دراسة قياسية للعلاقات التوازنية طويلة الأجل لبعض المحاصيل الإستراتيجية في مصر

د/ محمد عبد القادر عطا الله د/ منى حسنى جاد على
باحث بمعهد بحوث الاقتصاد الزراعي – مركز البحوث الزراعية

مقدمة:

تتخذ مصر العديد من الإجراءات التى من شأنها تحقيق قدر مناسب من الأمن الغذائي من المحاصيل الاستراتيجية الهامة، وذلك من خلال تبنى سياسات متوازنة تستهدف زيادة إنتاجها المحلى من تلك المحاصيل لتقليل الفجوة بين الانتاج والاستهلاك، ونظرًا لاعتماد الغالبية العظمى من سكان مصر علي محصول القمح، حيث أن الطلب عليه هو طلب مشتق من الطلب علي الدقيق والخبز والمكرونة، بالإضافة إلى أهمية ناتجه الثانوي كمصدر رئيسي لعلف الحيوان، لذا يعتبر محصول القمح احد محاصيل الحبوب الرئيسية بل احد اهم المحاصيل الاستراتجيه فى النمط الغذائى المصرى، يلية من حيث الأهمية محصول الذرة الشامية. لذا اختص البحث بدراسة هذين المحصولين.

تشغل مساحة القمح أكثر من ثلث مساحة الحبوب، حيث بلغت كمتوسط للفترة (٢٠٠٩-٢٠١٣) حوالى ٣,١٨ مليون فدان لتمثل نحو٤٢,٧% من متوسط اجمالى مساحة الحبوب ونحو ٢٠,٤% من متوسط المساحة المحصولية، كما بلغ متوسط مساحة الذرة الشامية حوالى٢,٠١ مليون فدان لتمثل نحو ٢٦,٩% من متوسط اجمالى مساحة الحبوب ونحو ١٣% من متوسط المساحة المحصولية خلال تلك الفترة.

كما تعتبر مصر مستورد صافي لكل من القمح والذرة الشامية لذا تسعي السياسات الزراعية المصرية المتعاقبة إلى تحقيق معدلات متزايدة من الاكتفاء الذاتي منهما وخاصة القمح، حيث أن الواردات المصرية من(القمح ودقيقه) و(الذرة الشامية) تمثلا نحو ٤٢,٩%، ٥٦% من استهلاكها القومي السنوي من المحصولين علي التوالي، ويرجع ذلك إلي تزايد الاستهلاك الآدمي والحيواني من المحصولين مع عدم زيادة المساحة المنزرعة بنفس المعدل.

حيث بلغت قيمة واردات القمح حوالى ١٥,٧ مليار جنيه فى متوسط الفترة (٢٠٠٩-٢٠١٣)، كما ساهم الإنتاج المحلي من القمح بحوالي ٨,٥٩ مليون طن، في حين بلغ المتاح للاستهلاك الآدمي حوالي ١٥,٠٨ مليون طن، والكمية المستوردة من القمح حوالي ٨,٥٧ مليون طن، وقدر الفاقد من القمح بما يقرب من ٢,٤٩ مليون طن، وعليه فإن حجم الفجوة القمحية في مصر بلغت حوالي ٦,٨٧ مليون طن، وبالتالي بلغت نسبة الاكتفاء الذاتي حوالي ٥٧,٠٣%. كما ساهم الإنتاج المحلي من الذرة الشامية بحوالي ٥,٨٩ مليون طن، في حين بلغ المتاح للاستهلاك الآدمي حوالي ١٣,٣٨ مليون طن، والكمية المستوردة من الذرة الشامية حوالي ٦,٨ مليون طن، وقدر الفاقد بما يقرب من ٠,٨٦٣ مليون طن؛ وعليه فإن حجم الفجوة بلغت حوالي ٧,٥ مليون طن، كما بلغت نسبة الاكتفاء الذاتي حوالي ٤٣,٩% كمتوسط لتلك للفترة[٦،٧،٨].

مشكلة البحث:

تعتبر المشكلة الغذائية فى مصر من أهم المشكلات التى تواجه الاقتصاد القومى المصرى وتمثل عائقاً أمام تحقيق التنمية الاقتصادية والاجتماعية، حيث فاقت معدلات النمو فى الاستهلاك المحلى معدلات النمو فى الإنتاج المحلى للكثير من السلع الغذائية الرئيسية، وخاصة محصولي القمح والذرة الشامية. وبالتالي تكمن مشكلة الدراسة في تزايد الفجوة الغذائية من محصولي القمح والذرة الشامية نظرًا لانخفاض الإنتاج المحلي على مواجهة الاحتياجات الاستهلاكية المتزايدة ، وبالتالي انخفاض نسب الاكتفاء الذاتي، الأمر الذى ترتب عليه زيادة فاتورة الواردات ومن ثم زيادة العبء على ميزان المدفوعات المصرى.

هدف البحث:

يهدف البحث بصفة أساسية دراسة العلاقة التوازنية طويلة الأجل لبعض المحاصيل الاستراتيجية في مصر من خلال دراسة مدي وجود علاقة مستقرة طويلة الأجل بين السعر المزرعي لمحصولي القمح والذرة الشامية بفترات إبطاء مختلفة والمساحة المزروعة لكل منهما خلال الفترة الزمنية(١٩٩٥-٢٠١٤)،من خلال:

- دراسة استجابة عرض محصولي القمح والذرة الشامية وفقًا لبعض نماذج الإبطاء الموزعة، ونماذج الانحدار الذاتي، للاستفادة من المرونات السعرية علي المدي القصير والبعيد في وضع سياسات لزيادة الإنتاج بهدف تقليل الفجوة بين الإنتاج والاستهلاك.
- إجراء اختبار جذور الوحدة KPSS للسلاسل الزمنية لمعرفة استقرارها وتحديد درجة تكاملها.
- دراسة النطاق الزمني الذي يحدث خلاله التغير في المساحة المزروعة كاستجابة لتغير ما في السعر المزرعي لكلاهما، وفقًا لمنهجية اختبار الحدود للتكامل المشترك.
- دراسة أثر المدي القصير للسعر المزرعي لمحاصيل الدراسة والمحاصيل المنافسة بفترة إبطاء واحدة علي المساحة الحالية لكل من القمح والذرة الشامية.
- دراسة التوقع المستقبلي بمساحة وانتاج محصولي القمح والذرة الشامية وفقًا لمنهج المرونة، فضلًا عن اختيار أفضل النماذج المقدرة للاعتماد عليها مستقبلًا في التنبؤ بقيم المساحة لكل من المحصولين خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠٢٠).

الطريقة البحثية ومصادر البيانات:

اعتمدت الدراسة علي بيانات السلاسل الزمنية، لتقدير ثلاث أنواع من النماذج ذات الفجوة الزمنية ، الأول **نماذج ذات الفجوة الموزعة**[3] منها نموذجي (Adhoc)،(Alt,Tinbergen) بطريقة GLS ،النوع الثاني **نماذج الانحدار الذاتي** متمثلة في (أ) نموذج كويك للمتباطئات الموزعة[15] "Koyck Distribution"والذي يسمي ARMAX Model بطريقتي استخدام The Instrumental Variable 2SLS، أو بطريقة Weighted Least Squares ، (ب) نموذج التعديل الجزئي[19] بطريقة OLS والكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي، باحصائي ديربن (h) أو بطريقة 2SLS، والكشف عنها بـــمعلمة لاجرانج لاختبار Breusch – Godfrey .النوع الثالث[9 إلي 14، ١٦ إلي١٩] استخدام منهجية الدمج بين نموذجي AR,DL أو ما يسمي **بنماذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة** The Autoregressive Distributed leg approach ((ARDL (p, q) المقترح من قبل (١٩٩٩) من خلال استخدام منهج اختبار الحدود للتكامل المشترك[12,13,14] The Bounds Testing Approach to Co integration Pesaran and shin فضلًا عن اشتقاق نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد ((unrestricted equilibrium correction model (ARDL-UECM) المقترح من قبل بيسرن وآخرون عام ٢٠٠١ ، وذلك لبيان العلاقة التوازنية لمحصولي القمح والذرة الشامية في المدي القصير والطويل، ومن ثم التنبؤ بقيم المساحة المحصولية وفقًا للمرونات المشتقة من تلك النماذج من ناحية، فضلاً عن استخدام معلمات تلك النماذج في التنبؤ بالمساحة المحصولية خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠٢٠)، والمفاضلة بينهم وفقًا لمعيار الاعلام الذاتي لـــ (AIC) – Akaike ، ومعيار معلومات Schwarz من ناحية أخري.

كما تم الحصول علي البيانات[٦،٧،٨] خلال الفترة (١٩٩٥-٢٠١٤) من الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء(موقع شبكة المركز القومي للمعلومات، الكتاب الاحصائي السنوي)، ووزارة الزراعة واستصلاح

الأراضي(الإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي – سجلات قسم الإحصاء الزراعي)،(قطاع الشؤون الاقتصادية – نشرة الاقتصاد الزراعي، نشرة الميزان الغذائي).

الإطار النظري:

من الجدير بالذكر أن النماذج ذات الفجوة الزمنية Estimation of Lagged Variable Models، تأخذ في الاعتبار الفجوة الزمنية التي تمر قبل أن يبدأ المتغير التابع في الاستجابة للتغير في المتغير التفسيري، أو الفترة الزمنية التي يحدث عبرها التغير في المتغير التابع كاستجابة لتغير ما في المتغير التفسيري، كما يمكن تقسيم تلك النماذج **وفقًا لمعيارين، أولهما** نوع المتغير التفسيري ذو الفجوة، **والمعيار الثاني** هو طول الفجوة الزمنية، ونظرًا لأن المتغيرات التفسيرية المدروسة تمتد آثارها عبر عدد من الفترات الزمنية فقد تم استخدام تلك النماذج (شكل١) لدراسة استجابة عرض محصولي القمح والذرة الشامية، والتي يمكن تقسيمها وفقًا لمعيار نوع المتغير التفسيري ذو الفجوة إلي[٣] :

أولاً: نماذج ذات الفجوة الموزعة: وهي نماذج تحتوي علي قيم سابقة لمتغيرات خارجية كمتغيرات تفسيرية ويمكن تقديرها بـــ :

(أ) **طريقة(OLS):** نظرًا لعدم توافر معيار موضوعي لتحديد عدد فترات الإبطاء فقد اقترح كل من Alt,Tinbergen أن تستخدم OLS في تقدير عدد من الصيغ التي تختلف في عدد فترات الإبطاء علي أن نتوقف عن إضافة متغيرات ذات فجوة زمنية عندما تصبح المعلمة المقدرة للمتغير الذي تم إضافتة غير معنوية إحصائيًا أوعندما تتغير إشارة هذه المعلمة المقدرة، ولكن يعاب عليها وجود مشكلة Multicolinearity بسبب استخدام قيم إبطاء للمتغيرات التفسيرية.

(ب) طريقة الأوزان التحكمية : و تتم من خلال استحداث متغير يكون بمثابة متوسط مرجح للمتغيرات التفسيرية ذات فترات إبطاء بالنموذج وفق أوزان (متناقصة أو ثابتة أو منعكسة)، ولكن يعاب عليها بأنه لا يوجد معيار موضوعي لتحديد هذه الأوزان.

(ج) طريقة ألمون: حيث أفترض Almon أن المتغير التفسيري ذات الفجوة يأخذ شكل غير خطي عبر الزمن، ولكن تحديد عدد الفجوات الزمنية ودرجة العلاقة بالنسبة للمعلمات عبر الزمن يرجع لتقدير الباحث، وهذا ما يعاب علي تلك الطريقة ، فضلاً عن وجود مشكلة Multicolinearity بين المتغيرات المركبة التي تم اشتقاقها من المتغيرات التفسيرية الأصلية.

ثانيًا: نماذج الانحدار الذاتي: وهي نماذج تحتوي علي قيم سابقة لمتغيرات تابعة كمتغيرات تفسيرية، ويمكن تقديرها بـــــــ :

(أ) **نموذج كويك:** ويلاحظ في هذا النموذج أن تحويل كويك أدي إلي خفض عدد المعلمات المراد تقديرها من عدد لا نهائي إلي عدد محدود، كما أن طريقة كويك قد حولت النموذج الذي يحتوي علي متغير خارجي ذات فجوة إلي متغير تابع ذات فجوة كمتغير تفسيري وبالتالي عالجت مشكلة Multicolinearity ولكن في المقابل ظهور مشكلة Autocorrelation لوجود المتغير التابع كمتغير تفسيري بفترة إبطاء، مما يستحيل معه تقدير النموذج بتحويلة كويك بطريقة المربعات الصغري العادية.

(ب) نموذج التوقعات المتوافقة: ويستخدم هذا النموذج عندما تعتمد القيمة الحالية للمتغير التابع علي القيمة المتوقعة للمتغير التفسيري، وبالمثل يعاني هذا النموذج من نفس المشاكل التي يعاني منها نموذج كويك.

(ج) نموذج التعديل الجزئي: ويلاحظ في نموذج التعديل الجزئى لـــــــــــ Nerlove أن الحد العشوائي هو مجموع حدين وبالتالي فقد تغلب علي مشكلة Autocorrelation ، ولكن إذا ثبت وجود تلك المشكلة فإن طريقة OLS لا تصلح لتقدير نموذج Nerlove ويفضل طريقة 2SLS.

مما سبق يتضح أنه من المشاكل القياسية التي تواجهه نماذج الانحدار الذاتي، ارتباط المتغير التابع والحد العشوائي وكذلك وجود ارتباط ذاتي بين قيم الحد العشوائي في الفترات الزمنية المتتالية في نموذجي كويك والتوقعات المتوافقة، لذلك نلجأ إلي طريقة المتغيرات الوسيطةThe Instrumental Variable Method، أو طريقة المربعات الصغري العامة The General Least Squares والتي تسمي بطريقة المربعات الصغري المرجحة نظرًا لترجيح كل مشاهدة بتباين حد الخطأ العشوائي المقابل لها.

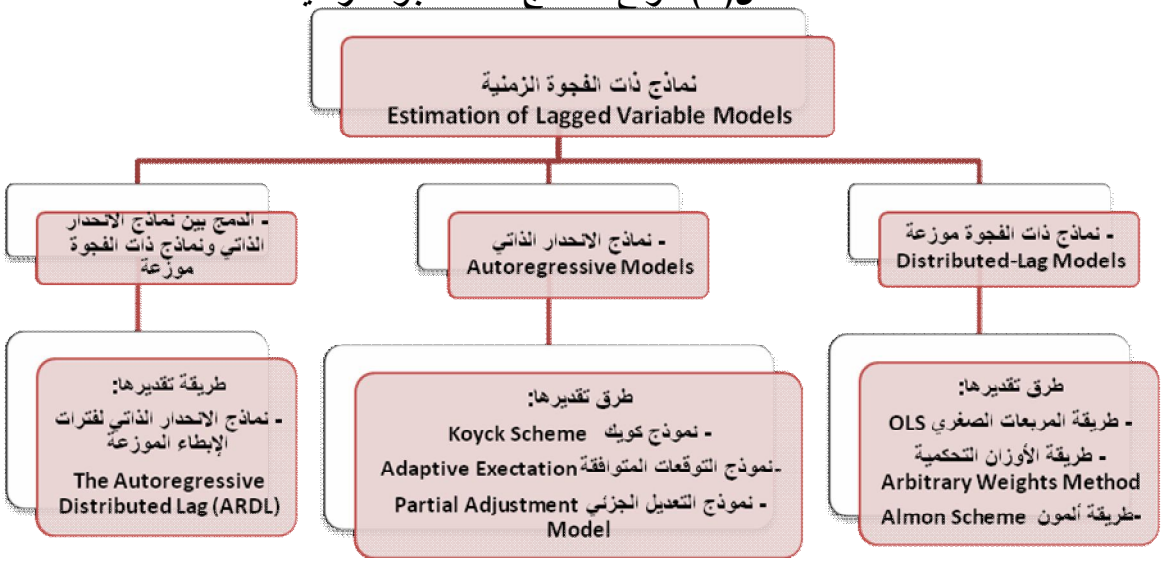
ثالثًا: نماذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة(ARDL) (9 إلي 14، ١٦ إلي١٩):

أصبحت نماذج الـــــــــ ARDL تلعب دورًا هامًا في نمذجة السلاسل الزمنية غير المستقرة، حيث وضع كلًا من[12] Pesaran and Shin (1999) and Pesaran et al. (2001) منهجيةARDL للتكامل المشترك، وتم فيها دمج نماذج الانحدار الذاتي (Autoregressive Models) ، ونماذج فترات الإبطاء الموزعة (Distributed Lag Models) ، وفي هذه المنهجية تكون السلسلة الزمنية دالة في إبطاء قيمها، وقيم المتغيرات التفسيرية الحالية وابطائها بفترة واحدة أو أكثر.

<u>يمتاز نموذج ARDL للتكامل المشترك عن أساليب التكامل المشترك الأخري</u> مثل اختبار Engle and Granger، اختبار Johansen، اختبار Johansen and Juselius، واختبارGregory and Hansen بـــــــ :

* امكانية تطبيق منهجية اختبار الحدود للتكامل المشترك The Bounds Testing Approach to Co integration، والتي تبحث العلاقات طويلة الأجل بين مجموعة من السلاسل الزمنية بعضها مستقر والآخر غير ذلك، وبغض النظر عما إذا كانت المتغيرات التفسيريه $I(0)$ أو$I(1)$ وذلك لأن هذا المنهج مبني علي افتراض أن المتغيرات أما أن تكون متكاملة من الرتبة صفر أو الرتبة واحد صحيح، ولكن لابد أن يكون المتغير التابع ساكنًا أي $I(0)$، ولهذا فمن الضروري اختبار جذر الوحدة KPSS لتحديد رتبة التكامل المشترك قبل تطبيق منهج ARDL للتكامل المشترك للتأكد من عدم وجود أي متغير متكامل من الرتبة الثانية أو أكثر. كما أن نتائج تطبيق هذه المنهجية تكون جيدة في حالة إذا كان عدد المشاهدات صغيرًا.
* تنطوي علي إنشاء معادلة واحدة ويسهل تقديرها ، فضلاً عن امكانية تمييز المتغيرات التابعة والمتغيرات التفسيرية في النموذج.
* قد تنطوي المتغيرات التفسيرية المختلفة علي فترات إبطاء مختلفة بالنموذج.
*إن استخدامه يعطي أفضل النتائج للمعلمات في المدي الطويل .
*ممكن أن نحصل من نموذج ARDL علي نموذج تصحيح الخطأ عن طريق التحويل الخطي البسيط، حيث أن نموذج تصحيح الخطأ يساعدنا في قياس العلاقة قصيرة المدي بين متغيرات النموذج.
*يستخدم نموذج ARDL لاختبار معنوية المستويات المبطأه لمتغيرات الدراسة في نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (Unrestricted equilibrium correction model (UECM).
*استخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد يمكن من الحصول علي مرونات المدي الطويل والتي تساوي معامل المتغير التفسيري المبطأ (مضروبًا بالإشارة السالبة) مقسومًا علي معامل المتغير التابع المبطأ.

شكل(١) أنواع النماذج ذات الفجوة الزمنية



المصدر: إعداد الباحث.

أولاً: قياس مدي استجابة عرض محصولي القمح والذرة الشامية باستخدام بعض نماذج الإبطاء الموزعة:

يمكن قياس استجابة عرض محصولي القمح أوالذرة الشامية من خلال دراسة أثر كل من المساحة والسعر علي الإنتاج وفقًا لنموذجي (Adhoc، Alt,Tinbergen)، حيث يستعمل نموذج Adhoc (يسمي أيضًا طريقة الإضافة) في تقدير معلمات الابطاء للمتغيرات الخارجية مثل نموذج Alt,Tinbergen تحت فرض أن متغير الابطاء الزمني أو المتغيرات المستقلة عشوائية بهدف تطبيق طريقة OLS دون حدوث مشكلة Multicolinearity، ولكن كلما زادت فترات الابطاء كلما قلت درجات الحرية مما يؤثر سلبًا علي دقة النموذج المقدر، لذا تم دراسة مدي استجابة عرض محصول القمح وفقًا للصيغة Trans Log بطريقة GLS لتفادي تلك المشكلة، من خلال إجراء العديد من المحاولات وفق فرضية النماذج المقدرة وكانت النتائج علي النحو التالي (جدول ١):

* أن زيادة مساحة القمح في العام الحالي بنحو ١٠% يؤدي إلي استجابة نسبية للانتاج بنحو ١٢% (Adhoc)، بينما زيادة مساحة العام السابق بنحو ١٠% يؤدي إلي استجابة نسبية للانتاج الحالي بنحو ١٠,٨% (Alt, Tinbergen) (معادلتي ١، ٧).
* كما أن مرونة العرض السعرية (القمح) بلغت نحو ٠,١١ (Alt, Tinbergen) ، في حين أن زيادة السعر المزرعي في العام السابق بنحو ١٠% يؤدي إلي استجابة نسبية في الإنتاج بنحو ١,٦%، ٢,٦% لكل من نموذجي (Adhoc، Alt, Tinbergen)(معادلتي ٤، ١٠).
* أن زيادة مساحة الذرة الشامية في العام الحالي بنحو ١٠% يؤدي إلي استجابة نسبية للانتاج بنحو ١١% (Adhoc)، بينما زيادة مساحة العام السابق بنحو ١٠% يؤدي إلي استجابة نسبية للانتاج الحالي بنحو ٧,٤% (Alt, Tinbergen) (معادلتي ١٢، ١٦).
* كما أن مرونة العرض السعرية (الذرة الشامية) بلغت نحو ٠,١٨ (Alt, Tinbergen) ، في حين أن زيادة السعر المزرعي في العام السابق بنحو ١٠% يؤدي إلي استجابة نسبية في الإنتاج بنحو ١,٨٧% (Adhoc) (معادلتي ١٤، ١٩).

جدول (١) نتائج استجابة عرض محصول القمح وفقًا لنماذج الابطاء الموزعة خلال الفترة (١٩٩٥-٢٠١٤)

	N. Eq	MODEL	$\bar{R}^2$	residual covariance	
القمح	1	$lnProd_t = 0.383 + 1.077lnA_{t-1} \rightarrow the\ best$ (0.27) (6.02)*	0.64	0.008	Alt, Tinbergen(1)
	2	$lnProd_t = 0.499 + 0.866lnA_{t-1} + 0.198lnA_{t-2}$ (0.34) (2.52)** (0.52)	0.63	0.007	
	3	$lnProd_t = -0.018 + 0.676lnA_{t-1} - 0.156lnA_{t-2} + 0.61lnA_{t-3}$ (−0.013) (2.18)** (−0.38) (1.84)	0.66	0.005	
	4	$lnProd_t = 7.06 + 0.26lnP_{t-1} \rightarrow the\ best$ (35.3)* (9.2)*	0.81	0.004	
	5	$lnProd_t = 7.177 + 0.29lnP_{t-1} - 0.05lnP_{t-2}$ (33.6)* (4.3)* (−0.66)	0.78	0.004	
	6	$lnProd_t = 7.24 + 0.27lnP_{t-1} - 0.09lnP_{t-2} + 0.06lnP_{t-3}$ (33.5)* (3.8)* (−1.24) (0.85)	0.77	0.005	
	7	$lnProd_t = -0.75 + 1.2lnA_t \rightarrow the\ best$ (−0.93) (11.9)*	0.87	0.003	Adhoc(2)
	8	$lnProd_t = -0.09 + 1.38lnA_t - 0.25lnA_{t-1}$ (−0.125) (7.11)* (−1.18)	0.89	0.002	
	9	$lnProd_t = 7.06 + 0.26lnP_t$ (35.7)* (9.2)*	0.80	0.005	
	10	$lnProd_t = 7.01 + 0.11lnP_t + 0.16lnP_{t-1} \rightarrow the\ best$ (37)* (1.69) (2.4)**	0.82	0.004	
	11	$lnProd_t = 7.16 + 0.16lnP_t + 0.21lnP_{t-1} - 0.12lnP_{t-2}$ (38.7)* (2.5)** (2.99)* (−1.77)***	0.82	0.003	
الذرة الشامية	12	$lnProd_t = 3.15 + 0.74lnA_{t-1} \rightarrow the\ best$ (1.64) (2.896)*	0.27	0.008	Alt, Tinbergen
	13	$lnProd_t = 1.6 + 0.51lnA_{t-1} + 0.44lnA_{t-2}$ (0.74) (1.93)** (1.4)	0.31	0.022	
	14	$lnProd_t = 7.50 + 0.18lnP_{t-1} \rightarrow the\ best$ (41.7)* (6.8)*	0.69	0.036	
	15	$lnProd_t = 7.53 + 0.086lnP_{t-1} + 0.089lnP_{t-2}$ (39)** (0.86) (0.85)	0.65	0.03	
	16	$lnProd_t = 0.52 + 1.09lnA_t \rightarrow the\ best$ (0.40) (6.3)*	0.65	0.005	Adhoc
	17	$lnProd_t = 1.07 + 1.04lnA_t - 0.019lnA_{t-1}$ (1.02) (7.03)* (−0.113)	0.78	0.002	
	18	$lnProd_t = 1.57 + 1.04lnA_t - 0.03lnA_{t-1} - 0.05lnA_{t-2}$ (1.6) (8.5)* (−0.24) (−0.36)	0.85	0.001	
	19	$lnProd_t = 7.41 + 0.187lnP_t \rightarrow the\ best$ (35.7)* (6.3)*	0.64	0.005	
	20	$lnProd_t = 7.50 - 0.01lnP_t + 0.186lnP_{t-1}$ (41.7)* (−0.09) (1.76)***	0.67	0.003	

ملحوظة: *معنوي بمستوي دلالة ١% - ** معنوي بمستوي٥%، وتمثل الأرقام بين قوسين تحت المعلمات المقدرة إحصائية t-Statistic.كما أن$lnProd_t$ (إنتاج المحصول في السنة الحالية)،lnA_t, lnA_{t-1}(مساحة المحصول في السنة الحالية والسنوات السابقة)،lnP_t, lnP_{t-1} (السعر المزرعي للمحصول في السنة الحالية والسنوات السابقة)، في الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة.

(١)الصيغة العامة للنموذج $Y_t = \alpha + \beta_0 X_{t-1} + \beta_1 X_{t-2} + \beta_2 X_{t-3} + \cdots\cdots + u_t$

(٢)الصيغة العامة للنموذج $Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \cdots\cdots + u_t$

المصدر: إعداد الباحث.

* كما تبين أن متغيري السعر المزرعي والمساحة في الأعوام قبل السابقة لمحصولي القمح والذرة الشامية لم يكن لهما تأثير معنوي إحصائيًا وفقً لفرضية تلك النماذج.

* أن أثر مساحة العام الحالي يفوق أثر سعر العام الحالي في إنتاج القمح ، كما أن أثر سعر العام السابق يفوق أثر مساحة العام السابق في إنتاج القمح، في حين أن مساحة العام السابق لها أثر منخفض جدًا في إنتاج الذرة الشامية.

ثانيًا: قياس مدي استجابة عرض محصولي القمح والذرة الشامية باستخدام بعض نماذج الانحدار الذاتي:

(١)نمـــوذج كويـــك للمتباطئـــات الموزعـــة"Koyck Distribution "، قـــام كويـــك بتقـــدير نموذج$(DL(\infty), or\ ARDL(0,\infty))$ عام ١٩٥٤، حيث يفترض أن معلمات المتغيـــر المتبـــاطئ تتنـــاقص كمتوالية هندسية، حيث يتم ادخال المتغير التابع بفترة إبطاء كمتغير تفسيري يحل محـــل متغيـــرات تفـــسيرية مبطأة يحتمل وجود ارتباط خطي قوي بينها، مما يقلل عدد المعلمات المراد تقديرها من عدد لا نهـــائي إلـــي عدد محدود.ويأخذ النموذج الصيغ التالية:

$$A_t = \alpha + b_0P_t + b_1P_{t-1} + b_2P_{t-2} + b_3P_{t-3} + U_t \rightarrow (1)$$

$$A_t = \alpha_0(1-\lambda) + b_0P_t + \lambda A_{t-1} + V_t : 0 < \lambda < 1, V_t = (u_t - \lambda u_{t-1}) \rightarrow (2)$$

حيث أن: A_t (مساحة المحصول)،P_t (السعر المزرعي للمحصول)،λ (معدل التناقص للمتباطئات الموزعة)،b_0 (مضاعف التأثير للمدي القصير)،$\sum_{i=0}^{k} b_i$ (مضاعف المتباطئات الموزعة بالمدي الطويل).

وتسمي الدالة السابقة ا+ (معادلة٢)، حيث يمكن تقسيمها إلي ثلاث أجزاء:

* الأول (AR) ويشير إلي A_{t-1} .

*بينما الجزء الثاني(MA) خاص بـــu_{t-1} وذلك نظرًا لأنه عند تقديرA_{t-1} فإن الخطأ العشوائي في الفترة السابقة يكون موجب مما يتسبب في زيادة قيمة A_{t-1} (معادلة٣)، وعندما يتم تقدير A_t فإن قيمة u_{t-1} السالبة تؤدي إلي تناقص A_t في حين تظر علي يمين المعادلة بقيمة موجبة (معادلة٤) مما يعني وجود علاقة بين المتغير الداخلي المبطأ والحد العشوائي المبطأ ، مما يؤدي إلي تحيز معلمات النموذج المقدرة وخاصة λ ، وبالتالي فإنة يتم تقدير المعادلة ٢ بطريقة OLS ثم حساب الحد العشوائي وادراجة بالمعادلة مرة أخري وإعادة تقديرها ، فإذا كان هذا المتغير المضاف (حد الخطأ المقدر) غير معنوي إحصائيًا فإن النموذج المقدر لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي، أو الكشف عنها باحصائي ديربن (h) أو يمكن حل نموذج كويك بطريقة 2SLS، والكشف عنها بـــ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM Test حيث يتم تقدير $A_{t-1} = f(P_{t-1})$، ثم التعويض بقيم A_{t-1} في المعادلة ٢، ثم حساب البواقي من تلك المعادلة واختبارها بمضاعف لاجرانج.

$$\uparrow A_{t-1} = \alpha_0(1-\lambda) + b_0P_t + \lambda \uparrow A_{t-2} + u_{t-1} - \lambda u_{t-2} \uparrow \rightarrow (3)$$

$$\downarrow A_t = \alpha_0(1-\lambda) + b_0P_t + \lambda \uparrow A_{t-1} + u_t - \lambda u_{t-1} \uparrow \rightarrow (4)$$

*أما الجزء الثالث (X) يعبر عن المتغير التفسيري the explanatory variables (P_t).

وبتقدير نموذج كويك بطريقة 2SLS باستخدام The Instrumental Variable علي محصول القمح كانت النتائج علي النحو التالي:

$$A_t = 947.12 + 0.202P_t + 0.569A_{t-1} \rightarrow (5)$$

t $(2.57)^{**}$ $(3.02)^{*}$ $(3.6)^{*}$

$$\overline{R^2} = 0.845, D.W = 1.92, h = 0.2443, PE_{S\rightarrow short\ run} = 0.097, PE_{S\rightarrow long\ run} = 0.226$$

Breusch – Godfrey Serial Correlation LM Test:

$$LM = N * R^2 = 0.059, Prob_{LM} = [0.81], F - statistic = 0.047[0.83]$$

$$A_t = 2199.7 + 0.202P_t + 0.115P_{t-1} + 0.066P_{t-2} + 0.037P_{t-3} \rightarrow (6)$$

ولتقدير نموذج كويك علي محصول الذرة الشامية تم تمهيد متغير المساحة وفقًا لـــ(Brown's linear exp. Smoothing) ، ومتغير السعر المزرعي وفقًا لـــ(Holt's linear exp. smoothing) وذلك لتفادي مشكلة Autocorrelation ، وبتقدير النموذج بطريقة Weighted Least Squares ، كانت النتائج علي النحو التالي:

$$A_t = 1452.4 + 0.228P_t + 0.06A_{t-1} \rightarrow (7)$$

$t \quad (3.9)^* \quad (4.14)^* \quad (0.27)$

$\overline{R^2} = 0.65, D.W = 2.107, h = -2.21, PE_{S\rightarrow short\ run} = 0.145, PE_{S\rightarrow long\ run} = 0.155$:

Breusch – Godfrey Serial Correlation LM Test:

$LM = N * R^2 = 2.13, Prob_{LM} = [0.144], F - statistic = 1.896[0.189]$

$$A_t = 1548.9 + 0.228P_t + 0.014P_{t-1} + 0.0001P_{t-2} + 0.00005P_{t-3} \rightarrow (8)$$

لقد تبين مما سبق خلو النماذج المقدرة لمحصولي القمح والذرة الشامية من Autocorrelation وفقًا لاختبار LM Test ، كما أن الاوزان المقدرة لمتغير المساحة تتناقص تدريجيًا سنة بعد أخري وبموجب متوالية هندسية وأن سنة الإبطاء الأولي تمثل نحو 43%،94% من مجموع الأوزان المتباطئة (معامل الاستجابة السنوي) لكلا المحصولين علي التوالي، الأمر الذي قد يرجع إلي صغر قيمة λ (محصول الذرة الشامية) ومن ثم كبر سرعة التعديل، الأمر الذي يعني أن قرار المنتج يتوقف فقط علي المساحة المزروعة في العام السابق(علي عكس القمح)، وعلي الرغم من قوة الارتباط بين متغيري السعر الحالي والمساحة الحالية إذ بلغ معامل ارتباط بيرسون ٠,٨٨ ،٠,٨٣ لكلا المحصولين علي الترتيب، إلا أن السعر الحالي يتأثر بالمساحة الحالية وليس العكس (كما في نموذج كويك) وأنه وفقًا لنظرية Cobweb فإن المساحة المزروعة حاليًا تتأثر بالسعر في فترات سابقة وليس السعر الحالي (حيث أن انخفاض المعروض في الفترة السابقة يترتب علية أرتفاع السعر في الفترة السابقة ومن ثم استجابة المزارعين لزيادة المساحة المزروعة بالعام الحالي)، كما تبين أن مرونة العرض السعرية في المدي القصير بلغت نحو ٠,٠٩٧، ٠,١٤٥ ، بينما بلغت المرونة في المدي الطويل ٠,٢٢٦ ، ٠,١٥٥ لكلا المحصولين علي التوالي.

(٢) نموذج التعديل الجزئي، ويسمي بنموذج نيرلوف M. Nerlove [١٩]وهو أحد النماذج الديناميكية طويلة الأجل، وهو يؤدي الى معادلة مشابهة لنموذج كويك متضمنة متباطئة للمتغير التابع، ولكن الاختلاف الرئيسي أن الخطأ العشوائي لايتضمن متباطئة U_{t-1} وليس مرتبطا مع المتغير المتباطىء لذا يمكن استخدام طريقة OLS لتقدير معالم النموذج، كما أن الغرض من نموذج كويك هو الحصول علي قيم مقدرة للمتغير التابع بدون حدوث مشكلة Multicolinearity، بينما غرض نيرلوف هو تحديد المستوى المرغوب للمتغير التابع، حيث يفترض أن المستوى الفعلي للمتغير التابع عادة ما يكون أقل من المستوى المرغوب لنفس المتغير، أي أن التغير الفعلي عادة ما يكون أقل من التغير المرغوب في أي فترة زمنية وقد يعزى ذلك إلى أن هناك مجموعة من القيود التكنولوجية والمالية والإدارية والعادات والتقاليد تحول دون حدوث التكيف الكامل خلال فترة زمنية واحدة، لذا فهو يقوم علي تقدير(λ) Speed of Adjustmen فإذا اقتربت قيمتها من الصفر فإن هناك جزءاً صغيراً من الخلل بين الوضع الفعلي والتوازني يتم تعديله خلال فترة زمنية واحدة ، وعندما يقترب من الواحد الصحيح فإن حد الخطأ العشوائي بالصيغة المختزلة التي يتم تقديرها يحتوي علي White Noise، وكذلك الأمر فإذا كانت الدالة المقدرة تعاني من ارتباط ذاتي من الدرجة الأولي مع المعلمة $(1-\lambda)$ فإن حد الخطأ بالصيغة المختصرة به أيضًا White Noise.

ويمكن توضيح الصيغة العامة لنموذج التعديل الجزئي علي النحو التالي:

$$A_t^* = \alpha + \beta P_{t-1}, \quad A_t - A_{t-1} = \lambda(A_t^* - A_{t-1}),$$
$$A_t = \lambda a + \lambda b P_{t-1} + (1-\lambda)A_{t-1}$$

حيث أن A_t^* تشير إلي المساحة المأمول زراعتها في الفترة الحالية، A_{t-1}, A_t المساحة الحالية والسابقة علي التوالي، P_{t-1} السعر المزرعي في الفترة السابقة، λ معلمة التعديل الجزئي.

ولما كان الهدف من تقدير نموذج نيرلوف تقدير مدي استجابة المزارعين لزيادة المساحات التي تزرع بمحصولي القمح والذرة الشامية نتيجة للتغيرات السعرية وكذلك حساب المرونات لأهميتها في تخطيط السياسة الزراعية، فقد تم تقدير دالة استجابة العرض بطريقة Weighted Least Squares بين كل من المساحة المزروعة بالمحصول في العام الحالي وكل من السعر المزرعي للمحصول في العام السابق ومساحتة في العام السابق، وتبين ما يلي:

*تبين من نتائج محصول القمح (المعادلات٩: ١٥)، لا يوجود مشكلة Autocorrelation وفقاً لاختبار دربن (h) (معادلة١١)، فضلاً عن معنوية المتغير الداخلية المتباطئ (السعر المزرعي، المساحة بفترة إبطاء)، وبإدخال متغير المخاطرة السعرية،لقياس أثر المخاطرة على القرارت الانتاجية للمزارعين من خلال بعض معايير التغاير لأسعار السنوات السابقة، لأن المزارعين يجب أن يصنعوا قراراتهم الإنتاجية قبل مدة تصل الى سنة من موعد بيع المحصول، وتم احتساب المخاطرة السعرية (الانحراف عن الأسعار) وفقاً لـ Gallagher، كما يلي:

$$Risk = (p_{t-1} - BA_t)^2 / BA_t;\ BA_t = 0.333(p_{t-2} + p_{t-3} + p_{t-4})$$

ولقد تبين عدم وجود ازدواج خطي بين كلا من السعر المزرعي بفترة ابطاء ومتغير المخاطرة السعرية ، حيث بلغ معامل ارتباط بيرسون ٠,٣٠ ، وكذلك خلو النموذج من الارتباط الذاتي وفقاً لمعنوية معلمة لاجرانج المقدرة لاختبار Breusch – Godfrey (معادلة١٠)، إلا أن معلمة المخاطرة السعرية لم تكن معنوية، لذا تم حذف متغير السعر بفترة إبطاء وبقاء المخاطرة السعرية بالنموذج (معادلة١١).

$$A_t = 1190.84 + 0.264P_{t-1} + 0.46A_{t-1} \rightarrow (9)$$
$$t \quad (3.07)^{**} \quad (3.47)^{**} \quad (2.7)^{**}$$
$$\overline{R^2} = 0.86, D.W = 1.87, h = 0.41, PE_{S\rightarrow short\ run} = 0.1199, PE_{S\rightarrow long\ run} = 0.222$$

Breusch – Godfrey Serial Correlation LM Test:

$$LM = N * R^2 = 0.066, Prob_{LM} = [0.797], F - statistic = 0.05[0.82]$$

$$A_t = 1244.4 + 0.277P_{t-1} + 0.436A_{t-1} - 0.02R_t \rightarrow (10)$$
$$t \quad (2.87)^{**} \quad (3.09)^{**} \quad (2.28)^{**} \quad (-0.28)$$
$$\overline{R^2} = 0.85, D.W = 1.84, h = 0.63, PE_{S\rightarrow short\ run} = 0.126, PE_{S\rightarrow long\ run} = 0.223$$

Breusch – Godfrey Serial Correlation LM Test:

$$LM = N * R^2 = 0.164, Prob_{LM} = [0.68], F - statistic = 0.122[0.73]$$

*كما تبين من نتائج محصول الذرة الشامية (معادلتي ١١، ١٢) عدم معنوية المتغير الداخلي المتباطئ ، لذا تم محاولة تقدير دالة الاستجابة في صور رياضية مختلفة ولكن لم تثبت معنويته، كما أن التباين المحسوب لاختبار دربن h للارتباط الذاتي بلغ نحو (١,٠٦١، ١,٠٥٩) معادلتي ١١، ١٢ علي الترتيب أي أنه أكبر من الواحد الصحيح، وهذا يعتبر أحد عيوب اختبار دربنh.

$$A_t = 1616.4 + 0.27P_{t-1} - 0.042A_{t-1} \rightarrow (11)$$
$$t \quad (4.27)^{*} \quad (4.38)^{*} \quad (-0.18)$$
$$\overline{R^2} = 0.67, D.W = 2.36, h = \text{؟؟}, PE_{S-short\ run} = 0.163, PE_{S\rightarrow long\ run} = 0.157$$

Breusch – Godfrey Serial Correlation LM Test:

$LM = N * R^2 = 6.611, Prob_{LM} = [0.01], F - statistic = 8.00[0.01]$

$$A_t = 1615.3 + 0.27P_{t-1} - 0.043A_{t-1} + 0.029R_t \rightarrow (12)$$
$$t \quad (4.27)^* \quad (4.4)^* \quad (-0.18) \quad (0.23)$$

$\overline{R^2} = 0.64, D.W = 2.39, h = ؟, PE_{S\rightarrow short\ run} = 0.164, PE_{S\rightarrow long\ run} = 0.157$

Breusch – Godfrey Serial Correlation LM Test:

$LM = N * R^2 = 8.35, Prob_{LM} = [0.003], F - statistic = 10.9[0.005]$

*** ووفقًا لنتائج تحليل محصولي القمح والذرة الشامية تبين أنه:**

- بالرغم من العديد من المحاولات إلا أن أكثر من 85% ، ٦٤% من التغيرات التي تحدث في متغير المساحة الحالية المسئول عنها المتغيرات التفسيرية موضع الدراسة لمحصولي القمح والذرة الشامية علي الترتيب.
- أن المعلمة التقاطعية لجميع المحاولات المقدرة موجبة، أي أن هناك مساحات مزروعة بالمحصول بغض النظر عن استجابة المزارعين للسعر المزرعي، كما جاءت معلمة السعر المزرعي لسنة سابقة موجبة ومعنوية إحصائيًا، وهذا يتفق والمنطق الاقتصادي إذ يدل علي استجابة المزارعين للزيادة السعرية، كما أن معلمة المساحة المزروعة بفترة إبطاء ذات إشارة موجبة لمحصول القمح (والعكس للذرة الشامية) وأقل من الواحد وأكبر من الصفر، وبطرح الواحد الصحيح من تلك المعلمة نحصل علي معلمة التعديل والتي تعني القدرة علي تعديل مساحة القمح تبعًا للتغير في سعر المحصول كما إنها معنوية إحصائيًا.
- أما بالنسبة لمعلمة المخاطرة السعرية فجاءت إشارتها موجبة، أي كلما كبر حجم المخاطرة كلما زادت المساحة المزروعة، أي أن المزارعين لا يرتابوا للمخاطرة السعرية، ولكنها لم تكن معنوية إحصائيًا.
- معامل الاستجابة السنوي بلغ نحو ٥٤%، ٩٦%، في حين أن مرونة العرض السعرية بلغت نحو ٠,١٢، ٠,١٦ للمدي القصير، ونحو٠,٢٢، ٠,١٥٧ للمدي الطويل لمحصولي القمح والذرة علي التوالي.

ثالثًا: قياس مدي استجابة عرض محصولي القمح والذرة الشامية باستخدام نماذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL):

نظرًا لطبيعة العلاقة الاقتصادية للمتغيرات محل الدراسة والتي تعني أن أي تعديل أو استجابة للمتغير التابع بسبب التغيرات في المتغير التفسيري تتوزع علي نطاق واسع عبر الزمن، فإذا كانت المدة بين الاستجابة والتأثير طويلة نسبيًا فإن المتغيرات التفسيرية يجب ادراجها في النموذج بفترات إبطاء، لذا تم استخدام منهجية ARDL.

١ – الصيغة العامة لنموذج ARD :

يمكن توضيح الصيغة العامة لنموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL(p,q) :

$$y_t = \mu_0 + \gamma_1 y_{t-1} + \cdots + \gamma_k y_{t-p} + B_0 x_t + B_1 x_{t-1} + B_2 x_{t-2} + \cdots + B_q x_{t-q} + u_t$$

حيث يتم تقدير هذا النموذج وفق اختبار "Bounds Tests".

كما يمكن توضيح ARDL في أبسط صورة كما يلي:

$$y_t = \mu_0 + \gamma_1 y_{t-1} + B_0 x_t + B_1 x_{t-1} + u_t \rightarrow ARDL(1,1)$$
$$Short - run\ or\ Static\ effect; \partial y_t / \partial x_t = B_0$$
$$Long - run\ or\ Dynamic\ or\ equilibrium\ effect; \partial y_T / \partial x_t = (B_0 + B_1)/(1 - \gamma_1)$$

٢ –تحديد نماذج استجابة عرض محصولي القمح والذرة الشامية: بالاستناد إلي الدراسات المرجعية التي تناولت استجابة العرض[١،٢،٥،١٠،١١،١٢،١٤]، يمكن تحديد النماذج بصفة عامة علي النحو التالي:

$$A_{wheatt}\downarrow = \mathcal{F}\left(A_{wheat(t-p)}\uparrow, P_{wheat(t-q1)}\downarrow, P_{clover(t-q2)}\uparrow, P_{Suger(t-q3)}\uparrow, P_{Onion(t-q4)}\uparrow, P_{bean(t-q5)}\uparrow\right)$$

$$A_{maizet}\downarrow = \mathcal{F}\left(A_{maize(t-p)}\uparrow, P_{maize(t-q1)}\downarrow, P_{rice(t-q2)}\uparrow, P_{cotton(t-q3)}\uparrow\right)$$

حيث أن:

A_{wheat} : مساحة محصول القمح بالألف فدان.
P_{wheat} : السعر المزرعي لمحصول القمح بالجنية/طن.
P_{clover} : السعر المزرعي لمحصول البرسيم المستديم جنية/حشة.
P_{Suger} : السعر المزرعي لمحصول بنجر السكر بالجنية/طن.
P_{Onion} : السعر المزرعي لمحصول البصل الشتوي بالجنية/طن.
P_{bean} : السعر المزرعي لمحصول الفول البلدي بالجنية/طن.
A_{maize} : مساحة محصول الذرة الشامية بالألف فدان.
P_{maize} : السعر المزرعي لمحصول الذرة الشامية بالجنية/طن.
P_{rice} : السعر المزرعي لمحصول الأرز بالجنية/طن.
P_{cotton} : السعر المزرعي لمحصول القطن الزهر بالجنية/طن.

وبناءًا علي المعادلة السابقة يمكن تقدير نموذج ARDL وفقًا للصيغ التالية:

$$\begin{aligned}\Delta Awheat_t = {} & \beta_0 + \pi_1 Awheat_{t-1} + \pi_2 Pwheat_{t-1} + \pi_3 Pclover_{t-1} + \pi_4 Psuger_{t-1} \\ & + \pi_5 Ponion_{t-1} + \pi_6 Pbean_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta Awheat_{t-i} + \sum_{i=1}^{q1} \delta_1 \Delta Pwheat_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{q2} \delta_2 \Delta Pclover_{t-i} + \sum_{i=1}^{q3} \delta_3 \Delta Psuger_{t-i} + \sum_{i=1}^{q4} \delta_4 \Delta Ponion_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{q5} \delta_5 \Delta Pbean_{t-i} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta Amaiz_t = {} & \beta_0 + \pi_1 Amaiz_{t-1} + \pi_2 Pmaiz_{t-1} + \pi_3 Price_{t-1} + \pi_4 Pcotton_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta Amaiz_{t-i} + \sum_{i=1}^{q1} \delta_1 \Delta Pmaiz_{t-i} + \sum_{i=1}^{q2} \delta_2 \Delta Price_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{q3} \delta_3 \Delta Pcotton_{t-i} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

حيث تعبر β_0 عن المعلمة التقاطعية ، ε حد الخطأ العشوائي، π_i معاملات المدي الطويل، γ_i، δ_j معاملات المدي القصير، حيث أن أثر المدي الطويل لمتغير $Pwheat_{t-1}$ علي سبيل المثال عبارة عن $[-\pi_2/\pi_1]$، كما أن أثر المدي القصير لمتغير السعر المزرعي عبارة عن معامل الفرق الأول δ_1.

٣-اختبار سكون المتغيرات باستخدام اختبار Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) tests: قبل تطبيق منهج ARDL للتكامل المشترك للمتغيرات محل الدراسة يجب أولاً تحديد رتبة التكامل المشترك لهذه المتغيرات من خلال اختبار جذر الوحدة KPSS[1]، يتم اختبار جذر الوحدة للاستقرار من خلال اختبار المتغير وفق نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولي AR(1) بالصيغة $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ فإذا كانت $\rho = 1$ فإن المتغير Y_t يكون له جذر الوحدة ويعاني من مشكلة عدم الاستقرار أو عدم السكون، وسلسلته تسمي

[1] اقترح كل من Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin نموذج باستخدام مضاعف لاغرانج LM عام ١٩٩٢ حيث يختبر استقرارية السلاسل الزمنية، ويجري كما يلي: يتم تقدير النموذج LM في اختبار DF ، ثم نقوم بحساب المجموع الجزئي للبواقي ($S_t = \sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon}_i^2$)، ثم يتم حساب التباين في المدي الطويل S_t^2 من خلال اختبار PP ، ثم حساب إحصائية

$$LM = \frac{1}{S_t^2} \cdot \frac{\sum_{t=1}^{N} S_t^2}{N^2}$$

حيث نرفض فرضية العدم (فرضية الاستقرار):إذا كانت الإحصائية المحسوبة LM أكبر من القيم الحرجة لجدول Kwiatkowski And al، بينما نقبل فرضية الاستقرار: إذا كانت الإحصائية LM أصغر من القيم الحرجة.

بالـــ Random Walk Time Series ، وإذا ما تم طرح Y_{t-1} من طرفي المعادلة السابقة نحصل علي الفرق الأول $\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + u_t, \lambda = (\rho - 1)$ ، فإذا كانت سلسلة الفروق الأولي من سلسلة السير العشوائي ساكنة أو مستقرة فإن السلسلة الأصلية تكون متكاملة من الرتبة الأولي $I(1)$ ، وإذا كانت السلسلة الأصلية مستقرة أو ساكنة فإنها متكاملة من الرتبة صفر$I(0)$.(فإذا كانت أحد حلول عدم استقرار السلسلة هو أخذ الفرق لكنَ إجراء انحدار للمتغيرات في صورة فروق يؤدي إلي فقدان خصائص المدي الطريل). كما أن التكامل المشترك يشير إلي طريقة الحصول علي توازن أو علاقة طويلة المدي بين متغيرات غير مستقرة أو أنها تعني وجود طريقة تعديل تمنع الزيادة في خطأ علاقة المدي الطويل،أي أن بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أخذت كل علي حده، ولكنها تكون مستقرة كمجموعة، ومثل هذه العلاقة طويلة الأجل بين مجموعة المتغيرات تعد مفيدة في التنبؤ بقيم مساحة المحاصيل موضع الدراسة بدلالة مجموعة من المتغيرات التفسيرية.

ولقد تبين من جدول(٢) سكون متغيرات الدراسة بعد الحصول علي الفروق الأولي لها أي أن المتغيرات محل الدراسة غير مستقرة في المستوي من نوع Random walk ولكنها مستقرة في التفاضل الأول، أي متكاملة من الرتبة واحد $I(1)$.

جدول(٢) نتائج اختبار KPSS لجذر الوحدة

المتغير		مع حد ثابت (η_μ)		مع حد ثابت واتجاه عام ($\eta_{\mu\tau}$)		النتيجة ، حالة التكامل
		Test statistic	AIC	Test statistic	AIC	
$Awheat_t$	المستوي	1.157	602.604	0.085*	588.125	غير مستقرة(Random walk)
	الفرق	0.061*	(567.57)	0.056*	569.355	مستقرة I(1)
$Pwheat_t$	المستوي	1.714	172.888	0.263	140.689	غير مستقرة(Trend)
	الفرق	0.072*	(139.53)	0.023*	141.089	مستقرة I(1)
$Pclover_t$	المستوي	1.711	337.742	0.453	304.099	غير مستقرة(Random walk)
	الفرق	0.518	261.367	0.076	259.070	مستقرة I(1)
$Psuger_t$	المستوي	1.836	245.955	0.393	206.044	غير مستقرة(Random walk)
	الفرق	0.143*	(188.33)	0.045*	189.565	مستقرة I(1)
$Ponion_t$	المستوي	1.825	282.310	0.425	246.468	غير مستقرة(Random walk)
	الفرق	0.508*	207.367	0.117*	(205.31)	مستقرة I(1)
$Pbean_t$	المستوي	1.859	197.564	0.369	155.693	غير مستقرة(Random walk)
	الفرق	0.174*	(138.99)	0.046*	139.870	مستقرة I(1)
$Amaize_t$	المستوي	1.198	542.527	0.184	528.538	غير مستقرة(Trend)
	الفرق	0.119*	(507.51)	0.021*	508.466	مستقرة I(1)
$Pmaize_t$	المستوي	1.863	159.701	0.380	115.607	غير مستقرة(Random walk)
	الفرق	0.238*	101.718	0.026*	(101.58)	مستقرة I(1)
$Price_t$	المستوي	1.864	311.473	0.392	270.426	غير مستقرة(Random walk)
	الفرق	0.273*	(240.35)	0.069*	240.498	مستقرة I(1)
$Pcotton_t$	المستوي	1.608	220.026	0.287	194.474	غير مستقرة(Random walk)
	الفرق	0.138*	(185.31)	0.0267*	186.199	مستقرة I(1)

Critical values 10% 5% 1%
with const(n=20) : 0.357 0.462 0.694
with Const& Time(n=20) : 0.124 0.150 0.205
with const(n=19) : 0.358 0.462 0.692
with Const& Time(n=19) : 0.125 0.150 0.205

المصدر: إعداد الباحث.

٤-اختيار فترة الإبطاء المثلي للنماذج المقدرة: تم تقدير نموذج Unrestricted VAR بهدف تحديد فترات الإبطاء المثلي لنموذجARDL (تحديد درجة الانحدار الذاتي (P) في نموذج ARDL(p,q))، حيث تم استخدام خمسة معايير معلوماتية هي معيار المعلومات Akaike، معيار معلومات Schwarz، معيار معلوماتHannan-Quinn، معيار خطأ التوقع النهائيFinal prediction error لـــAkaike ،ومعيارLR، حيث أكدت كافة المعايير باستثناء معيار (LR) علي أن فترة الإبطاء المثلي هي ٢ (جدول٣).

جدول(٣): معايير اختيار فترة الإبطاء المثلي لنماذج تصحيح الخطأ غير المقيد

المحصول	فترة الإبطاء	LR	FPE	AIC	SC	HQC
القمح	0	NA*	25924.74	12.96911	13.26319	12.99835
	1	3.515521	20936.95	12.73521	13.07830	12.76931
	2	3.546816	16339.86*	12.45876*	12.85087*	12.49774*
الذرة الشامية	0	NA	0.005260	-2.487948	-2.157524	-2.491467
	1	0.118909	0.006179	-2.371601	-1.993974	-2.375624
	2	0.014883	0.007504	-2.240748	-1.815918	-2.245274
	3	2.110876	0.006150	-2.529590	-2.057557	-2.534618
	4	13.52189*	0.000272*	-5.776728*	-5.257491*	-5.782259*

*تشير إلي فترة الإبطاء المختارة بواسطة المعيار، كما أن أي اختبار عند مستوي معنوية ٥%

LR: sequential modified LR test statistic
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: إعداد الباحث.

٥-تقدير استجابة عرض محصولي القمح والذرة الشامية باستخدام نموذج ARDL:

تم اجراء العديد من المحاولات للوصول إلي الصيغة الأكثر معنوية إحصائية وتتفق والمنطق الاقتصادي وبفترات إبطاء مختلفة للمتغيرات الخارجية في ظل المتغيرات التفسيرية السابق الإشارة إليها، وقد تم الوصول لبعض الصيغ لنموذج ARDL من خلال أقل قيمة لمعيار Schwarz SC علي النحو التالي(جدولي٤، ٥):

$$\Delta lnAwheat_t = \beta_0 + \pi_1 lnAwheat_{t-1} + \pi_2 lnPwheat_{t-1} + \gamma_1 \Delta lnAwheat_{t-1} + \gamma_2 \Delta lnAwheat_{t-2} + \delta_1 \Delta lnPwheat_t + \delta_2 \Delta lnPwheat_{t-1} + \delta_3 \Delta lnPwheat_{t-2} \rightarrow ARDL(2,2)$$

$$\Delta lnAwheat_t = \beta_0 + \pi_1 lnAwheat_{t-1} + \pi_2 lnPwheat_{t-1} + \pi_3 lnPclover_{t-1} + \gamma_1 \Delta lnAwheat_{t-1} + \gamma_2 \Delta lnAwheat_{t-2} + \delta_1 \Delta lnPwheat_t + \delta_2 \Delta lnPclover_t \rightarrow ARDL(2,0,0)$$

$$\Delta lnAmaize_t = \beta_0 + \pi_1 lnAmaize_{t-1} + \pi_2 lnPmaize_{t-1} + \gamma_1 \Delta lnAmaize_{t-1} + \gamma_2 \Delta lnAmaize_{t-2} + \gamma_3 \Delta lnAmaize_{t-3} + \gamma_4 \Delta lnAmaize_{t-4} + \delta_1 \Delta lnPmaize_t + \delta_2 \Delta lnPmaize_{t-1} \rightarrow ARDL(4,1)$$

$$\Delta lnAmaize_t = \beta_0 + \pi_1 lnAmaize_{t-1} + \pi_2 lnPmaize_{t-1} + \pi_3 lnPrice_{t-1} + \gamma_1 \Delta lnAmaize_{t-1} + \gamma_2 \Delta lnAmaize_{t-2} + \gamma_3 \Delta lnAmaize_{t-3} + \gamma_4 \Delta lnAmaize_{t-4} + \delta_1 \Delta lnPmaize_t + \delta_2 \Delta lnPmaize_{t-1} + \delta_3 \Delta lnPrice_{t-1} \rightarrow ARDL(4,1,1)$$

حيث أن معامل الأثر طويل الأجل لمتغير مستقل ما هو عبارة عن حاصل قسمة معامل هذا المتغير المبطأ لفترة واحدة(مضروبًا في إشارة سالبة) علي معامل المتغير التابع المبطأ لفترة واحدة، أي أن معامل الأثر طويل الأجل للسعر المزرعي لمحصول القمح عبارة عن$[-(\pi_2/\pi_1)]$، أما معاملات الآثار قصيرة الأجل فهي عبارة عن معاملات الفروق الأولي للمتغيرات المدروسة ،أي γ_1 لمساحة القمح ، δ_2 للسعر المزرعي للقمح(للنموذج الأول علي سبيل التوضيح).

قبل اعتماد تلك النماذج لاستخدامها في تقدير الآثار قصيرة وطويلة الأجل واشتقاق نموذج UECM فلابد من التأكد من جودتها من خلال عدة اختبارات تشخيصية (أسفل جدولي ٤، ٥):

جدول(٤):تقدير استجابة عرض محصول القمح باستخدام نماذج ARDL

in first difference $\Delta \ln Awheat_t$ Dependent Variable:							
ARDL(2,0,0)				ARDL(2,2)			
Explanatory Variables	Coefficient	t-statistic	p value	Explanatory Variables	Coefficient	t-statistic	p value
C	11.224	6.076	0.000	C	9.494	3.929	**0.004**
$\Delta \ln Awheat_{t-1}$	1.035	4.133	0.003	$\Delta \ln Awheat_{t-1}$	0.880	2.777	**0.022**
$\Delta \ln Awheat_{t-2}$	0.530	2.217	0.054	$\Delta \ln Awheat_{t-2}$	0.517	1.819	**0.102**
$\Delta \ln Pwheat_t$	0.270	4.145	0.003	$\Delta \ln Pwheat_t$	0.229	3.892	**0.004**
$\Delta \ln Pclover_t$	-0.085	-0.589	0.570	$\Delta \ln Pwheat_{t-1}$	0.116	1.697	**0.124**
$\ln Awheat_{t-1}$	-1.753	-6.212	0.000	$\Delta \ln Pwheat_{t-2}$	0.039	0.686	**0.510**
$\ln Pwheat_{t-1}$	0.494	5.248	0.001	$\ln Awheat_{t-1}$	-1.465	-3.942	**0.003**
$\ln Pclover_{t-1}$	-0.119	-1.943	0.084	$\ln Pwheat_{t-1}$	0.293	3.838	**0.004**
$R^2 = 0.80, \bar{R}^2 = 0.65, F_{statistic} = 5.267[0.01]$				$R^2 = 0.81, \bar{R}^2 = 0.67, F_{statistic} = 5.63[0.009]$			
$D_{W_{stat}} = 2.41$, Schwarz criterion $= -3.17$				$D_{Wstat} = 2.76$, Schwarz criterion $= -3.23$			
Theil Coefficient = 0.0.17				Theil Coefficient =0.0168			
Diagnostic Tests:				***Diagnostic Tests:***			
-Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				-Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic=1.455 [0.296]				F-statistic=2.5 [0.156]			
-ARCH test Chi-Square =2.98 [0.225],				-ARCH test Chi-Square =2.33 [0.312],			
F-statistic =1.489 [0.26]				F-statistic =1.102 [0.36]			
-RESET Test, F-statistic = 0.44[0.801]				-RESET Test, F-statistic =0.732 [0.514]			

ملحوظة: القيم بين الاقواس المربعة عبارة عن p values .

المصدر: إعداد الباحث.

جدول(٥): تقدير استجابة عرض محصول الذرة الشامية باستخدام نماذج ARDL

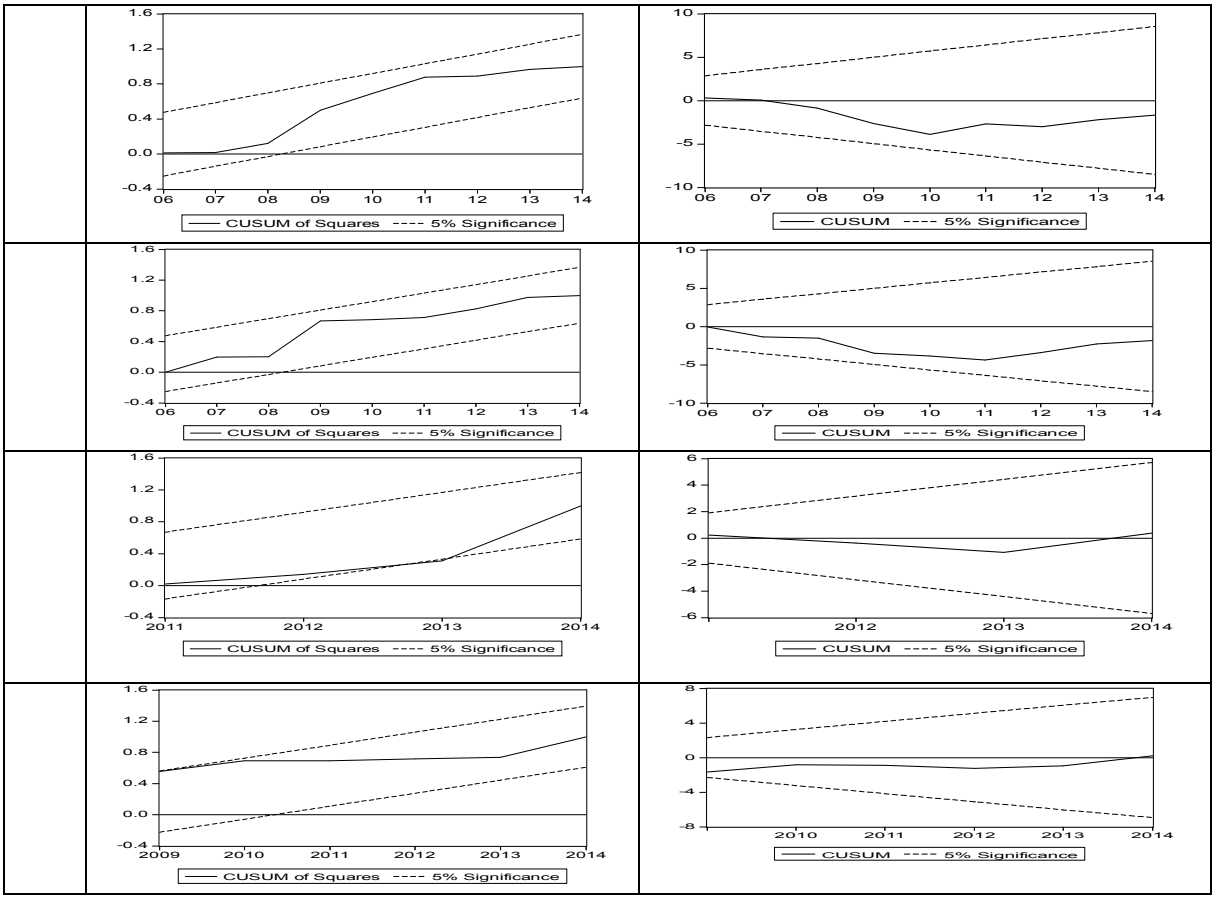
Dependent Variable: $\Delta \ln Amaize_t$ in first difference							
ARDL(4,1,1)				ARDL(4,1)			
Explanatory Variables	Coefficient	t-statistic	p value	Explanatory Variables	Coefficient	t-statistic	p value
C	3.598	3.295	0.030	C	4.232	2.599	0.041
$\Delta \ln Amaize_{t-1}$	-1.316	-8.544	0.001	$\Delta \ln Amaize_{t-1}$	-1.159	-5.471	0.002
$\Delta \ln Amaize_{t-2}$	-1.870	-11.816	0.000	$\Delta \ln Amaize_{t-2}$	-1.666	-8.325	0.000
$\Delta \ln Amaize_{t-3}$	-2.165	-13.234	0.000	$\Delta \ln Amaize_{t-3}$	-1.994	-10.295	0.000
$\Delta \ln Amaize_{t-4}$	-1.287	-10.650	0.000	$\Delta \ln Amaize_{t-4}$	-1.248	-7.875	0.000
$\Delta \ln Pmaize_t$	0.183	4.905	0.008	$\Delta \ln Pmaize_t$	0.108	2.493	0.047
$\Delta \ln Pmaize_{t-1}$	0.018	0.521	0.630	$\Delta \ln Pmaize_{t-1}$	0.005	0.101	0.923
$\Delta \ln Price_{t-1}$	-0.070	-1.441	0.223	$\ln Amaize_{t-1}$	-0.826	-3.415	0.014
$\ln Amaize_{t-1}$	-0.722	-4.437	0.011	$\ln Pmaize_{t-1}$	0.289	9.031	0.000
$\ln Pmaize_{t-1}$	0.461	7.421	0.002	$R^2 = 0.97, \bar{R}^2 = 0.95, F_{statistic} = 35.7[0.000]$			
$\ln Price_{t-1}$	-0.192	-2.994	0.040	D.w = 1.67, Schwarz criterion $= -4.37$			
$R^2 = 0.99, \bar{R}^2 = 0.97, F_{statistic} = 66.9[0.000]$				Theil Coefficient = 0.0164			
D.w = 2.25, Schwarz criterion $= -5.26$				***Diagnostic Tests:***			
Theil Coefficient = 0.011				**- Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**			
Diagnostic Tests:				F-statistic=0.433[0.675]			
- Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				-ARCH test Chi-Square = 1.416[0.493],			
F-statistic=0.605[0.623]				F-statistic =0.611 [0.562]			
-ARCH test Chi-Square = 0.916[0.633],				-RESET Test, F-statistic =1.106 [0.41]			
F-statistic =0.379 [0.694]							
-RESET Test, F-statistic =2.998[0.25]							

ملحوظة: القيم بين الاقواس المربعة عبارة عن p values .

المصدر: إعداد الباحث.

- **اختبار مضروب لاجرانج للارتباط التسلسلي بين البواقي** Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test،حيث يشير احصاء BG LM إلي خلو النماذج من الارتباط التسلسلي للبواقي عند فترات الابطاء المختارة لكل نموذج.
- **اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي** Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)، حيث يشير إلي عدم رفض الفرضية القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي Homoscedasticity في النماذج المقدرة.
- **اختبار مدي ملائمة تحديد أو تصميم النموذج المقدر من حيث الشكل الدالي** لهذا النموذج (Ramsey RESET Test)، حيث يبين صحة الشكل الدالي المستخدم في النماذج المقدرة.
- **اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الأجلين القصير والطويل:** وذلك باستخدام اختباري المجموع التراكمي للبواقي المعاودة Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM)، المجموع التراكمي لمربعات البواقي المعاودة Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUMSQ)، ولقد تبين استقرار النماذج المقدرة داخل الحدود الحرجة عند مستوي معنوية٥%(شكل٢).

شكل(٢): إحصاء كلاً من CUSUM و CUSUMSQ لاستقرار معاملات نماذج $\mathbf{ARDL}(p, q_1, q_2)$



المصدر: حسابات الباحث.

٦-اختبار التكامل المشترك طبقًا لاختبار الحدود لنموذجARDL يتم من خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM) [15,11]كالآتي:

يمكن أشتقاق نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model من نموذج ARDL كما يلي:

$$y_t = \mu_0 + \gamma_1 y_{t-1} + B_0 x_t + B_1 x_{t-1} + u_t \quad \rightarrow ARDL(1,1)$$

$$Sbstracting y_{t-1} \rightarrow y_t - y_{t-1}$$
$$= \mu_0 + \gamma_1 y_{t-1} - y_{t-1} + B_0 x_t - B_0 x_{t-1} + B_0 x_{t-1} + B_1 x_{t-1} + u_t$$
$$\Delta y_t = \mu_0 - (1-\gamma_1) y_{t-1} + B_0 \Delta x_t + (B_0 + B_1) x_{t-1} + u_t$$
$$\Delta y_t = B_0 \Delta x_t - (1-\gamma_1)\left[y_{t-1} - \frac{\mu_0}{1-\gamma_1} - \frac{B_0+B_1}{1-\gamma_1} x_{t-1}\right] + u_t$$
$$\Delta y_t = B_0 \Delta x_t - (1-\gamma_1) y_{t-1} - \alpha + \beta x_{t-1} + u_t$$
$$\Delta y_t = B_0 \Delta x_t - \pi y_{t-1} - \alpha + \beta x_{t-1} + u_t$$
$$\Delta y_t = \Delta x_t - \pi ECT_t + u_t$$

وبالتالي فإن نموذج ECM لا يعطي فقط أثر المدي القصير والمتمثل في المعلمة (B_0) والتي تعبر عن استجابة y_t في المدي القصير نتيجة للتغير الحادث في x_t ، بل أيضًا التوازن في المدي الطويل المتمثل بالجزء $(y_{t-1} - \alpha + \beta x_{t-1})$، كما أن سرعة التعديل لحالة التوازن تعتمد علي قيمة $\pi = (1-\gamma_1)$ ، وذلك لأنه عند التوازن يكون $[y_{t-1} - \alpha + \beta x_{t-1}] = 0$ ، كما أن هذا النموذج يكون مستقر ويمكن تقديرة بـــ OLS وذلك عندما $\therefore \Delta y_t, \Delta x_t \rightarrow I(0)$. $y_t, x_t \rightarrow I(1)$

أ-اختبار التكامل المشترك باستخدام منهج ARDL[13,12]: بعد تقدير النماذج السابقة يتم التأكد من وجود علاقة طويلة المدي باستخدام اختبار الحدود لـــــ Pesaran وأخرون عام ٢٠٠١، الذي يستند علي اختبار F (Wald Test) والذي يختبر فرضية عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات مقابل وجود تكامل مشترك للكشف عن العلاقة التوازنية بين المتغيرات علي المدي الطويل، حيث يتم من خلال فرض قيود علي المعاملات وهي:

$H_0 = \pi_1 = \pi_2 = 0 \rightarrow$ لايوجد تكامل مشترك بين المتغيرات

$H_1 \neq \pi_1 \neq \pi_2 \neq 0 \rightarrow$ يوجد تكامل مشترك بين المتغيرات

وحيث أن توزيعF غير عياري فيتم استخدام القيمتين الحرجتين (من جدول(2001).Pesaran et al)، حيث تفترض القيمة الحرجة الدنيا أن جميع المتغيرات هي$I(0)$ وهذا يعني عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، في حين يفترض الحد الأعلي أن جميع المتغيرات هي $I(1)$ وهذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، وإذا تجاوزت قيمة F المحسوبة القيمة الحرجة سيتم قبول الفرض البديل أي أن هناك علاقة طويلة الأجل، ولكن إذا ما وقعت بين الحدين السفلي والعلوي تكون النتيجة غير حاسمة.

لقد تبين من نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود(جدول٦) أن قيمة إحصاء F المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة للحد الأعلي المناظر عند مستوي معنوية ١%، ومن ثم فإن فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات يتم رفضها، ويعني ذلك وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات في النموذج المستخدم.

جدول(٦):نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود لنماذج $ARDL(p,q_1,q_2)$

Model	Calculated F-Statistics		المحصول	
ARDL(2,2)	7.77		القمح	
ARDL(2,0,0)	7.82			
ARDL(4,1,1)	105		الذرة الشامية	
ARDL(4,1)	72.9			
Bound Testing Critical Values*	(K=2)		(K=3)	
	Upper → I(1)	Lower → I(0)	Upper → I(1)	**Lower → I(0)**
at 5%	4.85	3.79	4.35	**3.23**
at 1%	6.36	5.15	5.61	**4.29**

***Critical Value from: Pesaran et al. (2001), Table CII (iii) Case III: Unrestricted intercept and no trend with two regressors.**

المصدر: إعداد الباحث.

ب-تقدير نماذج ARDL-UECM[15,11]: تم تقديرها وفقًا للصيغ التالية (جدولي ٧، ٨):

$$\Delta lnAwheat_t = \beta_0 + \gamma_1 \Delta lnAwheat_{t-1} + \gamma_2 \Delta lnAwheat_{t-2} + \delta_1 \Delta lnPwheat_t + \delta_2 \Delta lnPwheat_{t-1} + \delta_2 \Delta lnPwheat_{t-2} + \psi ECT_{t-1} \qquad ; ECT_{t-1} = lnAwheat_{t-1} - \alpha - \beta lnPwheat_{t-1}$$

$$\Delta \ln Awheat_t = \beta_0 + \gamma_1 \Delta \ln Awheat_{t-1} + \gamma_2 \Delta \ln Awheat_{t-2} + \sigma_1 \Delta \ln Pwheat_t + \sigma_2 \Delta \ln Pclover_t + \psi ECT_{t-1} \quad ; ECT_{t-1} = \ln Awheat_{t-1} - \alpha - \beta \ln Pwheat_{t-1} - \beta \ln Pclover_{t-1}$$

$$\Delta \ln Amaize_t = \beta_0 + \gamma_1 \Delta \ln Amaize_{t-1} + \gamma_2 \Delta \ln Amaize_{t-2} + \gamma_3 \Delta \ln Amaize_{t-3} + \gamma_4 \Delta \ln Amaize_{t-4} + \delta_1 \Delta \ln Pmaize_t + \delta_2 \Delta \ln Pmaize_{t-1} \quad ; ECT_{t-1} = \ln Amaize_{t-1} - \alpha - \beta \ln Pmaize_{t-1}$$

حيث أن ECT هي حد تصحيح الخطأ، كما أن جميع معاملات المعادلة قصيرة المدي هي المعاملات المرتبطة بحركية نموذج التقارب التوازني وتبين ψ سرعة التصحيح.

جدول(٧): تقدير استجابة عرض محصول القمح باستخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد لـــARDL (ARDL-UECM)

Dependent Var. : $\Delta \ln Awheat_t$ in first difference							
ARDL(2,0,0)				**ARDL(2,2)**			
Explanatory Variables	Coefficient	t-statistic	**p value**	Explanatory Variables	Coefficient	t-statistic	p value
C	-0.050	-1.932	0.080	C	-0.043	-2.730	**0.021**
$\Delta \ln Awheat_{t-1}$	1.080	3.003	0.012	$\Delta \ln Awheat_{t-1}$	0.882	2.925	**0.015**
$\Delta \ln Awheat_{t-2}$	0.483	1.372	0.197	$\Delta \ln Awheat_{t-2}$	0.528	1.973	**0.077**
$\Delta \ln Pwheat_t$	0.127	1.778	0.103	$\Delta \ln Pwheat_t$	0.231	4.148	**0.002**
$\Delta \ln Pclover_t$	0.235	1.530	0.154	$\Delta \ln Pwheat_{t-1}$	0.125	2.199	**0.053**
ECT_{t-1}	-0.554	-3.784	0.003	$\Delta \ln Pwheat_{t-2}$	0.043	0.853	**0.414**
				ECT_{t-1}	-0.459	-4.128	**0.002**
$R^2 = 0.69, \overline{R^2} = 0.55, F_{statistic} = 4.96[0.01]$ $D_W_{stat} = 1.97$, Theil Coefficient = 0.99 ***Diagnostic Tests:*** -Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: F-statistic=0.089[0.915], LM =0.33 [0.85] -ARCH test Chi-Square = 1.82[0.45], F-statistic =0.826 [0.46] -RESET Test, F-statistic =1.96[0.375] Wald Test: $H_0: C(2) = C(3) = 0 \rightarrow$ Chi – square = 8.30[0.009]				**$R^2 = 0.81, \overline{R^2} = 0.70, F_{statistic} = 7.27[0.003]$** **$D_W_{stat} = 2.76$, Theil Coefficient = 0.136** ***Diagnostic Tests:*** -Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: F-statistic=2.518 [0.149] -ARCH test Chi-Square = 0.384[0.536], F-statistic =0.343 [0.566] -RESET Test, F-statistic =0.906 [0.44] **Wald Test: $H_0: C(2) = C(3) = 0 \rightarrow$ Chi – square = 9.27[0.009]** **Wald Test: $H_0: C(5) = C(6) = 0 \rightarrow$ Chi – square = 5.09[0.078]**			

ملحوظة: القيم بين الاقواس المربعة عبارة عن p values.

المصدر: إعداد الباحث.

جدول(٨):تقدير استجابة عرض محصول الذرة الشامية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد لـــARDL (ARDL-UECM)

ARDL(4,1)with Dependent Var. : $\Delta \ln Amaize_t$ in first difference				
Explanatory Variables	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-statistic**	**p value**
C	-0.013686	0.030593	-0.447361	0.6703
$\Delta \ln Amaize_{t-1}$	0.318655	0.479613	0.664401	0.5311
$\Delta \ln Amaize_{t-2}$	-0.254560	0.379374	-0.671001	0.5272
$\Delta \ln Amaize_{t-3}$	-0.716023	0.505748	-1.415769	0.2066
$\Delta \ln Amaize_{t-4}$	-0.406724	0.464756	-0.875134	0.4152
$\Delta \ln Pmaize_t$	0.043099	0.149625	0.288048	0.7830
$\Delta \ln Pmaize_{t-1}$	0.138706	0.145731	0.951791	0.3780
$\Delta \ln Price_{t-1}$	-0.048121	0.169314	-0.284212	0.7858
ECT_{t-1}	-0.922131	0.25615	-3.613755	0.0104
$R^2 = 52, \overline{R^2} = 0.23, F_{statistic} = 1.11[0.44], D_W_{stat} = 1.19$, Theil Coefficient = 0.048 *Diagnostic Tests:* -Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: F-statistic=1.14[0.405], LM = 5.45 [0.065] -ARCH test Chi-Square = 1.126[0.289], F-statistic =1.05 [0.326] -RESET Test, F-statistic =0.017[0.90]				

ملحوظة: القيم بين الاقواس المربعة عبارة عن p values.

المصدر: إعداد الباحث.

مما سبق يتبين أن:

- وجود جزء من المساحة المزروعة في العام الحالي لا يتوقف علي أي من العوامل المدروسة وخاصة السعر المزرعي وهذا الجزء معنوي إحصائيًا ويتفق والمنطق الاقتصادي، إذ إنه يعبر عن الاكتفاء الذاتي للمزارع من زراعته للمحصول أي احتياجاته الأسرية بغض النظر عن الربح.
- وجود أثر موجب ومعنوي إحصائيًا للسعر المزرعي علي المساحة المزروعة لكل من محصولي القمح والذرة الشامية في المدي الطويل، حيث بلغت مرونة العرض السعرية نحو (٠,١٩٩) ،(٠,٣٤٩) في المدي الطويل، وهذا يعني أن زيادة السعر المزرعي بنسبة ١٠% سوف يؤدي إلي زيادة المساحة المزروعة بنحو ١,٩٩%، ٣,٤٩% لكلا المحصولين علي الترتيب (جدولي٤، ٥).
- وجود أثر سالب ومعنوي إحصائيًا في المدي الطويل لمساحة القمح والذرة الشامية المزروعة بالعام السابق علي المساحة المزروعة بالعام الحالي وهذا يتفق والمنطق الاقتصادي (النظرية العنكبوتية Cobweb)، كما بلغت المرونة الجزئية لهما نحو(-١,٤٦)،(-٠,٨٢٦)، وهذا يعني أن زيادة مساحة المحصول بالعام السابق بنسبة ١٠% سوف يؤدي إلي نقص المساحة المزروعة بالعام الحالي بنحو ١٤,٦%،٨,٢٦% (جدولي٤، ٥).
- لدراسة أثر المدي القصير بنموذجي ARDL لمحصول القمح تم استخدام احصائية F لاختبار Wald Test بنموذج (ARDL-UECM)، وتبين أن هناك تأثير في المدي القصير للسعر المزرعي بفترتين إبطاء علي المساحة الحالية، كما أن هناك تأثير في المدي القصير للمساحة بفترتين إبطاء علي المساحة الحالية أي أن نموذج ARDL به أثر للمدي القصير(جدول٧).
- ولكن بدراسة أثر المدي القصير بنموذجي ARDL لمحصول الذرة الشامية باستخدام اختبار والد ، تبين أنه لا يوجد تأثير في المدي القصير للسعر المزرعي لمحصولي الذرة الشامية والأرز بفترة إبطاء واحدة علي مساحة محصول الذرة الشامية الحالية (جدول٨).
- وجود أثر موجب ومعنوي إحصائيًا للسعر المزرعي لمحصول القمح علي المساحة المزروعة بالمحصول ذاته في المدي القصير، فقد بلغت المرونة الجزئية للأسعار المزرعية بالنسبة للمساحة المزروعة نحو ٠,١٢٥ ، أي أن الزيادة في السعر المزرعي في العام السابق بنسبة ١٠% تؤدي إلي زيادة مساحة القمح المزروعة بنحو ١,٢٥% (٤٢,٤ ألف فدان) (جدول٧).
- وجود أثر موجب ولكن غير معنوي إحصائيًا للسعر المزرعي لمحصول الذرة الشامية علي المساحة المزروعة بالمحصول ذاته في المدي القصير، فقد بلغت المرونة الجزئية للأسعار المزرعية بالنسبة للمساحة المزروعة نحو ٠,١٣٨ ، أي أن الزيادة في السعر المزرعي في العام السابق بنسبة ١٠% تؤدي إلي زيادة مساحة الذرة الشامية المزروعة بنحو ١,٣٨% (٣١,٣ ألف فدان) (جدول٨).
- لقد تبين أن معامل حد تصحيح الخطأ أو ما يطلق عليه معامل التعديل (سرعة التصحيح)يساوي(-٠,٤٦)، (-٠,٩٢) وهذا يعني إمكانية تفسير حوالي ٤٦% ، ٩٢% من الصدمات في المدي الطويل، أي الوصول للتوازن في المدي الطويل بسرعة ٤٦%، ٩٢%، لمحصولي القمح والذرة الشامية علي الترتيب. كما أن معامل ECT_{t-1} سالب الإشارة ومعنوي إحصائيًا وهذا يعني أن المساحة المحصولية والسعر المزرعي لهما تكامل مشترك عندما تكون المساحة المحصولية متغيرًا تابعًا، مما يدعم هذا التأثير في النماذج الحركية القصيرة والطويلة الأجل والتي أظهرت أثر السعر المزرعي علي المساحة المزروعة في المدي القصير والطويل(جدولي٧، ٨).

ثالثًا:التنبؤ بمساحة محصولي القمح والذرة الشامية:

يمكن دراسة التوقع المستقبلي وفقًا لنماذج [الإبطاء الموزعة (Adhoc، Alt,Tinbergen)،ونماذج الانحدار الذاتي (Nerlove Model،Koyck Distribution)، ونماذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ((ARDL(2,2)، (ARDL(2,0,0))] السابق تقديرها وفقًا للمرونة، وكذلك وفقًا للمعلمات المقدرة منها علي النحو التالي:

أ–وفق منهج المرونة (جدول٩):

- تبين أنه من المتوقع أن تصل المساحة المزروعة بالقمح في المتوسط حوالي ٣,٩٧١ مليون فدان بزيادة تبلغ حوالي ٥٧٨,٣ ألف فدان، بحد أقصي حوالي ٤,٣٠٩ مليون فدان (نموذج(ARDL(2,0,0)، وبحد أدني حوالي ٣,٧٢٢ مليون فدان (نموذج Koyck). كما أنه من المتوقع أن يبلغ إنتاج القمح في المتوسط حوالي ١٠,٨٦١ مليون طن بزيادة تبلغ حوالي ١٥٨١,٦١ ألف طن، بحد أقصي حوالي ١١,٧٨٥ مليون طن (نموذج(ARDL(2,0,0)، وبحد أدني حوالي ١٠,١٨٠ مليون طن (نموذج Koyck).
- كما أنه من المتوقع أن تصل المساحة المزروعة بالذرة الشامية في المتوسط حوالي ٢,٥٩٤ مليون فدان بزيادة تبلغ حوالي ٣٢٥,٨ ألف فدان، بحد أقصي حوالي ٢,٩٥٧ مليون فدان (نموذج Koyck)، وبحد أدني حوالي ٢,٢٩١ مليون فدان (نموذج(ARDL(4,1). كما أنه من المتوقع أن يبلغ إنتاج الذرة الشامية في المتوسط حوالي ٨,٩٠٦ مليون طن بزيادة تبلغ حوالي ٩٣٤ ألف طن، بحد أقصي حوالي ٩,٤٦٢ مليون طن (Adhoc)، وبحد أدني حوالي ٨,٠٥١ مليون طن (نموذج (ARDL(4,1).

جدول(٩): التوقع المستقبلي لمساحة وإنتاج محصولي القمح والذرة الشامية وفقًا لمرونات النماذج المقدرة

المحصول	النموذج	البيان	مرونة العرض			المساحة المتوقعة (ألف فدان)	الإنتاج المتوقع (ألف طن)
			النوع	المدي القصير	المدي الطويل		
القمح	Alt, Tin.	الانتاج بالنسبة لسعر العام السابق	السعرية	0.26	-	4275.18	11692.6
	Adhoc	الانتاج بالنسبة لسعر العام السابق		0.16	-	3935.88	10764.6
	Koyck D.	المساحة بالنسبة لسعر العام الحالي		0.097	0.226	3722.12	10179.9
	M. Nerlove	المساحة بالنسبة لسعر العام السابق		0.120	0.222	3800.16	10393.38
	ARDL(2,2)	المساحة بالنسبة لسعر العام السابق		0.116	0.199	3785.23	10352.6
	ARDL(2,0,0)	المساحة بالنسبة لسعر العام السابق		0.27	0.2818	4309.11	11785.4
		مساحة القمح بالنسبة لسعر العام الحالي للبرسيم (كمحصول منافس)	العبورية	-0.085	-0.068	3681.41	10068.6
الذرة الشامية	Alt, Tin.	الانتاج بالنسبة لسعر العام السابق	السعرية	0.18	-	2676.44	9406.5
	Adhoc	الانتاج بالنسبة لسعر العام الحالي		0.187	-	2690.32	9462.35
	Koyck D.	المساحة بالنسبة لسعر العام الحالي		0.145	0.155	2957.10	9127.54
	M. Nerlove	المساحة بالنسبة لسعر العام السابق		0.163	0.157	2637.88	9127.03
	ARDL(4,1)	المساحة بالنسبة لسعر العام السابق		0.01*	0.3498	2290.85	8051.37
	ARDL(4,1,1)	المساحة بالنسبة لسعر العام السابق		0.018*	0.6385	2308.99	8115.14
		مساحة الذرة بالنسبة لسعر العام السابق للأرز(كمحصول منافس)	العبورية	-0.07*	-0.2659	2426.94	8529.67

ملحوظة: * قيم غير معنوية للمرونة المقدرة.

- بلغ [السعر المزرعي 2740 جنية/طن، المساحة ٣,٣٩٣ مليون فدان، الانتاج ٩,٢٨٠ مليون طن] لمحصول القمح ،[السعر المزرعي 2411.7 جنية/طن، المساحة ٢,٢٦٨ مليون فدان ، الانتاج ٧,٩٧٢ مليون طن] لمحصول الذرة الشامية ، السعر المزرعي للبرسيم المستديم ٣٧١٦ جنيه/حشة، السعر المزرعي للأرز ٢١٦٤ جنية/طن وذلك عام ٢٠١٤.

- القيم المتوقعة للمساحة والانتاج تم حسابها وفقًا لمرونة كل نموذج تحت فرضية زيادة السعر المزرعي ١% للمرونة السعرية، وخفض السعر المزرعي ١% للمرونة العبورية.

المصدر: إعداد الباحث.

ب-وفقًا للنماذج السابق تقديرها: بدراسة التنبؤ المستقبلي[٤] خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠٢٠) وفقًا للنماذج السابق تقديرها، فضلًا عن استـــخدام نماذج Autoregressive Integrated Moving Average[1] (ARIMA)، وقد تم اختيار أفضل النماذج في التوقع بناءًا علي معيار المعلومات AIC، ومعيار SC وتبين أنه:

- يتوقع أن المساحة المزروعة بمحصول القمح وفقًا لنموذج ARDL(2,2) تتجه للزيادة بصفة مستمرة بمعدل سنوي يبلغ حوالي ٧٢,٧٧ ألف فدان، ومن المتوقع أن تصل المساحة المزروعة إلي ٣,٧٩٧ مليون فدان عام ٢٠٢٠ بزيادة تقدر بنحو ١١,٩% عن نظيرتها في عام ٢٠١٠(جدول١٠).

- يتوقع أن المساحة المزروعة بمحصول الذرة الشامية وفقًا لنموذج ARDL(4,1,1) تتجه للزيادة بصفة مستمرة بمعدل سنوي يتراوح بين حوالي ٣٧,٩ ألف فدان، ومن المتوقع أن تصل المساحة المزروعة إلي ٢,٣٦٤ مليون فدان عام ٢٠٢٠ بزيادة تقدر بنحو ٤,٣% عن نظيرتها في عام ٢٠١٠ (جدول١١).

جدول (١٠): التنبؤ بمساحة محصول القمح خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠٢٠) ألف فدان

النموذج	2016	2017	2018	2019	2020	معدل التغير السنوي	معدل النمو السنوي (%)	AIC[2]	SC
Alt, Tinbergen	3503.50	3554.80	3604.12	3651.60	3697.41	48.46	1.3	-2.40	-2.30
Adhoc	3504.41	3555.87	3605.39	3653.12	3699.21	48.69	1.4	-2.43	-2.29
Koyck Distribution	3471.63	3540.05	3603.42	3666.79	3730.17	64.38	1.8	12.88	13.03
Partial Adjustment	3497.46	3569.42	3637.29	3705.16	3773.03	68.69	1.9	12.78	12.93
ARDL(2,2)	3505.94	3578.71	3651.48	3724.24	3797.01	72.77	2.0	-3.62	-3.23
ARDL(2,0,0)	3504.50	3570.67	3636.84	3703.00	3769.17	66.17	1.8	-3.57	-3.17
ARIMA(0,1,2) with constant	3401.12	3453.54	3505.96	3558.38	3610.79	52.42	1.5	10.01	-

المصدر: إعداد الباحث.

جدول (١١): التنبؤ بمساحة محصول الذرة الشامية خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠٢٠) ألف فدان

النموذج	2016	2017	2018	2019	2020	معدل التغير السنوي	معدل النمو السنوي(%)	AIC	SC
Alt, Tinbergen	2329.37	2354.38	2378.23	2401.04	2422.90	23.37	1.0	-2.62	-2.52
Adhoc	2331.78	2357.79	2382.62	2406.36	2429.13	24.32	1.0	-2.21	-2.11
Koyck Distribution	2215.66	2254.74	2293.83	2332.91	2372.00	39.08	1.7	12.40	12.55
Partial Adjustment	2224.16	2265.05	2305.94	2346.82	2387.71	40.89	1.7	12.34	12.49
ARDL(4,1,1)	2212.98	2250.86	2288.73	2326.60	2364.48	37.87	1.8	-5.78	-5.26
ARDL(4,1)	2172.23	2206.57	2240.92	2275.26	2309.60	34.34	1.5	-4.80	-4.37
ARIMA(2,2,2)with constant	2287.46	2335.18	2382.9	2430.63	2478.35	47.72	2.0	9.65	-

المصدر: إعداد الباحث.

[1] يعتمد نموذج ARIMA على استخلاص المتوسط الحسابي للمتغير كنموذج للتنبؤ المستقبلي، ولكن بعد تسكين البيانات، سواء من ناحية التباين، أو من ناحية الاتجاهية، ثم تقدير البواقي(الخطأ العشوائي) بأسلوب الانحدار الذاتي مع المتوسط المتحرك كما في المعادلة التالية:

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \cdots \Phi_p Y_{t-2} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} \cdots \theta_q a_q$$

Autoregressive term (AR) Moving Average term (MA)

[2] $AIC(m) = n ln \sigma_a^2 + 2m \rightarrow min AIC(m)$

حيث أن : AIC معيار الأعلام الذاتي، m عدد المعالم المقدرة في النموذج، σ_a^2 عبارة عن قيمة متوسط مربع الخطأ(MS)، n عدد المشاهدات.

الملخص والتوصيات:

استهدف البحث دراسة العلاقة التوازنية طويلة الأجل لبعض المحاصيل الاستراتيجية في مصر من خلال دراسة مدي وجود علاقة مستقرة طويلة الأجل بين السعر المزرعي لمحصولي القمح والذرة الشامية بفترات إبطاء مختلفة والمساحة المزروعة لكلًا منهما خلال الفترة الزمنية (١٩٩٥-٢٠١٤)، وذلك للاستفادة بالمرونات السعرية علي المدي القصير والبعيد في وضع سياسات التوسع في الإنتاج بهدف تقليل الفجوة بين الإنتاج والاستهلاك. وذلك من خلال تقدير نماذج ذات الفجوة الموزعة (Adhoc)، (Alt,Tinbergen) ونماذج الانحدار الذاتي (أ) نموذج كويك للمتباطئات الموزعة "Koyck Distribution" (ب) نموذج التعديل الجزئي ونماذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة The Autoregressive Distributed Lag Approach [ARDL(p,q)]، من خلال استخدام منهج اختبار الحدود للتكامل المشترك The Bounds Testing Approach to Cointegration Pesaran and Shin، فضلًا عن اشتقاق نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (Unrestricted equilibrium correction model (ARDL-UECM).

وقد أوضحت نماذج الإبطاء الموزعة أن أثر مساحة العام الحالي يفوق أثر سعر العام الحالي في إنتاج القمح ، كما أن أثر سعر العام السابق يفوق أثر مساحة العام السابق في إنتاج القمح، في حين أن مساحة العام السابق لها أثر منخفض جدًا في إنتاج الذرة الشامية.

كما تبين من نتائج نموذج كويك أن قرار المنتج يتوقف فقط علي المساحة المزروعة في العام السابق لمحصول الذرة الشامية (علي عكس القمح). وأوضحت نتائج نموذج نيرلوف أن هناك مساحات مزروعة بالمحصول بغض النظر عن استجابة المزارعين للسعر المزرعي، كما أن معلمة السعر المزرعي لسنة سابقة موجبة ومعنوية إحصائيًامما يدل علي استجابة المزارعين للزيادة السعرية، كما أن معلمة التعديل بلغت حوالي ٠,٥٤ ، ٠,٩٦ والتي تعني القدرة علي تعديل مساحة القمح والذرة الشامية تبعًا للتغير في سعر المحصول.

- تبين من نتائج ARDL وجود أثر موجب للسعر المزرعي علي المساحة المزروعة بكلا من محصولي القمح والذرة الشامية في المدي الطويل، وأثر سالب في المدي الطويل لمساحة كلا من القمح والذرة الشامية المزروعة بالعام السابق علي مساحة المزروعة بالعام الحالي وهذا يتفق وكلا من الناحية الاحصائية والمنطق الاقتصادي. وتبين أن هناك تأثير في المدي القصير للسعر المزرعي بفترتين إبطاء علي المساحة الحالية، وللمساحة بفترتين إبطاء علي المساحة الحالية أي أن نموذج ARDL به أثر للمدي القصير. كما تشير النتائج إلي إمكانية تفسير حوالي ٤٦% ، ٩٢% من الصدمات في المدي الطويل لمحصولي القمح والذرة الشامية علي الترتيب. كما أن معامل ECT_{t-1} سالب الإشارة ومعنوي إحصائيًا وهذا يعني أن المساحة المحصولية والسعر المزرعي لهما تكامل مشترك عندما تكون المساحة المحصولية متغيرًا تابعًا، مما يدعم هذا التأثير في النماذج الحركية القصيرة والطويلة الأجل والتي أظهرت أثر السعر المزرعي علي المساحة المزروعة في المدي القصير والطويل.

وفقًا لمنهج المرونة فمن المتوقع أن تصل المساحة القمح والذرة الشامية في المتوسط حوالي ٣,٩٧١ ،٢,٥٩٤ مليون فدان ومن المتوقع أن يبلغ إنتاجهما في المتوسط حوالي ١٠,٨٦١ ،٨,٩٠٦ مليون طن. أما وفقًا لمعلمات النماذج المقدرة يتوقع أن المساحة المزروعة بمحصول القمح تتجه للزيادة بصفة مستمرة بمعدل سنوي يبلغ حوالي ٧٢,٧٧ ألف فدان، ومن المتوقع أن تصل إلي ٣,٧٩٧ مليون فدان عام ٢٠٢٠ بزيادة تقدر بنحو ١١,٩% عن نظيرتها في عام ٢٠١٠.كما يتوقع أن المساحة المزروعة بمحصول الذرة الشامية تتجه للزيادة

بصفة مستمرة بمعدل سنوي حوالي ٣٧,٩ ألف فدان، ومن المتوقع أن تصل المساحة المزروعة إلي ٢,٣٦٤ مليون فدان عام ٢٠٢٠ بزيادة تقدر بنحو ٤,٣% عن نظيرتها في عام ٢٠١٠.

ووفقًا لما أسفرت عنه نتائج البحث تم استخلاص بعض التوصيات الهامة لواضعي السياسات الزراعية متمثلة فيما يلي:

١- ضرورة الاعتماد علي المشتقات الاقتصادية المتمثلة بالمرونات القصيرة والطويلة الأجل، فضلًا عن المرونات العبورية عند رسم سياسة سعرية.

٢- الاستمرار في سياسة الاعلان عن سعر توريد القمح في ميعاد مناسب قبل موسم الزراعة بوقت كاف لما له من أثر إيجابي في زيادة المساحة المزروعة.

٣- محاولة زيادة المساحة المزروعة بمحصولي القمح والذرة الشامية (باعتبارها أهم عامل لتقليل الفجوة الغذائية)، بتقديم التسهيلات اللازمة للمزارعين من قبل الدولة من خلال دعم الانتاج بما يحفزهم علي توجيه مواردهم نحو زيادة تلك المحاصيل.

المراجع

١- اكد سعدون بشار، تحليل اقتصادي لاستجابة عرض محصول الماش في العراق للمدة من ١٩٧٠- ٢٠١٠ ، مجلة العلوم الزراعية العراقية ٢٠١٣.

٢- صلاح محمود عبد المحسن،أحمد الموافي(دكاترة)، تقييم المخاطر المحتملة لبدائل زيادة المعروض من القمح في مصر،المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد(١٩)، العدد الرابع، ديسمبر ٢٠٠٩.

٣- عبد القادر محمد عبد القادر(دكتور)، طرق قياس العلاقات الاقتصادية، قسم الاقتصاد، جامعة الإسكندرية، دار الجامعات المصرية للنشر، الإسكندرية، أكتوبر ١٩٨٩.

٤- عدنان ماجد عبد الرحمن (دكتور) طرق التنبؤ الإحصائي، كتاب ، الجزء الأول، قسم الإحصاء وبحوث العمليات، كلية العلوم ، جامعة الملك سعود ، يناير ٢٠٠٢.

٥- مجلس الوزراء، مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار، قطاع التحليل الاقتصادى، بدائل إحلال القمح محل البرسيم، يونيو ٢٠٠٥.

٦- الموقع الإلكتروني للجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء www.capmas.gov.eg

٧- وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي ، قطاع الشؤون الاقتصادية ، نشرة الاقتصاد الزراعي .

٨- وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي ، قطاع الشؤون الاقتصادية ، نشرة الميزان الغذائي.

9- Christopher F Baum “VAR, SVAR and VECM models - Applied Econometrics” Boston College, 2013.

10- DIKGANG STEPHEN GOSALAMANG , “ECONOMETRIC ANALYSIS OF SUPPLY RESPONSE AMONG BEEF FARMERS IN BOTSWANA” , THE UNIVERSITY OF LIMPOPO, SOUTH AFRICA ، 2010

11- Ghazi Al-Assaf "Modeling the Macroeconomic Determinants of Workers’ Remittances: The Case of Jordan" International Journal of Economics and Financial Issues Vol. 4, No. 3, 2014.

12- M. HASHEM PESARAN, Yongcheol Shin An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Co integration Analysis, Department of Applied Economics, University of Cambridge, England First Version: February, 1995, Revised: January, 1997
13- M. HASHEM PESARAN, "BOUNDS TESTING APPROACHES TO THE ANALYSIS OF LEVEL RELATIONSHIPS", JOURNAL OF APPLIED ECONOMETRICS, University of Edinburgh ،2001.
14- Min. B. Shrestha and Khorshed Chowdhury , "ARDL Modeling Approach to Testing the Financial Liberalization Hypothesis" , Faculty of Business University of Wollongong 2005.
15- Philip Hans Franses and Rutger van Oest, On the econometrics of the Koyck model, Econometric Institute Report 2004-07.
16- Phung Thanh Binh , "TOPICS IN TIME SERIES ECONOMETRICS, UNIT ROOT TESTS, COINTEGRATION, ECM, VECM, AND CAUSALITY MODELS" School of Economics, University of Economics, HCMC 2013.
17- Tian Xie ، "A Sample Lecture Notes for Undergraduate Econometrics" ، Queen's University Kingston, Ontario, Canada 2012.
18- Toktam Mohtashami, Habibolah Salami "Assessing Predictive Performance of Alternative Time-Series Methods in Forecasting Dairy Products Consumption" International Conference on Applied Economics , ICOAE 2009.
19- William H. Greene " ECONOMETRIC ANALYSIS" fifth edition, New York University 2002.

An Econometric Study of long-term equilibrium relationships For some strategic crops in Egypt

Mohamed A. Attala **Mona H. G. Ali**

Agricultural Economics Research Institute - Agriculture Research Center

Summary

The objective of this paper is to measure equilibrium relationships for some strategic crops in Egypt in short-run and long-run.

To this end, an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) approach to co integration and the Unrestricted Error Correction Model (UECM) are employed using the data over the period 1995– 2014.

The results indicate that Area, Average Farm gate Price of Wheat and Maize Crop are integrated of order 1 and the ARDL bounds test confirms that these variable are co

integrated, the long-run cross and price Supply elasticity of Wheat are estimated to be -0.07 and 0.19 respectively. The short-run cross elasticity is estimated to be -0.09 based on an ARDL error-correction model while the short-run price elasticity is found to be 0.116 ,the adjustment parameter is 0.46 which implies that around 95% of the supply adjustment occurring after two periods.

It was also found that the long-run cross and price Supply elasticity of Maze are estimated to be -0.26 and 0.35 respectively. The short-run cross elasticity is estimated to be -0.07 based on an ARDL error-correction model while the short-run price elasticity is found to be 0.01 ,the adjustment parameter is 0.92 which implies that around 95% of the supply adjustment occurring after four periods.

Key Words : Lagged Variable Models, Distributed-Lag Models, Koyck Distribution, Partial Adjustment Model, Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach to Co integration, Unrestricted Error Correction Model (UECM).