استخدام نماذج VAR في التنبؤ بالمساحات المزروعة بمحصول الشلب في محافظة النجف للمدة (2014-2020)

أ.م.د. أسامة كاظم جبارة العكيلي

جامعة بغداد/ كلية الزراعة

المستخلص:

محصول الرز (الشلب) من المحاصيل الغذائية المهمة في العراق ، فهو ثالث محصول رئيسي بعد الحنطة والشعير واول محصول صيفي من حيث المساحة والانتاج ، ويحتل أهمية متميزة في النمط الغذائي للعائلة العراقية لكونه مصدرا للسعرات الحرارية .استهدفت هذه الدراسة التنبؤ بالمساحات المزروعة بمحصول الشلب للمدة 2014–2020 باستخدام منهج التحليل الحديث للسلاسل الزمنية المبني على استخدام نماذج متجه الانحدار الذاتي ولتحقيق ذلك حددت العوامل الرئيسية لاستجابة عرض المساحة المزروعة بالشلب وهي سعر المحصول ومياه الري والانتاج الكلي . استخدم اختبار ADFللكشف عن جذر الوحدة بين المتغيرات ،اذ أظهرت النتائج عدم سكون السلاسل الزمنية لمتغيرات الانموذج في المستوى واستقرارها في الفرق وانها جميعا متكاملة تكاملا مشتركا . ولتقدير اثأر المحددات قصيرة وطويلة الأمد على المساحة المزروعة بالشلب تم استخدام متجه تصحيح الخطأ VECM، إذ أظهرت نتائج التقدير معنوية المتغيرات المشمولة بالدراسة والتي مثلت جميعا حوالي 78% من التغيرات الحاصلة في المساحة. تم تحليل العلاقات الحركية بين المتغيرات باستخدام تجزئة التباين ودوال نبضات الاستجابة اذ تمت تجزئة التباين لخطأ التنبؤ الخاص بالمساحة المزروعة بالشلب لعشر سنوات مستقبلية باستخدام معيار جولسكي ،واشارت النتائج الى تزايد اهمية الصدمات في متغيرات مياه الريوسعر المحصول في الاسهام في تفسير التقلبات في المساحة المزروعة في الامد الطويل .استخدم الرسم البياني لاستجابة النبضة للمتغيرات المشمولة بالدراسة لتوضيح المسار الزمني للمتغيرات استجابة للصدمات المختلفة وبمقاييس رسم مختلفة من خلال اخذ صدمة انحراف معياري واحد.

مفاتيح الكلمات : التنبؤ ،متجه تصحيح الخطأ ،التكامل المشترك ، استجابة العرض ، السلاسل الزمنية ، الرز(الشلب).

Vector Autoregression Models in Prediction of Rice-Cultivated Acreage in AL-Najaf Province for the Period 2014-2020

Abstract:

Rice is considered as one of the most important cereal crop in Iraq. It ranks third after wheat and barley and first as summer croup regarding acreage and yield. Furthermore, it has a special importance in the feeding habit of Iraqi families as a source of calories.This study aimed to predict the rice-cultivated acreage (RCA) in Iraq for the period 2014-2020 using time series analysis based on autoregressive vector models. To achieve this aim, main supply response factors of RCA were determined which were rice price, irrigation water and total yield. Augmented Dickey Fuller (ADF) test was used for detection of unit roots among variables. The result of this test indicated nonstationarity of time series at their levels and their stationarity at their first differences, and they were all cointegrated. In order to estimate the effect of short- and long-term determinants

on RCA, error correction vector was used, where the results revealed significance of variables which represented 78% of the change in RCA. The analysis of dynamic relationships among variables was based upon the fractionation of variance and impulse response functions. The variance of prediction error was fractionated for prospective 10 years using Cholesky criterion. The results indicated increasing the importance of shocks in rice price and irrigation water in the explanation of fluctuations in the RCA in long-term.
Graph was used for depiction impulse response to studied variables to illustrate the time track of variables in response to shock in different scales using one standard deviation shock
Keywords : Prediction, error correction, cointegration , supply response , time series, rice.

المقدمة:

يسهم القطاع الزراعي بنسبة كبيرة من الناتج القومي في العديد من البلدان ومنها العراق ، فهو يوفر فرص عمل لشريحة واسعة من المجتمع ، فضلا عن توفير الغذاء للسكان والمواد الخام لبعض الصناعات ، ولذلك لا يمكن تصور عملية تنمية شاملة في البلد من دون ان ترافقها تنمية القطاع الزراعي ، ومع الزيادة المطردة في إعداد السكان بات لزاما التوسع في الزراعة لاسيما المحاصيل الإستراتيجية لسد النقص في المصادر الغذائية وتقليل الاعتماد على الاستيراد . ومن اجل تحقيق ذلك فلابد من الاستغلال الأمثل للموارد المتاحة .

محصول الرز (الشلب) من محاصيل الغذائية المهمة في العراق ، فهو ثالث محصول رئيس بعد الحنطة والشعير واول محصول صيفي من حيث المساحة والانتاج ، ويحتل أهمية متميزة في النمط الغذائي للعائلة العراقية لكونه مصدرا للسعرات الحرارية اذ يجهز (40%) من السعرات الحرارية ، وتحتوي بذور الشلب على 9-12% بروتين و 65-70%نشاء و 4-6 % زيت ، وتتميز المواد البروتينية المستخرجة من الشلب بانها ذات نوعية جيدة وتحتوي على الاحماض الامينية الحيوانية(يونس اخرون ، 2003) .

1. مشكلة الدراسة

إن ما ينتج محليا من محصول الشلب لا يسد الا جزءا يسيرا من الطلب المحلي المتزايد الناتج عن طبيعة النمط الغذائي العراقي و تزايد السكان ،ونظرا للمكانة التي يحتلها هذا المحصول في سلة الغذاء المحلية والتذبذب الحاصل في انتاجه اصبح لزاما التنبؤ بالمساحات المزروعة به للأعوام القادمة والوصول إلى تقديرات يعتد بها تساعد واضعو السياسة من رسم سياسات زراعية مستقبلية ناجحة ، أذاعتمدت معظم اساليب التنبؤ السابقة بالمساحات المزروعة على بيانات السلاسل الزمنية وما تنطوي

عليه من احتمال عدم السكون وبالتالي افراز نتائج قد تكوناقل موثوقية ، ولذلك جاءت هذه الدراسة لتطبيق منهجية مختلفة تعتمد على سكون او عدم سكون السلاسل الزمنية ومعالجتها ومن ثم استخدامها في التنبؤ.

2. فرضية الدراسة :-

تفترض الدراسة ان الكثير من التحيز وعدم الدقة قد اكتنف الطرائق السابقة للتنبؤ في تقدير المساحات المزروعة المتنبأ بها بسبب تعاملها مع السلاسل الزمنية بدون معالجة لمركبات السلسلة الزمنية كالاتجاه العام والموسمية والدورية الأمر الذي يعطي أحيانا تنبؤات مبالغا فيها أو غير دقيقة، في حين تقوم منهجيةVARعلى حساب المساحات المزروعة المتنبأ بها بالاعتماد على قراءة السلسلة الزمنية ضمن مسارها التاريخي ، الأمر الذي يجعلها طريقة ملائمة لاسيما عند توافر بيانات واقعية وصحيحة.

3. هدف الدراسة:-

تهدف الدراسة إلى التنبؤ بالمساحات المزروعة بمحصول الشلب للمدة 2014-2020 باستخدام منهج التحليل الحديث للسلاسل الزمنية المبني على استعمال نماذج متجه الانحدار الذاتي VAR(Vectorialautoregression) .

4. مصادر البيانات

تم الحصول على البيانات من مصادرها الرسمية والتي شملت وزارة الزراعة – قسم التخطيط والمتابعة – دائرة الإحصاء الزراعي والقوى العاملة ،وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي – قسم التخطيط والمتابعة – دائرة الإحصاء الزراعي ، والجهاز المركزي للإحصاء وتكنولوجيا المعلومات – قسم الارقام القياسية ، وزارة الموارد المائية – دائرة التخطيط والمتابعة ، فضلا عن وزارة النقل – الهيئة العامة للأنواء الجوية والرصد الزلزالي.

5. هيكلية البحث

أ. واقع زراعة محصول الشلب في محافظة النجف

يحظى انتاج الشلب في العراق بنوع من التخصص الجغرافي ، اذ تتركز زراعة هذا المحصول في المحافظات الواقعة على حوض الفرات ، ولاسيما محافظة النجف اذ بلغمتوسط اجمالي المساحة المزروعة بالشلب للمدة (1980-2013) في هذه المحافظة 141 الف دونم من اجمالي المساحة المزروعة بالعراق والبالغة 327الف دونم ،في حين بلغ متوسط الانتاج الكليللشلب في المحافظة106 الف طن من اجمالي الانتاج الكلي بالعراق والبالغ 213 .وبلغت الاهمية النسبية للمساحة المزروعة والإنتاج الكلي لمحصول الشلب في محافظة النجف بالنسبة للعراق، 49% ,55%على التوالي.(شكل 1، جدول 1).

لقد تساوت المساحة المزروعة والانتاج الكلي على مستوى القطر مع المساحة المزروعة والانتاج الكلي في محافظة النجف في السنوات 2000، 2001، وعلى العكس نجد ان الفارق بينهما اصبح كبيرا عامي 1994 و 1995 وذلك نتيجة للتوسع في المساحات المزروعة بالشلب في المحافظات التي لم تزرع هذا المحصول سابقا . اذ انخفضت نسبة مساهمة محافظة النجف في هذين العامين الى 29%، 31% على التوالي.

يبين الجدول (2) معدل النمو للمساحات المزروعة بالشلب في محافظة النجف ، اذ بلغ 0.2 % بينما كان معدل النمو في انتاجية الشلب 1.4% ، وكمحصلة كان معدل نمو في الانتاج الكلي 0.8 %، واذا ما قارنا معدلات النمو في محافظة النجف مع نظيراتها على مستوى العراق فانها اعلى في المحافظة مما عليه في القطر . وقد ظهرت المساحة المزروعة والانتاجية لمحصول الشلب على مستوى القطر سالبة الاشارة 0.5-مما يدل على وجود انخفاض في انتاجية الدونم الواحد خلال مدة الدراسة ، بينما كان معدل النمو للانتاج الكلي لمحصول الشلب في العراق موجبا اذ بلغ 0.6%.

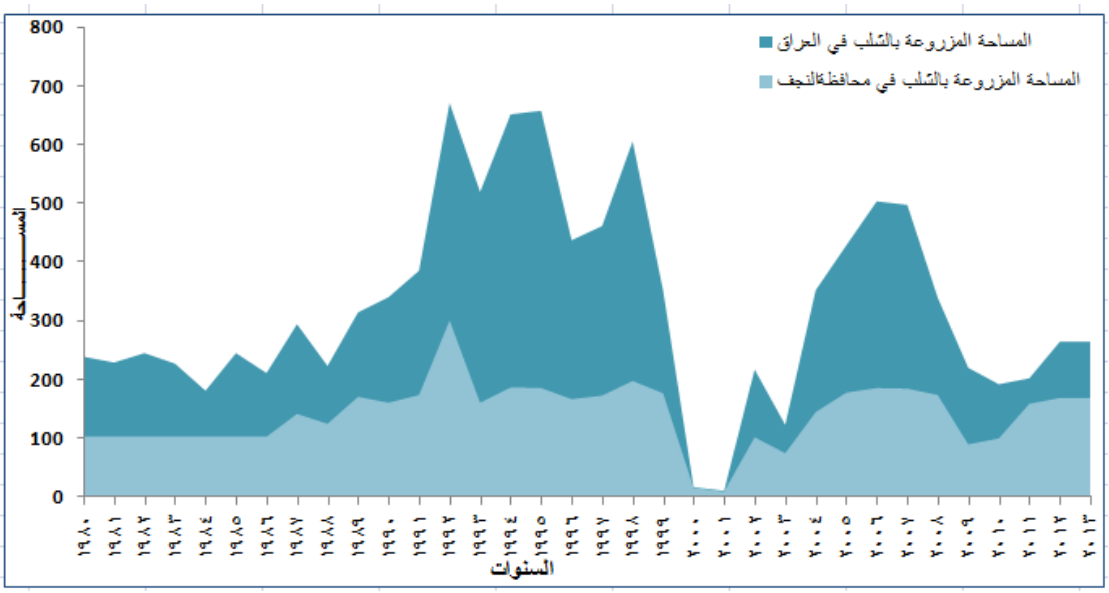
اما الرقم القياسي للتغاير في المساحة المزروعة والانتاج الكلي والانتاجية فقد بلغ 66% ، 44% ، 29% على التوالي واذا ما قارنا هذه القيم نجد ان الانتاجية كان اكثر استقرارا من المساحة والانتاج الكلي.

جدول (1): المساحة والإنتاج والإنتاجية لمحصول الشلب في العراق ومحافظة النجف والاهمية النسبية للمساحة والانتاج للمدة (1980-2013)

السنوات	المساحات المزرعة بالشلب (الف دونم)			الانتاج الكلي (الف طن)			الانتاجية (كغم /طن)	
	العراق	النجف	الاهمية النسبية%	العراق	النجف	الاهمية النسبية %	العراق	النجف
1980	239	103	43	167	89	53	698.74	864
1981	229	103	45	162	92	57	707.42	893.20
1982	245	103	42	163	85	52	665.31	825.24
1983	227	103	45	111	60	54	488.99	582.52
1984	181	103	57	109	86	79	602.21	834.95
1985	245	103	42	149	94	63	608.16	475.73
1986	211	103	49	141	91	65	668.25	883.50
1987	294	142	48	196	98	50	666.67	690.14
1988	223	125	56	141	85	60	632.29	680.00
1989	314	171	54	232	142	61	738.85	830.41
1990	340	161	47	229	117	51	673.53	726.71
1991	385	174	45	189	99	52	490.91	568.97
1992	670	301	45	237	81	34	353.73	269.10
1993	519	161	31	262	84	32	504.82	521.74
1994	651	187	29	383	119	31	588.33	636.36
1995	657	186	28	313	109	35	476.41	586.02
1996	437	167	38	283	115	41	647.60	688.62
1997	461	173	38	274	113	41	594.36	653.18
1998	605	198	33	390	140	36	644.63	707.07
1999	351	177	50	219	115	53	623.93	649.72
2000	17	16	94	12	12	100	705.88	750.00
2001	11	10	91	5	5	100	454.55	500.00
2002	217	102	47	194	86	44	894.01	843.14
2003	123	75	61	81	50	62	658.54	666.67
2004	352	145	41	250	104	42	710.23	717.24
2005	428	178	42	309	133	43	721.96	747.19
2006	503	186	37	363	142	39	721.67	763.44

848.65	788.73	40	157	392	37	185	497	2007
729.89	141.59	51	127	248	51	174	339	2008
988.89	786.36	51	89	173	41	90	220	2009
830	812.50	53	83	156	52	100	192	2010
987.42	1163.37	67	157	235	79	159	202	2011
1142	890.15	82	193	235	64	169	264	2012
1136	890.15	82	192	235	64	169	264	2013

المصدر :وزارة التخطيط والتعاون الأنمائي– قسم التخطيط والمتابعة – دائرة الاحصاء الزراعي .
وزارة الزراعة – قسم التخطيط والمتابعة – دائرة الاحصاء الزراعي والقوى العاملة –بيانات غير منشورة.



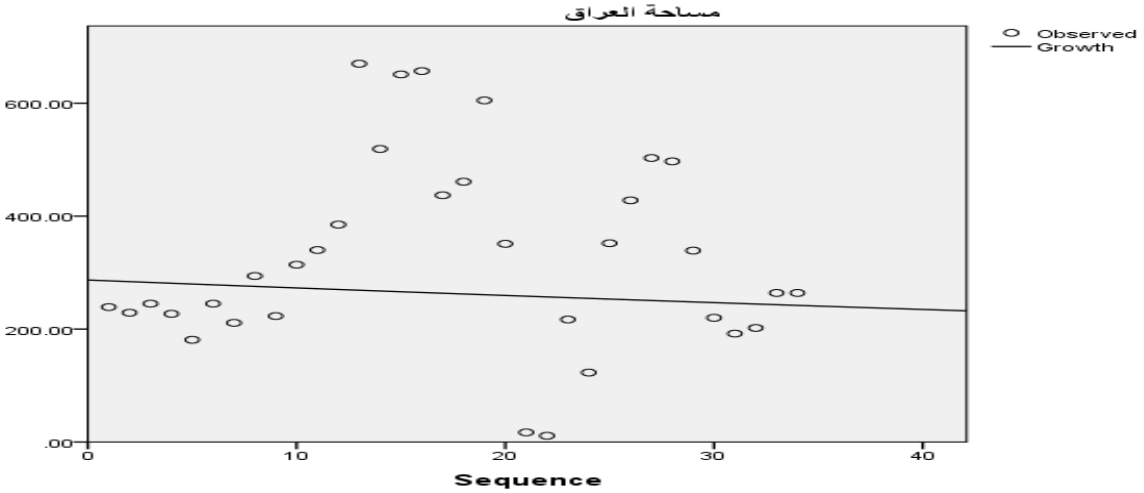
الشكل (1): التطور الزمني للمساحات المزروعة لمحصول الشلب في العراق ومحافظة النجف للمدة (1980–2013)

المصدر :من اعداد الباحثة بالاعتماد على بيانات وزارة التخطيط والتعاون الإنمائي – قسم التخطيط والمتابعة – دائرة الإحصاء الزراعي .

جدول (2) معدلات النمو السنوي والرقم القياسي للتغاير للمساحة المزروعة والإنتاج والإنتاجية لمحصول الشلب في العراق ومحافظة النجف للمدة 1980-2013

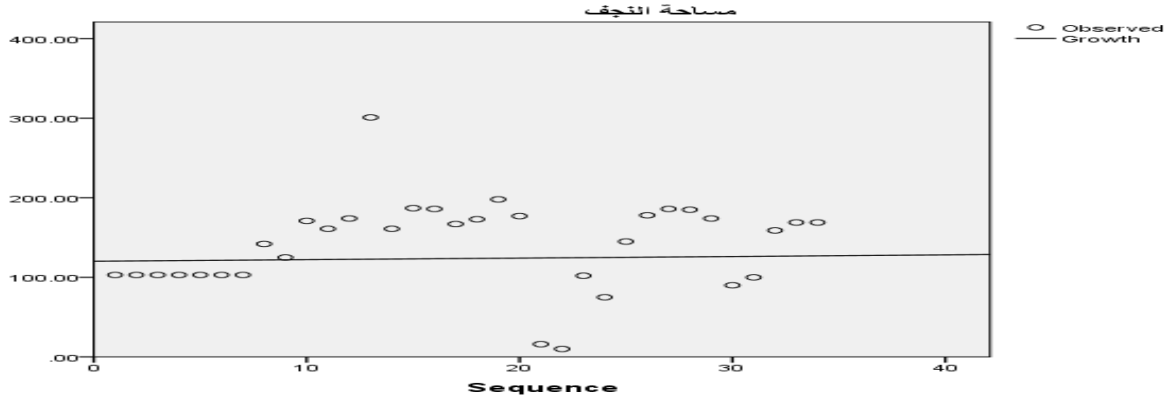
المتغيرات	معدل النمو السنوي والرقم القياسي للتغايير			
	العراق		محافظة النجف	
	*معدل النمو %	I.V.**	*معدل النمو %	I.V.**
المساحة المزروعة	-0.5	87	0.2	66
الانتاج الكلي	0.1	80	1	44
الانتاجية	0.6	59	0.9	29

المصدر : عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي (SPSS)



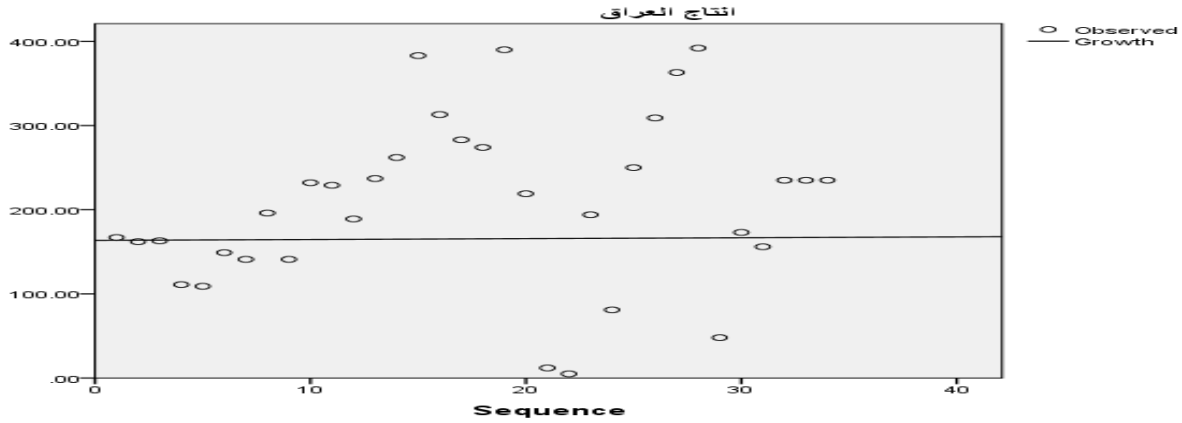
شكل (2) معدل نمو المساحة المزروعة لمحصول الشلب في العراق .

المصدر : عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي (SPSS)



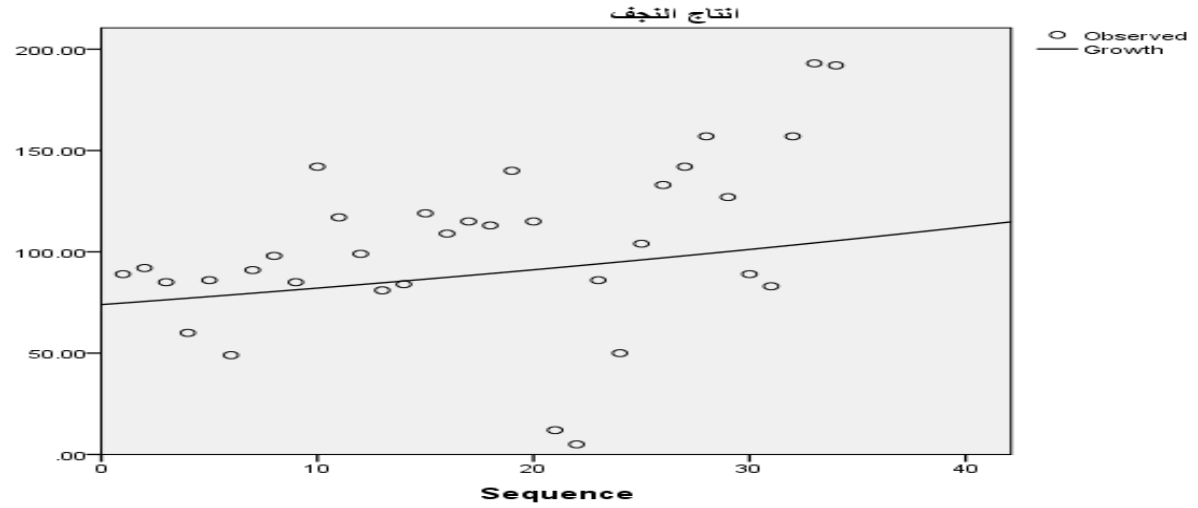
شكل (3) معدل نمو المساحة المزروعة لمحصول الشلب في محافظة النجف .

المصدر : عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي (SPSS)



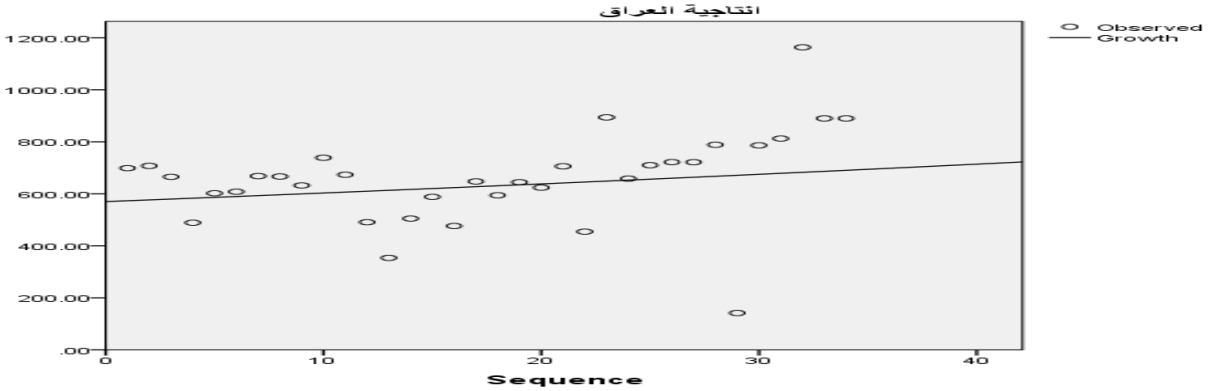
شكل (4) معدل نمو الانتاج لمحصول الشلب في العراق .

المصدر : عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي (SPSS)

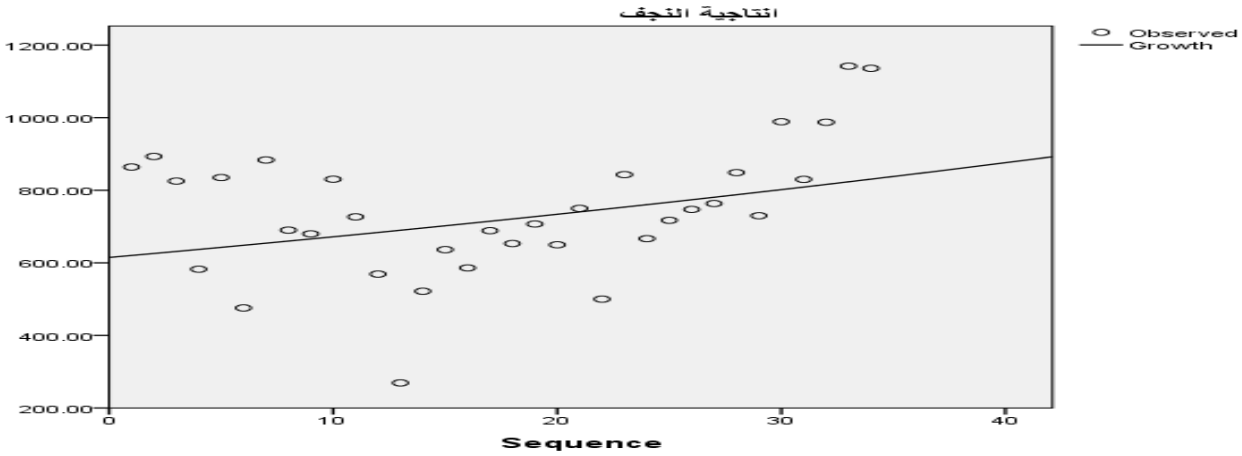


شكل (5) معدل نمو الانتاج لمحصول الشلب في محافظة النجف .

المصدر : عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي (SPSS)



شكل (6) معدل نمو الانتاجية لمحصول الشلب في العراق .
المصدر : عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي (SPSS)



شكل (7) معدل نمو الانتاجية لمحصول الشلب في محافظة النجف .

المصدر : عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي (SPSS)

توصيف وتقدير الأنموذج

الإطار النظري

تتيح نماذج VAR طريقة بسيطة جدا في التوقع وهي اقرب الى الواقع الاقتصادي لان متغيراتها (الداخلية والتفسيرية) تتفاعل مع بعضها البعض ، ولذلك يجب ادخالها في النظام الاقتصادي، (Vorbeek,2004). ومن الشائع جدا في النظام الاقتصادي ان يكون هناك نماذج فيها بعض المتغيرات ليست فقط متغيرات مفسرة لمتغير تابع ، ولكن هي ايضا تُفَسر بالمتغيرات التي كانت تفسرها. في هذه الحالة نحصل على نماذج المعادلات الآنية. والتي يجب تحديد أي منها داخلية وايها خارجية او متخلفة زمنيا.

ان اسلوب التمييزبين المتغيرات لايخلو من الانتقادات ، ووفقا لما ذكره Sims(1980) اذا كان هناك تزامنا بين عدد من المتغيرات فيجب التعامل مع جميع هذه المتغيرات بنفس الطريقة. بمعنى آخر يجب ان لا يكون هناك تمييز بين المتغيرات الداخلية والخارجية ولذلك تعامل جميع المتغيرات كمتغيرات داخلية، هذا يعني ان كل معادلة تأخذ نفس المتغيرات في شكلها المختزل (reduced form) مما يقود الى بناء نماذج متجه الانحدار الذاتي VAR .

اذا كانت السلسلة الزمنية y_t تتأثر بالمتغيرات الحالية والمتغيرات السابقة لـ x_t ، والسلسة الزمنية الحالية x_t تتأثر بالقيمة الحالية والقيم المحددة سابقا للسلسلة الزمنية y_t ففي هذه الحالة يكون الأنموذج البسيط ثنائي المتغير كالتالي: (Lutkepohl,2005)

$$y_t = \beta_{10} + \beta_{12}x_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}x_{t-1} + u_{yt} \quad \text{----------(1)}$$

$$x_t = \beta_{20} + \beta_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}x_{t-1} + u_{xt} \quad \text{----------(2)}$$

على افتراض ان y_t, x_t مستقرة و u_{yt}, u_{xt} حد الخطأ غير المرتبط ذاتيا ,ويوصف بانهضجة بيضاء *(white noise)*. المعادلتان *2,1* تشكلانأنموذج متجه الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى لأن اطول مدة تباطؤ هي مدة واحدة. وهذه المعادلات ليست معادلات ذات شكل مختزل ، اذ ان لـy_tتأثير متزامن على x_t معطى بالمعاملβ_{21}ولـx_t تأثير متزامن على y_t معطى بالمعامل β_{12}.

بإعادة كتابة النظام باستخدام المصفوفات نحصل على ما يلي:

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{yt} \\ u_{xt} \end{bmatrix} \quad \text{----------(3)}$$

أو $\beta z_t=\Gamma_0+\Gamma_1 z_{t-1}+u_{t-1}$ ----------(4)

حيث ان:

$$B=\begin{bmatrix}1 & \beta_{12}\\ \beta_{21} & 1\end{bmatrix}, z_t=\begin{bmatrix}y_t\\ x_t\end{bmatrix}\text{----------(5)}$$

$$\Gamma_0=\begin{bmatrix}\beta_{10}\\ \beta_{20}\end{bmatrix}, \Gamma_1=\begin{bmatrix}\gamma_{11} & \gamma_{12}\\ \gamma_{21} & \gamma_{22}\end{bmatrix} and \quad u_t=\begin{bmatrix}u_{yt}\\ u_{xt}\end{bmatrix}\text{----------(6)}$$

بضرب طرفي المعادلة في B^{-1} نحصل على ما يلي :

$$z_t=A_0+A_1 z_{t-1}+e_t \text{---------- (7)}$$

للتبسيط يمكن استخدام الرموز a_{i0} العنصر i للمتجه A_0 و a_{ij} العنصر من الصف i والعمودj للمصفوفة A_1 و e_{it} تمثل العنصر i من المتجه e_t باستخدام هذه الرموز يمكن كتابة أنموذجVAR كالتالي:

$$y_t=a_{10}+a_{11}y_{t-1}+\gamma a_{12}x_{t-1}+e_{1t}\text{----------(8)}$$

$$x_t=a_{20}+a_{21}y_{t-1}+a_{22}x_{t-1}+e_{2t}\text{----------(9)}$$

للتمييز بين أنموذج متجه الانحدار VAR الاصلي 2 , 1 والنظام الذي حصلنا علية في المعادلتين 9,8يسمى الأول نظام بدائي او هيكلي بينما الثاني نظام VAR في شكل معياري او مختزل. من المهم ان نشير هنا الى ان حد الخطأ e_{1t} وe_{2t} يتكون من صدمتين u_{yt} وu_{xt}

حيث ان : $\boldsymbol{e_t=B^{-1}u_t}$

----------(10)

يمكن الحصول على:

$$e_{1t}=(u_{yt}+\beta_{12}u_{xt})/(1-\beta_{12}\beta_{21})\text{----------(11)}$$

$$e_{2t}=(u_{xt}+\beta_{21}u_{yt})/(1-\beta_{12}\beta_{21})\text{----------(12)}$$

حيث ان u_{xt}،u_{yt} عملية ذات ضجة بيضاء، لذلك فان كل من e_{1t} وe_{2t} هما ايضا ضجة بيضاء.

تحليل السلاسل الزمنية Analysis of time series

يتطلب بناء أنموذج VAR ان تكون السلاسل الزمنية مستقرة اي لا تحوي جذر الوحدة ، لذلك يستخدم اختبار ديكي فولر الموسع (Augmented Dicky FallerADF) وهو الاختبار الاكثر شيوعا لاختبار جذر الوحدة ، اذ تفرض فرضية العدم فيه ان السلسلة تحتوي على جذر وحدة او انها غير ساكنة

، في حين تفترض الفرضية البديلة بان السلسلة خالية من جذر الوحدة او انها ساكنة . يتطلب اختبار (ADF) لجذر الوحدة معادلة الانحدار التالية (Dickey and Fuller,1981):

$$\Delta X_t = a_o + \delta X_{t-1} + \Sigma\beta\Delta X_{t-1}^{`} + e_{t------(2)}$$

حيث ان :

ΔX_t: الفرق الاول للمتغير X.

δ: معلمة الاختبار.

e_t: الضجة البيضاء.

يوضح الجدول (3) نتائج اختبار ADF للمتغيرات المذكورة انفا على وفق المستويات الثلاثة (ثابت ، ثابت واتجاه ، بدون) ومن الجدول يمكن ملاحظة عدم استقرار جميع المتغيرات ، اذ ان قيمة تاو (τ) المحسوبة اكبر من قيمتها الحرجة المناظرة عند مستوى المعنوية (5%) لذلك لا يمكن رفض فرضية العدم ، اي ان جميع السلاسل غير ساكنة وكل متغير على حده يعد متكاملا من الدرجة الاولى طالما ان الفرق الاول منهما متكامل من الدرجة صفر.

جدول (3) :نتائج اختبار ديكي فولر(ADF)لجذر الوحدة للمتغيرات المدروسة للمدة (1980-2013)

	المستوى			الفرق الأول		
	ثابت فقط	ثابت واتجاه	بدون	ثابت فقط	ثابت واتجاه	بدون
Aerea	-3.658	-3.594	-0.7926	-7.579	-7.452	-7.695
Prod	-2.524	-2.885	-0.180	-5.102	-5.055	-5.143
Price	-0.020	-2.450	0.984	-6.966	-7.200	-6.445
WAT	-4.134	-3.995	-1.073	-5.343	-5.340	-5.440
القيمة الحرجة عند مستوى1%ا لقيمة الحرجة عند مستوى 5% القيمة الحرجة عند مستوى 10%	-3.784 -2.937 -2.607	-4.273 -3.557 -3.212	-2.639 -1.951 -1.610	-3.662 -2.960 -2.619	-4.244 -3.563 -3.215	-2.641 -1.952 -1.610

المصدر : عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي (Evews.6)

1. اختبار التكامل المشترك

يقصد بالتكامل المشترك Co integration اسلوب لمعالجة عدم استقرارية بيانات السلاسل الزمنية وهو وجود علاقة طويلة الاجل بين سلسلتين غير مستقرة ، ولكن ممكن ان تستقر من نفس الدرجة، بمعنى ان كلا السلسلتينتكون مستقرة بعد اخذ الفرق الاول 1 (I)لكل متغير، اما التراكيب الخطي للمتغيرين يكون مستقر ، اي تكون بواقي (حد الخطأ) لعلاقة الانحدار مستقرة حيث U_t له رتبه (0)I، وانحدار كلا المتغيرين سيكون ذو معنى وليس انحدار زائف ، وتساعد هذه الطريقة على تقدير العلاقات طويلة الاجل باستخدام سلاسل غير مستقرة ، بمعنى اخر اي ان اختبار التكامل المشترك يتعامل مع

مجموعة من المتغيرات كل واحد منها تعاني من عدم الاستقرارية ، وينص 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 Johansen et al. (1990). 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 من عدد المتغيرات الفردية (n) بمعنى (Townsend and Thirtle,1997).(r=n−1) اذا كانت r=n فان السلسلة ساكنة ومتكاملة تكاملا مشتركا ،اي ان الانحراف عن التوازن طويل الامد محدد او مؤكد(Engle and Granger,1987).

قبل إجراء اختبار التكامل المشترك لابد من تحديد المدة المناسبة للتباطؤ ، ويظهر الجدول (4) المعايير التي استخدمت في تحديد مدة التباطؤ اذ كشف اختبار تحديد رتبة التباطؤ ان اربع منها هي (FPE ، SIC ، HQ ، LR) قد حددت اثنان مدد تباطؤ في حين حدد اختبار (AIC) مدة تباطؤ واحدة ولذلك سنعتمد على المعايير الاربعة ونختار مدتا تباطؤ لاختبار جوهانسن-جسليوس (Usman,2005) .

جدول (4) معايير اختيار رتبة التباطؤ

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-108.8623	NA	0.017078	7.281438	7.466468	7.341753
1	-41.13391	113.6089*	0.000614*	3.944123	4.869276*	4.245700*
2	-25.06611	22.80591	0.000647	3.939749*	5.605024	4.482587

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

يبين جدول رقم (5) نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك باستخدام دالة الامكان الاعظم . قدرت النتائج بوجود الثابت والاتجاه الخطي المحدد . يتضح من النتائج ان القيمة المحسوبة لكل من اختباراحصاءة الاثر trace وقيمة ايجن العظمى max eigenvalue كانت اكبر من القيمة الحرجة لها عند مستوى معنوية 5%مما يدل على وجود معادلة تكامل مشترك واحدة ، اذ ان فرضية العدم التي تفترض ان r=0 ، قد رفضت لذلك فان هناك علاقة توازنية طويلة الامد وحيدة بين المتغيرات المدروسة ، وحيث ان هناك معادلة تكامل مشترك واحدة فان معلماتها يمكن ان تفسر كمقدرات لعلاقة التكامل المشترك طويلة الامد بين المتغيرات المدروسة (Hallam and Zanoli , 1993).

جدول (5) : نتائج اختبار التكامل المشترك باستعمال طريقة جوهانسن–جسليوس

Hypothesized No. of CE(s)		Trace Statistic	0.05 Critical Value	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Vale	Eigenvalue
$r = 0$ *	None	52.29093	47.85613	26.91329	25.58434	0.592254
$r = 1$	At most1	25.37764	29.79707	13.65851	21.13162	0.365732
$r = 2$	At most 2	11.71913	15.49471	8.277694	14.26460	0.241129
$r = 3$	At most 3	3.441439	3.841466	3.441439	3.841466	0.063674

*تعني رفض فرضية العدم عند مستوى 5%.

المصدر : عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي (Evews.6)

2. تقدير أنموذج VAR :

يمكن اعادة تمثيل المتغيرات المدروسة في هيكل أنموذج تصحيح الخطأ الديناميكي، وفي هذه الدراسة تمت نمذجة استجابة العرض الى مرحلتين.(Harris and Sollis, 2005)

الاولى : انحدار التكامل المشترك الستاتيكي في معادلة (1)، والذي من خلاله تم تقدير المساحات المزروعة بمحصول الشلب ومن ثم اجراء التكامل المشترك.

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

$$\Delta ARICE_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta ARICE_{t-1} + \beta_2 \Delta Price_{t-1} + \beta_2 \Delta Prod_{t-1} +$$
$$+\beta_3 \Delta WA_t - \lambda(ARICE_t - a_0 - a_1 ARICE_{t-1} - a_2 Prod_{t-1} - a_3 LWAT_t) + \omega_t$$

حيث ان:

Δ: معامل الفرق الاول في حين ان $\beta_1 - \beta_3$معاملات الامد القصير .

λ : الية تصحيح الخطأ وهي تقيس سرعة التعديل من عدم التوازن قصير الامد الى التوازن طويل الامد

ω: جزء الخطأ التصادفي والذي يفترض ان يتوزع توزيعا طبيعيا وبشكل مستقل وبمتوسط حسابي صفر وتباين ثابت.

$ARICE_t$: المساحة المزروعة بمحصول الشلب في محافظة النجف للسنة الحالية (الف /دونم).

$Price_{t-1}$:السعر الحقيقي لمحصول الشلب لسنة سابقة (دينار/طن).

$Prod_{t-1}$: الانتاج الكلي لمحصول الشلب لسنة سابقة (الف/طن).

WA_t: تصريف مياه الري ،حيث تم اخذ معدل تصريف مياه سدة الهندية للاشهر التي تستمر فيها زراعة المحصول (مايس ، حزيران ، أب ، ايلول ، تشرين الاول) وهي مقاسة ب(م^3.ثا).

بعد التأكد من إن السلاسل الزمنية لمتغيرات أنموذج الدراسة هي غير ساكنة في المستوى وساكنة عند الفرق ، ومن ثم التحقق من أنها جميعا متكاملة تكاملا مشتركا ، ولغرض الكشف عن علاقة توازنية طويلة الأمد بين المساحة المزروعة بالشلب($LARICE_t$) والسعر الحقيقي للمحصول ($LPRICE_t$) ومياه الري (LWA_t) ،والانتاج الكلي ($LPrd_t$) ، ينبغي إن تحظى هذه المتغيرات بتمثيل أنموذج تصحيح الخطأ (ECM).(Engle and Granger, 1987)).

وباستعمال طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) وبالاستعانة ببرنامج (6.1) Eviews كانت نتائج التقدير لأنموذج استجابة عرض المساحة المزروعة بمحصول الشلب في محافظة النجف كما يلي:

جدول (6) : نتائج تقدير أنموذج تصحيح الخطأ لمحصول الشلب في محافظة النجف للمدة 1980-2013

المتغيرات المستقلة	Coff.	t-Statistic	Prob.
$\Delta LARICE_t$	0.527358	5.545462	0.0000
$\Delta LPRICE_{t-1}$	0.345754	2.204776	0.0320
$\Delta LPRd_{t-1}$	0.327022	1.958470	0.0620
$\Delta LWAT_t$	0.42032	3.47350	0.0000
EC_{t-1}	-0.518869	-2.045827	0.0385
$R-squared 0.782003 Meandependentvar 5.390824$			
$Adjusted R-squared 0.768517 S.D.dependentvar 0.954160$			
$S.E.of regression 0.345983 Akaikeinfocriterion 0.831617$			
$Sumsquaredresid 4.189660 warzcriterion 1.042727$			
$Loglikelihood -11.63234 Hannan-Quinncriter 0.107948$			
$F-statistic 65.40432 Durbin-Watsonstat 1.777945$			
$Prob(F-statistic) 0.000000$			

الاختبارات التشخيصية

اختبار الارتباط الذاتي LM 0.57730(0.7585)

اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي Jarque-Bera(JB)(0.990379)0.01485

اختبار عدم تجانس التباين

- **10.5484 (0.7419) Breusch-Pagan-Godfrey**
- **0.003123 (0.9489) ARCH**
- **اختبار الشكل الدالي (0.0458)0.001305**

يتبين من تقديرات أنموذج تصحيح الخطأ لدالة استجابة عرض محصول الشلب ان سعر المحصول لسنة سابقة والمساحة المزروعة لسنة سابقة ومياه الري والانتاج الكلي مسؤولة عن 87% من التغير في المساحة المزروعة بالشلب للمدة 1980–2013. وثبتت معنوية الانموذج ككل باختبار F اذ بلغت قيمته65 % ومعنوية عند مستوى 1%.كما تبين من اختبار t معنوية التقديرات الخاصة بمعلمات الانموذج عند مستوى 5% جدول (6).

تشير الاختبارات التشخصية الى ان الأنموذج قد تجاوز كافة الاختبارات القياسية مثل خلوه من الارتباط الذاتي باستخدام اختبار (LM) بقيمة احتمالية (0.7585) لمدتي ابطاء ، ومنها يمكن ان نقبل فرضية العدم بأن الأنموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي . كذلك تحقق شرط التوزيع الطبيعي للبواقي باستخدام Jarque-Bera(JB) بقيمة احتمالية (0.990379) وهي اكبر من 5% ومنها نقبل فرضية العدم اي ان بواقي الأنموذج لها توزيع طبيعي ،فيما اظهر اختبار Breusch–Pagan–Godfrey واختبار (ARCH test) عدم وجود مشكلة عدم ثبات التباين بقيمة احتمالية (0.7419 , 0.9489) على التوالي لتباطئين. واشارت نتائج اختبار(Ramsey RESET Test) الى رفض فرضية وجود مشكلة خطأ تحديد الأنموذج .

وعلى ضوء نتائج أنموذج تصحيح الخطأ في جدول (7) نلاحظ معنوية حد تصحيح الخطأ EC_{t-1}) عند مستوى 5% مع الاشارة السالبة المتوقعة ، وهذا تأكيد على وجود علاقة توازنية طويلة الامد في الأنموذج ، وتشير قيمة معامل تصحيح الخطأ (0.518869–) إلى إن المساحة المزروعة بالشلب تتعدل نحو قيمتها التوازنية في كل مدة زمنية بنسبة تعادل (51.8%) من اختلال التوازن المتبقي من المدة (t-1) ، اي عندما تنحرف المساحات المزروعة بالشلب ، خلال الامد القصيرة في المدة (t-1) ، عن قيمتها التوازنية في المدى البعيد ، فانه يتم تصحيح ما يعادل 51.8% من هذا الانحراف او الاختلال في المدة (t) . ومن ناحية أخرى ، فان نسبة التصحيح هذه تعكس سرعة تعديل منخفضة نحو التوازن ، بمعنى ان المساحات المزروعة تستغرق ما يقارب 2 سنوات (0.518869)÷ 1 باتجاه قيمتها التوازنية بعد اثر الصدمة في النظام (الأنموذج) نتيجة للتغير في محدداتها. السبب المنطقي المحتمل لهذا التعديل ربما يعود الى الخصائص التكنلوجية في الانتاج الزراعي ، إذ ان لدى المزارعين في الامد القصير مساحة ارض وأبنية وآلآت محددة مما قد يحد من عمية التعديل استجابة لسعر المنتج وتوفر مياه الري .

جاءت معلمة التغير في السعر الحقيقي للشلب وبإبطاء سنة ذات إشارة موجبة ومعنوية عند مستوى 5% اذ بلغت قيمتها (0.345754) وهذا يتفق مع ما تفترضه النظرية الاقتصادية ، اذ يدل على عقلانية المزارعين باستجابتهم للزيادة السعرية بزيادة المساحة المزروعة .

فيما جاءت معلمة الانتاج الكلي بإبطاء سنة ذات إشارة موجبة ومعنوية عند مستوى 5%، وفيما يخص معلمة التغير في مياه الري وبإبطاء سنة ، فقد دلت على وجود علاقة طردية بين مياه الري والمساحة المزروعة ، إذ بلغت قيمتها (0.42032) ومعنوية عند مستوى 5%، وهذه النتائج تتفق مع ما ذكره Mahmood واخرون (2007)وRahji واخرون(2008b, 2008a))و Abou-Talib واخرون (2008) و Tey (2009) وKuwonu(2011) الذين وجدوا ان سعر المحصول ومياه الري كان لها التأثير الاهم على المساحات المزروعة بهذا المحصول .

3. ديناميكية نماذج VAR

تساعد دراسة ديناميكية أنموذجVARعلى تحليل الآثار السياسة الاقتصادية من خلال تحليل استجابة الدوال النابضة وتحليل تباين الخطأ (Pecican et al., 2010)

1- تحليل استجابة الدوال النابضةImpulse Response: وهو تحليل يشير إلى ردة فعل اي نظام ديناميكي على بعض التأثيرات الخارجية ، اذ يساعد تحليل الصدمات العشوائية على تحديد سلوك متغيرات الأنموذج الحركي وتحديد اتجاه العلاقة ، اذ يوضح هذا التحليل استجابة المتغير في أنموذج متجهات تصحيح الخطأ (VECM) لتغير متغير اخر بنسبة 1%.

ومن الجدول (7) والشكل (8) يتضح ان صدمة انحراف معياري واحد في المساحة المزروعة تسبب استجابة 12% في المدة الاولى ،ثم تزداد الى 13.5% في المدة الثانية لتصل الى 18.8% في المدة الثالثة ثم تنخفض في المدة الخامسة لتصل الى 12% ثم تستقر نسبيا حتى المدة العاشرة ، حيث تصل بعد ذلك الى التوازن طويل الامد ، وتسبب صدمة انحراف معياري واحد في السعر الحقيقي لمحصول الشلب استجابة مقدارها 59% في المدة الاولى ، ثم تنخفض 14.6% في المدة الثالثة وتصبح استجابة سالبة في المدد الرابعة والخامسة والسادسة والسابعة ثم تستقر نسبيا حتى المدة العاشرة حيث تصل الى التوازن طويل الامد .اما صدمة انحراف معياري واحدة في الانتاج الكلي وتسبب استجابة مقدارها 9.8% في المدة الاولى ثم تزداد الى 11.5% في المدة الثانية ثم تستقر بعد ذلك ، وتصبح استجابة سالبة في المدة الخامسة والسادسة والسابعة حيث تصل بعد ذلك الى التوازن طويل الامد .

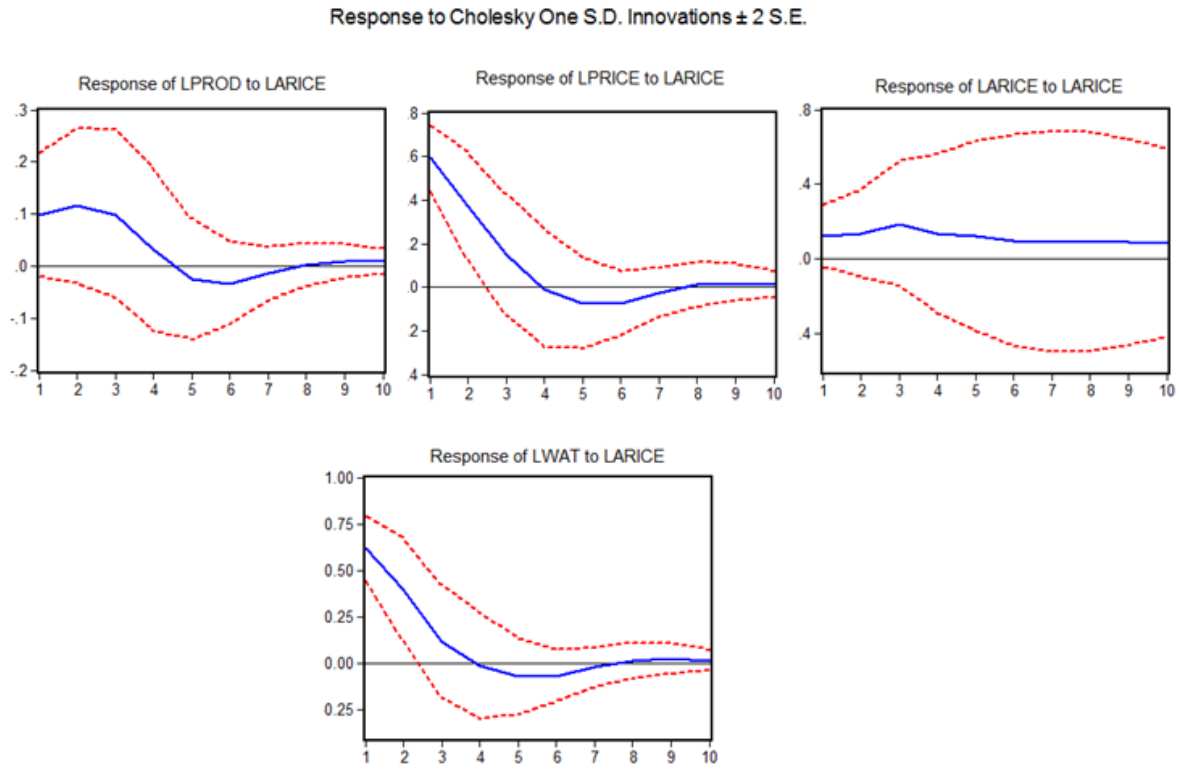
ام تأثير صدمة انحراف معياري واحد في مياه الري على المساحة المزروعة فقد سببت استجابة 62.8% في المدة الاولى لتنخفض الى 39% في المدة الثانية ثم تنخفض الى 11.5% في المدة الثالثة ،لتصبح بعد ذلك استجابة سالبة في المدد الرابعة الخامسة والسادسة والسابعة وبعدها تتخذ مسارا مستقرا حتى المدة العاشرة حيث تصل الى التوازن طويل الامد .

جدول (7) :استجابة النبضة باستخدام طريقة (Cholesky-dof adjusted) للمساحة المزروعة بالشلب في النجف لصدمة انحراف معياري واحدة للمتغيرات المشمولة بالدراسة

Period	LARICE	LPRICE	LPROD	LWAT
1	0.121688	0.593012	0.098114	0.618864
	(0.08290)	(0.07413)	(0.05911)	(0.08749)
2	0.135640	0.372213	0.115329	0.394674
	(0.11671)	(0.12348)	(0.07443)	(0.13712)
3	0.188055	0.146661	0.098628	0.117685
	(0.16630)	(0.13949)	(0.08047)	(0.15046)
4	0.136318	-0.008986	0.031558	-0.015455
	(0.21249)	(0.13489)	(0.07827)	(0.14209)
5	0.120158	-0.076097	-0.024651	-0.071494
	(0.25506)	(0.10275)	(0.05830)	(0.10291)
6	0.097211	-0.073611	-0.033396	-0.068135
	(0.28308)	(0.07383)	(0.03958)	(0.07001)
7	0.091384	-0.024450	-0.014982	-0.022514
	(0.29675)	(0.05635)	(0.02530)	(0.05256)
8	0.088983	0.011672	0.001902	0.014711
	(0.29206)	(0.05134)	(0.02030)	(0.04804)
9	0.088689	0.019196	0.008631	0.022568
	(0.27477)	(0.04315)	(0.01609)	(0.03945)
10	0.082899	0.010383	0.007982	0.013745
	(0.25039)	(0.03052)	(0.01208)	(0.02707)

Cholesky Ordering: LARICE LPRICE LPROD LWAT
Standard Errors: Analytic

المصدر : عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي (Evews.6)



شكل (8) :استجابة المساحة المزروعة بالشلب في محافظة النجف لصدمات بمقدار معياري واحد للمتغيرات المشمولة بالدراسة.

المصدر : عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي (Evews.6)

2- تحليل التباين : يقصد بتحليل التباين مدى مساهمة كل متغير في تباين خطأ التنبؤ لعشر سنوات مستقبلية استخدم في التحليل معيار cholesky لتجنب مشكلة التأثير المتزامن للاخطاء في متغيرات الأنموذج(Araji and White, 1999) .

ومن جدول تحليل التباين (8) يلاحظ ان 100% من خطأ التنبؤ يعزى الى المتغير نفسه وبخطأ معياري(0.593) في تفسير تباين خطأ التنبؤ في المساحة المزروعة بالشلب في المدة الاولى ،وترتفع هذه النسبة في الامد الطويل (عشر مدد تنبؤية مستقبلية) الى قرابة (85.74231، 3.985914 ، 0.974033، 9.297740) لكل من المساحة المزروعة وسعر المحصول والانتاج الكلي ومياه الري على التوالي وبخطأ معياري قدره (0.781911).

نستنتج من الجدول ان صدمات متغير مياه الري وسعر المحصول تتزايد اهميتها النسبية في الاسهام في تفسير التقلبات في المساحة المزروعة في الامد الطويل حيث تفوق اسهام متغير الانتاج الكلي ، وهذه النتيجة متوقعة وذلك بسبب دور مياه الري والاسعار في التأثير على المساحات المزروعة بالشلب .

جدول (8) تحليل مكونات التباين للمساحات المزروعة بمحصول الشلب في محافظة النجف

Period	S.E.	LARICE	LPRICE	LPROD	LWAT
1	0.593012	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.717269	95.28278	4.532334	0.117386	0.067504
3	0.749784	91.02405	4.225234	0.110102	4.640617
4	0.763549	87.78552	4.117440	0.504480	7.592557
5	0.767728	87.81504	4.076199	0.598568	7.510196
6	0.776182	86.81179	4.027596	0.724473	8.436142
7	0.780366	85.98173	3.997546	0.877323	9.143397
8	0.781487	85.75749	3.987956	0.963826	9.290729
9	0.781775	85.75463	3.985171	0.974372	9.285824
10	0.781911	85.74231	3.985914	0.974033	9.297740

Cholesky Ordering: LARICE LPRICE LPROD LWAT

المصدر : عمل الباحث بالاعتماد على البرنامج الاحصائي (Evews.6)

الاستنتاجات والتوصيات

1- استنادا إلى نتائج هذه الدراسة يلاحظ ان سياسة الدعم الحكومي في تحفيز المزارعين نحو التوسع في المساحات المزروعة في محافظة النجف قد حققت معدلات نمو موجبة.

2- ظهرت سرعة التعديل للمساحة منخفضة عند تقدير أنموذج تصحيح الخطأ مما يشير إلى اختلال التوازن في المدة الماضية ، والذي لا يمكن تصحيحه بالكامل خلال السنة ويعود ذلك الى الخصائص التكنولوجية في الإنتاج الزراعي ، اذ ان لدى المزارعين في الأمد القصير مساحة ارض وأبنية والآت محددة وهذا قد يحد من عملية التعديل استجابة إلى ارتفاع سعر المنتج وتوفر مياه الري.

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

4- بناءً على نتائج تجزئة تباين خطأ التنبؤ للمساحة المزروعة بمحصول الشلب .فان التقلبات في سعر المحصول ومياه الري تفسر التباين في خطأ التنبؤ للمساحة حيث تفوق اسهام متغير الانتاج الكلي، وهذه النتيجة متوقعة وذلك بسبب دور مياه الري والاسعار في التأثير على المساحات المزروعة بالشلب.

5- اشارت دوال نبضات الاستجابة الى العلاقة الطردية بين التقلبات في المساحات المزروعة بمحصول الشلب وسعر المحصول ومياه الريوالانتاج الكلي .اي ان لصدمة متغيري الاسعار(59%) والارواء (61.8%) الاسهام الحقيقي في تقلب المساحات المزروعة في الامد الطويل .

وبناء على ذلك نوصي بما يلي :

1- تخطيط سياسات سعرية مسبقة مناسبة واتخاذ الخطوات الفعلية لحماية المزارعين من تذبذب الأسعار ، ومعرفة الامكانيات المتاحة من الموارد المائية والأرضية لغرض تجنب رفع السعر دون الحصول على استجابة في المساحات المزروعة .

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

3- استخدام الأنموذج الذي تم التوصل اليه في التنبؤ بالمساحة المزروعة بمحصول الشلب ، واعتماد التنبؤات التي التوصل اليها بوضع خطط التنمية الاقتصادية المستقبلية.

المصادر:

1- هيئة التخطيط ، الجهاز المركزي قسم الاحصاء ، المجموعة الإحصائية السنوية للمدة1980-2013.

2- وزارة الزراعة ، دائرة التخطيط والمتابعة – سجلات الإحصاء الزراعي للمدة 1980-2013.

3- وزارة النقل – الهيئة العامة للأنواء الجوية والرصد الزلزالي ، بيانات غير منشورة للمدة 1980-2013.

4- اليونس ، عبد الحميد احمد ومحمد ، محفوظ عبد القادر والياس ، زكي عبد (2003).محاصيل الحبوب ،وزارة التعليم العالي والبحث العلمي ، جامعة الموصل.

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

6- Araji, A. A. andWhire, F. C. (1998). The impact of agricultural research on United State exports. Res. Bull., 55:20.
7- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981).Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica, 49:1057-1072.
8- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. Econometrica, 55:251-276.
9- Hallam, D. and zanoli, R. (1993). Error correction models and agricultural supply response. Eur. Rev. Agric. Econ., 20:150-166.
10- Harris, R. and Sollis, R. (2005). Applied Time Series Modelling of Forecasting. John Wiley and Sons, Chichester. Pp118-124.
11- Johansen, S., and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Interference on Cointegration with Application to the Demand for Money , Oxfored Bulletin of Economics and Statistics, 52:169-210.
12- Kuwonu, J. K. M. (2011). Supply response of rice in Ghana: a cointegration analysis. J. Econ. Sust. Develop., 2:2222-2855.
13- Lutkepohl, H.(2005).New Introduction to Multiple Time Series Anaylsis. Berlin, Springer. P87-88.
14- Pecican, E. S. (2010). Forecasting based on open VAR. Romanian J. Economet. Forecast., 1:59-69.
15- Rahji , M. A. Y. and Adewnmi, M. O. (2008). Market supplyresponse and demand for local rice in Nigeria: implication for self-sufficiency policy. J. Central. Eurpean Agric., 9:567-574.
16- Rahji, M. A. Y.; Ilmobaya, O. O. and Faykayode, S. B. (2008). Rice supply response in Nigeria: an application of the Nerlovian adjustment model. Nigerian Agric. J., 3:229-234.
17- Sims, C.A.(1980). Macroeconomics and Reality.Econometrica, 48, 1-48.
18- Tey, Y.; Suryani, D.; Aswani, F. M. and Nurjihan, I. (2009). Acreage response of rice: a case study in Malaysis. Munich Personal Repec. Archive, 5:37.
19- Townsend, R.; Thirtle, C. and Revell, B. J. (1997). Dynamic acreage response: شn error correction model for maize and tobacco in Zimbabwe. Int. Assoc. Agri. Ecom., Occasional Paper, 7:198-209.
20- Usman, S . (2005).Testing causality with application to exchange rate for Swedish kroner with GBpound and US dollar, M. Sc. Thesis, School of Economics and Management, Lund university, Swede.
21- Verbeek, M. (2004). A Guide to Modern Econometrics. New York, Wiley, p 186.