

تحليل للعوامل المؤثرة على إنتاج القمح في محافظة مطروح باستخدام نموذج ARDL

سمر محمود عبد العظيم القاضي¹

الأمطار في محافظة مطروح والاهتمام بعمليات الري خاصة في فترة طرد السنايل وذلك لزيادة الإنتاج.

الكلمات المفتاحية: نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)، اختبار السلاسل الزمنية، القمح، اختبار استقرار النموذج.

المقدمة

يُعد محصول القمح من المحاصيل الاستراتيجية المرتبطة بالأمطار في محافظة مطروح والاهتمام بعمليات الري خاصة في فترة طرد السنايل وذلك لزيادة الإنتاج. الكلمات المفتاحية: نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)، اختبار السلاسل الزمنية، القمح، اختبار استقرار النموذج.

يُعد محصول القمح من المحاصيل الاستراتيجية المرتبطة بالأمطار في محافظة مطروح والاهتمام بعمليات الري خاصة في فترة طرد السنايل وذلك لزيادة الإنتاج. الكلمات المفتاحية: نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)، اختبار السلاسل الزمنية، القمح، اختبار استقرار النموذج.

يُعد محصول القمح من المحاصيل الاستراتيجية المرتبطة بالأمطار في محافظة مطروح والاهتمام بعمليات الري خاصة في فترة طرد السنايل وذلك لزيادة الإنتاج. الكلمات المفتاحية: نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)، اختبار السلاسل الزمنية، القمح، اختبار استقرار النموذج.

الملخص العربي

يُعد محصول القمح من المحاصيل الاستراتيجية المرتبطة بالأمطار في محافظة مطروح والاهتمام بعمليات الري خاصة في فترة طرد السنايل وذلك لزيادة الإنتاج. الكلمات المفتاحية: نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)، اختبار السلاسل الزمنية، القمح، اختبار استقرار النموذج.

يُعد محصول القمح من المحاصيل الاستراتيجية المرتبطة بالأمطار في محافظة مطروح والاهتمام بعمليات الري خاصة في فترة طرد السنايل وذلك لزيادة الإنتاج. الكلمات المفتاحية: نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)، اختبار السلاسل الزمنية، القمح، اختبار استقرار النموذج.

يُعد محصول القمح من المحاصيل الاستراتيجية المرتبطة بالأمطار في محافظة مطروح والاهتمام بعمليات الري خاصة في فترة طرد السنايل وذلك لزيادة الإنتاج. الكلمات المفتاحية: نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)، اختبار السلاسل الزمنية، القمح، اختبار استقرار النموذج.

معرف الوثيقة الرقمي: 10.21608 /asejaiqjsae.2022.270292

أستاذ الاقتصاد الزراعي المساعد - مركز بحوث الصحراء
samarelkad1o@gmail.com

استلام البحث في ١٠ أكتوبر ٢٠٢٢، الموافقة على النشر في ١٥ نوفمبر ٢٠٢٢

والشعير لمحافظة مطروح خلال الفترة من (١٩٩٠-٢٠٢٠).

٢-دراسة أهم العوامل المؤثرة على إنتاج القمح في محافظة مطروح باستخدام نموذج (ARDL) خلال نفس الفترة.

الطريقة البحثية ومصادر البيانات

تعتمد الدراسة في تحقيق أهدافها على استخدام طرق التحليل الإحصائي الوصفي والكمي مثل استخدام أسلوب الانحدار البسيط، بالإضافة إلى دراسة أهم العوامل المؤثرة على إنتاج القمح على مستوى محافظة مطروح باستخدام نموذج ARDL، كما اعتمدت على البيانات الثانوية التي تعدها وتنتشرها وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي من خلال قطاع الشؤون الاقتصادية، والإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي، والدراسات السابقة، وهيئة الإحصاء الجوية.

الإطار النظري والمفاهيم الإجرائية:

التعرف على النموذج المستخدم في الدراسة نموذج توزيع الإبطاء الذاتي ARDL (بتال، 2020):

هو اختصار Autoregressive Distributed Lag Model وهو نموذج ديناميكي يستعين باختبار الحدود كمقاربة بديلة للتكامل المشترك (في وجود شعاع تكامل واحد- متغير تابع واحد). من فوائده انه يفسر المتغير التابع بناءا على القيم السابقة له والقيم السابقة للمتغيرات المستقلة. يعمل هذا النموذج بواسطة اختبار الحدود للكشف عن التكامل المشترك بين المتغيرات المختلفة في درجات التكامل (الصفير والواحد او الواحد فقط) بشرط ان يكون المتغير التابع مستقر في الدرجة الأولى. يعتبر نموذج جيد في حالة العينات الصغيرة ويمكننا من تقدير العلاقة قصيرة وطويلة الاجل في نفس النموذج.

ثانيا شروط تطبيق نموذج:ARDL

١- إجراء اختبارات السكون للسلاسل الزمنية وان يمكن أن تكون السلاسل ساكنة عند المستوى (٠) أو عند الفرق

حيث بلغت المساحة المنزرعة فيها حوالي ٢٠ الف فدان بمتوسط إنتاجية ٢,٥ طن للفدان وذلك خلال عام ٢٠٢٠ (وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي)، لذلك تعمل الدولة علي تحديد سبل زيادة إنتاجية وحدة المساحة للقمح عن طريق تحليل العلاقات الاقتصادية بين المتغيرات، ودراسة استجابة العرض لبيانات السلاسل الزمنية.

المشكلة البحثية

على الرغم من الزيادة في الإنتاج المحلي من القمح إلا أن القطاع الزراعي مازال يعاني من عدم القدرة على الوفاء باحتياجات السكان منه مما أدى إلى وجود فجوة غذائية قمحية بلغت حوالي ٨,٥ مليون طن، وبنسبة اكتفاء ذاتي بلغ متوسطها نحو ٥٤% خلال عام ٢٠٢٠ والذي أدى إلى استمرار استيراد القمح من الخارج، وترتب علي ذلك زيادة العبء على الميزان التجاري المصري وبالتالي عبء على ميزانية الدولة، ولذلك تعمل الدولة للتقليل هذه الفجوة القمحية فقد اتجهت نحو التوسع في زراعة محصول القمح في الأراضي الصحراوية كأحد وسائل زيادة إنتاجه وبصفة خاصة في محافظة مطروح حيث بلغت مساحة القمح على مستوى المحافظات الصحراوية نحو ٢٠١,٥ ألف فدان وفي محافظة مطروح نحو ٢٠ ألف فدان وذلك خلال عام ٢٠٢٠ وهو ما يمثل نحو ٩% من إجمالي الأراضي الصحراوية لنفس العام، كما استعانت الدولة بسياسة سعر الضمان لمحصول القمح لتشجيع الزراع علي زيادة المساحة المزروعة منه عاما بعد آخر وذلك لزيادة الإنتاج الكلي وخفض الفجوة منه وتقليل الاستيراد من الخارج. فقد أدى ذلك إلى اختلاف درجة استجابة المزارعين للمتغيرات المؤثرة على المساحة المنزرعة واستجابة عرض القمح في المحافظات الصحراوية.

الاهداف البحثية

١-التعرف على تطور كل من مساحة وإنتاج والسعر المزرعي والتكاليف وصافي العائد لمحصول القمح على إجمالي الجمهورية، وتطور مساحة وإنتاج كلا من القمح

المدى الطويل والحصول عليهما في نفس المعادلة، ويمكن تفصيل المميزات كالآتي:

- حيث أن المتغيرات تُمثل في معادلة واحدة، لذا تعتبر ARDL أقل في المشاكل لعدم وجود ارتباط للبواقي (بافتراض كل المتغيرات داخلية)، أضف الى ذلك أنه يمكن من تحليل نموذج البواقي - عندما يكون هناك علاقة وحيدة في المدى الطويل، فإن ARDL يمكنه التمييز بين المتغيرات التابعة والتفسيرية. كما أن منهجية ARDL تفترض وجود علاقة وحيدة في معادلة الصيغة المختزلة بين المتغير التابع والمتغيرات الخارجية - تحديده لمتجهات التكامل المشترك عند وجود متجهات متعددة للتكامل المشترك - نموذج تصحيح الخطأ (ECM) يمكن اشتقاقه من النموذج ARDL بالتحويل الخطى البسيط، والذي يدمج تعديلات المدى القصير مع توازن المدى الطويل دون فقدان معلومات المدى الطويل.

• الدراسات السابقة التي استخدمت نموذج توزيع الابطاء الذاتي ARDL.

سيتم فيما يلي عرض نتائج بعض الدراسات السابقة والتي استخدمت نموذج ARDL أو منهج قريب منه مرتبة زمنياً كالآتي :

واظهرت دراسة ادريوش (٢٠١٣) باستخدام نموذج ARDL وجود علاقة سلبية (علاقة عكسية) بين معدلات البطالة والنتاج المحلي الإجمالي الحقيقي، معدل الاستثمار، ومعدل التبادل التجاري وجاءت نتائج كل المتغيرات معنوية. ووجود أثر سلبي غير معنوي لمعدل النشاط الخام على معدلات البطالة في الأجل الطويل وتعكس هذه النتيجة الهامة ضرورة بناء سيناريوهات مستقبلية لدالة عرض العمالة في الجزائر بهدف التخطيط.

واستهدفت نورة اليوسف (٢٠١٣) دراسة اتجاه العلاقة السببية بين كمية النقود وديناميكية النشاط الاقتصادي الكلي، مثل إجمالي الناتج المحلي وسعر الفائدة، وسعر الصرف والمستوى العام للأسعار في المملكة العربية السعودية.

الأول (١) أو خليط بينها لا يفترض ألا تكون اي سلسلة مستقرة من الفرق الثاني.

٢- حجم العينة ينبغي أن يكون بحدود 30مشاهدة، لان نموذج ARDL يعتمد على تكوين فترات ابطاء متعددة للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة وهذا يعني تخفيض درجة حرية النموذج.

٣- ينبغي أن يكون معامل تصحيح الخطأ في نموذج ARDL القصير الأجل سالب ومعنوي ECM بعد التأكد من وجود علاقة طويلة الأجل من خلال اختبار الحدود.

٤- استخدام معايير تحديد فترات الإبطاء في تحديد رتبة النموذج منها AIC وخلافة واعتمد القيمة الأقل في تحديد النموذج الملائم.

٥- إجراء الاختبارات القياسية لسلامة النموذج مثل اختبار LM الارتباط الذاتي واختبار عدم ثبات التجانس للتباين واختبار استقرارية النموذج.

مزايا منهجية ARDL (Nkoro and Kelvin, 2016): تتميز منهجية ARDL بأنه لا يتطلب أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة نفسها، حيث يرى بسرائن Pesaran أن اختبار الحدود يمكن تطبيقه بغض النظر عن خصائص السلاسل الزمنية وما اذا كانت مستقرة عند $I(0)$ ، أو متكاملة من الدرجة الاولى $I(1)$ ، أو خليط منهما، الشرط الوحيد أن لا تكون متكاملة من الدرجة الثانية $I(2)$ ، كما تتميز بخصائص أفضل (أكثر اتساقاً) في حالة السلاسل الزمنية القصيرة مقارنة بالطرق الأخرى في اختبار التكامل المشترك مثل إنجل-جرانجر Engle Granger ذات المرحلتين، واختبار التكامل المشترك بدلالة ديرين واطسن CRDW Test، أو اختبار التكامل المشترك لجوهانسن Cointegration Johansen test في إطار نموذج VAR. كما يأخذ نموذج ARDL عدد كافي من فترات الابطاء للحصول على أفضل النتائج، كما أنه يعطى أفضل النتائج للمعلمات في المدى الطويل، كما يمكن من فصل تأثيرات المدى القصير عن

لنهري دجلة والفرات (مليار م^٣)، المخاطرة الإنتاجية، المخاطرة السعريّة، الامطار (ملمتر) تم التحقق من استقراره السلسلة الزمنية للمتغيرات المدروسة وظهرت النتائج عدم استقراره كل من المتغيرات (سعر محصول القمح وسعر المحصول المنافس الشعير والمخاطرة السعريّة الامطار) وان وجود متغيرات غير مستقرة تعني وجود انحدار زائف لذلك تم اخذ الفرق الأول له، ومن خلال اختبار Wald statistic اتضح ان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات المدروسة ونلاحظ أن جميع المعاملات في الاجل القصير كانت معنوية بدرجة عالية عدا متغير الامطار فلم يكن معنويًا، أما قيمة معلمة تصحيح الخطأ فقد بلغت (-٠,٥٩٤)، تعني ان حوالي ٥٩% من الاختلال قصير الاجل في المساحة المزروعة بمحصول القمح في المدة السابقة (t-1)، ويمكن تصحيحه في المدة الحالية (t) باتجاه العلاقة التوازنية طويلة الاجل.

بينما أشارت دراسة سيد حامد عمر (٢٠١٧) الي استجابة عرض بعض المحاصيل الاستراتيجية في ضوء احتمالية تسعير المياه باستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة ARDL، وتوصلت الدراسة ان سرعة التوازن تجاه المدى الطويل بعد حدوث أي اختلال بلغت أقصاها لمحصول قصب السكر لكل من متغيرات السعر المزرعي، وصافي العائد، والانتاجية، ولمحصول القطن لقيمة المياه المستخدمة كما أوضحت النتائج وجود علاقة طويلة الاجل معنوية مع السعر المزرعي وصافي العائد لكل من القمح، وبنجر السكر، والقطن، ومع قيمة المياه المستخدمة للقطن، مما يشير الى أن القطن هو المحصول الوحيد الذي تأثر بتسعير المياه.

وأظهر العشعوش (٢٠١٨) في دراسة تقلبات أسعار النفط الخام العالمية في النشاط الاقتصادي في سوريا خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠١١) وتم استخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الابطاء الموزعة (ARDL)، وأظهرت الدراسة وجود علاقة توازن طويلة الاجل بين الناتج المحلي الإجمالي ومتغيرات كل من أسعار النفط، والتضخم وسعر صرف

باستخدام منهج الحدود الذاتي للمتباطئات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed Log Model، وقد تبين وجود علاقة طويلة الأجل بين إجمالي الناتج الحقيقي، وكمية النقود وسعر الصرف، وذلك حينما كانت كمية النقود والمستوى العام للأسعار وإجمالي الناتج الحقيقي في معادلات يمثل كل منها المتغير التابع. وأفادت نتائج العلاقة طويلة الأجل لكمية النقود كمتغير تابع بمعنوية إجمالي الناتج الحقيقي وسعر الفائدة وسعر الصرف.

وتوصلت دراسة كمال (٢٠١٦) إلى أثر تخفيض العملة على الميزان التجاري الكلي والميزان التجاري غير النفطي خلال الفترة الممتدة من (١٩٨٠-٢٠١٥) استخدام نموذج ARDL، وتوصلت الدراسة إلى أن هذا التأثير لتخفيض الدينار كان تأثيراً وهمياً راجع لكون الصادرات مهيمنة من طرف قطاع المحروقات في حين أن الواردات ليست مرنة لكون أنه لا يوجد سلع بديلة للمستوردات إلا في حدود ضعيفة.

وأشار هوارى وآخرون (٢٠١٦) إلى دراسة تأثير الدعم الحكومي للقطاع الفلاحي على نمو الإنتاج الفلاحي في الجزائر باستخدام بيانات سنوية خلال الفترة (١٩٧٠-٢٠١١) ويستند هذا التحليل إلى نموذج الانحدار الذاتي للفجوة الزمنية الموزعة المتباطئة (ARDL)، وتبين أن الدعم الفلاحي يؤثر إيجابياً على النمو الفلاحي في الجزائر في المدى القصير، وله أثراً سلبياً على الإنتاج الفلاحي في المدى الطويل.

واستهدفت أسماء البلداوي وعفاف الحاني (٢٠١٧) الي دراسة تقدير دالة استجابة عرض محصول القمح في العراق باستخدام نماذج توزيع الابطاء ARDL لاختبار التكامل المشترك وتقدير العلاقة التوازنية قصيرة وطويلة الاجل، وقد تم تحديد العوامل الرئيسية لاستجابة عرض المساحة المزروعة بمحصول القمح وهي المساحة المزروعة بمحصول القمح في العراق لسنة سابقة (دونم)، سعر محصول القمح (دينار/طن)، سعر محصول الشعير (دينار/طن)، التصريف المائي

الجمهورية أخذت اتجاهاً عاماً متزايداً بمعدل سنوي بلغ نحو ٤٤,٦ ألف فدان وقد ثبتت المعنوية الإحصائية لهذه الزيادة عند مستوى معنوية (٠,٠١)، وبمعدل نمو سنوي بلغ نحو ١,٦%، ويشير معامل التحديد إلى أن ٨٠% من التغيرات في مساحة القمح بالجمهورية ترجع للعوامل التي يعكس أثرها متغير الزمن وتشير قيمة (F) المحسوبة إلى صلاحية النموذج المستخدم وملائمته لطبيعة البيانات الإحصائية للظاهرة محل الدراسة.

٢- تطور الإنتاج الكلي من القمح بالجمهورية خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠):

ويشير الجدول (١) بالملحق إلى تزايد الإنتاج الكلي من محصول القمح على مستوى الجمهورية خلال نفس فترة الدراسة (كنتيجة لزيادة المساحة من القمح بالجمهورية، حيث يتضح أن الإنتاج الكلي من القمح بلغ نحو ٤,٣ مليون طن عام ١٩٩٠ زاد لنحو ٩,٦ مليون طن عام ٢٠٢٠ أي بزيادة بلغت نحو ١٢٤,٥%. ويتقدير الاتجاه العام لتطور الإنتاج الكلي من محصول القمح على مستوى الجمهورية خلال نفس الفترة تشير المعادلة رقم (٢) بالجدول (١) إلى أن الإنتاج الكلي من القمح على مستوى الجمهورية زاد بنحو ١٦٢ ألف طن قمح سنوياً وقد ثبتت المعنوية الإحصائية لهذه الزيادة عند مستوى معنوية (٠,٠١)، وبمعدل نمو سنوي بلغ نحو ٢,٣%، ويشير معامل التحديد إلى أن ٨٥% من التغيرات في الإنتاج الكلي للقمح على مستوى الجمهورية ترجع للعوامل التي يعكس أثرها متغير الزمن وتشير قيمة (F) المحسوبة إلى صلاحية النموذج المستخدم وملائمته لطبيعة البيانات الإحصائية للظاهرة محل الدراسة.

٣- تطور الإيراد الكلي لفدان القمح:

يشير الجدول (١) إلى تزايد الإيراد الكلي لفدان القمح بالجنيه حيث زاد من نحو ٢,١ ألف جنيه/ للفدان عام ١٩٩٠ إلى نحو ١٤,٩ ألف جنيه/ للفدان عام ٢٠٢٠ بزيادة بلغت نحو ٣١٣% وقد ترجع هذه الزيادة إلى سياسة التوريد

الدولار مقابل الليرة السورية، وهذا يعني ان الاختلالات التي يمكن ان تظهر في المدى القصير يمكن تصحيحها وعودتها الي التوازن في المدى الطويل ، كما أظهرت الدراسة وجود تأثير سلبي لأسعار النفط الخام علي الناتج المحلي الإجمالي. اما بخصوص سعر الصرف للدولار مقابل الليرة السورية قد تبين وجود علاقة عكسية بين هذا المتغير ومتغير الناتج المحلي الإجمالي.

وأشار ممدوح البدري (٢٠٢٢) في دراسة لأثر التغيرات المناخية على إنتاجية أهم محاصيل الحبوب باستخدام نموذج (ARDL)، وجود أثر سلبي لتغير درجات الحرارة العظمى على إنتاجية محاصيل الحبوب في الأجل الطويل أي أن ارتفاع درجات الحرارة العظمى بنسبة ١% يؤدي إلى انخفاض الإنتاجية بنسبة تبلغ حوالي ٠,١٥%، ٠,٠٧%، ٠,١٥% لمحاصيل القمح، والذرة، والأرز على الترتيب مما يتوافق مع النظرية الاقتصادية، وقد أوصت الدراسة الاعتماد على أنظمة الإنذار المبكر للتغيرات المناخية المفاجئة لتحقيق استقرار الأمن الغذائي، وضع سياسات اقتصادية تراعي التكيف مع التغيرات المناخية.

النتائج البحثية ومناقشتها

١- تطور المساحة المزروعة من محصول القمح بالجمهورية خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠):

يشير الجدول (١) بالملحق إلى تزايد مساحة القمح المزروعة بالجمهورية خلال فترة الدراسة (١٩٩٠-٢٠٢٠) حيث زادت من حوالي ٢ مليون فدان عام ١٩٩٠ إلى نحو ٣,٥ مليون فدان عام ٢٠٢٠، أي بزيادة بلغت نحو ٧٣,٦% تقريباً وترجع الزيادة في مساحة القمح بصفة أساسية إلى توجه الدولة لزيادة مساحة المحصول عن طريق الاتجاه نحو استصلاح الأراضي الجديدة ومشاركة الأراضي الجديدة والصحراوية. ويتقدير معادلة الاتجاه الزمني لتطور مساحة القمح بالجمهورية خلال فترة الدراسة، تشير المعادلة رقم (١) بالجدول (١) إلى أن مساحة القمح على مستوى

خلال فترة الدراسة (١٩٩٠-٢٠٢٠) حيث زاد من نحو ٨٨٨ جنيه/ للفدان عام ١٩٩٠ إلى نحو ٣,٢ ألف جنيه/ للفدان عام ٢٠٢٠ بزيادة قدرت بنحو ٢٦٥,٥% تقريباً. كما تشير المعادلة رقم (٥) بالجدول (١) إلى تطور صافي العائد لفدان القمح خلال فترة الدراسة حيث أخذ اتجاهًا عامًا متزايداً معنوياً إحصائياً عند مستوى (٠,٠١)، بمعدل تزايد سنوي بلغ نحو ١٢١ جنيه/ للفدان، ومعدل نمو سنوي بلغ نحو ٦,١%، ويشير معامل التحديد إلى أن ٦٢% من التغيرات في صافي العائد الفداني لمحصول القمح ترجع للعوامل التي يعكس أثرها متغير الزمن وتشير قيمة (F) المحسوبة إلى صلاحية النموذج المستخدم وملائمته لطبيعة البيانات الإحصائية.

٦- تطور السعر المزرعي لأردب القمح بالجنيه:

يشير الجدول (١) بالملحق إلى تزايد السعر المزرعي لطن القمح بالجنيه خلال فترة الدراسة حيث زاد السعر المزرعي لطن القمح من نحو ٤٧٣ جنيه/ طن القمح عام ١٩٩٠ إلى نحو ٤,٤ ألف جنيه/ لطن القمح عام ٢٠٢٠ بزيادة بلغت نحو ٨٣٥%، وقد يرجع ذلك إلى استخدام الحكومة للسياسات السعرية بهدف التوسع في الإنتاج القمحي وذلك من خلال توفير حوافز سعرية مجزية للمنتجين والتي تضمن استجابتهم للتوسع في المساحة المزروعة وزيادة الإيراد الكلي الذي يحصلون عليه من زراعة القمح. وتشير المعادلة رقم (٦) من الجدول (١) إلى تزايد السعر المزرعي لطن القمح بالجنيه بمعدل تزايد سنوي بلغ نحو ١٣٥ جنيه/ للطن من القمح وقد ثبتت المعنوية الإحصائية لهذه الزيادة عند مستوى معنوية (٠,٠١)، وبمعدل نمو سنوي بلغ نحو ٣,٥%، وتشير قيمة معامل التحديد إلى أن نحو ٨٤% من التغيرات في السعر المزرعي لطن القمح بالجنيه ترجع للعوامل التي يعكس أثرها متغير الزمن وتشير قيمة (F) المحسوبة إلى صلاحية النموذج المستخدم وملائمته لطبيعة البيانات الإحصائية للظاهرة محل الدراسة.

الاختياري والتي أدت إلى زيادة أسعار القمح وزيادة الإنتاج الكلي من خلال زيادة المساحة والإنتاجية الفدانية.

وتشير المعادلة رقم (٣) بالجدول (١) إلى تزايد الإيراد الكلي لفدان القمح بالجنيه خلال فترة الدراسة بمعدل تزايد سنوي بلغ نحو ٤٣٠ جنيه/ للفدان سنوياً وقد ثبتت المعنوية الإحصائية لهذه الزيادة عند مستوى معنوية (٠,٠١)، وبمعدل نمو سنوي بلغ نحو ٣,٤%، وتشير قيمة معامل التحديد إلى أن نحو ٨٣% من التغيرات في الإيراد الكلي لفدان القمح ترجع للعوامل التي يعكس أثرها متغير الزمن وتشير قيمة (F) المحسوبة إلى صلاحية النموذج المستخدم وملائمته لطبيعة البيانات الإحصائية للظاهرة محل الدراسة.

٤- تطور التكاليف الكلية لمحصول القمح:

يشير الجدول (١) بالملحق إلى تزايد التكاليف الكلية لمحصول القمح خلال فترة الدراسة حيث زادت التكاليف الكلية من نحو ٤٨٤ جنيه/ للفدان عام (١٩٩٠) إلى نحو ١١,٦ ألف جنيه/ للفدان عام ٢٠٢٠ بزيادة قدرت بنحو ٢٣٠٥%، وتشير المعادلة رقم (٤) بالجدول (١) إلى تطور التكاليف الكلية لفدان القمح بالجنيه خلال فترة الدراسة وقد أخذت التكاليف الكلية لفدان القمح اتجاهًا عامًا متزايداً بمعدل سنوي بلغ نحو ٣٢٢ جنيه/ للفدان ، وبمعدل نمو سنوي بلغ نحو ٣,٤%، وقد ثبتت المعنوية الإحصائية لهذه الزيادة عند مستوى معنوية (٠,٠١)، وتشير قيمة معامل التحديد إلى أن نحو ٧٩% من التغيرات في إجمالي التكاليف لفدان القمح ترجع للعوامل التي يعكس أثرها متغير الزمن وتشير قيمة (F) المحسوبة إلى صلاحية النموذج المستخدم وملائمته لطبيعة البيانات الإحصائية للظاهرة محل الدراسة.

٥- تطور صافي العائد لفدان القمح:

ونتيجة لما سبق فيتوقع زيادة صافي العائد الفداني لمحصول القمح حيث يتوقف على مقدار زيادة الإيراد الكلي مقارنة بالزيادة في تكاليف الإنتاج. ويشير الجدول (١) بالملحق إلى تزايد صافي العائد للفدان من محصول القمح

جدول ١. معادلات الاتجاه الزمني للمساحة المزروعة والانتاج الكلي والإيراد الكلي والتكاليف وصافي العائد الفدائي والسعر لمحصول القمح المصري خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠).

رقم المعادلة	المتغير	معادلات الاتجاه العام	R2	F	المتوسط	معدل النمو السنوي
١	تطور إجمالي مساحة القمح بالجمهورية (بالآلاف فدان)	$\hat{Y}_1 = 2021 + 44.6x$ (11.08)**	0.80	122.7**	2734.4	1.6
٢	تطور الإنتاج الكلي للقمح بالجمهورية (بالمليون طن)	$\hat{Y}_2 = 4472 + 162x$ (13.3)**	0.85	177**	7058.7	2.3
٣	تطور الإيراد الكلي بالجنيه	$\hat{Y}_3 = 1526 + 430x$ (12.24)**	0.83	149.7**	12430.7	3.5
٤	تطور إجمالي التكاليف الكلية بالجنيه	$\hat{Y}_4 = 1546 + 322x$ (10.8)*	0.80	117.4**	9212	3.4
٥	تطور صافي العائد بالجنيه	$\hat{Y}_5 = 39 + 121x$ (7.1)**	0.62	50.3**	1072.5	6.1
٦	تطور السعر المزرعي بالجنيه	$\hat{Y}_6 = 465 + 135x$ (12.4)**	0.83	152.9**	3825.4	3.5

المصدر: حسب من بيانات الجدول (١) بالملحق.

حيث:

\hat{Y}_1 : القيمة التقديرية للمساحة المزروعة قمح بالآلاف فدان على مستوى الجمهورية.

\hat{Y}_2 : القيمة التقديرية لإجمالي الإنتاج الكلي من القمح بالآلاف طن على مستوى الجمهورية.

\hat{Y}_3 : القيمة التقديرية لتطور الإيراد الكلي بالجنيه

\hat{Y}_4 : القيمة التقديرية لتطور إجمالي التكاليف الكلية بالجنيه

\hat{Y}_5 : القيمة التقديرية لتطور صافي العائد بالجنيه

\hat{Y}_6 : القيمة التقديرية لتطور السعر المزرعي بالجنيه

x: متغير الزمن في الفترة (١٩٩٠ - ٢٠٢٠).

* معنوي عند مستوى معنوية ٠,٠٥. ** معنوي عند مستوى معنوية ٠,٠١.

معدل النمو السنوي في الصورة الخطية = $(B/X) \times 100$ ، $X' = \frac{\sum x}{n}$

فدان وذلك في عام ١٩٩٤، وقد ترجع انخفاض المساحات التابعة لمحافظة مطروح الانخفاض الي عدة أسباب منها التقسيم الإداري لمحافظة مطروح التقسيم والذي اخرج قري بنجر السكر من المحافظة والذي ادي الي انخفاض في مساحة القمح في السنوات الأخيرة، كما ان زراعة القمح في الأساس تعتمد علي مياه الامطار، ويتقدير الاتجاه الزمني لتطور مساحة القمح بالمحافظة خلال فترة الدراسة، وتشير المعادلة رقم (١) بالجدول (٢) إلى أن مساحة القمح على مستوى المحافظة أخذت اتجاهاً عاماً متناقصاً بمعدل سنوي

• تطور مساحة وإنتاجية القمح والشعير لمحافظة مطروح خلال الفترة من (١٩٩٠-٢٠٢٠):

- تطور مساحة القمح في مطروح خلال الفترة (١٩٩٠ - ٢٠٢٠):

يشير الجدول (٢) بالملحق إلى تذبذب المساحة المزروعة من القمح لمحافظة مطروح خلال فترة الدراسة (١٩٩٠ - ٢٠٢٠) حيث بلغ الحد الأدنى للمساحة المزروعة ٤,٥ الف فدان عام ٢٠١٢، كما بلغ اقصى مساحة نحو ١١٧ الف

الحد الأدنى للمساحة المزروعة عام ٢٠١٢ ولم يزرع فيه أي مساحات من الشعير، كما بلغت أقصى مساحة نحو ١٦٠ الف فدان وذلك في عام ١٩٩٤، وقد ترجع انخفاض المساحات التابعة لمحافظة مطروح إلي كمية الامطار لأن الشعير يزرع في الأساس من أجل تغذية الحيوانات لأنه يستخدم في المرعي، وبتقدير الاتجاه الزمني لتطور مساحة الشعير بالمحافظة خلال فترة الدراسة ١٩٩٠-٢٠٢٠ تشير المعادلة رقم (٣) بالجدول (٢)، إلى أن مساحة الشعير على مستوى المحافظة أخذت اتجاهًا عاماً متناقصاً بمعدل سنوي بلغ نحو ١,٧١ ألف فدان وقد ثبتت المعنوية الإحصائية لهذا الانخفاض عند مستوى معنوية (٠,٠٥)، وبمعدل نمو سنوي بلغ نحو ٣,٣%، ويشير معامل التحديد إلى أن ٤٠% من التغيرات في مساحة القمح بمطروح ترجع للعوامل التي يعكس أثرها متغير الزمن وتشير قيمة (F) المحسوبة إلى صلاحية النموذج المستخدم وملائمته لطبيعة البيانات الإحصائية للظاهرة محل الدراسة.

- تطور إنتاجية الشعير في مطروح خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠):

ويشير الجدول (٢) بالملحق إلى تزايد الإنتاجية من محصول الشعير لمحافظة مطروح خلال نفس فترة الدراسة، وعلى الرغم من انخفاض المساحة المنزرعة من الشعير إلى إن الإنتاجية زادت وقد يرجع ذلك لعدة أسباب منها استخدام التقاوي المناسبة والمحسنه، حيث يتضح أن الإنتاجية من الشعير بلغت نحو ٠,٢ طن عام ١٩٩٠ زادت لنحو ١,٤ طن عام ٢٠٢٠، أي بزيادة بلغت نحو ٦٠٠%. وبتقدير الاتجاه الزمني لتطور الإنتاجية من محصول الشعير لمحافظة مطروح خلال نفس الفترة تشير المعادلة رقم (٤) بالجدول (٢) إلى أن الإنتاجية من الشعير لمحافظة مطروح زادت بنحو ٠,١ طن شعير سنويا وقد ثبتت المعنوية الإحصائية لهذه الزيادة عند مستوى معنوية (٠,٠١)، وبمعدل نمو سنوي بلغ نحو ١٤,٣%، ويشير معامل التحديد إلى أن ٦٦% من التغيرات في الإنتاجية للشعير لمحافظة مطروح ترجع للعوامل

بلغ نحو ٢,٢ ألف فدان وقد ثبتت المعنوية الإحصائية لهذا الانخفاض عند مستوى معنوية (٠,٠١)، وبمعدل نمو سنوي بلغ نحو ٤,٨%، ويشير معامل التحديد إلى أن ٤٠% من التغيرات في مساحة القمح بمطروح ترجع للعوامل التي يعكس أثرها متغير الزمن وتشير قيمة (F) المحسوبة إلى صلاحية النموذج المستخدم وملائمته لطبيعة البيانات الإحصائية للظاهرة محل الدراسة.

- تطور إنتاجية القمح في مطروح خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠):

ويشير الجدول (٢) بالملحق إلى تزايد الإنتاجية من محصول القمح لمحافظة مطروح خلال نفس فترة الدراسة وعلى الرغم من انخفاض المساحة المنزرعة من القمح إلى أن الإنتاجية زادت وقد يرجع ذلك لعدة أسباب منها استخدام التقاوي المناسبة والمحسنه، بالإضافة الي الري التكميلي للزراعة اثناء طرد السنابل والذي يؤدي بدوره الي ارتفاع الإنتاجية، حيث يتضح أن الإنتاجية من القمح بلغت نحو ٠,٥ طن عام ١٩٩٠ زادت لنحو ٢,٥ طن عام ٢٠٢٠، أي بزيادة بلغت نحو ٤٠٠%. وبتقدير الاتجاه الزمني لتطور الإنتاجية من محصول القمح لمحافظة مطروح خلال نفس الفترة تشير المعادلة رقم (٢) بالجدول (٢) إلى أن الإنتاجية من القمح لمحافظة مطروح زادت بنحو ٠,١ طن قمح سنوياً وقد ثبتت المعنوية الإحصائية لهذه الزيادة عند مستوى معنوية (٠,٠١)، وبمعدل نمو سنوي بلغ نحو ٨,٣%، ويشير معامل التحديد إلى أن ٨٥% من التغيرات في الإنتاجية للقمح لمحافظة مطروح ترجع للعوامل التي يعكس أثرها متغير الزمن وتشير قيمة (F) المحسوبة إلى صلاحية النموذج المستخدم وملائمته لطبيعة البيانات الإحصائية للظاهرة محل الدراسة.

- تطور مساحة الشعير في مطروح خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠):

يشير الجدول (٢) بالملحق إلى تذبذب المساحة المزروعة من الشعير لمحافظة مطروح خلال فترة الدراسة، حيث بلغ

جدول ٢. معادلات الاتجاه الزمني للمساحة المزروعة للقمح والشعير في محافظة مطروح خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠)

رقم المعادلة	المتغير	معادلات الاتجاه العام	R ²	F	المتوسط	معدل النمو السنوي
١	مساحة القمح بمطروح (بالألف فدان)	$\hat{Y}_1 = 74.4 - 2.04x$ (-4.6)**	0.40	21.6**	41.7	4.8
٢	إنتاجية الفدان بالطن للقمح	$\hat{Y}_2 = 0.167 + 0.1x$ (9.3)**	0.74	85.8**	1.2	8.3
٣	مساحة الشعير بمطروح (بالألف فدان)	$\hat{Y}_3 = 62.6 - 1.17x$ (-2.16)*	0.14	4.7*	36.6	3.3
٤	إنتاجية الفدان بالطن للشعير	$\hat{Y}_4 = 0.133 + 0.1x$ (7.7)**	0.66	58.9**	0.7	14.2

المصدر: جمعت وحسبت من جدول (٢) بالملحق.

\hat{Y}_1 : القيمة التقديرية للمساحة المزروعة قمح بالألف فدان لمحافظة مطروح.

\hat{Y}_2 : القيمة التقديرية الإنتاجية من القمح بالطن لمحافظة مطروح.

\hat{Y}_3 : القيمة التقديرية للمساحة المزروعة شعير بالألف فدان لمحافظة مطروح.

\hat{Y}_4 : القيمة التقديرية الإنتاجية من الشعير بالطن لمحافظة مطروح.

معدل النمو السنوي في الصورة الخطية = $(B/X) \times 100$ ، X' = المتوسط الحسابي $\frac{\sum x}{n}$

(ARDL)، لا بد من توافر شروط استقرار السلاسل الزمنية (Augmented Dickey Fuller test) (طويل واخرون 2021)، سواء عند المستوى (٠) I أو متكاملة من الدرجة الأولى (١) I، وللتأكد من سكون السلاسل الزمنية في الزمن فقد تم إجراء اختبار جذر الوحدة Unit Root Test باستخدام Augmented Dickey Fuller test، حيث تبين أن بعض المتغيرات مستقرة عند المستوى بدرجة ثقة ٩٥% وليس بها جذر الوحدة، في حين تبين أن معظم المتغيرات غير مستقرة عند المستوى وبها جذر الوحدة، لذا تم أخذ الاختلاف الأول، وتبين أن قيمة (t) المحسوبة أكبر من قيمتها الجدولية عند مستوى معنوية (٠,٠١)، مما يعني عدم وجود جذر الوحدة واستقرار السلاسل الزمنية، ومنها يمكن استخدام نموذج (ARDL). وفيما يلي يبين الجدول نتائج اختبار ديكي- فوللر الموسع

التي يعكس أثرها متغير الزمن وتشير قيمة (F) المحسوبة إلى صلاحية النموذج المستخدم وملائمته لطبيعة البيانات الإحصائية للظاهرة محل الدراسة.

• أهم العوامل المؤثرة على إنتاج القمح في محافظة مطروح باستخدام نموذج (ARDL) خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠):

نتائج تحليل القمح في مطروح لنموذج (ARDL) لاستجابة عرض المساحة المزروعة بمحصول القمح لكل من السعر المزرعي للقمح، إنتاج القمح، وإنتاجية القمح، سعر القمح، المساحة المزروعة من الشعير، وإنتاج الشعير، إنتاجية الشعير، سعر الشعير، وكمية الأمطار في مطروح وذلك خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠). ويتضح من النتائج ما يلي:

١- اختبار السلاسل الزمنية:

لتقدير نموذج أثر العوامل المؤثرة على مساحة القمح في مطروح باستخدام نموذج الفجوات الزمنية المبطاه الموزعة

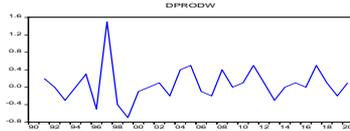
١- مساحة القمح

السلسلة الزمنية لإنتاج الشعير عند المستوى

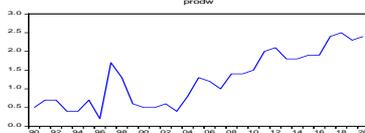
يلاحظ من الرسم ومن نتائج اختبار ديكي- فيلر المطور يمكننا القول إن السلسلة الزمنية لإنتاج الشعير مستقرة عند المستوي.

ومن الرسم البياني واختبار ديكي- فيلر المطور يمكننا القول إن السلسلة الزمنية لإنتاج القمح مستقرة عند المستوي.

٤- إنتاجية القمح:



السلسلة الزمنية لإنتاجية القمح عند الفرق الأول

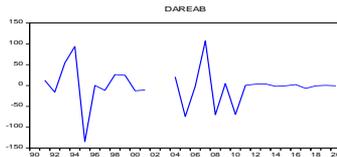


السلسلة الزمنية لإنتاجية القمح عند المستوى

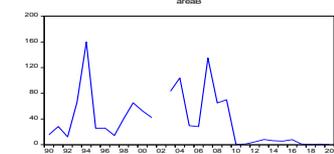
من الرسم ومن نتائج اختبار ديكي- فيلر المطور يمكننا القول أن السلسلة الزمنية لإنتاجية القمح غير مستقرة عند المستوى، بينما يلاحظ من الرسم ومن نتائج اختبار ديكي- فيلر المطور أن السلسلة الزمنية لإنتاجية القمح استقرت عند الفرق الأول.

ومما سبق يلاحظ ان كل من السلسلة الزمنية لكل من مساحة القمح، وسعر القمح، وإنتاجية القمح بمحافظة مطروح خلال الفترة من ١٩٩٠ - ٢٠٢٠ قد استقرت عند الفرق الأول في حين استقرت السلسلة الزمنية لإنتاج القمح خلال نفس الفترة عند المستوى.

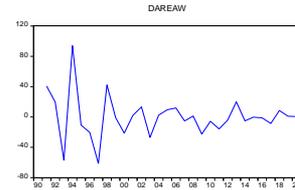
٥- مساحة الشعير:



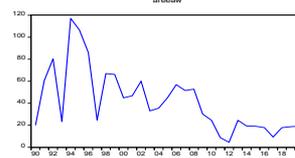
السلسلة الزمنية لمساحة الشعير عند الفرق الأول:



السلسلة الزمنية لمساحة الشعير عند المستوى:



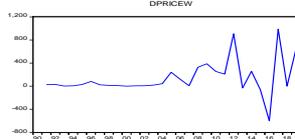
السلسلة الزمنية لمساحة القمح عند الفرق الأول



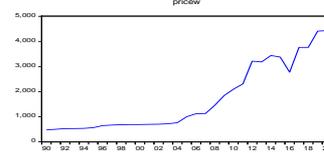
السلسلة الزمنية لمساحة القمح عند المستوى

يلاحظ من الرسم ومن نتائج اختبار ديكي- فيلر المطور أن السلسلة الزمنية لمساحة القمح غير مستقرة عند المستوى، بينما يلاحظ من الرسم ومن نتائج اختبار ديكي- فيلر المطور أن السلسلة الزمنية لمساحة القمح قد استقرت عند الفرق الأول.

٢- سعر القمح:



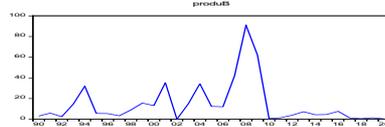
السلسلة الزمنية لسعر القمح عند الفرق الأول



السلسلة الزمنية لسعر القمح عند المستوى

يلاحظ من الرسم ومن نتائج اختبار ديكي- فيلر المطور أن السلسلة الزمنية لسعر القمح قد غير مستقرة عند المستوى. بينما يلاحظ من الرسم ومن نتائج اختبار ديكي- فيلر المطور أن السلسلة الزمنية لسعر القمح قد استقرت عند الفرق الأول.

٣- إنتاج القمح وإنتاج الشعير

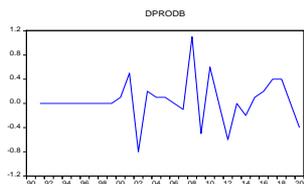


السلسلة الزمنية لإنتاج القمح عند المستوى

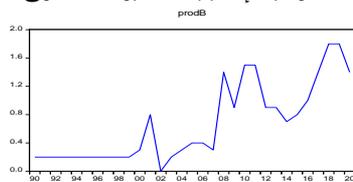


أن السلسلة الزمنية لسعر الشعير غير مستقرة عند الفرق الأول، وحيث أن السلسلة الزمنية لم تستقر عند المستوى أو الفرق الأول فإنها تستبعد من تحليل (ARDL).

٧-إنتاجية الشعير



السلسلة الزمنية لإنتاجية الشعير عند الفرق الأول

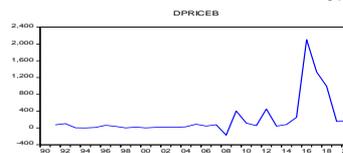


السلسلة الزمنية لإنتاجية الشعير عند المستوى

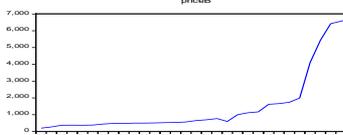
يلاحظ من الرسم ومن نتائج اختبار جذر الوحدة ADF عدم استقرار السلسلة الزمنية لإنتاجية الشعير عند المستوى، بينما يلاحظ من الرسم ومن نتائج اختبار جذر الوحدة ADF استقرار السلسلة الزمنية لإنتاجية الشعير عند الفرق الأول.

يلاحظ من الرسم ومن نتائج اختبار ديكي- فيلر المطور أن السلسلة الزمنية لمساحة الشعير غير مستقرة عند المستوى (وإن كانت قيمة اختبار ديكي- فيلر المطور معنوية في حالة وجود قاطع واتجاه) لذلك يجب الاستمرار في اختبار جذر الوحدة عند الفرق الأول. ويلاحظ من الرسم ومن نتائج اختبار ديكي- فيلر المطور أن السلسلة الزمنية لمساحة الشعير قد استقرت عند الفرق الأول.

٦- سعر الشعير:



السلسلة الزمنية لسعر الشعير عند الفرق الأول



السلسلة الزمنية لسعر الشعير عند المستوى

يلاحظ من الرسم ومن نتائج اختبار ديكي- فيلر المطور أن السلسلة الزمنية لسعر الشعير غير مستقرة عند المستوى. كما يلاحظ من الرسم ومن نتائج اختبار ديكي- فيلر المطور

جدول ٣. نتائج اختبار ديكي فولر الموسع (ADF): (Augmented Dickey Fuller test)

المتغير	مستوى السكون	وجود قاطع	وجود قاطع واتجاه	بدون قاطع واتجاه	المعنوية	درجة التكامل
١- مساحة القمح	المستوى	-1.331865	-5.47299**	-1.214271	-	1
	الفرق الأول	-7.96283**	-7.735099**	-8.137459**	0.000	
٢- سعر القمح	المستوى	0.875193	-1.574028	2.459183	-	1
	الفرق لأول	-5.28071**	-5.166097**	-5.387424**	0.000	
٣- إنتاج القمح	المستوى	-3.007729*	-3.221728*	-2.352911*	0.032	(0)
	الفرق الأول	-	-	-	-	
٤- إنتاجية القمح	المستوى	-1.304534	-3.131050	-1.275871	--	1
	الفرق الأول	-7.63359**	-7.49458**	-7.792579**	0.000	
٥- مساحة الشعير	المستوى	-1.133743	-10.0632**	-1.606610	-	1
	الفرق الأول	-11.6042**	-10.99681**	-11.75522**	0.000	
٦- سعر الشعير	المستوى	3.033300	3.126719	1.093554	-	تم استبعاده
	الفرق الأول	2.256471	0.302262	2.777370	-	
٧- إنتاج الشعير	المستوى	-3.00772*	3.496879*	2.352911**	0.03	(0)
	الفرق الأول	-	-	-	-	
٨- إنتاجية الشعير	المستوى	-1.637255	-3.521107*	-0.549502	-	1
	الفرق الأول	-6.914327	-6.777480	-7.062204	٠,٠٠٠	
٩- كمية الامطار	المستوى	-4.71322**	-5.255703**	-1.416318	-	1
	الفرق الأول	3.57014**	-3.605475*	3.626221**	0.002	

٨- كمية الامطار:

من الرسم ومن نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية لكميات مياه الأمطار عند الفرق الأول يمكن القول إن السلسلة الزمنية مستقرة عند الفرق الأول، بينما يلاحظ من الرسم البياني ومن نتائج اختبار ديكي وفيلر استقرار السلسلة الزمنية للأمطار عند الفرق الأول.

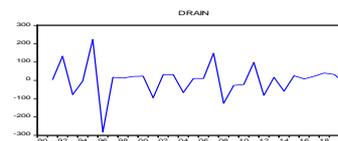
ثانياً: اختبارات نموذج الدراسة:

١- معادلات النموذج:

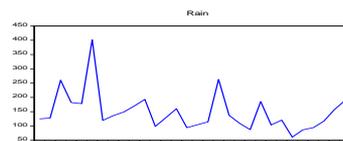
ويوضح جدول (٤) معادلات النموذج على الصورة التالية:

Dependent Variable: AREAW
Method: ARDL
Included observations: 27 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): PRICEW PRODUCW RAIN
Number of models evaluated: 500
Selected Model: ARDL(4, 4, 4, 4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
AREAW(-1)	-0.992656	0.135627	-7.319012	0.0002
AREAW(-2)	-0.836492	0.201043	-4.160761	0.0042
AREAW(-3)	-1.124497	0.198257	-5.671923	0.0008
AREAW(-4)	-0.457286	0.119578	-3.824179	0.0065
PRICEW	-0.027133	0.006902	-3.931216	0.0057
PRICEW(-1)	-0.039876	0.008396	-4.749406	0.0021
PRICEW(-2)	-0.004364	0.009141	-0.477428	0.6476
PRICEW(-3)	0.010125	0.006869	1.474049	0.1840
PRICEW(-4)	0.032888	0.007671	4.287202	0.0036
PRODUCW	0.612687	0.141776	4.321527	0.0035
PRODUCW(-1)	0.141683	0.126168	1.122967	0.2985
PRODUCW(-2)	0.154846	0.109288	1.416869	0.1995
PRODUCW(-3)	-0.042615	0.117155	-0.363744	0.7268
PRODUCW(-4)	0.196979	0.133629	1.474080	0.1840
RAIN	0.184285	0.034189	5.390208	0.0010
RAIN(-1)	0.282043	0.041696	6.764206	0.0003
RAIN(-2)	0.393536	0.053632	7.337661	0.0002
RAIN(-3)	0.345669	0.062414	5.538362	0.0009
RAIN(-4)	0.238086	0.056164	4.239095	0.0038
C	2.634238	12.74324	0.206716	0.8421
R-squared	0.984815	Mean dependent var		41.04444
Adjusted R-squared	0.943597	S.D. dependent var		28.93448
S.E. of regression	6.871755	Akaike info criterion		6.824271
Sum squared resid	330.5471	Schwarz criterion		7.784150
Log likelihood	-72.12766	Hannan-Quinn criter.		7.109693
F-statistic	23.89297	Durbin-Watson stat		1.647233
Prob(F-statistic)	0.000135			



السلسلة الزمنية لكمية مياه الأمطار عند الفرق الأول



السلسلة الزمنية لكمية مياه الأمطار عند المستوي

٢- اختبار التكامل المشترك Cointegration لنموذج ARDL في المدى الطويل:

تم التوصل لوجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، وقد تم تحديد أقصى عدد للفترات الابطاء وبالتالي تم اختبار نموذج (ARDL) (٤،٤،٤،٤) لمساحة القمح المنزرعة في محافظة مطروح خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠) حيث يعتبر أفضل نموذج لتقدير العلاقة التوازنية في الأجل الطويل وقد تبين من نتائج التحليل ما يلي:

يوضح الجدول (٥) الآتي: اختبار التكامل المشترك Cointegration لنموذج ARDL:

$$\begin{aligned} \text{AREAW} = & -0.992655921495*\text{AREAW}(-1) - \\ & 0.836491926421*\text{AREAW}(-2) - 1.12449731791*\text{AREAW}(-3) - \\ & 0.457286143033*\text{AREAW}(-4) + 0.184284740431*\text{RAIN} + \\ & 0.282043288997*\text{RAIN}(-1) + 0.393535976195*\text{RAIN}(-2) + \\ & 0.345668832009*\text{RAIN}(-3) + 0.238086050929*\text{RAIN}(-4) + \\ & 0.612686713761*\text{PRODUCW} + 0.141683024402*\text{PRODUCW}(-1) + \\ & 0.154846410709*\text{PRODUCW}(-2) - 0.0426145017895*\text{PRODUCW}(-3) + \\ & 0.196979214163*\text{PRODUCW}(-4) - 0.027132536612*\text{PRICEW} - \\ & 0.0398756635413*\text{PRICEW}(-1) - 0.00436437705594*\text{PRICEW}(-2) + \\ & 0.0101245078545*\text{PRICEW}(-3) + 0.0328878460693*\text{PRICEW}(-4) + \\ & 2.63423774078 \end{aligned}$$

ويتضح من المعادلات السابقة وجود علاقة طردية ومعنوية احصائياً على المدى القصير بين كمية الامطار والمساحة المنزرعة من القمح، حيث زيادة الامطار بمقدار ملميمتر يؤدي الي زيادة المساحة بمقدار ٠,٢٨ ألف فدان، كما أشارت بيانات الجدول الي وجود علاقة عكسية بين السعر والمساحة المنزرعة على المدى القصير وقد يرجع ذلك لان زراعة القمح في مطروح يستخدم كعلف للحيوانات.

جدول ٥. معادلة الأجل الطويل

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: AREAW
Selected Model: ARDL(4, 4, 4, 4)
Sample: 1990 2020
Included observations: 27

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AREAW(-1))	2.418275	0.286819	8.431374	0.0001
D(AREAW(-2))	1.581783	0.187055	8.456245	0.0001
D(AREAW(-3))	0.457286	0.092105	4.964814	0.0016
D(RAIN)	0.184285	0.025652	7.184109	0.0002
D(RAIN(-1))	-0.977291	0.102137	-9.568417	0.0000
D(RAIN(-2))	-0.583755	0.074492	-7.836529	0.0001
D(RAIN(-3))	-0.238086	0.038002	-6.265023	0.0004
D(PRODUCW)	0.612687	0.077554	7.900152	0.0001
D(PRODUCW(-1))	-0.309211	0.086873	-3.559366	0.0092
D(PRODUCW(-2))	-0.154365	0.073529	-2.099381	0.0739
D(PRODUCW(-3))	-0.196979	0.074362	-2.648931	0.0330
D(PRICEW)	-0.027133	0.004529	-5.990923	0.0005
D(PRICEW(-1))	-0.038648	0.004200	-9.201699	0.0000
D(PRICEW(-2))	-0.043012	0.005722	-7.517415	0.0001
D(PRICEW(-3))	-0.032888	0.005327	-6.174266	0.0005
CointEq(-1)	-0.4410931	0.338863	-13.016868	0.0000
Cointeq = AREAW - (0.3273*RAIN + 0.2411*PRODUCW - 0.0064*PRICEW + 0.5972)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RAIN	0.327282	0.012694	25.781499	0.0000
PRODUCW	0.241124	0.051860	4.649534	0.0023
PRICEW	-0.006430	0.000489	-13.160784	0.0000
C	0.597207	2.896196	0.206204	0.8425

يوضح الجدول (٥) الآتي:

ويتضح من الجدول (٥) معادلة الاجل الطويل كما يلي:

$$\hat{Y} = 0.597 + 0.327X_1 + 0.241X_2 - 0.0064X_3$$

$$R^2 = 0.93 \quad F = 21.564$$

حيث:

\hat{Y} : مساحة القمح المنزرعة في مطروح بألف فدان

X_1 : كمية الامطار بالمليتر

X_2 : إنتاج القمح بالإلف طن

X_3 : سعر القمح بالجنية

Bound Test -3

تم اجراء اختبار الحدود للتعرف على مدى وجود تكامل

مشارك من عدمه بين متغيرات النموذج، فإذا كانت قيمة (F)

المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيم الحرجة، فيتم رفض

فرضية العدم التي تنص على عدم وجود علاقة توازنه طويلة

الاجل بين المتغيرات وقبول الفرض البديل بوجود علاقة

تكامل مشتركة بين متغيرات الدراسة، أما إذا كانت قيمة (F)

المحسوبة اقل من الحد الأدنى للقيم الحرجة، فيتم رفض

الفرض البديل وقبول فرضية العدم بعدم وجود. علاقة توازنه

في الأجل الطويل، أي وجود تكامل مشترك بين متغيرات

الدراسة وفقاً لمنهج الحدود (Bound Test) وقد تبين من نتائج

الاختبار أن قيمة $F = 21.56495$ (Walt Value) وهي أكبر

من قيمة الحد الأعلى لقيمة F الجدولية عند مستوي ٠,٠١

فإننا نرفض الفرض العدم ونقبل الفرض البديل القائل بأن

هناك علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات المفسرة والمتغير

التابع عند مستوى دلالة ٠,٠١.

ثالثاً: الاختبارات التشخيصية Diagnostics Test (عزوي

وعميري, 2019)

تستخدم الاختبارات التشخيصية للحكم علي مدى ملائمة

النموذج المستخدم في قياس المرونات المقدره في الاجل

الطويل، للتأكد من جودة النموذج المستخدم في التحليل وعد

تضمنه لأخطاء ومشاكل القياس:

أ- جاء معامل تصحيح الخطأ λ (CointEq(-1))

(Cointegrating Form) سالباً ومعنوياً -٠(٤٤١٠٩٣.

عند مستوي معنوية أقل من ٠,٠١) مما يعني وجود

علاقة في الأجل الطويل، وأن القيمة السالبة تعني التراجع

الي القيمة التوازنية).

(أي أن ٤٤,١% من أخطاء الأجل القصير يمكن تصحيحها

في وحدة الزمن (سنة) من أجل الوضع التوازني طويل

الأجل؛ (وهذا يعني أن الابتعاد عن التوازن في الأجل

الطويل يصحح كل سنة بمقدار ٤٤,١%).

ب- توضح معاملات المتغيرات المستقلة في معادلة التكامل

المشارك على المدى الطويل Long Run Coefficients

الآتي:

- جاء معامل متغير كمية مياه الأمطار موجب ومعنوي، أي

توجد علاقة طردية ومعنوية إحصائياً (عند مستوي معنوية

أقل من ٠,٠١) بين متغير المساحة المنزرعة سنويا

بالقمح كمتغير مستقل وكمية مياه الأمطار كمتغير تابع،

ويتفق هذا والواقع.

- جاء معامل متغير كمية إنتاج القمح موجب ومعنوي، بمعنى

أنه توجد علاقة طردية ومعنوية إحصائياً (عند مستوي

معنويه أقل من ٠,٠١) بين متغير كمية إنتاج القمح

كمتغير مستقل والمساحة المنزرعة بالقمح كمتغير تابع،

ويتفق هذا والمنطق الاحصائي.

- جاء معامل متغير سعر القمح سالب ومعنوي، بمعنى أنه

توجد علاقة عكسية ومعنوية إحصائياً (عند مستوي

معنوية أكبر من ٠,٠١) بين متغير سعر القمح كمتغير

مستقل والمساحة المنزرعة بالقمح كمتغير تابع، وإن كان

لا يتفق هذا والمنطق الاحصائي إلا انه يتفق والواقع

الفعلي حيث يستخدم الانتاج كعلف حيواني، نظرا لعدم

توفر مياه للري أثناء عملية طرد السنايل.

جدول ٦. اختبار علاقة الأجل الطويل

ARDEL Bounds Test

Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	21.56495	3
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.37	3.2
5%	2.79	3.67
2.5%	3.15	4.08
1%	3.65	4.66

Test Equation:

Dependent Variable: D(AREAW)

Method: Least Squares

Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AREAW(-1))	2.418275	0.381647	6.336419	0.0004
D(AREAW(-2))	1.581783	0.252168	6.272743	0.0004
D(AREAW(-3))	0.457286	0.119578	3.824179	0.0065
D(RAIN)	0.184285	0.034189	5.390208	0.0010
D(RAIN(-1))	-0.977291	0.148767	-6.569260	0.0003
D(RAIN(-2))	-0.583755	0.107394	-5.435613	0.0010
D(RAIN(-3))	-0.238086	0.056164	-4.239095	0.0038
D(PRODUCW)	0.612687	0.141776	4.321527	0.0035
D(PRODUCW(-1))	-0.309211	0.189937	-1.627970	0.1476
D(PRODUCW(-2))	-0.154365	0.161009	-0.958732	0.3696
D(PRODUCW(-3))	-0.196979	0.133629	-1.474080	0.1840
D(PRICEW)	-0.027133	0.006902	-3.931216	0.0057
D(PRICEW(-1))	-0.038648	0.007185	-5.378749	0.0010
D(PRICEW(-2))	-0.043012	0.008292	-5.187118	0.0013
D(PRICEW(-3))	-0.032888	0.007671	-4.287202	0.0036
C	2.634238	12.74324	0.206716	0.8421
RAIN(-1)	1.443619	0.164069	8.798838	0.0000
PRODUCW(-1)	1.063581	0.246550	4.313853	0.0035
PRICEW(-1)	-0.028360	0.003237	-8.759992	0.0001
AREAW(-1)	-4.410931	0.445678	-9.897133	0.0000
R-squared	0.981537		Mean dependent var	-0.151852
Adjusted R-squared	0.931423		S.D. dependent var	26.24080
S.E. of regression	6.871755		Akaike info criterion	6.824271
Sum squared resid	330.5471		Schwarz criterion	7.784150
Log likelihood	-72.12766		Hannan-Quinn criter.	7.109693
F-statistic	19.58597		Durbin-Watson stat	1.647233
Prob(F-statistic)	0.000261			

النموذج المقدر، حيث تبين ان معنوية (F) قد بلغت ٠,١١٤، بما أن قيم كل من R^2 ، F-statistic، غير معنوية، فإننا نقبل الفرض العدم ونرفض الفرض البديل بمعنى أنه لا يوجد ارتباط ذاتي تسلسلي بين الأخطاء.

١- اختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء Residual Diagnostics (LM test) (سلامي و سلامي, ٢٠٢٠):

يستخدم هذا الاختبار للكشف عن إمكانية وجود ارتباط تسلسلي بين الأخطاء، وذلك لمعرفة إمكانية قبول فرضية العدم القائلة لا توجد مشكلة ارتباط ذاتي تسلسلي بين معالم

جدول ٧. اختبار الارتباط الذاتي تسلسلي بين الأخطاء

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.114288	Prob. F(1,6)	0.7468
Obs*R-squared	0.504681	Prob. Chi-Square(1)	0.4775

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: ARDL

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AREAW(-1)	-0.009106	0.147597	-0.061698	0.9528
AREAW(-2)	-0.004015	0.215440	-0.018638	0.9857
AREAW(-3)	0.020158	0.220352	0.091481	0.9301
AREAW(-4)	-0.001449	0.128018	-0.011322	0.9913
RAIN	-0.000662	0.036634	-0.018068	0.9862
RAIN(-1)	0.001845	0.044947	0.041052	0.9686
RAIN(-2)	-0.002584	0.057892	-0.044631	0.9658
RAIN(-3)	-6.00E-05	0.066782	-0.000898	0.9993
RAIN(-4)	-0.004825	0.061766	-0.078114	0.9403
PRODUCW	-0.020029	0.162856	-0.122985	0.9061
PRODUCW(-1)	0.013508	0.140787	0.095949	0.9267
PRODUCW(-2)	-0.003527	0.117400	-0.030046	0.9770
PRODUCW(-3)	-0.009902	0.128730	-0.076918	0.9412
PRODUCW(-4)	-0.007883	0.144869	-0.054417	0.9584
PRICEW	0.000104	0.007391	0.014048	0.9892
PRICEW(-1)	0.000224	0.009008	0.024817	0.9810
PRICEW(-2)	-0.000622	0.009953	-0.062532	0.9522
PRICEW(-3)	0.000484	0.007487	0.064616	0.9506
PRICEW(-4)	-0.000458	0.008319	-0.055010	0.9579
C	2.030455	14.89924	0.136279	0.8961
RESID(-1)	0.166535	0.492614	0.338064	0.7468
R-squared	0.018692	Mean dependent var	-2.44E-14	
Adjusted R-squared	-3.252335	S.D. dependent var	3.565579	
S.E. of regression	7.352648	Akaike info criterion	6.879476	
Sum squared resid	324.3686	Schwarz criterion	7.887349	
Log likelihood	-71.87293	Hannan-Quinn criter.	7.179170	
F-statistic	0.005714	Durbin-Watson stat	1.835700	
Prob(F-statistic)	1.000000			

قد جاءت غير معنوية، مما يعني بأنه لا توجد مشكلة اختلاف تباين بالأخطاء بمعنى أن تباين الأخطاء متجانس.

٢- اختبار اختلاف تباين الأخطاء Heteroscedasticity Test
يستخدم هذا الاختبار للكشف عن إمكانية وجود اختلاف تباين في الأخطاء وتوضح النتائج بأنه قيم كل من R^2 , F

جدول ٨. اختبار اختلاف تباين الأخطاء

Heteroscedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic 0.319160 Prob. F(19,7) 0.9776
Obs*R-squared 12.53280 Prob. Chi-Square(19) 0.8616
Scaled explained SS 1.663680 Prob. Chi-Square(19) 1.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	110.1728	64.86594	1.698470	0.1332
AREAW(-1)	-0.140658	0.690372	-0.203742	0.8444
AREAW(-2)	0.154109	1.023354	0.150593	0.8845
AREAW(-3)	1.119762	1.009171	1.109586	0.3038
AREAW(-4)	0.090438	0.608677	0.148581	0.8861
RAIN	0.004823	0.174029	0.027713	0.9787
RAIN(-1)	0.128852	0.212244	0.607094	0.5630
RAIN(-2)	-0.272248	0.273001	-0.997243	0.3519
RAIN(-3)	-0.160883	0.317699	-0.506400	0.6281
RAIN(-4)	-0.199946	0.285889	-0.699382	0.5069
PRODUCW	-0.740224	0.721669	-1.025712	0.3392
PRODUCW(-1)	-0.197313	0.642225	-0.307234	0.7676
PRODUCW(-2)	-0.168748	0.556299	-0.303341	0.7704
PRODUCW(-3)	-0.689848	0.596346	-1.156792	0.2853
PRODUCW(-4)	-0.299586	0.680199	-0.440439	0.6729
PRICEW	0.005945	0.035132	0.169223	0.8704
PRICEW(-1)	0.014678	0.042737	0.343447	0.7413
PRICEW(-2)	-0.004528	0.046532	-0.097301	0.9252
PRICEW(-3)	0.008965	0.034962	0.256428	0.8050
PRICEW(-4)	-0.029011	0.039048	-0.742951	0.4817
R-squared	0.464178	Mean dependent var		12.24249
Adjusted R-squared	-0.990197	S.D. dependent var		24.79456
S.E. of regression	34.97876	Akaike info criterion		10.07891
Sum squared resid	8564.596	Schwarz criterion		11.03879
Log likelihood	-116.0653	Hannan-Quinn criter.		10.36434
F-statistic	0.319160	Durbin-Watson stat		2.274566
Prob(F-statistic)	0.977587			

أهم النتائج والتوصيات

يعتبر القمح من أهم محاصيل الحبوب الرئيسية التي يعتمد عليها الإنسان في غذائه وتعطى كل دول العالم له أهمية خاصة حيث أنه المحصول الاستراتيجي الأول على المستويين العالمي والمحلي، كما يرتبط إنتاجه بجانبين الأمن الغذائي والأمن الاجتماعي والسياسي، وتشير مشكلة البحث إلى وجود فجوة غذائية كبيرة من القمح على الرغم من الزيادة في الإنتاج المحلي إلا أن القطاع الزراعي لازال يعاني من عدم القدرة على الوفاء باحتياجات السكان الأمر الذي أدى إلى استمرار الاستيراد من الخارج، مما سبب عبء على الميزان التجاري المصري وبالتالي عبء على ميزانية الدولة، ولذلك هناك ضرورة للحد أو التخفيف من هذه الفجوة القمحية، ويهدف البحث إلى دراسة استجابة العرض لبيانات السلاسل الزمنية باستعمال نماذج قياسية غير طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية التي يمكن ان تعطي تقديرات غير دقيقة ولا سيما عندما تكون سلسلة البيانات غير مستقرة، ومن النماذج القياسية المناسبة في هذا المجال هو نموذج توزيع الابطاء الذاتي ARDL. وباستخدام نموذج الفجوات الزمنية المبطاه الموزعة (ARDL)، تبين وجود علاقة بين مساحة القمح المنزرعة وبين إنتاجية القمح، وإنتاجية الشعير، وسعر القمح، ومساحة الشعير المنزرعة، وسعر الشعير، وكمية الامطار في مطروح وتبين ما يلي:

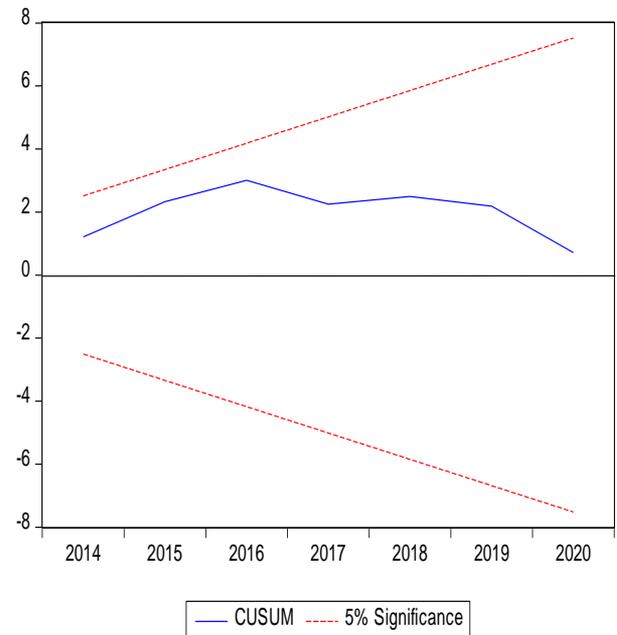
- استقرار بعض متغيرات النموذج عند المستوي، بينما استقر أغلب المتغيرات عند الفرق الأول، وحيث لا توجد درجة تكامل من الدرجة الثانية لذا فأمكن تطبيق شروط التقدير بنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المبطاه (ARDL).

- جاء معامل تصحيح الخطأ λ ((CointEq(-1)) Cointegrating Form) سالباً ومعنوياً (-0.4410931) عند مستوى معنوية أقل من (0.01) مما يعني وجود علاقة في

٣- اختبار استقرار النموذج: Stability Diagnostics

يستخدم اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي (السواحي، 2012) (Cumulative Sum Squares) للكشف عن وجود أي تغيرات هيكلية، وبيان مدى استقرار وانسجام معلمات النموذج طويلة الأجل مع المعلمات القصيرة الأجل، للتحقيق من الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدره لتصحيح الخطأ لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المبطاه الموزعة (ARDL)، فاذا وقع الشكل البياني داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 0.05 فإن هذا يعني أن معلمات النموذج مستقرة طوال فترة الدراسة كما في شكل (1)، وقد تبين من الشكل أن معلمات النموذج مستقرة عبر فترة الدراسة، كما نلاحظ انسجام في النموذج بين نتائج تصحيح الخطأ في المدى الطويل والقصير، حيث وقع الشكل البياني داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 0.05.

يوضح الشكل (1) أن المقدرات ثابتة عبر الزمن بفترة ثقة بلغت نحو 95%، مما يؤكد على استقرار متغيرات النموذج عبر الزمن.



شكل ١. اختبار ثبات المتغيرات عبر الزمن

ومن النتائج السابقة توصي الدراسة بما يلي:

- الاستخدام الأمثل للموارد المائية المتاحة ومنها مياه الأمطار والعمل على مشروعات لحصاد الأمطار في مطروح والاهتمام بعمليات الري خاصة فترة طرد السنابل وذلك لزيادة الإنتاج.
- دور السياسات السعرية والتأكيد على دور الإرشاد لتوعية المزارعين بالاهتمام بعمليات الري والتسميد والمكافحة.
- دعم المراكز البحثية ومنها مركز بحوث الصحراء لتقديم مقترحات تطويرية حول إنتاج القمح، وتوفير قاعدة بيانات موحدة بقدر من الدقة والتركيز علي رفع معدل الغلة التي تعد من الأسباب الرئيسية في زيادة الإنتاج.

المراجع

ادريوش، دحمانى محمد وعبد القادر، ناصور (٢٠١٣)، النمو الاقتصادي واتجاه الاتفاق الحكومي فى الجزائر: بعض الأدلة التجريبية لقانون فاجنر باستعمال مقارنة منهج ال حدودARDL، مجلة الاقتصاد والادارة، منشورات كلية العلوم الاقتصادية والتسيير، جامعة بلقايد تلمسان، الجزائر، العدد ١١.

البدري، ممدوح (٢٠٢٢) ، دراسة اقتصادية لآثر التغيرات المناخية على إنتاجية أهم محاصيل الحبوب باستخدام نموذج (ARDL)، الزراعة المصرية والتحديات المحلية والإقليمية والدولية، المؤتمر ٢٩ للاقتصاديين الزراعيين ٢١-٢٢ سبتمبر.

البلداوي، اسماء طارق وعفاف صالح الحاني(٢٠١٧)، تحليل قياسي لاستجابة عرض محصول القمح باستخدام نماذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)، مجلة العلوم الزراعية العراقية، مجلد (٤٨) العدد (٦).

الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء، نشرة التجارة الخارجية (٢٠٢١).

السواعي، خالد محمد (٢٠١٢)، اساسيات القياس باستخدام Eviews، دار الكتاب الثقافي، الأردن، ISBN: 978-9957-550-00-4.

الأجل الطويل، وأن القيمة السالبة تعني التراجع الي القيمة التوازنية). (أي ٤٤,١% من أخطاء الأجل القصير يمكن تصحيحها في وحدة الزمن (سنة) من أجل الوضع التوازني طويل الأجل؛ وهذا يعني أن الابتعاد عن التوازن في الأجل الطويل يصحح كل سنة بمقدار ٤٤,١%).

- توضح معاملات المتغيرات المستقلة في معادلة التكامل المشترك على المدى الطويلLong Run Coefficients الآتي:

- جاء معامل متغير كمية مياه الأمطار موجب ومعنوي، أي توجد علاقة طردية ومعنوية إحصائياً (عند مستوى معنوية أقل من ٠,٠١) بين متغير المساحة المنزرعة سنويا بالقمح كمتغير مستقل وكمية مياه الأمطار كمتغير تابع، ويتفق هذا والواقع.

- جاء معامل متغير كمية إنتاج القمح موجب ومعنوي، بمعنى أنه توجد علاقة طردية ومعنوية إحصائياً (عند مستوى معنوية أقل من ٠,٠١) بين متغير كمية إنتاج القمح كمتغير مستقل والمساحة المنزرعة بالقمح كمتغير تابع، ويتفق هذا والمنطق الاحصائي.

- جاء معامل متغير سعر القمح سالب ومعنوي، بمعنى أنه توجد علاقة عكسية ومعنوية إحصائياً (عند مستوى معنوية أكبر من ٠,٠١) بين متغير سعر القمح كمتغير مستقل والمساحة المنزرعة بالقمح كمتغير تابع، وإن كان لا يتفق هذا والمنطق الاحصائي إلا انه يتفق والواقع الفعلي حيث يستخدم الإنتاج كعلف حيواني، نظرا لعدم توفر مياه للري أثناء عملية طرد السنابل.

- كما أتضح من اختبار الارتباط الذاتي بين الأخطاء قيمة (F)، (R^2) غير معنوية، وبذلك فإننا نقبل الفرض العدم ونرفض الفرض البديل بمعنى أنه لا يوجد ارتباط ذاتي تسلسلي بين الأخطاء.

الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)، المجلة العلمية للدراسات التجارية والبيئية، المجلد (١١)، العدد (٣) الجزء الأول.

عزوزي، مريم، وأسماء عميري (٢٠١٩)، اقتصاد المعرفة خيار استراتيجي لدعم النمو الاقتصادي في الجزائر دراسة قياسية خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٧)، رسالة ماجستير، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التيسير، قسم العلوم الاقتصادية، اقتصاد نقدي وبنكي، جامعة احمد دراية أدوار، الجزائر.

كمال، سى محمد (٢٠١٦)، اختبار منحنى J للتجارة الخارجية في الجزائر دراسة قياسية من ١٩٨٠ إلى ٢٠١٥، مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا، المركز الجامعي عين تموشنت، الجزائر، العدد الخامس عشر.

هوراي، امولاي على، تسابت عبد الرحمان، عدوكة لخضر (٢٠١٦)، دراسة قياسية لأثر الدعم الحكومي على الإنتاج الفلاحي في الجزائر باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة، مجلة البحوث الاقتصادية والمالية، العدد السادس، ديسمبر.

وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، الإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي، نشرة الاحصائيات الزراعية، اعداد مختلفة.

وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، المعمل المركزي للمناخ الزراعي، بيانات غير منشورة، (٢٠٢٠).

A Abou-Talb, Abd El-Wakil M. & El Begawy, Mohy Al-Din M. KH. (2008), Supply Response for Some Crops in Egypt: A Vector Error Correction Approach, Journal of Applied Sciences Research (JASR), Pakistan, pp 1647-1657.

EViews 9 User's Guide I, II, Copyright 1994-2015 IHS Global Inc, April 15, 2015.

Gujarati, Damodar N. & Porter, Dawn C. (2009), Basic Econometrics, Fifth Edition, McGraw-Hill/Irwin, Inc., New York, NY.

<http://www.math.umt.edu/patterson/Delta.pdf>.

<https://web.stanford.edu/class/cme308/.../TaylorAppDeltaMethod.pdf>.

Nkoro, Emeka & Uko, Aham Kelvin (2016), Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation, Journal of Statistical and Econometric Methods, vol ٥, no.4, pp 63-91.

Pesaran, M.H. & Shin, Y. (1999), An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Strom, S. (ed.), Cambridge University Press, pp 1-24.

الصمادي، سحاب ، أحمد ملاوي(٢٠١٦)، أثر الضرائب الحكومية على أداء بورصة عمان: نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL)، المنارة، المجلد (٢٢)، العدد (٢).

العشعوش، ايمن (٢٠١٨)، استخدام نماذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) لدراسة تأثير أسعار النفط في النمو الاقتصادي في سورية، مجلة طرطوس للبحوث والدراسات العلمية، سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية، مجلد (٢)، العدد (٣).

اليوسف، نورة عبد الرحمن (٢٠١٣)، العلاقة السببية بين كمية النقود وبعض المتغيرات الاقتصادية، الكلية في المملكة العربية السعودية، السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية، قسم الاقتصاد، كلية ادارة الاعمال، جامعة الملك سعود، المجلد (١٠) العدد (٢٠).

بتال، احمد حسين (٢٠٢٠)، التكامل المشترك وفق نموذج (ARDL) مع التطبيق في برنامج Eviews، كلية التجارة والاقتصاد، جامعة الانبار، يونيو.

سلامي، أسماء، احمد سلامي (٢٠٢٠)، دراسة اقتصادية قياسية لاهم محددات الفجوة الغذائية للحبوب في الجزائر للفترة من (١٩٧١-٢٠١٨)، مجلة الباحث، العدد (٢٠) المجلد (١).

شيرين، عادل نصير(٢٠١٩) ، محددات البطالة في مصر خلال الفترة (١٩٧٣-٢٠١٣) دراسة تحليلية قياسية، مجلة بحوث اقتصادية عربية، كلية الدراسات الاقتصادية والعلوم السياسية، جامعة الإسكندرية، العددان (٧٤-٧٥)، ٢٠١٦.

طويل، اسيا واخرون (٢٠٢١)، تداعيات الاقتصاد الجزائري وحتمية التنويع الاقتصادي ما بعد ازمة جائحة كوفيد ١٩ (دراسة تحليلية وقياسية لحالة القطاع الفلاحي)، Les cahiers du cread، العدد (٣٧)، المجلد (٠٣).

عامر، سيد حامد (٢٠١٧)، استجابة عرض بعض المحاصيل الاستراتيجية في ضوء احتمالية تسعير المياه باستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة ARDL ، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد السابع والعشرين، العدد (٢) يونيو.

عبد الواحد، حسن إبراهيم (٢٠٢٠)، أثر سعر الصرف الحقيقي الفعال على البطالة في مصر، دراسة قياسية باستخدام نموذج

الملحقات

جدول ١. تطور المساحة المزروعة والانتاج الكلي والإيراد الكلي والتكاليف وصافي العائد الفدائي والسعر لمحصول القمح المصري خلال الفترة (١٩٩٠-٢٠٢٠)

السنوات	مساحة فدان بالألف	أنتاج طن ألف	الإيراد الكلي بالجنية	التكاليف بالجنية	صافي العائد بالجنية	السعر بالجنية
١٩٩٠	١٩٥٥	٤٢٦٨	١٣٥٢	٤٨٤	٨٨٨	٤٧٣
١٩٩١	٢٢١٥	٤٤٨٣	١٣٤٥	٥٦٢	٧٨٢	٤٩٨
١٩٩٢	٢٠٩٢	٤٥٥٠	١٥٢٥	٦٦٤	٨٦٠	٥٢٧
١٩٩٣	٢١٧١	٤٨٣٧	١٥٨٢	٩٤١	٦٤١	٥٢٩
١٩٩٤	٢١١١	٤٤٣٧	١٥٦٦	٩٨١	٥٨٥	٥٣٥
١٩٩٥	٢٥١٢	٥٧٢٢	١٧١٧	١٠٣٦	٦٨٢	٥٦٣
١٩٩٦	٢٤٢١	٥٧٣٥	٢٠١٠	١٠٨٧	٩٢٣	٦٤٤
١٩٩٧	٢٤٨٦	٥٨٤٩	٢٠٩٠	١١٢٧	٩٦٤	٦٦٧
١٩٩٨	٢٤٢١	٦٠٩٣	٢٢٥٨	١٥٥٣	٧٠٦	٦٨٠
١٩٩٩	٢٣٨٠	٦٣٤٧	٢٤٠٩	١٥٣٣	٨٧٦	٦٨٩
٢٠٠٠	٢٤٦٣	٦٥٦٤	٢٤١٧	١٥١٠	٨٧٦	٦٨٩
٢٠٠١	٢٣٤١	٦٢٥٤	٢٤١٩	١٥٢٣	٩٠٧	٦٩٥
٢٠٠٢	٢٤٥٠	٦٦٢٤	٢٥٣١	١٥٥٨	٨٩٧	٧٠١
٢٠٠٣	٢٤٥٥	٦٦٢٥	٢٧٣١	١٧١٥	٩٧٢	٧١٨
٢٠٠٤	٢٦٠٥	٧١٧٧	٣٥٧٠	١٩٠٤	١٠١٦	٧٦٠
٢٠٠٥	٢٩٨٥	٨١٤٠	٣٩٣٧	١٩٨١	١٦٦٦	١٠٠٠
٢٠٠٦	٣٠٦٣	٨٢٧٤	٤٠٠٦	٢١٤٣	١٩٥٦	١١٢٠
٢٠٠٧	٢٧١٥	٧٣٧٨	٤٢١٣	٣١٤٥	١٨٦٣	١١٢٧
٢٠٠٨	٢٩٢٠	٧٩٧٧	٨٣٠٤	٣٤٥٩	١٧٦٩	١٤٥٤
٢٠٠٩	٣١٤٧	٨٥٢٢	٥٦٤٩	٣٦٨٠	٥١٥٩	١٨٤٢
٢٠١٠	٣٠٠١	٧١٦٩	٥٦٥٧	٤٠٦٩	٢١٩٠	٢٠٩٧
٢٠١١	٢٤٩٨	٧٠٣٦	٧٩٥٣	٤٤٢٥	١٩٧٧	٢٣٠٥
٢٠١٢	٣١٦٠	٧٨٩٥	٨٧٨٣	٤٨٠٨	٤٣٥٨	٣٢١٣
٢٠١٣	٣٣٧٨	٩٤٦٠	٩٠٨٢	٥٢٧١	٤٢٧٤	٣١٨٠
٢٠١٤	٣٣٩٣	٩٢٧٩	٩٠٨٢	٥٢٧١	٤٠٤٧	٣٤٣٧
٢٠١٥	٣٤٦٩	٧٨٧٣	٩٥٦٨	٥٦٢٧	٣٩٤١	٣٣٧٥
٢٠١٦	٣٣٥٣	٩٣٤٢	٩٦٢٧	٧٠٥٤	٢٥٧٣	٢٧٧٣
٢٠١٧	٢٩٢١	٨٤٢١	١٢٨١٥	٨٩٩١	٣٨٢٤	٣٧٦٠
٢٠١٨	٣١٥٦	٨٣٤٢	١٢٧٧٣	١٠٦٣١	٢١٤٢	٣٧٦٠
٢٠١٩	٣١٣٤	٨٥٥٨	١٤٩١٢	١١٣٢٦	٣٥٨٦	٤٤٠٧
٢٠٢٠	٣٣٩٤	٩٥٨٨	١٤٨٨٩	١١٦٤٣	٣٢٤٦	٤٤٢٧
المتوسط	٢٧٣٤,٤	٧٠٥٨,٧	١٢٤٣٣٠,٧	٩٢١٢	١٩٧٢,٥	٣٨٢٥,٤

المصدر: وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، قطاع الشؤون الاقتصادية، الإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي، نشرة الاقتصاد الزراعي، اعداد متفرقة.

جدول ٢. جدول يوضح مساحة وإنتاج وإنتاجية القمح والشعير في محافظة مطروح خلال الفترة (١٩٩٠ - ٢٠٢٠)

السنوات	القمح محافظة مطروح			الشعير محافظة مطروح			كمية الامطار بمطروح بالمليمترا
	المساحة (ألف فدان)	الإنتاجية طن	الإنتاج الف طن	المساحة (ألف فدان)	الإنتاجية طن	الإنتاج الف طن	
١٩٩٠	٢٠,٠	٠,٥	١٠,٤	١٥,٥	٠,٢	٣,١	١٢٤,٩٥
١٩٩١	٦٠,٧	٠,٧	٤١,٤	٢٨,٢	٠,٢	٥,٩	١٢٧,٧٦
١٩٩٢	٨٠,٤	٠,٧	٥٦,١	١٢,١	٠,٢	٢,٤	٢٦٠,٠٨
١٩٩٣	٢٣,٣	٠,٤	٩,١	٦٦,٢	٠,٢	١٤,٦	١٨٢,١٤
١٩٩٤	١١٧,٢	٠,٤	٤١,٨	١٦٠,٠	٠,٢	٣٢,٠	٤٠١,٨٥
١٩٩٥	١٠٦,٥	٠,٧	٧٤,٣	٢٥,٤	٠,٢	٥,٦	١٠٧,٢
١٩٩٦	٨٦,١	٠,٢	١٥,١	٢٥,٨	٠,٢	٥,٤	١١٩,٣٩
١٩٩٧	٢٤,٨	١,٧	٤١,٩	١٤,٢	٠,٢	٣,٣	١٣٦,١٤
١٩٩٨	٦٧,٠	١,٣	٨٣,٨	٤٠,٥	٠,٢	٨,٩	١٤٨,٨١
١٩٩٩	٦٦,٢	٠,٦	٣٧,١	٦٥,٢	٠,٢	١٥,٦	١٧٠,٠٧
٢٠٠٠	٤٤,٩	٠,٥	٢٢,٦	٥٢,٦	٠,٣	١٣,٢	١٩٣,٢٥
٢٠٠١	٤٦,٨	٠,٥	٢٤,٨	٤٢,١	٠,٨	٣٥,٤	٩٨,٣
٢٠٠٢	٦٠,١	٠,٦	٣٨,٥	٠	٠,٠	٠,٠	١٢٩,٤
٢٠٠٣	٣٣,١	٠,٤	١٣,٩	٨٣,٣	٠,٢	١٥,٠	١٦٠,٥٣
٢٠٠٤	٣٥,٥	٠,٨	٢٩,١	١٠٤,٠	٠,٣	٣٤,٣	٩٣,٩٨
٢٠٠٥	٤٥,٠	١,٣	٥٦,٣	٢٩,٦	٠,٤	١٢,٤	١٠٤,٢٧
٢٠٠٦	٥٦,٩	١,٢	٦٩,٤	٢٨,٠	٠,٤	١٢,٠	١١٤,٥٥
٢٠٠٧	٥١,٦	١,٠	٥٢,١	١٣٥,٠	٠,٣	٤١,٩	٢٦٣,١
٢٠٠٨	٥٢,٨	١,٤	٧٦,٠	٦٥,٠	١,٤	٩١,٠	١٣٧,٣
٢٠٠٩	٣٠,٢	١,٤	٤٠,٨	٧٠,٠	٠,٩	٦٢,٠	١٠٩,٥
٢٠١٠	٢٤,٥	١,٥	٣٦,٨	٠,٤	١,٥	٠,٦	٨٧,١
٢٠١١	٨,٧	٢,٠	١٧,٤	٠,٩	١,٥	١,٤	١٨٥,٧
٢٠١٢	٤,٥	٢,١	٩,٢	٤,٢	٠,٩	٣,٨	١٠٣,٦
٢٠١٣	٢٤,٥	١,٨	٤٤,٢	٨,٠	٠,٩	٧,٢	١٢٠,٤
٢٠١٤	١٩,٣	١,٨	٣٣,٩	٦,١	٠,٧	٤,٣	٦١
٢٠١٥	١٩,١	١,٩	٣٥,٩	٥,٥	٠,٨	٤,٥	٨٦,٤
٢٠١٦	١٧,٩	١,٩	٣٤,٠	٧,٨	١,٠	٧,٦	٩٤,٢
٢٠١٧	٩,٣	٢,٤	٢٢,٣	٠,٩	١,٤	١,٣	١١٦,٨٥
٢٠١٨	١٧,٨	٢,٥	٤٤,٥	٠,٣	١,٨	٠,٥	١٥٦,٨
٢٠١٩	١٨,٧	٢,٣	٤٣,٠	٠,٨	١,٨	١,٤	١٨٩
٢٠٢٠	١٩,٢	٢,٤	٤٦,٧	٠,٢	١,٤	٠,٣	١٧٤,٢
المتوسط	٤١,٧	١,٢	٣٨,٨	٣٦,٦	٠,٧	١٤,٤	١٤٧

المصدر: وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، قطاع الشؤون الاقتصادية، الإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي، نشرة الاقتصاد الزراعي، اعداد متفرقة.

جدول ٣. نتائج ديكي فيلر لمساحة القمح

نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند المستوى		نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند الفرق الأول		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic		
Test critical values:	-1.331865	0.6004	Test critical values:	-7.962833	0.0000
1% level	-3.689194		1% level	-3.699871	
5% level	-2.971853		5% level	-2.976263	
10% level	-2.625121		10% level	-2.627420	
Test critical values:	-5.472997	0.0006	Test critical values	7.735099	0.0000
1% level	-4.296729		1% level	-4.339330	
5% level	-3.568379		5% level	-3.587527	
10% level	-3.218382		10% level	-3.229230	
Test critical values:	-1.214271	0.2004	Test critical values	-8.137459	0.0000
1% level	-2.650145		1% level	-2.653401	
5% level	-1.953381		5% level	-1.953858	
10% level	-1.609798		10% level	-1.609571	

ADS: Augmented Dickey-Fuller test statistic**

جدول ٤. نتائج ديكي فيلر لسعر القمح

نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند المستوى		نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند الفرق الأول		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic		
Test critical values:	0.875193	0.9937	Test critical values:	-5.280718	0.0002
1% level	-3.670170		1% level	-3.724070	
5% level	-2.963972		5% level	-2.986225	
10% level	-2.621007		10% level	-2.632604	
Test critical values:	-1.574028	0.7793	Test critical values	-5.166097	0.0017
1% level	-4.296729		1% level	-4.374307	
5% level	-3.568379		5% level	-3.603202	
10% level	-3.218382		10% level	-3.238054	
Test critical values:	2.459183	0.9955	Test critical values	-5.387424	0.0000
1% level	-2.644302		1% level	-2.660720	
5% level	-1.952473		5% level	-1.955020	
10% level	-1.610211		10% level	-1.609070	

جدول ٥. نتائج ديكي فيلر إنتاج القمح

نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند المستوى الأول			نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند الفرق		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic		Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*
Test critical values:	-3.007729	0.0455	Test critical values:		-
في وجود قاطع:	1% level	-3.670170	في وجود قاطع:	1% level	-
	5% level	-2.963972		5% level	-
	10% level	-2.621007		10% level	-
Test critical values:	-3.496879	0.0585	Test critical values		-
وجود قاطع واتجاه:	1% level	-4.309824	قاطع وجود واتجاه:	1% level	-
	5% level	-3.574244		5% level	-
	10% level	-3.221728		10% level	-
Test critical values:	-2.352911	0.0203	Test critical values		-
عدم وجود قاطع واتجاه:	1% level	-2.644302	عدم وجود قاطع واتجاه:	1% level	-
	5% level	-1.952473		5% level	-
	10% level	-1.610211		10% level	-

جدول ٦. نتائج ديكي فيلر إنتاج القمح

نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند المستوى الأول			نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند الفرق الأول		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic		Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*
Test critical values:	-1.304534	0.6143	Test critical values:	-7.633597	0.000
في وجود قاطع:	1% level	-3.670170		1% level	-3.699871
	5% level	-2.963972		5% level	-2.976263
	10% level	-2.621007	0.6143	10% level	-2.627420
Test critical values:	-3.131050	0.1182	Test critical values	-7.494580	0.000
وجود قاطع واتجاه:	1% level	-4.309824	وجود قاطع واتجاه:	1% level	-4.339330
	5% level	-3.574244		5% level	-3.587527
	10% level	-3.221728		10% level	-3.229230
Test critical values:	1.032816	0.9164	Test critical values	7.792579	0.000
عدم وجود قاطع واتجاه:	1% level	-2.650145	عدم وجود قاطع واتجاه:	1% level	-2.653401
	5% level	-1.953381		5% level	-1.953858
	10% level	-1.609798		10% level	-1.609571

جدول ٧. نتائج ديكي فيلر مساحة الشعير

نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند المستوى
الفرق الأول

Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic		Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*
Test critical values:	-1.133743	0.6783	Test critical values:	-11.60425	0.0000
1% level	-3.857386		1% level	-3.857386	
5% level	-3.040391		5% level	-3.040391	
10% level	-2.660551		10% level	-2.660551	
Test critical values:	-10.0632	0.0000	Test critical values:	-10.99681	0.0000
1% level	-4.667883		1% level	-4.571559	
5% level	-3.733200		5% level	-3.690814	
10% level	-3.310349		10% level	-3.286909	
Test critical values:	-1.275871	0.1785	Test critical values:	-11.75522	0.001
1% level	-2.699769		1% level	-2.699769	
5% level	-1.961409		5% level	-1.961409	
10% level	-1.606610		10% level	-1.606610	

جدول ٨. نتائج ديكي فيلر لسعر الشعير

نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند المستوى
الفرق الأول

Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic		Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*
Test critical values:	3.033300	1.0000	Test critical values:	2.256471	0.9998
1% level	-3.752946		1% level	-3.788030	
5% level	-2.998064		5% level	-3.012363	
10% level	-2.638752		0% level	-2.646119	
Test critical values:	3.126719	1.0000	Test critical values:	0.302262	0.9972
1% level	-4.416345		1% level	-4.440739	
5% level	-3.622033		5% level	-3.632896	
10% level	-3.248592		0% level	-3.254671	
Test critical values:	1.093554	0.2401	Test critical values:	2.777370	0.9974
1% level	-2.669359		1% level	-2.679735	
5% level	-1.956406		5% level	-1.958088	
10% level	-1.608495		0% level	-1.607830	

جدول ٩. نتائج ديكي فيلر لإنتاج الشعير

نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند المستوى الفرق الأول				نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند المستوى الفرق الأول			
Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic			Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*	
Test critical values:	-3.007729	0.0455		Test critical values:		-	
في وجود قاطع:	1% level	-3.670170		في وجود قاطع:	1% level	-	
	5% level	-2.963972			5% level	-	
	10% level	-2.621007			10% level	-	
Test critical values:	3.496879	0.0585		Test critical values:		-	
وجود قاطع واتجاه:	1% level	-4.309824		وجود قاطع واتجاه:	1% level	-	
	5% level	-3.574244			5% level	-	
	10% level	-3.221728			10% level	-	
Test critical values:	2.352911	0.0203		Test critical values:		-	
عدم وجود قاطع واتجاه	1% level	-2.644302		عدم وجود قاطع واتجاه	1% level	-	
	5% level	-1.952473			5% level	-	
	10% level	-1.610211			10% level	-	

جدول ١٠. نتائج ديكي فيلر لإنتاج الشعير

نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند المستوى الفرق الأول				نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند المستوى الفرق الأول			
Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic			Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*	
Test critical values:	-1.637255	0.4518		Test critical values:	-6.914327	0.0000	
في وجود قاطع:	1% level	-3.670170		في وجود قاطع:	1% level	-3.699871	
	5% level	-2.963972			5% level	-2.976263	
	10% level	-2.621007			10% level	-2.627420	
Test critical values:	-3.521107	0.0551		Test critical values:	-6.777480	0.0000	
وجود قاطع واتجاه:	1% level	-4.296729		وجود قاطع واتجاه:	1% level	-4.339330	
	5% level	-3.568379			5% level	-3.587527	
	10% level	-3.218382			10% level	-3.229230	
Test critical values:	-0.549502	0.4706		Test critical values:	-7.062204	0.0000	
عدم وجود قاطع واتجاه	1% level	-2.644302		عدم وجود قاطع واتجاه	1% level	-2.653401	
	5% level	-1.952473			5% level	-1.953858	
	10% level	-1.610211			10% level	-1.609571	

جدول ١١. نتائج ديكي فيلر لكمية الامطار بمطروح

نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند المستوى الأول				نتائج اختبار جذر الوحدة ADF للسلسلة الزمنية عند الفرق					
Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*				
Test critical values:			-4.713227	0.0007	Test critical values:			3.570146	0.0154
في وجود قاطع:	1% level	-3.670170	في وجود قاطع:	1% level	-3.769597				
	5% level	-2.963972		5% level	-3.004861				
	10% level	-2.621007		10% level	-2.642242				
Test critical values:			-5.255703	0.0010	Test critical values:			-3.605475	0.0527
وجود قاطع واتجاه:	1% level	-4.296729	وجود قاطع واتجاه:	1% level	-4.440739				
	5% level	-3.568379		5% level	-3.632896				
	10% level	-3.218382		10% level	-3.254671				
Test critical values:			-1.416318	0.1428	Test critical values:			3.626221	0.0009
عدم وجود قاطع واتجاه:	1% level	-2.644302	عدم وجود قاطع واتجاه:	1% level	-2.674290				
	5% level	-1.952473		5% level	-1.957204				
	10% level	-1.610211		10% level	-1.608175				

المصدر: جمعت وحسبت من نتائج برنامج Eviews

ABSTRACT

Analysis of the Factors Affecting Wheat Production in Matrouh Governorate using the ARDL Model

Samar M. A. E. EL Kadi

Wheat is one of the strategic crops related to food security, and to increase its production and reduce import, it's necessary to increase its cultivated area by 50%. The study aimed at estimating the wheat supply response function using the ARDL model in Matrouh. The results showed that the error correction coefficient λ (CointEq(-1)) (Cointegrating Form is negative and significant -0.441093) at a level of significance less than 0.01, which means that there is a long-term relationship, and the negative value means a regression to the equilibrium value), and the coefficients of the variables show the independent equation in the long-term co-integration equation, where the coefficient of the variable amount of rainwater, That is, there is a positive and statistically confirmed relationship (at a level of significance less than 0.01), and this agrees with reality. The coefficient of wheat price variable was negative and significant, meaning that there is a statistically confirmed inverse relationship (at a

significant level greater than 0.01) between the wheat price variable as an independent variable and the area planted with wheat as a dependent variable, although this does not agree with statistical logic, it agrees with the actual reality where it is used as animal feed, due to the lack of water for irrigation during the process of expelling the ears. The study recommends the optimal use of available water resources, including rain water, rain harvesting in Matrouh, and attention to irrigation operations, especially during the period of expulsion of the ears to increase production.

Key words: ARDL model, time series test, wheat, model stability test