

قياس أثر التغيرات السعرية وغير السعرية على المساحات المزروعة بمحصول الحُمص في العراق خلال المدة (١٩٨٠-٢٠١٥) باستخدام نموذج الإنحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع (ARDL)

زهرة هادي محمود زهراء علي محمد الحبوبى

قسم الاقتصاد الزراعي- كلية الزراعة- جامعة بغداد

محمد فوزي محمد الدناصوري

معهد بحوث الاقتصاد الزراعي- مركز البحوث الزراعية- مصر

مقدمة:

يُعتبر القطاع الزراعي من القطاعات المهمة والحيوية في اقتصاد أي دولة من دول العالم والاقتصاد العالمي نظراً لما يُوفره النشاط الزراعي من الغذاء والملبس وفرص العمل للسكان والمواد الخام للصناعة. ويُعد هذا القطاع في العراق أكبر قطاع اقتصادي غير نفطي حيث يُسهم بقراءة ٢٥% من القوة العاملة ونحو (٥-١٠)% من إجمالي الناتج المحلي^(٥)، وعلى ذلك فإنه لا يُمكن تصور تنمية شاملة في العراق دون أن يُرافقها تنمية في القطاع الزراعي^(٢). ويواجه هذا القطاع في المجال الغذائي خاصةً صعوبة في تحقيق الموازنة بين الطلب على المنتجات الغذائية وعرضها بسبب انخفاض الانتاج المحلي من جهة وزيادة الطلب من جهة أخرى نتيجة زيادة عدد السكان فضلاً عن عوامل أخرى ومنها انخفاض متوسط الدخل الفردي. ويُعد محصول الحُمص من المحاصيل البقولية الهامة، وتأتي أهميته الغذائية من إحتوائه على نحو ٥٦,٦% من الكربوهيدرات، ونحو ٢٠,١% من البروتينات، كما تحتوي حباته على الفيتامينات والحامض النيكوتيني والكالسيوم، بالإضافة إلى أن له دوراً هاماً في خصوبة التربة وإضافة كميات كبيرة من النيتروجين عن طريق ما تُنتجه بكتريا الرايزوبيا الموجودة على جذوره، فضلاً عن ذلك يُستعمل الحُمص وقشوره في تغذية الحيوانات حيث يُعد علف ذو قيمة غذائية عالية، وهو محصول اقتصادي مرتفع الثمن في الأسواق العالمية^(٤).

وتُعتبر الأسعار المزرعية أحد المتغيرات الاقتصادية الهامة والمؤثرة في اتخاذ المزارعين للقرارات الإنتاجية، بالإضافة إلى التغيرات غير السعرية، مما يجعل دراسة هذه العوامل من خلال تقدير نموذج قياسي ديناميكي لاستجابة العرض ضرورة لما في ذلك من أهمية في مجال وضع السياسات السعرية اللازمة لزيادة إنتاج محصول الحُمص. وقد اعتمدت معظم الدراسات السابقة لاستجابة عرض المساحة المزروعة على تحليل الانحدار التقليدي واستخدمت معظمها نموذج التوقع لنيرلوف/ نموذج التعديل الجزئي والتي طبقت على بيانات السلاسل الزمنية غير المُستقرة دون الأخذ بالاعتبار جذر الوحدة ودرجة تكامل المتغيرات، لذلك فإن بعض النتائج التي توصلت إليها العديد من هذه الدراسات هي نتائج زائفة لا تعكس العلاقة الحقيقية بين المتغيرات، وللتغلب على هذه المشكلة استخدمت تقنيات حديثة تمثلت بالتكامل المشترك وتصحيح الخطأ والتي شاع استخدامها بشكل واسع في نهاية القرن الماضي وبداية القرن الحالي في شتى أنحاء العالم، ومن هذه الدراسات (Alemu etc.,2003)^(١) (Abou-Talib and EL-Begawy, 2008)^(٨) , Fahimiford (and Saboum, 2011)^(١٥)، إلا أن طريقة جوهانسن للتكامل المشترك لا يُمكن تطبيقها في العينات الصغيرة (أقل من ٨٠ مشاهدة) ومن المُحتمل أن تُؤدي الى نتائج متحيزة (Pesaran etc al.,2001)^(٣٠) (Narayan,2005)^(٢٣).

استخدم هذا البحث نموذج اختبار الحدود والذي يتضمن خطوتين هما اختبار ما اذا كانت توجد علاقة طويلة الامد ومن ثم تقدير هذه المعاملات والذي يمتاز بالثبات Robust في حالة التكامل المُشترك للعينات الصغيرة مقارنة بالطرق التكامل المشترك لجوهانسن وانجل جرانجر. ومن الدراسات التي استخدمت هذا النموذج في استجابة العرض الزراعية (Onuche at el.,2015)^(٢٧) (Van and Treurnicht, 2012)^(٣٥).

قياس أثر التغيرات السعرية وغير السعرية على المساحات المزروعة بمحصول الحُمص في العراق ١٤٥٢ خلال المدة (١٩٨٠-٢٠١٥) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع (ARDL)

مشكلة البحث:

يُعاني القطاع الزراعي في الدول النامية ومنها العراق من تدني المساحات المزروعة والتذبذب في إنتاج معظم المحاصيل الزراعية ومنها الحمص، كما أن ما يُنتج محلياً من هذا المحصول لا يسد سوى جزءاً يسيراً من الطلب الناتج من تزايد أعداد السُكان، وما يزيد من خطورة المشكلة هو استمرار تنامي عدم الموازنة بين الإنتاج والإستهلاك المحلي لأسباب عديدة منها تذبذب المساحات المزروعة وقصور السياسات السعرية في تحقيق الأهداف الإنتاجية، الأمر الذي يؤدي إلى زيادة الإعتماد على الاستيراد، حيث يتم إستيراد نحو ٤٦,٨٩% من كمية الإستهلاك المحلي والبالغة حوالي ١٢,٥٦ طناً خلال مُتوسط المدة (١٩٨٠-٢٠١٥)، ولذلك فإن تقدير استجابة عرض محصول الحُمص للمُحفزات السعرية والعوامل غير السعرية باستخدام أساليب علمية يُعد مسألة في غاية الأهمية.

هدف البحث:

يستهدف البحث بصفة رئيسية قياس أثر التغيرات السعرية وغير السعرية على المساحات المزروعة بمحصول الحُمص في العراق خلال المدة (١٩٨٠-٢٠١٥)، وذلك بالتعرف على العوامل الرئيسية المؤثرة في استجابة عرض المساحة المزروعة لمحصول الحمص في العراق باستخدام منهج حديث تطبق من خلاله أساليب تحليل السلاسل الزمنية لمعرفة استقرارها وتكاملها المُشترك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع (ARDL)، واستخدام المعلمات المُقدرة في استخراج المرونات السعرية قصيرة وطويلة المدى، وذلك لتحديد أهم العوامل التي يُمكن أن تساهم في زيادة المساحات المزروعة بمحصول الحُمص وزيادة إنتاجه.

الأسلوب البحثي ومصادر البيانات:

يعتمد البحث في تحقيق أهدافه على استخدام التحليل الاقتصادي القياسي، وعلى وجه التحديد يعتمد على النماذج والمعادلات التالية:

- النموذج الآسي في حساب مُعدل النمو السنوي للمتغيرات موضع البحث خلال المدة (١٩٨٠-٢٠١٥)، وأمكن التعبير عن النموذج الآسي بالمعادلة التالية^(١٩):

$$Y = a e^{bx}$$

حيث تُمثل:

$$b = \text{معدل النمو السنوي. } X = \text{ترتيب السنوات وتأخذ القيم } 1, 2, \dots, n$$

- نموذج الانحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع (ARDL)، واستخدام المعلمات المُقدرة في استخراج المرونات السعرية قصيرة وطويلة المدى، وقد تم التحليل على الحاسب الآلي باستخدام البرنامج الاحصائي (Eviews.9)^(١٣).

ويعتمد البحث في تحقيق أهدافه على البيانات الثانوية المنشورة والتي تُصدرها مُختلف الجهات والهيئات الرسمية في العراق كوزارة التخطيط والتعاون الإنمائي، وكذلك الاستعانة ببعض الدراسات والبحوث السابقة والمراجع باللغتين العربية والإنجليزية ذات الصلة بموضوع البحث، وكذا الإستعانة ببعض المواقع الخاصة بالبحث على الشبكة الدولية للمعلومات.

النموذج القياسي المُستخدم^(٢٧، ٢٨، ٢٩، ٣٠):

يستخدم البحث اختبار وجود علاقة توازنية طويلة المدى بين المُتغير التابع والمُتغيرات التوضيحية في إطار نموذج الانحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع Autoregressive Distributed Lag Framework Bound Test (ARDL)، والذي طوره كُل من (Pesaran and Pesaran, 1997)^(٢٩)، (Pesarn et al, 2001)^(٣٠)، ويتميز هذا الإختبار بأنه لا يتطلب أن تكون السلاسل الزمنية مُتكاملة من الدرجة نفسها، بمعنى

أنه يُمكن تطبيقه بغض النظر عن خصائص السلاسل الزمنية ما اذا كانت مُستقرة عند مُستوياتها $I(0)$ أو مُتكاملة من الدرجة الأولى $I(1)$ أو خليط من الاثنين $I(2)$.

كما يتمتع نموذج ARDL بخصائص أفضل في حالة السلاسل الزمنية القصيرة، إذ يُمكنه فصل التأثيرات قصيرة المدى عن الطويلة المدى، إذ يستطيع هذا النموذج من خلال هذه المنهجية تحديد العلاقة التكاملية للمتغير التابع والمتغيرات التفسيرية في المديين الطويل والقصير في نفس المُعادلة، بالإضافة إلى تحديد حجم تأثير كل من المتغيرات التفسيرية على المتغير التابع، وأيضاً في هذه المنهجية يُمكن تقدير معاملات المتغيرات التفسيرية في المديين القصير والطويل، حيث تُعد معلمته المُقدرة في المدى القصير والطويل أكثر اتساقاً مقارنة بالطرق الأخرى المُعتادة في اختبار التكامل المشترك مثل طريقة جرانجر (Engle-Granger, 1987) ^(١٤) أو اختبار التكامل المُشترك بدلالة ديرين واتسن (CRDW Test) أو اختبار التكامل المشترك لجوهانسن Johansen Cointegration Test في إطار نموذج مُتجه الإنحدار الذاتي (Vector Autoregressive model (VAR)

ولإختبار مدى تحقق العلاقة التوازنية بين المتغيرات يقدم (Pesaran, 2001) ^(٣٠) منهجاً حديثاً في إطار نموذج تصحيح الخطأ غير المُقيد (UECM)، وتعرف هذه الطريقة بطريقة إختبار الحدود bounds testing approach، وتتضمن هذه الطريقة خطوتين، وتتمثل الأولى في إختبار مدى وجود علاقة توازن طويل المدى بين مُستويات المتغيرات، فإذا كانت هذه العلاقة موجودة يتم الانتقال إلى الخطوة الثانية والتي تتضمن تقدير معاملات توازن المدى الطويل ومعلمات المدى القصير لنموذج تصحيح الخطأ الديناميكي، وبإفترض أن الدالة تأخذ الشكل اللوغارتمي التالي :

$$L \text{ Area} = P (L \text{ PCh}, L \text{ PL}, L \text{ Prd}, L \text{ Rn}, \text{Dummy}) \dots\dots\dots (1)$$

حيث تُمثل:

$L \text{ Area}$ = المساحة المزروعة بمحصول الحمص في العراق للفترة (١٩٨٠-٢٠١٥).

$L \text{ PL}$ = سعر محصول الحمص (دينار/طن).

$L \text{ PCh}$ = سعر محصول العدس (دينار/طن). $L \text{ Prd}$ = الانتاج الكلي لمحصول الحمص (الف/طن).

$L \text{ Rn}$ = مياه الأمطار.

وبوضع المُعادلة (١) في نموذج تصحيح الخطأ والانحدار الذاتي ذو الابطاءات المُوزعة (ARDL-ESM)، نحصل على المُعادلة التالية:

$$\begin{aligned} \Delta L \text{Area}_t = & a_0 + a_1 L \text{Area}_{t-1} + a_2 L \text{PCh}_{t-1} + a_3 L \text{PL}_{t-1} + a_4 L \text{Prd}_{t-1} \\ & + a_5 L \text{Rn} + a_6 \text{Dummy} + \sum_{i=1}^m B_1 \Delta L \text{Area}_{t-i} + \sum_{i=1}^m B_2 \Delta L \text{PCh}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^m B_3 \Delta L \text{PL}_{t-i} + \sum_{i=1}^m B_4 \Delta L \text{Prd}_{t-i} + \sum_{i=1}^m B_5 \Delta L \text{Rn} + e_t \end{aligned}$$

حيث تُمثل:

A_0 = المقطع الثابت أو الإزاحة. e_t : الحد العشوائي.

a_1, \dots, a_5 : معاملات المدى الطويل. B_1, \dots, B_5 : معاملات المدى

القصير.

ووفقاً لأسلوب اختبار الحدود يتم حساب احصائية (F) من خلال إختبار (Bound Test)، حيث يتم

إختبار فرضية العدم $B_0 = B_1 = B_2 = 0$ القائلة بعدم وجود تكامل مُشترك بين متغيرات النموذج (لا توجد

علاقة توازنية طويلة المدى)، مُقابل الفرض البديل $B_0 \neq B_1 \neq B_2 \neq 0$ بوجود علاقة تكامل مُشترك في

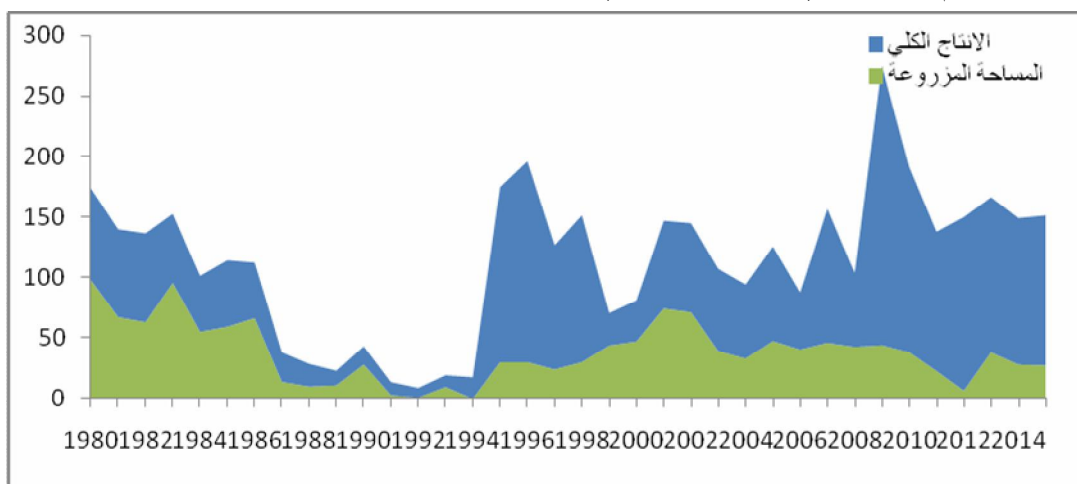
قياس أثر التغيرات السعرية وغير السعرية على المساحات المزروعة بمحصول الحُمص في العراق ١٤٥٤ خلال المدة (١٩٨٠-٢٠١٥) باستخدام نموذج الإنحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع (ARDL)

المدى الطويل بين مستويات مُتغيرات النموذج، وبمقارنة إحصائية (F) المُقدرة مع القيم الجدولية التي اقترحها (Pesaran et al., 2001)^(٣٠) وليست قيمة (F) الاعتيادية وهي عبارة عن قيمتين جدولتين، تُمثلان قيمة الحد الأعلى في حالة كون مُتغيرات النموذج مُتكاملة من الدرجة الأولى (1)، وقيمة الحد الأدنى في حالة التكمال من الدرجة الصفر (0)، فإذا كانت قيمة (F) المحسوبة أكبر من الحد الأدنى للقيمة الحرجة، فإنه تُرفض فرضية عدم أي نرفض فرضية عدم وجود علاقة توازنية طويلة المدى، ونقبل بالفرضية البديلة بوجود تكامل مُشترك بين المتغيرات موضع البحث، بينما إذا كانت القيمة المحسوبة أقل من الحد الأدنى للقيم الحرجة، فإنه يتم قبول الفرض البديل بعدم وجود علاقة توازنية في المدى الطويل، أما إذا كانت قيمة (F) تقع بين الحدين الأدنى والأعلى، فإن النتائج سوف تكون غير مُحددة، مما يُشير إلى عدم القدرة على اتخاذ قرار لتحديد عما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه.

النتائج البحثية ومناقشتها:

أولاً: تطور زراعة محصول الحُمص في العراق

يُعد محصول الحُمص من أهم المحاصيل البقولية في العراق، حيث يأتي في المرتبة الثانية بعد الباقلاء من حيث الأهمية، وفي المرتبة الثالثة بعد الباقلاء والبنزاليا في العالم، حيث قُدرت المساحة المزروعة من المحصول عالمياً خلال عام ٢٠١٠ بحوالي ١٢ مليون هكتار بإنتاج كلي بلغ قرابة ١١ مليون طن بمتوسط إنتاجية بلغ حوالي ٩٠٥ كغم هكتار^(١٣). وقد مثلت المساحة المزروعة والإنتاج الكلي لمحصول الحُمص في العراق نحو ٢٩%، ١٦% على الترتيب كمعدل للفترة (١٩٨٠-٢٠١٥) من المساحة المزروعة بالبقوليات، بينما بلغ المتوسط السنوي للمساحة والإنتاج الكلي لمحصول الحُمص في العراق حوالي ٣٨,٣٩ ألف دونم، ٩,٨٧ الف طن على التوالي^(٥). وقد تراوحت المساحة المزروعة بالحُمص في العراق بين حد أدنى بلغ حوالي ٠,٠٤ ألف دونم في عام ١٩٩٤، وحد أقصى بلغ حوالي ٩٧,٧ ألف دونم في عام ١٩٨٠، بينما تراوح مُستوى الانتاج بين حد أدنى بلغ حوالي ٠,٢٠ الف طن في عامي ١٩٩٢، ٢٠٠٨، وحد أقصى بلغ حوالي ٨٠ الف طن عام ٢٠١٣- (جدول ١، شكل ١).



شكل (١): المساحة المزروعة والإنتاج الكلي لمحصول الحُمص في العراق خلال المدة (١٩٨٠-٢٠١٥).

المصدر: بيانات وزارة التخطيط والتعاون الإيماني، قسم التخطيط والمتابعة، دائرة الإحصاء الزراعي، العراق، أعداد مُتفرقة. وعند دراسة مُعدلات النمو السنوي للمساحة والإنتاج والإنتاجية والرقم القياسي للتغيرات لمحصول الحُمص في العراق خلال المدة (١٩٨٠-٢٠١٥)، يتضح من الجدول (٢) أن مُعدل النمو السنوي للمساحة المزروعة والإنتاج الكلي كان موجبا، حيث بلغ نحو ٢%، ٥% على الترتيب، في حين كان مُعدل النمو للإنتاجية ذو قيمة سالبة، حيث بلغ نحو -٩%، ويُعزى هذا الانخفاض الكبير في زراعة وانتاج هذا المحصول بالدرجة الرئيسية إلى ضعف الاستجابة السعرية للإنتاج وتأثر الانتاج بعوامل مناخية، فضلاً عن

توجه الدولة نحو حث المزارعين على زراعة المحاصيل الإستراتيجية المُنافسة لمحصول الحُمص في المساحة وموسم الزراعة ولاسيما محصولي الحنطة والشعير اللذان أصبحا أكثر جدوى للمزارعين من هذا المحصول بسبب التسعيره المركزيه للدولة لهذه المحاصيل.

جدول (١): المساحة والإنتاج والإنتاجية لمحاصيل البقوليات ومحصول الحمص على مستوى العراق والأهمية النسبية للمساحة والإنتاج للفترة (١٩٨٠-٢٠١٥).

السنوات	المساحة المزروعة بالبقوليات (الف دونم)	المساحة المزروعة بالحمص (الف دونم)	الأهمية النسبية (%)	الإنتاج الكلي لمحاصيل البقوليات (الف طن)	الإنتاج الكلي للحمص (الف طن)	الأهمية النسبية (%)	الإنتاجية لمحصول الحمص (كغم)
1980	217.30	97.7	44.96	75.900	13	17.13	133
1981	173.90	67	38.53	73.000	12	16.44	179
1982	161.00	62.8	39.01	73.900	11.6	15.7	185
1983	163.60	95.4	58.31	57.300	12.5	21.82	131
1984	126.60	54.9	43.36	46.500	9.4	20.22	171
1985	141.60	59.1	41.74	55.300	11.3	20.43	191
1986	159.70	66.1	41.39	46.400	14.3	30.82	216
1987	95.000	13.8	14.53	24.300	2.6	10.7	188
1988	69.300	10.0	14.43	18.600	2.1	11.29	210
1989	61.000	11.0	18.03	12.000	2	16.67	182
1990	84.000	28.0	33.33	15.000	5	33.33	179
1991	83.600	3.0	3.59	10.700	0.5	4.67	167
1992	62.500	1.0	1.6	7.9000	0.2	2.53	200
1993	81.700	9.6	11.75	9.7000	2.4	24.74	169
1994	73.440	0.04	0.05	17.600	4	22.73	100
1995	167.00	30.0	17.96	144.70	5	3.46	167
1996	174.00	30.0	17.24	165.90	5	3.01	167
1997	129.00	24.0	18.6	103.00	4	3.88	167
1998	135.00	30.0	22.22	121.40	5	4.12	167
1999	98.400	43.7	44.41	26.700	9.9	37.08	205
2000	109.50	47.0	42.92	33.80	7	20.71	149
2001	180.00	74.0	41.11	73.000	23	31.51	311
2002	195.50	71.0	36.32	74.010	15	20.27	203
2003	199.50	39.0	19.55	68.200	8	11.73	196
2004	175.20	33.0	18.84	61.200	8.8	14.38	268
2005	148.30	47.3	31.89	78.500	12.6	16.05	267
2006	116.10	40.4	34.8	47.250	15.1	31.96	374
2007	142.86	45.9	32.13	110.90	5.19	4.68	113
2008	146.38	42.5	29.03	61.500	0.2	0.33	42
2009	127.00	43.9	34.57	231.00	0.7	0.3	17
2010	88.90	38.10	42.86	152.90	8	5.23	210
2011	125.45	22.77	18.15	115.23	9	7.81	3.82
2012	100.74	6.7	6.65	143.33	0.9	0.63	134
2013	87.142	38.10	43.72	128.23	80.0	62.39	210
2014	122.95	28.00	22.75	121.33	14.88	12.27	163
2015	122.58	27.34	22.3	124.09	15.19	12.24	162
المتوسط	129.05	38.39	27.85	75.84	9.87	15.93	174.91

المصدر: وزارة التخطيط والتعاون الأثماني، قسم التخطيط والمتابعة، دائرة الاحصاء الزراعي، العراق، أعداد مُتفرقة، المُدة (١٩٨٠-٢٠١٥).

وقد بلغ الرقم القياسي للتغيرات للمساحة المزروعة والإنتاج والإنتاجية خلال المُدة (١٩٨٠-٢٠١٥) نحو ١٤٧,٤% ، ١٣٠,٥% ، ٩٦,٢% على الترتيب، مما يُشير إلى أن الإنتاجية كانت أكثر استقراراً يليها الإنتاج ثم المساحة.

ويتضح مما سبق الأهمية الكبيرة التي يمتاز بها هذا المحصول، والتي تجعله يحتل مكانة مميزة بين محاصيل البقوليات في العراق، الأمر الذي جعل تقدير المساحات المزروعة منه خلال الفترة القادمة من الأهمية بمكان، فضلاً عن وضع مُتخذي القرار السياسي في إطار صورة مُستقبلية واضحة لهذا المحصول.

قياس أثر التغيرات السعرية وغير السعرية على المساحات المزروعة بمحصول الحُمص في العراق ١٤٥٦
 خلال المدة (١٩٨٠-٢٠١٥) باستخدام نموذج الإنحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع (ARDL)
 جدول (٢): معدلات النمو السنوي والرقم القياسي للتغيرات للمساحة المزروعة والإنتاج والإنتاجية لمحصول
 الحمص في العراق خلال المدة (١٩٨٠-٢٠١٥).

معدل النمو السنوي والرقم القياسي للتغيرات		المتغيرات
%I.V.**	*معدل النمو %	
147.4	2.0	المساحة المزروعة
130.5	5.0	الإنتاج الكلي
96.2	-9.0	الإنتاجية

* تم حساب معدل النمو السنوي b من العلاقة: $Y = a e^{bx}$

المصدر: نتائج التحليل على الحاسب الآلي باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews.9).

ثانياً: اختبار استقرار المتغيرات خلال فترة البحث^(١٣)

من المفيد قبل إجراء اختبار للنموذج، أن يتم فحص خواص السلاسل الزمنية لجميع المتغيرات بالنموذج خلال فترة البحث، والتأكد من مدى استقراريتها وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حده، ولإختبار استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج فإن ذلك يتطلب إجراء اختبار جذر الوحدة، وبالرغم من تعدد اختبارات جذر الوحدة فإنه سوف يتم استخدام اختبار ديكي- فوللر الموسع Augmented Dicky Fuller (ADF)

وعلى الرغم من أن طريقة ARDL لإختبار الحدود تسمح بأن تكون المتغيرات إما مستقرة في مستوياته $I(0)$ ، أو أن تصل إلى حالة الإستقرار بعد أخذ فروقها الأولى $I(1)$ ، إلا أنه من المهم التأكد من أن المتغير التابع متكامل من الدرجة الأولى، وأن تصل المتغيرات المستقلة تصل إلى الاستقرار دون الحاجة إلى أخذ الفروق الثانية.

ويوضح الجدول (٣) نتائج اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) لمتغيرات النموذج المستخدم، حيث يتضح أن بعض المتغيرات (المساحة المزروعة بمحصول العدس، ومياه الري) تكون مستقرة عند مستوياتها، في حين أظهرت بقية المتغيرات (سعر المحصول، سعر المحصول المنافس، والإنتاج الكلي) أنها متكاملة من الدرجة الأولى.

جدول رقم (٣) : اختبار ديكي فوللر الموسع لمتغيرات النموذج المستخدم.

Level	difference			without
	variables constant	trend and constant	constant	
without				
LAI_{t-1}	-4.077	-4.029	-0.979	I(0)
-1.308	-1.074	1.469	LPC_{t-1}	I(1)
-1.484	-2.075	0.683	LPL_{t-1}	I(1)
-4.699	-4.787	-0.257	LRn_t	I(0)
$LPrd_{t-1}$	-3.682	-3.640	-2.014	I(1)
1% Level	-3.636	-4.267	-2.637	
5% Level	-2.954	-3.553	-1.951	
10% Level	-2.616	-3.209	-1.610	

Represents the critical values for the first difference of ADF test based on one-side p values.

Lag length was chosen according to Schwartz Information using Eviews.9

المصدر: نتائج التحليل على الحاسب الآلي باستخدام البرنامج الإحصائي (Eviews.9).

ثالثاً: إختبار التكامل المشترك باستخدام منهج الحدود

يوضح الجدول (٤) نتائج إحصائية كل من (F) لإختبارات حدود ARD، حيث يتضح أن قيمة إحصائية (F) المحسوبة بلغت حوالي ٧,٨٤٩، وهي تجاوزت الحد الاعلى للقيم الجدولية عند المستوى

الإحتمالي ١%، مما يعني رفض فرضية العدم بعدم وجود تكامل مشترك بين مُتغيرات النموذج، وقبول الفرض البديل بوجود تكامل مشترك بين مُتغيرات النموذج.

جدول (٤): اختبار الحدود للتكامل المشترك عند المُستويات الإحتمالية المُختلفة.

F-Statistics	7.849698	
Critical Value bounds		
Significance	I(0) Bounds (Lower bounds)	I(1) Bounds (upper bounds)
%10	2.45	3.52
%5	2.86	4.01
%2.5	3.25	4.49
%1	3.74	5.06

المصدر: نتائج التحليل على الحاسب الآلي باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews.9.

رابعاً: تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المُقيد لنموذج ARDL

وتتضمن هذه الخطوة تقدير معلمات توازن المدى الطويل، ومعلمات المدى القصير لنموذج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL(3,4,3,4,1) كما هو موضح في الجدول (٥)، حيث يتضح أن معلمات نموذج الإنحدار قد شكلت نحو ٩٠% من التغير الحادث في لوغاريتم المُتغير التابع نتيجة التغير في لوغاريتيمات المُتغيرات التفسيرية التي تضمنها النموذج، وقد ثبتت معنوية النموذج ككل استناداً إلى قيمة إختبار (F) عند المُستوى الإحتمالي ١%، كما أن النموذج قد اجتاز الإختبارات القياسية كافة مثل خلوه من الارتباط الذاتي باستخدام اختبار (LM) بقيمة احتمالية بلغت حوالي ٠,٠٦١١ لتباطئين، ومنها يُمكن قبول فرضية العدم بأن النموذج لا يُعاني من مُشكلة الارتباط الذاتي. وكذلك تحقق شرط التوزيع الطبيعي للبواقي باستخدام Jarque-Bera (JB) بقيمة احتمالية ٠,٤٠٨٥ وهي أكبر من المُستوى الإحتمالي ٥%، ومنها يتم قبول فرضية العدم بأن البواقي لها توزيع طبيعي، فيما أظهر اختبار ARCH test عدم وجود مُشكلة عدم ثبات التباين باستخدام قيمة احتمالية ٠,٦٣٧٤ لتباطئين.

وفي ضوء نتائج نموذج تصحيح الخطأ، يتضح أن معلمات المدى القصير مُتوافقة إلى حد كبير من حيث مُستوى المعنوية والاشارات مع نتائج المدى الطويل، وان ظهرت قيم المعلمات أكبر - إلى حد ما - في هذا النموذج، فضلاً عن ذلك اتضحت معنوية حد تصحيح الخطأ (EC_{t-1}) عند المُستوى الإحتمالي ١% مع الإشارة السالبة المُتوقعة، وتُشير قيمة مُعامل تصحيح الخطأ والبالغة حوالي - ٠,٤٥٢٤ إلى أن المساحة المزروعة بمحصول الحمص تتعدل نحو قيمتها التوازنية في كل فترة زمنية بنسبة تعادل نحو ٤,٥٤٢% من اختلال التوازن المتبقي من الفترة ($t-1$)، ومن ناحية أخرى فإن نسبة التصحيح هذه تعكس سرعة تعديل مناسبة نحو التوازن، بمعنى ان المساحات المزروعة تستغرق ما يقارب سنتان باتجاه قيمتها التوازنية بعد أثر الصدمة في النظام (النموذج) نتيجة للتغير في مُحدداتها، مما يُشير إلى قدرة المُزارعين على تعديل المساحات المزروعة تبعاً للتغيرات في سعر المحصول تُعتبر بطيئة نسبياً إذ يحتاج المزارعون الى سنتين، حيث أن المزارعين في المدى القصير لديهم مساحة أرض ومخازن محددة وهذا قد يحد من عملية التعديل استجابة إلى ارتفاع سعر المنتج.

وقد جاءت مرونة معلمة سعر محصول الحُصص في المدى القصير ذات إشارة موجبة ومعنوية عند المُستوى الإحتمالي ٥% إذ بلغت قيمتها حوالي ٠,٤٤٢٦٥١، كما بلغت في المدى الطويل حوالي ٠,٦٦٠٦٥٧ وهي أعلى من مثيلتها في المدى القصير، وهذا يتفق مع النظرية الاقتصادية، إذ يدل على عقلانية المزارعين باستجابتهم للزيادة السعرية بزيادة المساحة المزروعة.

وأما بالنسبة لمرونة سعر المحصول المُنافس (العدس) في المدى القصير، فقد جاءت سالبة ومعنوية عند المُستوى الإحتمالي ٥%، مما يُشير إلى العلاقة العكسية بين سعر هذا المحصول والمساحة المزروعة بالحمص، وهذا أمر يتفق والمنطق الاقتصادي والطبيعة التنافسية بين محصول الحمص وذلك المحصول، حيث بلغت قيمتها في المدى القصير حوالي -٠,٥٨٥١٠٣، وفي المدى الطويل بلغت حوالي -٠,٩٢٩٧٣٩، وفيما يخص معلمة التغير في الإنتاج الكلي ومياه الامطار، فقد ظهرت علاقة طردية بين الإنتاج الكلي من

قياس أثر التغيرات السعرية وغير السعرية على المساحات المزروعة بمحصول الحُمص في العراق ١٤٥٨
 خلال المدة (١٩٨٠-٢٠١٥) باستخدام نموذج الإنحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع (ARDL)
 جهة ومياه الأمطار من جهة اخرى والمساحة المزروعة، إذ بلغت قيمتها حوالي ٠,٣٨٥٦٢٨, ٠,٤١٦٢٩٧,
 في المدى القصير، وحوالي ٠,٦٥٦٨٤٢, ٠,٧٠٨٧٣٢ في المدى الطويل على التوالي ومعنوية عند المُستوى
 الإحتمالي ٥%.

جدول (٥): تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المُقيد لنموذج ARDL في المدى القصير وال المدى الطويل.

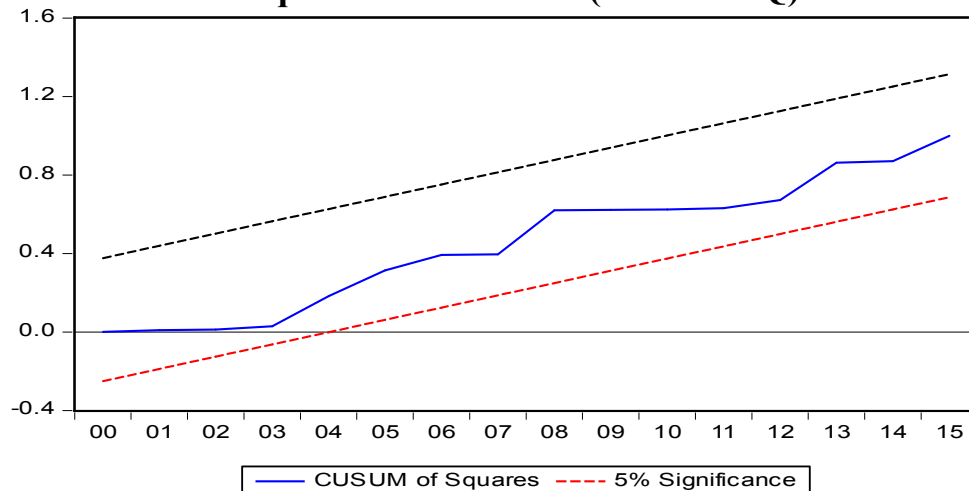
Short-run Coefficients			
Variable	Coefficient	t-statistic	P-Value
Δ LArea(-1)	0.185312	1.209022	0.2727
Δ LPCh	0.442651	2.790406**	0.0131
Δ LPL	-0.585103	-2.299356**	0.0030
Δ LPrd	0.385628	2.609358**	0.0190
Δ LRn	0.416297	2.965985**	0.0201
ECM	-0.374529	-5.235778***	0.0000
Long-run Coefficients			
Variable	Coefficient	t-statistic	P-Value
LPCh	0.660657	2.790406	0.0158
LPL	-0.929739	-3.564999 ***	0.0026
L Prd	0.656842	3.498337**	0.0030
LRn	0.708732	-2.43824 **	0.0249
Diagnostic Test			
Adjusted R-squared	0.903830		
ARCH test :	0.222194(0.6374)		
Serial Correlation LM Test	5.589008(0.0611)		
Jarque-Bera(Prob)	1.7900(0.408590)		
F-statistic (Prob)	10.61124(0.000012)		

***, **, * statistically significant 1%, 5% and 10% , numbers in parenthesis are the p-values

المصدر: نتائج التحليل على الحاسب الآلي باستخدام البرنامج الإحصائي Eviews.9

وللتأكد من استقرار النموذج فإن الخطوة التالية بعد تقدير نموذج تصحيح الخطأ تتمثل في إختبار
 الاستقرار الهيكلي لمعاملات المدى القصير والطويل، ولتحقيق ذلك يتم استخدام اختبار المجموع التراكمي
 لمربعات البواقي التراجعية (CUSUMSQ) Cumulative Sum of Squares of Residuals
 ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المُقدرة للنموذج اذا وقع الشكل البياني لاحصاءة
 (CUSUMSQ) داخل الحدود الحرجة عند المُستوى الإحتمالي ٥%، ومن ثم تكون هذه المُعاملات غير
 مستقرة اذا انتقل الشكل البياني لاحصاءة الاختبار المذكور خارج الحدود الحرجة عند هذا المُستوى.

شكل (٢): اختبار الاستقرار باستخدام المجموع التراكمي لمربعات البواقي التراجعية Cumulative Sum
 of Squares of Residuals (CUSUMSQ).



المُلخَص والتوصيات:

يُعاني القطاع الزراعي في الدول النامية ومنها العراق من تدني المساحات المزروعة والتذبذب في إنتاج معظم المحاصيل الزراعية ومنها الحمص، كما أن ما يُنتج محلياً من هذا المحصول لا يسد سوى جزءاً يسيراً من الطلب الناتج من تزايد أعداد السُكان، وما يزيد من خطورة المُشكلة هو استمرار تنامي عدم المُوازنة بين الإنتاج والإستهلاك المحلي لأسباب عديدة منها تذبذب المساحات المزروعة وقصور السياسات السعرية في تحقيق الأهداف الإنتاجية، الأمر الذي يُؤدي الى زيادة الإعتماد على الاستيراد، ولذلك فإن تقدير استجابة عرض محصول الحُص للمُحفزات السعرية والعوامل غير السعرية باستخدام أساليب علمية يُعد مسألة في غاية الأهمية.

استهدف البحث بصفة رئيسية قياس أثر التغيرات السعرية وغير السعرية على المساحات المزروعة بمحصول الحُص في العراق خلال المُدة (١٩٨٠-٢٠١٥)، وذلك بالتعرف على العوامل الرئيسية المؤثرة في استجابة عرض المساحة المزروعة لمحصول الحمص في العراق باستخدام منهج حديث تطبق من خلاله أساليب تحليل السلاسل الزمنية لمعرفة استقرارها وتكاملها المُشترك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو الإبطاء المُوزع (ARDL)، ولتحقيق ذلك حددت العوامل الرئيسية لاستجابة عرض المساحة المزروعة بالحمص وهي سعر المحصول ($LPCh_t$)، سعر المحصول المنافس العدس (LPL_t)، الإنتاج الكلي ($LPrd_t$)، ومياه الأمطار ($LRnt$)، واستخدام المعلمات المُقدرة في استخراج المرونات السعرية قصيرة وطويلة المدى، وذلك لتحديد أهم العوامل التي يُمكن أن تساهم في زيادة المساحات المزروعة بمحصول الحُص وزيادة إنتاجه.

واعتمد البحث في تحقيق أهدافه على استخدام التحليل الاقتصادي القياسي، وعلى وجه التحديد اعتمد على النموذج الآسي في حساب مُعدل النمو السنوي للمتغيرات موضع البحث خلال المُدة (١٩٨٠-٢٠١٥)، ونموذج الانحدار الذاتي ذو الإبطاء المُوزع (ARDL)، واستخدام المعلمات المُقدرة في استخراج المرونات السعرية قصيرة وطويلة المدى، وقد تم التحليل على الحاسب الآلي باستخدام البرنامج الاحصائي (Eviews.9).

وقد توصل البحث إلى مجموعة من النتائج، يُمكن استعراض أهمها فيما يلي:

١. بتحليل خواص السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج المُستخدم لتجنب مُشكلة الانحدار الزائف باستخدام اختبار ديكي فولر الموسع (ADF)، اظهرت النتائج استقرارية مُستويات المتغيرات (المساحة المزروعة بمحصول الحمص، ومياه الري)، في حين كانت بقية المتغيرات (سعر المحصول، سعر المحصول المنافس، والإنتاج الكلي) مُتكاملة من الدرجة الأولى.

٢. وفقاً لأسلوب اختبار الحدود تم حساب احصائية (F) من خلال إختبار Bound Test والتي بلغت حوالي ٧,٨٤٩٦٩٨، وهي أكبر من الحد الأعلى للقيم الجدولية عند المُستوى الإحتمالي ١%، مما يعني رفض الفرض العدمي بعدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، وقبول الفرض البديل بوجود تكامل مُشترك.

٣. أظهرت نتائج التقدير معنوية سعر المحصول وسعر المحصول المنافس والإنتاج الكلي ومياه الأمطار التي مثلت جميعاً نحو ٩٠% من التغيرات الحادثة في المساحة المزروعة بالحمص في العراق، وعلى ضوء نتائج اختبار ARDL فإن المساحة المزروعة بمحصول الحُص تُصحح من اختلال توازنها في

قياس أثر التغيرات السعرية وغير السعرية على المساحات المزروعة بمحصول الحُمص في العراق ١٤٦٠ خلال المدة (١٩٨٠-٢٠١٥) باستخدام نموذج الإنحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع (ARDL)

كل فترة سابقة بمقدار -٠,٤٥٤٢، باتجاه قيمتها التوازنية، وتستغرق سرعة التعديل باتجاه هذه القيمة سنتان بعد أثر الصدمة في النموذج نتيجة للتغير في أحد المتغيرات التفسيرية .

٤. أشارت المرونات المقدرّة وهي المرونة السعرية لمحصول الحمص بالنسبة لسعره وبالباغة حوالي ٠,٤٤٢٦٥١، ٠,٦٦٠٦٥٧ في المدى القصير والطويل على التوالي، بينما بلغت المرونة العبورية للمحصول في المدى القصير والطويل حوالي -٠,٥٨٥١٠٣ - ٠,٩٢٩٧٣٩، في حين بلغت مرونة عرض محصول الحمص بالنسبة لمياه الامطار حوالي ٠,٤١٦٢٩٧، ٠,٧٠٨٧٣٢ على التوالي، وحيث أن قيمة تلك المرونات أقل من الواحد الصحيح، لذلك يُمكن أن يُوصف عرض هذا المحصول بكونه غير مرن.

وفي ضوء النتائج التي توصل إليها البحث، فإنه يُوصي بضرورة ما يلي:

(١) تخطيط سياسات سعرية مُسبقة ومُناسبة واتخاذ الخطوات الفعلية لحماية المزارعين من تذبذب الأسعار بهدف زيادة المساحات المزروعة ومن ثم زيادة الإنتاج، (٢) إجراء إصلاحات زراعية تُسهم في الحد من تدني زراعة محصول الحُمص المهم، (٣) وضع سياسات سعرية لمعرفة الإمكانيات المُتاحة من الموارد المائية والأرضية لغرض تجنب رفع السعر دون الحُصول على استجابة في المساحات المزروعة، (٤) توفير قاعدة بيانات مُناسبة حول الأسعار المُتوقعة والعرض الخاص بمحصول الحُمص في العراق.

المراجع:

١. المجمع، زهرة هادي (٢٠١٣)، دراسة اقتصادية لاستجابة عرض محصول القمح في العراق للمدة (١٩٦٠-٢٠١٥) باستخدام نموذج تصحيح الخطأ والتكامل المشترك ، أطروحة دكتوراه ، كلية الزراعة ، جامعة بغداد، غير منشورة.
٢. اليونس، عبد الحميد أحمد (١٩٩٠)، انتاج الذرة الصفراء وتأثيرها على كمية ونوعية الحاصل الهجين والأصناف المحصنة انتشارها ونتاجها في الأقطار النامية، مجلة الزراعة والتنمية، العدد الثاني، ص٣٨.
٣. خليفة، عادل محمد، وسحر عبد المنعم قمره (٢٠١٥)، التكامل الاقتصادي بين القطاعين الزراعي والصناعي في مصر، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد (٢٥)، العدد (٣)، القاهرة، سبتمبر.
٤. علي، حميد وآخرون (١٩٩٠)، محاصيل البقولية، رقم الإيداع في المكتبة الوطنية ببغداد، العراق.
٥. هيئة التخطيط ، الجهاز المركزي، قسم الاحصاء ، المجموعة الإحصائية السنوية للمدة ١٩٨٠ - ٢٠١٥.
٦. وزارة الزراعة ، دائرة التخطيط والمتابعة - سجلات الإحصاء الزراعي للمدة ١٩٨٠ - ٢٠١٥.
٧. وزارة النقل - الهيئة العامة للأنواء الجوية والرصد الزلزالي ، بيانات غير منشورة للمدة ١٩٨٠ - ٢٠١٥.

8. Abou-Talib A.M., 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.
9. Alemu Z.G., Oosterhuizen,K. van Schalkwyk H.D. (2003), Grain-supply response in Ethiopia: an error-correction approach. Agrekon, 42: 389-404.
10. Alwan K.H., Elabbab M.S. (2002), Estimating supply Response function for wheat. Sultan Qaboos University Agricultural J., 17:29- 35.
11. Borensztein E., De Gregorio J., Lee J.W. (1998), How does FDI affect economic growth. J International Economics, 45(1): 115-135.
12. Cabuk M., Eratak S., Malayoglu H. (2014), Effects of dietary inclusion of lentil byproduct on performance of oxidative stability of eggs in laying quail. Scientific World J. 2014:ID742987.

13. Dickey D., Fuller, W. (1979), Distribution of the estimators for auto-regressive time series with a unit root, Journal of the American Statistical Association, (74): 427-431.
14. Engle R.F., Granger C.W.J. (1987), Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. Econometrica, 55:251-276.
15. Fahimifard S.M., Sabouni, M.S. (2011), Supply Response of Cereals in Iran : An Auto-Regressive Distributed Lag Approach, J. App. Sc. 11:2226-2231.
16. FAO (2012), FAO Statistical Yearbook 2012: World. Food and Agriculture. 1stEdn., StylusPub L1c., ISBN-10: 92510708449,PP:366.
17. Harris R., Sollis R. (2005), Applied Time Series Modelling of Forecasting. John Wiley and Sons, Chichester.
18. Johansen S. and Juselius K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Interference on Cointegration with Application to the Demand for Money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52:169-210.
19. Makridakis, S., Wheelwright. S. and McGee, V.E. (1993), Forecasting Methods and Application, 2nd ed New York: Johns Wiley and Sons.
20. Messina V. (2014), Nutritional and health benefits of dried beans. Am J Clin Nut, 100(sup1):4375-4425.
21. Mishev P., Tzonea M., Ivanova N. (1997), Supply response of Bulgarian agriculture over the transition period. In: Mergos, G. (ed.). Agricultural price reform under transition in Bulgaria, Romnai, and Slovenia. Chania, CIHEAM. Pp 147-154.
22. Mushtaq K., Dawson P.J. (2002), Acreage response in Pakistan: a cointegration approach. Agricultural Economics, 27:111-121.
23. Narayan P.K. (2005), The saving and investment Nexus for China: Evidence from cointegration tests. Applied Economics, 37(17): 1979-1990.
24. Nkang N.M., Ndifon H.M., Edet E.O. (2007), Maize supply response to changes in real prices in Nigeria: A vector error correction approach. Agricultural J, 2(3): 419-425.
25. Ogazi C.G. (2009), Rice Output Supply Response to the Changes in Real Prices in Nigeria: An Autoregressive Distributed Lag Model Approach, J Sustainable Develop Africa, 11(4): 83-100.
26. Olubode -Awosola O.O., Oyewumi O.A., Joste A. (2006), Vector error correction modeling of Nigerian agricultural supply response. Agrekon, 45(4): 421- 436.
27. Onuche U., Abu G.A., Ater P.I., Ameh T.A. (2015), Supply responsiveness of Nigerian Fisheries to price and policy factors from 1971-2010. Asian J Agricultural Extension, Econ Sociol, 7(2):1-10.

- ١٤٦٢ قياس أثر التغيرات السعرية وغير السعرية على المساحات المزروعة بمحصول الحمص في العراق خلال المدة (١٩٨٠-٢٠١٥) باستخدام نموذج الإنحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع (ARDL)
28. Pesaran H.M., Shin Y. (1999), Autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: Storm S. (Ed.). *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press.
 29. Pesaran M., Pesaran, B. (1997), *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford University Press, Oxford.
 30. Pesaran M.H., Shin Y., Smith J.R. (2001), Bound testing approaches to the analysis of level relationships. *J Applied Econometrics*, 16(3): 289--326.
 31. Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.J. (2001), Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *J Applied Econometrics*, 16: 289–326.
 32. Rahji M.A.Y., Ilemobayo, O.O., Fakayode S.B. (2008), Rice supply response in Nigeria: an application of the Nerlovian adjustment model. *Agr. J.*, 3:229-234.
 33. Shao F., Lu Q. (2010), Corn Supply Response in China," in *E-Product E-Service and E-Entertainment (ICEEE)*, International Conference on , vol., no., pp.1-4, 7-9 Nov
 34. Singh, K. B. and M. C. Saxena (1999), *Chickpea. The Tropical Agriculturalist Series*. CTA/Macmillan/ICRDA.134 pp. Macmillan Education Ltd., London, UK..
 35. Van Wyk D.N., Treurnicht N.F. (2012), A quantitative analysis of supply response in the Namibian mutton industry. *South African J Industrial Engin.* 23(1):202-215.

Measurement of Price and Non-price Effects on Chickpeas Cultivate Acreages in Iraq for the Period (1980-2015) Using ARDL Approach

Zahra H. Mahmood

Zahraa A. M. Al-Haboobi

*Department of Agricultural Economic, College of Agriculture, University of Baghdad

Mohamed F. M. Eldnasury

Agricultural Economic Research Institute, Agricultural Research Center, Egypt

Summary

The agricultural business in developing countries, including Iraq, suffers from the scarcity of cultivated areas and the fluctuation in the production of most agricultural crops, including chickpeas. Also, the local production of this crop fills but very little the demand of the growing population. The ongoing imbalance between production and consumption is due to many reasons, including the fluctuation of cultivated areas and the inability of pricing policies to achieve the production aims, which lead to increased dependence on imports. Therefore, the estimation of chickpeas supply response to price incentives and other non-price affected factors, using scientific methods, is a matter of paramount importance.

The main objective of the research was to measure the effect of price and non-price changes on the area, cultivated with chickpea in Iraq during the period from 1980 till 2015 by identifying the main factors influencing the supply response of the chickpeas-cultivated area in Iraq using a modern approach in which the methods of time series analysis are used to determine the stability and joint integration of these pieces of land. The ARDL regression model is used specifically for that purpose. The main factors for the supply response of chickpeas cultivated lands have been identified as: the width of the cultivated area, the crop price LP_{Cht} , the price of the competing crop which is lintel $LPLT$, total production $LPrdt$, rainwater $LRnt$, and the use of estimated parameters in the extraction of short and long-range price elasticity to determine the most important factors that can lead to an increase in chickpeas cultivated areas and its production.

The research relied upon the exponential model in calculating the annual growth rate of the variables. These variables are examined during the period 1980-2015. Also, the ARDL regression model, the estimated parameters to extract the price elasticity on short and long terms, and the statistical program (Eviews.9) on the computer have all been used.

The research reached a set of results, the most important of which can be reviewed as follows:

1. To avoid false regression, the ADF test was used to analyze the time series properties concerning the variables of the applied model. The results showed stability in the variables of (chickpea-cultivated area, irrigation), while the rest of the variables (crop price, total production) are first class integrated.

2. According to the Bound Testing Method, the F statistic was calculated to be 7.849698, which is greater than the upper limit of the critical values at the probability level of 1%. Thus, the null hypothesis, that there is no common integration between the model variables, is rejected. The alternative hypothesis of a common integration is accepted.

3. The estimation results of showed the significance of the crop price, the competing crop price, the total production and the rain, which constituted approximately 90% of the changes in the chickpeas-cultivated area in Iraq. In light of the results of the ARDL test, the area cultivated with chickpea recovers its imbalance in each of the previous periods by -0.4542 towards its equilibrium value. The speed of this adjustment towards this value takes two years after the impact of the shock on the model as a result the changes in any of the explanatory variables.

- 4- The elasticity of the chickpea crop for the price of 0.442651 showed 0.660657 in the short and long term respectively. The gross elasticity of the crop in the short and long term was about -0.585103 and - 0.929739. The supply elasticity of

١٤٦٤ قياس أثر التغيرات السعرية وغير السعرية على المساحات المزروعة بمحصول الحمص في العراق خلال المدة (١٩٨٠-٢٠١٥) باستخدام نموذج الإنحدار الذاتي ذو الإبطاء الموزع (ARDL)

chickpeas in correspondence to rain is about 0.416297, 0.708732, respectively. As the value of these types of elasticity is less than one, the supply of this crop can be described as inelastic.

In accordance with the results of the present research, it is recommended to:

(i) plan preliminary pricing policies that are appropriate with effective steps taken to protect farmers from the fluctuating prices with the aim of increasing the cultivated areas, and, thus increasing production; (ii) carry out cultivation reforms that would prevent the low grade of chickpeas cultivation ; and (iii) plan pricing policies to detect the available water and land resources for the purpose of avoiding rocketing price with no response from the cultivated lands; and (iv) provide an appropriate database on the expected prices and supply of chickpeas in Iraq.