض السعرية في الأمد القصير وقد جاءت مطابقة لمنطق النظرية الاقتصادية بأشارة موجبة أي ان العلاقة طردية إذ كانت معنوية بمستوى احتمالية 1% وبلغت 0.045، أي ان الزيادة النسبية في مستوى أسعار المحصول بنسبة 10% يؤدي الى زيادة نسبة المساحات المزروعة بنسبة 0.45% مع ثبات بقية المتغيرات الأخرى. كذلك قيمة مرونة العرض السعرية بلغت 0.04 أي ان مرونة المحصول اقل من الواحد أي ان العرض غير مرن في الاجل القصير.

PBLt−1: معامل السعر الموزون لسنة سابقة والذي يمثل مرونة العرض العبورية في الأمد القصير جاءت مطابقة لمنطق النظرية الاقتصادية بأشارة سالبة أي ان العلاقة عكسية وكانت معنوية بمستوى احتمالية 1% وبلغت − 0.24، أي ان الزيادة النسبية في مستوى سعر المحصول المنافس بنسبة 10% يؤدي الى انخفاض نسبة المساحات المزروعة بنسبة 2.4% مع ثبات بقية المتغيرات الأخرى.

PURt: معامل سعر السماد والذي يمثل مرونة العرض بالنسبة لتكاليف الانتاج في الأمد القصير جاءت مطابقة للمنطق الاقتصادي بأشارة سالبة أي ان العلاقة عكسية وكانت معنوية بمستوى احتمالية 1% وبلغت 0.07−، أي ان الزيادة النسبية لأسعار السماد بنسبة 10% يؤدي الى انخفاض المساحات المزروعة بنسبة 0.7% مع ثبات بقية المتغيرات الأخرى.

TRVt−1 : نلحظ ان معامل الإيرادات السنوية لنهري دجلة والفرات لسنة سابقة والتي تمثل مرونة العرض بالنسبة لمياه الري قد جاءت بإشارة موجبة مما يدل على تأثيرها الإيجابي على زيادة المساحة وهذا مطابق للمنطق الاقتصادي وبمستوى معنوية 1% وبلغت 0.004، أي ان الزيادة النسبية في مستوى مياه الري المتمثلة بالايرادات السنوية لنهري دجلة والفرات لسنة سابقة بنسبة 10% يؤدي الى زيادة نسبة المساحات المزروعة بنسبة 0.04% مع ثبات بقية المتغيرات الأخرى. إذ نلحظ ان مرونة العرض بالنسبة لمياه الري هي اقل مرونة من بقية مرونات العرض الأخرى أي اقل تأثيراً على المساحات المزروعة وقد يكون هذا بسبب عدم وجود مشكلة كبيرة في الحصول على مياه السقي لمحصول الذرة الصفراء ولذلك فأن زيادة الحصص المائية لا تؤدي الى زيادة كبيرة في المساحات المزروعة.

Ht: جاء معامل تباين الأسعار والتي هي مقياس نسبي للتقلبات السعرية بأشارة موجبة ومستوى معنوية 1% إذ بلغت0.15 واشارتها الموجبة تفسر العلاقة الطردية مع المساحة المزروعة وهذا بسبب ان قيمة عامل عدم التماثل Asymmetry Factor في معادلة السعر المتوقع إذ بلغت 0.9853 والمتمثلة في C(7) (في معادلة السعر المتوقع) والتي تمثل قيمة RESID-2/@SQRT(GARCH-2) بإشارة موجبة فضلاً عن انها معنوية عند مستوى احتمالية 1% أي انها تؤكد ان الاخبار الجيدة (الصدمات) للمزارعين لها تأثير اكبر في التغيرات للمتغير العشوائي (المخاطرة) من الاخبار السيئة (الصدمات) (19). وهذا يؤدي الى إيجابية تباين الأسعار اذ ان الزيادة النسبية في التباين بنسبة 10% يؤدي الى زيادة المساحات المزروعة من محصول الذرة بنسبة 1.5%. ومن خلال الدراسة يمكن ان:

– نستنتج من الدراسة ان هنالك تقلبات في الأسعار خلال مدة الدراسة كان لها تأثير على استجابة المزارعين نتيجة للظروف الأمنية بالإضافة الى السياسات الزراعية.

– لقد اثبتت قيمة عامل عدم التماثل والتي جاءت بإشارة موجبة صحة فرضية البحث بأن مزارعي الذرة الصفراء يستجيبون للصدمات الإيجابية أكثر من استجابتهم للصدمات السلبية، أي ان نسبة تأثير ارتفاع أسعار المحصول يؤدي الى استجابة الفلاحين لزيادة المساحات الزراعية بنسبة أكبر من تأثير انخفاض أسعار المحصول.

– ان مرونة العرض بالنسبة لمياه الري جاءت منخفضة وهذا يؤكد عدم وجود شحة لمياه السقي المستخدم لزراعة محصول الذرة الصفراء. ومن خلال الاستنتاج يمكن ان نوصي:

– العمل على تطوير النظام التسويقي لمحصول الذرة الصفراء وانشاء مخازن خاصة لحفظ الفائض من الإنتاج الزراعي لمحصول الذرة الصفراء مما يؤدي الى زيادة درجة مرونة عرض المحصول.

– العمل على زيادة نسبة الاستثمارات الخاصة بأنشاء معامل الصناعات الغذائية التي تحقق رفع كفاءة الإنتاج الزراعي من خلال استيعاب الفائض من الإنتاج الزراعي.

– الاستمرار في دعم البحث العلمي في مجال تطوير وانتخاب الآلات الزراعية المناسبة للبيئة العراقية وكذلك تطوير التقانات الخاصة بتربية وتحسين البذور وذلك من خلال دعم مراكز البحث العلمي لتحقيق الاكتفاء الذاتي من الإنتاج الزراعي ولاسيما المحاصيل الأساسية ومن ضمنها محصول الذرة الصفراء.

– دعم منتجي الذرة الصفراء عن طريق دعم سعر الناتج او اعانة سعر المورد يؤدي بصورة غير مباشرة الى دعم قطاع الدواجن والمواشي في العراق.

– العمل على تقليل الفجوة بين السعر الحقيقي والسعر المتوقع لمحصول الذرة الصفراء من خلال السيطرة على استقرار اسعار المحصول وتحقيق نسبة ربح مناسبة، وبما ان الأسعار تحدد من الدولة فيجب على الجهات المسؤولة وضع سياسات سعرية مناسبة ومستقرة.

– العمل على انتخاب وإدخال سلالات وأصناف جديدة عالية الإنتاجية للبلد يؤدي الى تشجيع المزارعين الى زيادة المساحات المزروعة من المحصول لتحقيق اعلى الأرباح الممكنة.

– يجب تطوير قواعد البيانات الإحصائية الزراعية في مركز الإحصاء الزراعي لوزارات الدولة والعمل على رفع مستوى دقة البيانات مما يخدم ويرفع مستوى البحوث العلمية لخدمة التطور العلمي والأكاديمي في القطر.

REFERENCES

1. Ahmed, Aida F. 2001. An Estimate of Supply Response for Corn in Iraq for the Period (1979-1999). MSc. Thesis Submitted to the Coll. of Agric. , Univ. of Baghdad, pp.85.

2. Awoyemi, T.T. 2005. Explaining Rice Prices Shocks in Nigeria: Implications For Policy Intervention. Department Of Agricultural Economics, University of Ibadan, Ibadan, Nigeria. 6:354-400.

3. Bachtiar, R. R., G. Wen-I, A. Ratya and M. Muslich. 2014. Supply response and corn price volatility in Indonesia. Greener Journal of Business and Management Studies, 4(3):58-69.

4. Bollerslev , T. ,1986 , Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity , University of California , San Diego , La Tolla , CA92093, USA . Journal of Econometrics, 31:307-327.

5. Diersen, M. A. and P. Garcia. 1998. Risk Measurement and Supply Response in the Soybean Complex, University of Illinois, Urbana, USA. NCCC (134):279-291.

6. Engle, R., 1982. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates Of The Variance Of United Kingdom Inflation. 50(4):987-1007.

7. Jezghani, F. and R. Moghaddasi. 2010. Price volatility and beef supply response: An Iranian Experience. Iran.World Applied Sciences Journal, 9(11):1244-1249.

8. Kadem, M. S. and A. S. Al-Hani. 2011. An estimation of Supply response for bread wheat in Iraq for the period 1991-2002. The Iraqi Journal for Agricultural Science. 42(5):73-79.

9. Khalaf, I.H. 2015. Econometric Applications Using Eviews Program, University of Baghdad, College of Management and Economics, Library and Archives in Baghdad 9 in 2015.pp:148-162.

10. Mahadi, S. G. 2009. Estimate supply response of barley in Iraq. The Kufa Journal for Agricultural Science. 1(1):35-40.

11. Mahmood, Z. H.. 2013. Economic Study for Supply Response of Wheat in Iraq for the Period 1960-2010 by Using Error Correction Model and Cointegration. Ph.D Dissertation Coll. of Agric. , Univ. of Baghdad, pp:176.

12. Nelson, D.B., 1991, Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new Approach , Econometrica, 59(4):347-370.

13. Pop, Larisa N. and M. Irina. 2011. Comparative approach of measuring price risk on romanian and International Wheat Market. World Academy of Science, Engineering and Technology International Journal of Social,

Behavioral, Educational, Economic, Business and Industrial Engineering, Romania. 5(5):536-541.

14. Reddy, M. 2009. Preferential price and Trade Tied Aid in Fiji: Implications on Price Stability, Certainty and Output Supply, Fiji National University, Suva, BOJE, pp:71-84.

15. Rezitis, A. N. and S. Konstantinos. 2008. Greek Beef Supply Response and Price Volatility under CAP Reforms, 12th EAAE Congress 'People, Food and Environments: Global Trends and European Strategies, Gent, Belgium. pp:8.

16. Sedghy, M. B., D. Lota and L. Rémy. 2016. Supply Response Of Corn Farmers In Quebec: Analyzing The Impact Of Prices Volatility. Working paper. University Laval and CREATE, local 4412, Quebec (QC), G1V 0A6, Canada. ISSN, P.1927-5544.

17. Sukati, M. A. 2013. Measuring Maize Price Volatility in Swaziland using ARCH/GARCH approach. University of Nottingham, Kingdom of Swaziland. pp:17.

18. Tsay, R. S. 2005 , Analysis of Financial Time Series , second Edition ,University of Chicago , Graduate School of Business , JOHN WILEY & SON , INC. P.114-116.

19. Yang, Jian, Jin Zhang and J. David 2003. Price and Volatility Transmission in International Wheat Futures Markets, A&M University, USA. 4:37-50.