العلوم الاقتصادية
العدد الرابع والثلاثون / المجلد التاسع / ت الثاني ، ٢٠١٣

تحليل العلاقة التوازنية طويلة الأجل باستعمال اختبارات جذر الوحدة وأسلوب دمج النماذج المرتبطة ذاتيا ونماذج توزيع الإبطاء(ARDL)

الباحث علي عبد الزهرة حسن **أ.م. د. عبد اللطيف حسن شومان**
كلية الإدارة والاقتصاد ـ جامعة بغداد

المستخلص:

استهدفت هذه الدراسة تحليل العلاقة التوازنية في الأجل الطويل بين إنتاج الرز والمساحة المزروعة وأسعار شراء المحصول من قبل الدولة في العراق وتم استعمال البيانات السنوية للمدة 1971-2010 [7]، ولتحقيق هذا الهدف تم مايلي:

1 . إجراء اختبار جذور الوحدة للسلاسل الزمنية لمعرفة استقراريتها وتحديد درجة تكاملها .

2 . اختبار العلاقة التوازنية بين المتغيرات في المدى الطويل بإتباع اختبار التكامل المشترك باستعمال منهج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) وكانت النتائج لهذه الدراسة:

1 . استقرارية بعض المتغيرات في المستوى(متكاملة من الرتبة صفر I(0)) وبعضها الآخر مستقر في الفرق الأول(متكاملة من الرتبة واحد I(1))

2 . وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، أي أن معاملات المدى البعيد تستقر (تأخذ شكلها الطبيعي) بغض النظر عن تكاملها I(0) أو I(1).

---

* بحث مستل من رسالة الماجستير للباحث علي عبدالزهرة حسن وهو جزء من متطلبات مناقشة رسالة الماجستير .

تاريخ قبول النشر ٢٠١٣/١٢/٤

www.oxpdf.com

1 – 1 : المقدمة : [9]

تعاني بعض النماذج القياسية التي تعتمد السلاسل الزمنية من ما يسمى الانحدار الزائف ، وتتلخص هذه المشكلة في أنه إذا كانت متغيرات السلاسل الزمنية غير مستقرة كما هو الحال في غالبية السلاسل الزمنية، فلا يمكن استخدام قيم اختبار t لمعرفة أثر متغير ما على متغير آخر. لذلك فإن تحليل التكامل المشترك من خلال التركيز على سلوك البواقي من هذا الأنموذج يستطيع التغلب على هذه الإشكالية ويحاول استحداث علاقة توازنية في المدى الطويل بين متغيرين أو أكثر. وإذا ما أثبتنا وجود علاقة تكامل مشترك(وجود ارتباط وثيق) بين المتغيرات المدروسة فان ذلك يوحي باستقرار العلاقة الاقتصادية بينهما في الأجل الطويل وبالتالي فأنهما لا يبتعدان عن بعضهما خلال تلك المدة،بل سيتحركان بشكل متقارب.

1 – 2 : هدف البحث:

يهدف البحث إلى استخدام منهجية الدمج بين أنموذجي الانحدار الذاتي و توزيع الإبطاء (ARDL) لبيان العلاقة التوازنية (التكامل المشترك) بين إنتاج محصول الرز والمساحة المزروعة وأسعار شراء المحصول من قبل الدولة في الأمدين القصير والبعيد فضلاً عن استخدام اختبارات جذر الوحدة، و يمكن الاستدلال من النتائج في حالة وجود التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة في وضع السياسات التي تؤدي إلى تحسين النتائج .

ولتحقيق هدف البحث وتجاوز المشكلات السابقة تم استخدام منهجية أنموذج الدمج بين أنموذجي الانحدار الذاتي و توزيع الإبطاء أو ما يسمى بنماذج توزيع الإبطاء ذاتية الانحدار.

www.oxpdf.com

2 ـ الجانب النظري

2 – 1 السلاسل الزمنية (Time Series) : [6]

يعد تحليل السلاسل الزمنية إحدى الطرائق الرياضية والإحصائية المهمة التي تتناول سلوك الظواهر وتفسيرها عبر فترات زمنية ممتدة، ويمكن تحديد أهداف تحليل السلاسل الزمنية بالحصول على وصف دقيق للملامح الخاصة للعملية التي تتولد منها السلسلة الزمنية وبناء أنموذج لتفسير سلوكها واستخدام النتائج للتنبؤ بسلوكها في المستقبل ، فضلاً عن التحكم في العملية التي تتولد منها السلسلة الزمنية بفحص ما يمكن حدوثه عند تغير بعض معلمات الأنموذج ولتحقيق ذلك يتطلب الأمر دراسة تحليلية وافية لنماذج السلاسل الزمنية بالاعتماد على الأساليب الإحصائية والرياضية.

وتعرف السلسلة الزمنية إحصائيا" بأنها سلسلة من المتغيرات العشوائية معرفة ضمن فضاء الاحتمالية متعددة المتغيرات ومؤشرة بالدليل t والذي يعود إلى مجموعة دليليه T ويرمز للسلسلة الزمنية عادة { Y(t) , t ∈ T } أو اختصارا Y(t) وتتكون من متغيرين احدهما توضيحي وهو (الزمن) والآخر متغير الاستجابة وهو(قيمة الظاهرة المدروسة) ويمكن التعبير عنها رياضيا كالآتي : $Y = f(t)$

أما إذا كانت هناك عوامل أخرى (متغيرات توضيحية أخرى) إلى جانب متغير الزمن مؤثرة في الظاهرة قيد الدراسة Y فنستخدم العلاقة الرياضية التالية :

$$Y = f(t , x_1 , x_2 , \ldots\ldots , x_k)$$

2- 1 -1 الاستقرارية في السلاسل الزمنية: [9,8]

Stationary in Time Series

تكون السلسلة الزمنية مستقرة بشكل تام (Strictly Stationary)، إذا تحققت الشروط الآتية :

www.0zpdf.com

1. ثبوت الوسط الحسابي $E(X_t) = \mu$

2.ثبوت قيمة التباين $Var(X_t) = \sigma^2_x$

3. امتلاك السلسلتين X_{t+k} , X_t ارتباط مشترك معتمد على الإزاحة k فقط

أي أن دالة التباين الذاتي المشترك

$$\gamma_k = Cov(X_t , X_{t+k}) = E[(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)$$

يعتمد على القيمة المطلقة لـ k فقط ، $k= 1,2,.....T$

أن اغلب السلاسل الزمنية في الواقع العملي والتطبيقي تكون غير مستقرة وقد نفشل في إثبات ذلك في الرسم البياني أو الاختبارات الإحصائية، فعلى سبيل المثال نجد أن المتغيرات الاقتصادية غالبًا ما تعد سلاسل زمنية غير مستقرة كونها تسير بصفة عامة في اتجاه عام .لذلك لابد من تحويلها إلى سلاسل زمنية مستقرة يسهل نمذجتها.

إن استخدام الإجراءات أو التحويلات مهم جدا في تحليل بيانات السلاسل الزمنية إذ أن استخدام التحويلات يجعل البيانات ممهدة للتحليل ودقيقة والذي تعطي دالة للتقدير.

2 – 1 – 2 اختبارات جذور الوحدة Unit Roots tests: [1, 6, 8, 9]

استقرار السلاسل الزمنية من المواضيع المهمة في كثير من التطبيقات التي تعتمد بيانات زمنية مثل الاقتصادية والمالية، وهو موضوع ذو أهمية تطبيقية وحيوية في التحليل القياسي حيث ان الاستدلال للمتغيرات غير المستقرة يعطي نتائج مضللة ،إذ تكون العلاقة بين المتغيرات غير المستقرة ليست حقيقة وإنما مضلله وهذا ما يسمى بالانحدار الزائف أو المضلل Spurious (Regression) ، وهناك العديد من الطرائق الإحصائية المستخدمة لاختبار الاستقرارية وسوف نعتمد احدها والذي يعد من الطرائق الأكثر دقة والأوسع انتشارا وهو اختبار جذور الوحدة (Unit Roots)، يهدف اختبار جذر الوحدة إلى فحص خواص السلسلة الزمنية لكل متغير من متغيرات

www.dvd4arab.com

الدراسة خلال المدة الزمنية للمشاهدات والتأكد من مدى استقراريتها وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة . فإذا استقرت السلسلة بعد اخذ الفرق الأول فان السلسلة الأصلية تكون متكاملة من الرتبة الأولى (Integrated of Order 1) أي I(1)، أما إذا كانت السلسلة مستقرة بعد الحصول على الفروق الثانية (الفروق الأولى للفروق الأولى) فان السلسة الأولى تكون متكاملة من الرتبة الثانية أي I(2) وهكذا، إذا كانت السلسة الأصلية مستقرة في قيمها الأصلية يقال إنها متكاملة من الرتبة صفر وهو بذلك لا يحمل جذر الوحدة أي I(0)، بشكل عام فأن السلسلة X_t تكون متكاملة من الدرجة (d) أذا استقرت بعد اخذ الفرق(d) .

ويمكن توضيح فكرة اختبار جذر الوحدة من خلال استخدام أنموذج الانحدار الذاتي (AR) Autoregressive Model، فلو أخذنا أنموذج الانحدار الذاتي من الرتبة P والذي يرمز له بالرمز AR(P) ، مع عدم وجود الحد الثابت والاتجاه الزمني والذي صيغته.

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots\dots\dots + \phi_P Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots\dots(1)$$

والذي يمكن كتابته باستعمال عامل الإبطاء (Lag operator)على النحو التالي:

$$(1-\varphi_1 L - \varphi_2 L^2 \dots\dots - \varphi_P L^P) Y_t = \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots\dots(2)$$

أو

$$\Phi(L) Y_t = \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots(3)$$

حيث أن :

$$\Phi(L) = (1-\varphi_1 L - \varphi_2 L^2 \dots\dots - \varphi_P L^p) \quad \dots\dots\dots\dots(4)$$

وبالتعويض عن قيمة p=1 في المعادلة (1) نحصل على أنموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى وصيغته هي :

$$Y_t = \varphi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots\dots\dots \quad (5)$$

www.oxpdf.com

والذي يرمز له بالرمز AR(1) وكذلك يدعى بعملية ماركوف Markov process وباستخدام عامل الإبطاء (L) (Lag operator) فان الأنموذج AR(1) يكتب بالصيغة التالية :

$$Y_t - \varphi_1 Y_{t-1} = \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(6)$$

$$(1 - \varphi_1 L)\, Y_t = \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(7)$$

أو

$$\Phi(L)\, Y_t = \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(8)$$

حيث أن :-

$$\phi(L) = 1 - \varphi_1 L \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(9)$$

ويتم تحقق الاستقرارية عندما تكون جذور المعادلة $\phi(L) = 0$ خارج الدائرة التي نصف قطرها يساوي واحد :

$$1 - \varphi_1 L = 0$$

$$\varphi_1 L = 1$$

وبمعنى آخر : $\varphi_1 = \frac{1}{|L|} < 1$ .....(10) (شرط الاستقرارية)

أي أن : $[\,|L| > 1\,]$

ولاختبار استقرارية السلاسل الزمنية وتحديد درجة تكاملها سوف نتطرق إلى أهم اختبارات جذر الوحدة وهي:

اولا":اختبار ديكي – فوللر الموسع (Augmented Dickey–Fuller test–ADF) [10,9]

أساس اختبار ديكي –فوللر(DF test–1979) قائم على فرضية أن السلسلة الزمنية متولدة بواسطة عملية الانحدار الذاتي (Autoregressive(AR) process) ، والذي يقدر بالصورة التالية :

www.Oxpdf.com

$$\Delta Y_t = \mu + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{.....(11)}$$

حيث أن :

P : رتبة الأنموذج ، ε_t : الخطأ العشوائي (التشويش الأبيض[1] white noise)

ΔY_t : تشير إلى الفرق الأول للسلسلة Y_t ، حيث : $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$

ويطلق على الأنموذج في معادلة (11) بأنموذج (اختبار) ديكي فوللر البسيط Dickey–Fuller .Test– (DF)

ويعد اختبار" ديكي – فوللر (DF) من أشهر الاختبارات المستعملة لاختبار استقرار السلاسل الزمنية وتحديد درجة تكاملها، ويعتمد هذا الاختبار على ثلاثة عناصر للتأكد من مدى استقرارية السلاسل الزمنية أو عدم استقراره وهي صيغة الأنموذج المستخدم (a ,b ,c)، وحجم العينة (n)،ومستوى المعنوية (α) ، وهناك ثلاث صيغ للأنموذج التي يمكن استخدامها في اختبار (DF) .

1. الصيغة الأولى(a):

إذ يلاحظ بعدم احتواء هذه الصيغة على الحد الثابت والاتجاه الزمني .

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + u_t \quad \text{... .....(12)}$$

2. الصيغة الثانية (b).

هذه الصيغة تختلف عن سابقتها بكونها تحتوي على حد ثابت C .

$$\Delta Y_t = C + \lambda Y_{t-1} + u_t \quad \text{.....(13)}$$

---

١) التشويش الأبيض: وهو عبارة عن سلسلة من المشاهدات العشوائية غير المترابطة إي إن مشاهداتها تكون مستقلة بمتوسط صفري وتباين ثابت σ^2 أي :

1) $E(U_t) = 0 \quad ,\forall t$

2) $E(U_t, U_s) = \begin{cases} \sigma^2, & \forall t,s \quad , \quad t = s \\ 0, & \forall t,s \quad , \quad t \neq s \end{cases}$

ويرمز لها بالرمز $U_t \sim iid(0, \sigma^2)$

www.oxpdf.com

3. الصيغة الثالثة (c).

تتضمن هذه الصيغة حداً ثابتاً واتجاهاً زمنياً

$$\Delta Y_t = C + \beta t + \lambda Y_{t-1} + u_t \quad \text{.....(14)}$$

وإذا كان حد الخطأ (u_t) في النموذج المذكور في الصيغ الثلاث(a,b,c) يعاني من الارتباط الذاتي (Autocorrelation) فيمكن أن يصحح بإضافة عدد مناسب من حدود الفرق المبطأه إلى المعادلة (12)(13)(14).وتسمى حينها اختبار ديكي – فوللر الموسع (ADF) ، وتكون معادلته بالنسبة للصيغة الثالثة (C) على وفق الآتي :

$$\Delta Y_t = C + \beta t + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad \text{.....(15)}$$

وهكذا بالنسبة للصيغتين الأولى (a) والثانية (b) .

و يلاحظ هنا إن هذه المشكلة سوف تختفي بعد إدراج عدد مناسب من الفروق،إذ تصبح (u_t) غير مرتبطة ذاتيا وتتميز بالخواص المرغوبة(white noise)التشويش الأبيض.

وتتمثل فروض الاختبار لجميع الصيغ المذكورة كالآتي:

فرضية العدم : (السلسلة غير مستقرة) $H_0 : \lambda = 0$

الفرضية البديلة : (السلسلة مستقرة) $H_1 : \lambda < 0$

وحتى يتم هذا الاختبار لابد من حساب الإحصاءة($\tau^*\lambda$) لمعلمة المتغير المبطئ لفترة واحدة:

$$\tau^*\lambda = \frac{\lambda}{S_\lambda} \quad \text{.....(16)}$$

حيث أن:

λ : معلمة المتغير المبطئ لفترة واحدة Y_{t-1} .

S_λ: الانحراف المعياري لهذه المعلمة .

www.oxpdf.com

والقرار في الصيغ الثلاث المذكورة يكون بمقارنة القيمة المحسوبة لـ (τ^*_λ) مع القيمة الجدولية لديكي – فوللر (Dickey and Fuller) وهي ADF $_{\lambda(m,n,\alpha)}$ للنموذج m بصيغه الثلاث (a,b,c) ، وحجم العينة n ، ومستوى المعنوية α من جداول خاصة باختبار ديكي فوللر[9] والمطورة أيضا بواسطة ماكينون (Mackinnon .1991) . [14]

وتتم المقارنة بين القيم المحسوبة والحرجة(الجدولية) فإذا كانت القيمة المطلقة المحسوبة اكبر من المطلقة الجدولية فإننا نرفض فرضية العدم H_0 ونقبل الفرضية البديلةH_1 مما يدل على معنوية المعلمة إحصائيا وعدم وجود جذر الوحدة (Unit Root) أي إن السلسلة الزمنية للمتغير المدروس مستقرة (stationary). والعكس صحيح ،إذا كانت القيمة المحسوبة اقل من الجدولية فإننا نقبل فرضية العدم ونرفض الفرضية البديلة إي إن السلسلة غير مستقرة (Non stationary) وبالتالي نقوم باختبار استقرارية الفرق الأول (first difference) للسلسلة وإذا كان غير مستقر نكرر الاختبار للفرق من درجة أعلى.....وهكذا.

ثانيا" : اختبار فيليبس بيرون (P–P) (Phillips and perron): [17,9]

وهو من أشهر الاختبارات الخاصة باختبار استقرارية السلاسل الزمنية والتأكد من درجة تكاملها، و يختلف اختبار فيليبس – بيرون (P–P) عن اختبار (ADF) بكـونه لا يحتوي على قيم متباطئة للفروق ،واختبار فيليبس – بيرون يعتمد تقديره على معادلة ديكي فوللر البسيط (DF) نفسها عدا الصيغة الأولى (a) بدون حد ثابت واتجاه، إلا انه يختلف عن اختبار (DF) في طريقة معالجة وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الأعلى وكذلك عدم التجانس، إذ يقوم بعملية تصحيح غير معلميه (non parametric) لإحصاءة (t) للمعلمة (λ) في حالة التباين المتغير والارتباط الذاتي ،في حين اختبار (DF) يواجه مشكلة الارتباط الذاتي بعملية تصحيح معلميه من خلال إضافة حدود الفروق المبطاة للمتغير على يمين المعادلة .

www.oxpdf.com

ويتطلب اختبار فيليبس – بيرون(PP) تقدير المعادلة الآتية باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS):

$$\Delta Y_t = \mu + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{.....(17)}$$

ويتم تقدير تباين الخطأ كما يلي :

$$S^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} u^2_t + 2\, T^{-1} \sum_{s=1}^{L} \sum_{t=s+1}^{T} u_t u_s \quad \text{.....(18)}$$

حيث أن :

T : تمثل حجم العينة ، L : عامل الإبطاء .

وباستعمال اختبار τ^*_ لقيمة λ، يتم اختبار فرضية العدم بعدم استقرار السلسلة الزمنية في مستوياتها ($H_0 : \lambda = 0$) مقابل الفرضية البديلة باستقرار السلسلة الزمنية ($H_1 : \lambda < 0$) ، وعندما تكون قيمة λ معنوية فهذا يعني رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة والتي تقضي باستقرار السلسلة الزمنية(لا تحتوي على جذر الوحدة).

واتخاذ القرار يكون مشابه للخطوات المذكورة نفسها في اختبار (ADF).وكذلك يتم استعمال القيم الحرجة (Critical Value) نفسها للاختبارين بسبب أن الاختبارين لهما التوزيع نفسه في العينات الكبيرة فقط(asymptotic distribution) .

2 –3 أسلوب الدمج بين نماذج الانحدار الذاتي وتوزيع الإبطاء [16 ,15,9,8,2]

Autoregressive Distributed lag model (ARDL)

في نماذج السلاسل الزمنية ،قد توجد فترة معينة (طويلة نسبيا) في متغيرات صنع القرار الاقتصادي والتأثير النهائي في متغير السياسة،وبصيغة أخرى (طبيعة العلاقة الاقتصادية) إن التعديل في المتغير التابع(الاستجابة) Y بسبب التغيرات في المتغير التوضيحي X تتوزع على نطاق واسع عبر الزمن فإذا كانت المدة الفاصلة بين الاستجابة والتأثير كافية (طويلة نسبيا) فإن المتغيرات التوضيحية المتباطئة يجب تضمينها في الأنموذج.

www.oxpdf.com

إحدى طرائق بناء نماذج الاستجابة الديناميكية تكون بتضمين المتغيرات المتباطئة لـ (X) كمتغيرات توضيحية أي يكون استخدام نماذج الإبطاء Distributed lag models في ذلك ، حيث إن الأساس في نماذج الإبطاء يكون بتضمين سلسلة من متغيرات الإبطاء التوضيحية لضمان عملية التعديل على وفق الأنموذج البسيط التالي :

$$Y_t = \phi_0 X_t + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots\dots\dots + \phi_P X_{t-p} + u_t \quad \dots\dots(19)$$

ويمكن أن يعبر السلوك الديناميكي من خلال الاعتماد على القيمة السابقة للمتغير الداخلي أي أن Y_t يعتمد على القيم السابقة لـ (Y) ويتمثل بأنموذج الانحدار الذاتي (Autoregressive Model) AR(P)،ويعبر عنه بالصيغة التالية:

$$Y_t = \lambda_1 Y_{t-1} + \lambda_2 Y_{t-2} + \dots\dots\dots + \lambda_P Y_{t-p} + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots(20)$$

بمعنى آخر أن الطريقة الإضافية أو البديلة لاحتواء المركبة الديناميكية في السلوك الاقتصادي تكون من خلال تضمين متغيرات داخلية متباطئة إلى جانب المتغيرات الخارجية كمتغيرات توضيحية .

في حين في دراسات السلاسل الزمنية تكون نماذج الانحدار الديناميكية متضمنة كلا" من المتغيرات الداخلية والخارجية المتباطئة كمتغيرات توضيحية .

ويمكن التعبير عنها في حالة وجود k من المتغيرات التوضيحية بالأنموذج التالي :

$$Y_t = \mu + \beta t + \sum_{i=1}^{P} \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \phi_{1i} X1_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_2} \phi_{2j} X2_{t-j} + \dots\dots\dots + \sum_{s=0}^{qk} \phi_{ks} Xk_{t-s} + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots\dots(21)$$

حيث أن:

μ: الحد الثابت ، β : معلمة الاتجاه الزمني

P: رتبة المتغير التابع Y (عدد فترات الإبطاء للمتغير Y_t).

www.oxpdf.com

q_1 , q_2 ,....,q_K: عدد فترات الإبطاء(رتب الإبطاء) للمتغيرات التوضيحية $X1,X2,.....,X_K$ على التوالي ، و K تمثل عدد المتغيرات التوضيحية في النموذج .

t: متغير الزمن(الاتجاه الزمني)

ε_t : حد الخطأ العشوائي (التشويش الأبيض) .

ويمكن التعبير عن المعادلة (21) اختصارا بـ ARDL (p , q_1 , q_2 , ...,q_k)

فعند اخذ النموذج ARDL (1,1) أي الأنموذج المكون من متغير تابع ومتغير توضيحي واحد وبفترة إبطاء واحدة لكل منهما (p=1, q=1)، يكتب الأنموذج بالصيغة التالية :

$$Y_t = \mu + \lambda t + \phi_1 Y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad .....(22)$$

وبإعادة الترتيب واستعمال عامل التراجع الخلفي(عامل الإبطاء) L نحصل على :

$$Y_t - \phi_1 Y_{t-1} = \mu + \lambda t + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(1 - \phi_1 L) Y_t = \mu + \lambda t + (\beta_0 + \beta_1 L) X_t + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \frac{\mu}{(1-\phi_1 L)} + \frac{\lambda t}{(1-\phi_1 L)} + \frac{(\beta_0 + \beta_1 L)}{(1-\phi_1 L)} X_t + \frac{\varepsilon t}{(1-\phi 1 L)}$$

$$Y_t = \alpha + \varphi t + \theta(L) X_t + U_t \quad .....(23)$$

حيث أن :

$$\alpha = \frac{\mu}{(1-\phi_1 L)} \text{ ، } \varphi = \frac{\lambda}{(1-\phi_1 L)} \text{ ، } \theta(L) = \frac{(\beta_0 + \beta_1 L)}{(1-\phi_1 L)}$$

ويمكن تقدير المعادلة أعلاه (23) بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS .

وهذا النوع من النماذج يسمى أنموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed lag model (ARDL)، إن هذا الأسلوب مستند إلى تقدير أنموذج تصحيح خطا غير مقيد Unrestricted Error Correction Model(UECM) إذ يمتاز هذا الأسلوب على النوع التقليدي لتقنيات التكامل المشترك بما يلي: [2]

1. قادر على التمييز بين المتغيرات التوضيحية والمعتمدة .

www.oxpdf.com

2.إمكان تقدير المركبات قصيرة الأمد وطويلة الأمد بشكل آني وبالوقت نفسه .

3.إنه يساعد على التخلص من المشكلات المتعلقة بحذف المتغيرات ومشكلات الارتباط الذاتي

4.المقدرات الناتجة عن هذه الطريقة تكون غير متحيزة و كفوءه لأنها تسهم في منع حدوث الارتباط الذاتي .

5.يطبق فيما أذا كانت المتغيرات مستقرة في قيمها أي متكاملة من الرتبة صفر I(0) أو متكاملة من الرتبة الأولى I(1) أو من الرتبة نفسها ويجب أن لا يكون أحد المتغيرات متكاملاً من الرتبة I(2) أو أعلى .

6.يمكن تطبيقه في حالة أذا كان حجم العينة صغيرا وهذا عكس معظم اختبارات التكامل المشترك التقليدية التي يتطلب أن يكون حجم العينة كبير لكي تكون النتائج أكثر كفاءة.

2 – 4 اختبار التكامل المشترك باستعمال منهج ARDL [16,12,9,5,2,1]

تحليل التكامل المشترك الذي تم تقديمه من قبل انجل و كرانجر (Engel and Granger1987) يقدم دعما للنظرية الاقتصادية من خلال رصد العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية في إطار إحصائي، من منظور اقتصادي فأن بعض المتغيرات تتحرك بانتظام بمرور الوقت على الرغم من أنها تتسم بشكل منفرد بالتذبذب العشوائي لذا فإن تحليل التكامل المشترك يعد إحدى الأدوات المهمة عند دراسة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية على المدى الطويل،فضلاً عن ذلك فانه يساعد على تحديد مستوى التوازن بين البيانات غير المستقرة وتلك التي تتسم بالاستقرار .

بمعنى آخر أن بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أخذت كل على حده، ولكنها تكون مستقرة كمجموعة . ومثل هذه العلاقة طويلة الأجل بين مجموعة المتغيرات تعد مفيدة في التنبؤ بقيم المتغير التابع(الاستجابة) بدلالة مجموعة من المتغيرات التوضيحية.

www.Qpdf.com

ويعد التكامل المشترك (تناظر التكامل) (Cointegration) هو المرحلة المتقدمة من أنموذج تصحيح الخطأ(ECM Error Correction Model)، وهناك عدة طرائق لاختبار وجود تكامل مشترك بين المتغيرات (وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات)منها :

1 . اختبار انجل و كرانجر (1987) (Engle and Granger) [11]

يستعمل في النماذج المكونة من متغيرين فقط أحدهما تابع والآخر توضيحي .

2. اختبار جوهانسن (1988-1991) Johansen [13] ، واختبار جوهانسن وجوسيليوس (1990) Johansen and Juselius ويستعملان في حالة النماذج المتعددة المتغيرات (متغيرين أو أكثر) .

إن اختبارات التكامل المشترك السابق ذكرها تتطلب أن تكون المتغيرات محل الدراسة متكاملة من الرتبة نفسها، وأن هذه الاختبارات ينتج عنها نتائج غير دقيقة في حالة إذا كان حجم عينة الدراسة (عدد المشاهدات) صغيرًا .ونتيجة لهاتين المشكلتين أصبح منهج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL)شائع الاستخدام في الفترة الأخيرة. والذي قدم من قبل بيسران وآخرون Pesaran at al.(2001) .

والصيغة العامة لأنموذج مكون من متغير تابع Y و k من المتغيرات التوضيحية X_1, X_2,.....X_k يكتب الأنموذج ARDL($p,q_1,q_2, \dots q_k$) بالشكل التالي:

$$\Delta Y_t = C + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X1_{t-1} + \alpha_3 X2_{t-1} + \dots\dots\dots\dots + \alpha_{k+1} Xk_{t-1}$$
$$+ \sum_{i=1}^{p-1} \phi_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \phi_{2i} \Delta X1_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \phi_{3i} \Delta X2_{t-i}$$
$$+ \dots\dots\dots + \sum_{i=0}^{qk-1} \phi_{k+1i} \Delta Xk_{t-i} + \xi_t \quad \dots\dots\dots\dots (24)$$

حيث أن:

ξ_t : حد الخطأ العشوائي (التشويش الأبيض).

$P,q_1,q_2,\dots\dots q_k$: تمثل فترات الإبطاء للمتغيرات $Y,X_1,X_2,\dots\dots X_k$ على الترتيب.

www.0x0pdf.com

تكون فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك (علاقة توازنية طويلة الأجل)بين المتغيرات والتي تتمثل كالآتي:

H_0 : $\alpha_1 = \alpha_2 = \ldots\ldots\ldots = \alpha_{k+1} = 0$

مقابل الفرضية البديلة التي تتمثل بالاتي:

H_1: $\alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \ldots\ldots\ldots \neq \alpha_{k+1} \neq 0$

وجود تكامل مشترك (وجود علاقة توازنية طويلة الأجل) بين المتغيرات .

حيث أن α_1،α_2 ، ..... α_{k+1} تمثل معاملات المتغيرات المبطاة لفترة واحدة

ويشار إلى احصاءة الاختبار بما يلي F_Y $(Y/X1,X2,\ldots\ldots X_k)$.

وعند تقدير الأنموذج أعلاه فان معامل الأثر طويل الأجل لمتغير توضيحي هو عبارة عن حاصل قسمة معامل هذا المتغير المبطأ لفترة واحدة (مضروبًا في إشارة سالبة) على معامل المتغير التابع المبطأ لفترة واحدة فعلى سبيل المثال فإن معامل الأثر طويل الأجل للمتغير X1 و X2 هو $-(\frac{\alpha_2}{\alpha_1})$ و $-(\frac{\alpha_3}{\alpha_1})$ على التوالي وهكذا للمتغير Xk هو $-(\frac{\alpha k+1}{\alpha 1})$.

أما معاملات الآثار قصيرة الأجل لهذه المعادلة فهي عبارة عن معاملات الفروق الأولى للمتغيرات في المعادلة المذكورة نفسها. ϕ_{i1} ، ϕ_{i2} ،.....، ϕ_{ik+1} .

ولتطبيق اختبار التكامل المشترك باستخدام نموذج (ARDL) يستلزم القيام بأربعة إجراءات:_[2]

الإجراء الأول :

يتمثل في اختيار فترة الإبطاء المثلى للفروق الأولى لقيم المتغيرات في أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM المعادلة(24) ، وذلك باستعمال أنموذج متجه انحدار ذاتي غير مقيد Autoregressive Model Unrestricted Vector ، وسوف يتم ذلك باستعمال أربعة معايير مختلفة لتحديد هذه الفترة هي:

www.oxpdf.com

1.معيار خطا التنبؤ النهائي Final Prediction Error (FPE)(1969)

2.معيار معلومات اكياكي Akaike (AIC : 1973)

3.معيار معلومات شوارز Schwarz (SC ; 1978)

4.معيار معلومات حنان وكوين Hannan and Quinn (H –Q ; 1979)

ويتم اختيار الفترة الملائمة التي تملك لأقل قيمة من المعايير الإحصائية المقدرة أعلاه. [3]

الإجراء الثاني : يتمثل في تقدير أنموذج UECM معادلة رقم (24) بواسطة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) . ولتحديد الأنموذج الملائم يتم أتباع إجراء اختبار الأنموذج الذي ينتقل من العام إلي الخاص General to Specific والذي يتمثل في إلغاء متغير الفروق الأولى لأي متغير تكون القيم المطلقة لإحصاء – t الخاصة به اقل من الواحد الصحيح (غير معنوي)،وذلك بشكل متتالٍ .

الإجراء الثالث:

يتمثل في اختبار المعنوية المشتركة لمعاملات مستويات المتغيرات المبطأه لفترة واحدة بواسطة اختبار Wald أو احصاءة اختبار – F ، والتي لها توزيع غير معياري والذي لا يعتمد على بضعة عوامل منها حجم العينة وإدراج متغير الاتجاه في التقدير.

وتحسب قيمة F بالصيغة التالية : [9]

$$F = \frac{(SSeR - SSeu)/M}{SSe\,u/(N-K)} \quad \text{.....(25)}$$

حيث أن:

SSe R : مجموع مربعات البواقي للنموذج المقيد(تطبيق فرضية العدم)

H_0 : $\alpha_1 = \alpha_2 = \ldots\ldots\ldots = \alpha_{k+1} = 0$

SSe u : مجموع مربعات البواقي للنموذج غير المقيد (النموذج الأصلي)(الفرضية البديلة)

H_1: $\alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \ldots\ldots\ldots \neq \alpha_{k+1} \neq 0$

www.oxpdf.com

M: عدد معلمات النموذج المقيد ، N : عدد المشاهدات (حجم العينة)

K : عدد المعلمات في الأنموذج غير المقيد

الإجراء الرابع :

ويتمثل في مقارنة قيمة إحصاءه – F المحسوبة لمعاملات المتغيرات التوضيحية المبطأه لفترة واحدة بقيمة إحصاءه – F الحرجة (الجدولية)المناظرة والمحسوبة من قبل بيسران و آخرون Pesaran et al. (2001)، ونظرا لان اختبار – F له توزيع غير معياري ، فإن هناك قيمتين حرجتين لإحصاء هذا الاختبار،قيمة الحد الأدنى وتفترض أن كل المتغيرات مستقرة في قيمها الأصلية (أو في مستواها) ، بمعنى أنها متكاملة من الرتبة صفر أي I(0) ،وقيمة الحد الأعلى وتفترض أن المتغيرات مستقرة في الفروق الأولى لقيمها بمعنى أنها متكاملة من الرتبة واحد أي I(1) . ويكون القرار بثلاث حالات :

1. فإذا كانت قيمة إحصاءه – F المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى لقيمة F الجدولية فسوف يتم رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، ويعني ذلك وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات(علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات).
2. إذا كانت قيمة احصاءة – F المحسوبة أقل من قيمة الحد الأدنى لقيمةF الجدولية فيتم قبول فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات .
3. وإذا كانت قيمة إحصاءه – F المحسوبة تقع بين قيم الحدين الأدنى والأعلى لقيمة F الجدولية ،فإن النتائج سوف تكون غير محددة .ويعني ذلك عدم القدرة على اتخاذ قرار لتحديد عما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه.

ويجب الملاحظة أنه إذا كانت كل المتغيرات متكاملة من الرتبة واحد صحيح ، أي I(1) فسوف يكون القرار الذي يتم اتخاذه لتحديد عما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه على أساس مقارنة قيم احصاءة – F المحسوبة بالقيمة الجدولية للحد الأعلى وبالمثل إذا

www.Oxpdf.com

كانت كل المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر ، أي I(0) ، فان هذا القرار سوف يتم اتخاذه علي أساس مقارنة قيمة احصاءة – F المحسوبة بالقيمة الجدولية للحد الأدنى .

3 – الجانب التطبيقي :[4]

يعد محصول الرز من المحاصيل الرئيسة من مجموعة الحبوب ومن غلات الموسم الصيفي وأهمها،وتتركز زراعته في محافظات الفرات الأوسط وخاصة في محافظتي النجف والقادسية، وتقتصر زراعته على المناطق التي تغمر بالمياه أو التي يسهل ريها .

ويرتبط إنتاج المحصول بحكم مساحة زراعته المحددة رسميا بتوافر المياه حيث إن وفرة المياه تؤدي دورا مهما في زراعة وإنتاج الرز في العراق، هذا فضلاً عن الأسعار المجزية التي يحصل عليها المنتج لذلك فان عدم ضمان توفير كمية المياه المطلوبة بالموعد المحدد وعدم إغراء المنتجين بالأسعار سبب في تذبذب كمية الإنتاج المحلي .

إن تقدير أثر المساحة في الإنتاج وكذلك أثر السعر في الإنتاج لا يمكن أن يجعل التوقع المستقبلي أقرب إلى الحقيقة ،لأن للمساحة والسعر سلوكا ماضيا وكذلك مستقبليا، وهذا يجسد قرار المنتج في تخصيص الموارد على وفق أفضل تخصيص،وأن دراسة أثر المساحة المتباطئ زمنيا أو السعر المتباطئ زمنيا في الإنتاج بجعل التوقعات المستقبلية قريبة من الواقع وسهولة تفسيرها اقتصاديا .

من دراسة الوضع الإنتاجي الحالي لمحصول الرز في العراق نجد أن هناك تذبذبا واضحا في الإنتاج والمساحات المزروعة،فضلا عن مشكلة قصور الإنتاج المحلي عن كفاية الاستهلاك ومما يزيد من خطورة الوضع هو استمرار تنامي العجز في عرض المحصول،إذ لا يغطي الإنتاج المحلي سوى اقل من 10% من حاجة السكان والتي هي بتزايد مستمر .

www.oxpdf.com

ركزت الدولة في جميع خططها على التوسع في إنتاج المحصول، بهدف تقليل الفجوة بين الإنتاج والاستهلاك ،وقد حدث توسع في المساحات المزروعة إلا أن معدل نمو الغلة ظل واطئا ، ومع ذلك فإن هدف زيادة الإنتاج ظل هدفا للسياسة الزراعية في العراق .

لذلك تم استعمال نماذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lag Models (ARDL) لغرض تحديد اثر المساحة والأسعار على زيادة إنتاج الرز في العراق للمدة 1971 – 2010 في الأجلين القصير والبعيد والملحق رقم(1) يوضح قيم المتغيرات المستعملة في البحث ، والشكل رقم (1) رسماً بيانياً يوضح اتجاه المتغيرات بصيغتها اللوغارتيمية.

3 – 1 :اختيار الأنموذج: تم استعمال البرنامج الإحصائي الجاهز ايفيوز الإصدار السابع (Eviews 7) لتقدير واختيار الأنموذج الملائم إذ تم تطبيق الأنموذج الخطي و اللوغاريتمي ونصف اللوغاريتمي وتم اختيار الأنموذج اللوغاريتمي لما له من مؤشرات إحصائية أفضل من بقية النماذج الأخرى في تمثيل البيانات إذ يمتلك أعلى قيم لـ (R^2 , $\bar{R}^2$) ولأقل قيم ,AIC, S.e (SIC H-Q) كما موضح في الجدول رقم (1).

www.0x0df.com

جدول رقم (1) يوضح نتائج التقدير لاختيار صيغة الأنموذج الملائم

الصيغة	المؤشرات الإحصائية						
	R^2	$\bar{R}^2$	F	S.e	AIC	SC	H-Q
الخطية Y=f(X1,X2)	0.85	0.84	105.09	38294.52	24.016	24.142	24.061
اللوغارتيمية LnY=f(lnx1,lnx2)	0.95	0.94	329.58	0.199905	-0.309	-0.183	-0.264
النصف لوغارتيمية LnY=f(x1,x2)	0.57	0.55	25.01	0.565386	1.769	1.896	1.815

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج الإحصائي الجاهز (Eviews 7)

www.okdif.com

ويمكن كتابة الأنموذج بصورة عامة .

LnY=f(lnx1,lnx2)

$$LnY = \beta_0 + \beta_1 LnX1 + \beta_2 Ln\ X2 + U_t \quad \text{.....(26)}$$

حيث أن :

LnY : اللوغاريتم الطبيعي لإنتاج الرز(بالطن)

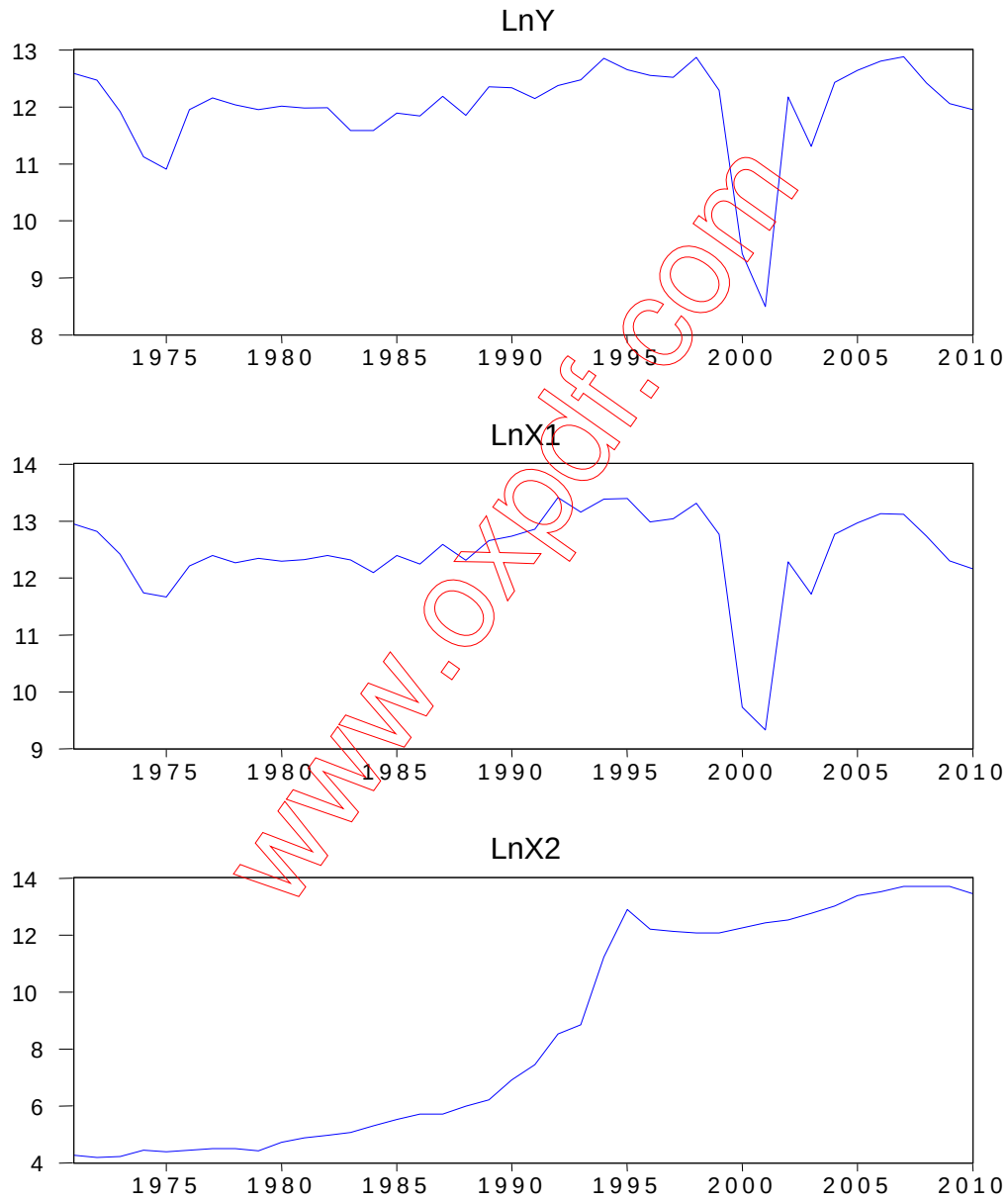
LnX1 : اللوغاريتم الطبيعي للمساحة المزروعة (بالدونم)

Ln X2 : اللوغاريتم الطبيعي لأسعار الشراء من قبل الدولة (بالدينار العراقي)

β_0، β_1، β_2 معلمات الأنموذج

U_t : حد الخطأ العشوائي

شكل رقم(1) الرسم البياني يوضح الاتجاه الزمني لمتغيرات الدراسة



www.oxpdf.com

3 – 2: اختيار فترات الإبطاء:

لاختيار فترة الإبطاء الملائمة لكل متغير يجرى انحدار ذاتي لكل متغير ولفترة إبطاء واحدة تلو الأخرى لحين الحصول على الأنموذج الذي يحقق أفضل معايير اختيار النموذج (H-، SC، AIC FPE،Q)، فقد تم استعمال البرنامج الإحصائي (Eviews 7) لكل متغير ولثلاث فترات أبطاء وتم الحصول على نتائج التقدير التالية :

اولا" :-المتغير LnY

وكانت نتائج التقدير لمعايير اختيار رتبة الأنموذج الملائم كما يلي:

Lag	FPE	AIC	SIC	HQ
0	0.776727	2.585197	2.628736	2.600547
1	0.632108*	2.379077*	2.466153*	2.409775*
2	0.635542	2.384243	2.514858	2.430291
3	0.669481	2.435776	2.609929	2.497173

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج الإحصائي الجاهز (Eviews 7)

ومن النتائج أعلاه نلاحظ أن فترة الإبطاء الملائمة للمتغير Ln Y هي فترة واحدة(Lag=1) كونها معنوية لأكثر عدد من معايير المفاضلة (FPE , AIC , SIC , H-Q) .

www.oxbdf.com

ثانيا" :- المتغير Ln X1

وكانت نتائج التقدير لمعايير اختيار رتبة الأنموذج الملائم كما يلي:

Lag	FPE	AIC	SIC	HQ	المتوسط
0	0.730618	2.523999	2.567537	2.539348	2.09037
1	0.525530	2.194423	2.281499*	2.225121*	1.80664*
2	0.518770*	2.181225*	2.311840	2.227273	1.80978
3	0.547491	2.234620	2.408773	2.296017	1.87172

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج الإحصائي الجاهز (Eviews 7)

ومن النتائج أعلاه نلاحظ فترة الإبطاء الملائمة للمتغير Ln X1 هي فترة واحدة (Lag=1)حسب معياري (FPE ,AIC) وفترتين (Lag=2)حسب المعيارين(H-Q , SIC) ،لذلك يمكن أخذ متوسط لقيم المعايير المذكورة والحصول على الفترة الملائمة ،وبعد حساب قيم المتوسطات للفترات المذكورة نجد أن الفترة الملائمة هي فترة واحدة(Lag=1)،وكذلك نتائج اختبار ADF أكدت مطابقة هذه الفترة.

ثالثا":- المتغير Ln X2

وكانت نتائج التقدير لمعايير اختيار رتبة الأنموذج الملائم كما يلي:

Lag	FPE	AIC	SIC	HQ
0	14.63553	5.521316	5.564854	5.536665
1	0.286947	1.589312	1.676389	1.620011
2	0.264454*	1.507431*	1.638046*	1.553479*
3	0.279001	1.560488	1.734641	1.621885

المصدر: من إعداد الباحث باستعمال البرنامج الإحصائي الجاهز (Eviews 7)

www.oxpdf.com

ومن النتائج أعلاه نلاحظ فترة الإبطاء الملائمة للمتغير Ln X2 هي فترتان (Lag=2)كونها تملك اقل قيمة للمعايير الإحصائية المقدرة .

3 – 3 : اختبارات جذر الوحدة (unit root tests)

وبتطبيق اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) واختبار فليبيس (P.P) حسب فترات الإبطاء المناسبة التي تم اختيارها في الفقرة السابقة وكما موضح في الجدول رقم (2)والجدول رقم(3)

جدول رقم(2) يبين نتائج اختبار ADF لمتغيرات الدراسة

الصيغة / المتغير		المستوى			الفرق الأول			حالة التكامل
		A	B	C	A	B	C	I(d)
Ln Y Lag=1		-0.3388 [0.5566]	-3.6451 [0.0091]	-3.6246 [0.0405]	---	---	----	I(0)
LnX1 Lag=1		-0.3515 [0.5518]	-3.2280 [0.0258]	-3.1935 [0.1006]	---	---	----	I(0)
LnX2 Lag=2		1.2895 [0.9474]	-0.6166 [0.8550]	-1.9736 [0.5966]	-3.6051 [0.0007]	-4.1144 [0.0027]	-4.0302 [0.0159]	I(1)
القيم الحرجة (الجدولية)	1%	-2.6256	-3.6104	-4.2118	-2.6272	-3.6155	-4.2191	
	5%	-1.9496	-2.9389	-3.5297	-1.9498	-2.9411	-3.5330	
	10%	-1.6116	-2.6079	-3.1964	-1.6114	-2.6090	-3.1983	

www.oxpar.com

جدول رقم(3) نتائج اختبار فيليبس بيرون P.P لمتغيرات الدراسة

الصيغة / المتغير	المستوى			الفرق الأول			حالة التكامل I(d)
	A	B	C	A	B	c	
Ln Y Lag=1	-0.3599 [0.5486]	-3.6388 [0.0093]	-3.6074 [0.0421]	---	---	----	I(0)
LnX1 Lag=1	-0.3790 [0.5412]	-3.3050 [0.0214]	-3.2691 [0.0865]	---	---	----	I(0)
LnX2 Lag=2	1.8527 [0.9830]	-0.3399 [0.9095]	-1.9352 [0.6172]	-3.6055 [0.0007]	-4.1268 [0.0026]	-4.0429 [0.0154]	I(1)
القيم الحرجة (الجدولية) 1%	-2.6256	-3.6104	-4.2118	-2.6272	-3.6155	-4.2191	
5%	-1.9496	-2.9389	-3.5297	-1.9498	-2.9411	-3.5330	
10 %	-1.6116	-2.6079	-3.1964	-1.6114	-2.6090	-3.1983	

ومن نتائج التقدير التي تم الحصول عليها من اختباري (ADF)و (P.P) باستعمال البرنامج الإحصائي Eviews 7 ولجميع المتغيرات نستطيع أن نقرر ما يلي:

١. **المتغير LnY:**

القيمة المحسوبة المطلقة τ^*_λ لاختبار (ADF) وللصيغة (b) هي (3.6451) اكبر من القيمة الجدولية المطلقة (3.6104) وبمستوى معنوية 1% و ٥%، أي نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة مما يدل على استقرارية السلسلة الزمنية لهذا المتغير ، لذا يعد المتغير متكاملاً عند المستوى I(0). وإن اختبار فليبس وبيرون (P.P) أكد معنوية الصيغة (b) بمستوى معنوية 1% و 5% .

www.oxgir.com

المتغير Ln X1:

القيمة المحسوبة المطلقة $\tau^*\lambda$ لاختبار (ADF) وللصيغة (b) هي (3.2280) اكبر من القيمة الجدولية المطلقة (2.9389) وبمستوى معنوية 5% ، أي نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة مما يدل على استقرارية السلسلة الزمنية لهذا المتغير ويعد المتغير متكاملاً عند المستوى I(0) . وباستخدام اختبار (P.P) نجد أيضا معنوية الصيغة (b)بمستوى معنوية 5% .

٢. **المتغير Ln X2:**

من خلال مقارنة القيم المحسوبة المطلقة $\tau^*\lambda$ لاختبار (ADF) ولجميع الصيغ (a,b,c) مع القيم الجدولية المناظرة لها وبمستوى معنوية 1% و 5% و 10% نجد أن القيم المحسوبة اقل من القيم الجدولية وبذلك نقبل فرضية العدم التي تدل على عدم استقرارية السلسلة الزمنية لهذا المتغير عند المستوى وبذلك نقوم باختبار الاستقرارية عند الفروق الأولى للسلسلة الزمنية نجد أن القيم المطلقة المحسوبة ولجميع الصيغ الثلاث (a,b,c) هي اكبر من القيم المطلقة الجدولية المناظرة لها وبمستوى معنوية 5 % . وبذلك نستنتج أن المتغير متكامل من الرتبة الأولى I(1) . وكذلك باستخدام اختبار (P.P) يؤكد النتائج نفسها التي تم التوصل إليها من خلال اختبار ADF .

ونستنتج من كل ذلك أن المتغيرات متكاملة من الرتبة I(0) و I(1) ولا توجد متغيرات متكاملة من الرتبة الثانية I(2) أو أكثر وبمستوى معنوية 5% ،ففي حالة وجود متغيرات متكاملة من الرتبة الثانية أو أكثر فان القيمة الحرجة لاختبار – F المحسوبة بواسطة بيسران وآخرين Pesaran et al. (2001) لا يمكن تطبيقها ، بسبب أن منهج أنموذجARDL مبني على افتراض أن المتغيرات

www.Oxdf.com

أما أن تكون متكاملة من الرتبة صفر I(0) أو متكاملة من الرتبة واحد I(1) . وبالتالي يمكن تطبيق منهجية التكامل المشترك باستعمال نموذج ARDL.

3 – 4 : اختبار التكامل المشترك باستعمال منهج ARDL

أن أجراء اختبار التكامل المشترك بين هذه المتغيرات طبقا لمنهج ARDL يتم من خلال تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد UECM في المعادلة (24)، وبتطبيق المعادلة المذكورة على متغيرات البحث وهي متغير تابع LnY ومتغيران توضيحيان LnX1و LnX2 ويكتب الأنموذج بالصورة التالية: ARDL(P,q_1,q_2)

$$\Delta LnY_t = C + \alpha_1 LnY_{t-1} + \alpha_2 LnX1_{t-1} + \alpha_3 LnX2_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_{1i} \Delta LnY_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \phi_{2i} \Delta LnX1_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \phi_{3i} \Delta LnX2_{t-i} + \xi_t \quad .....(27)$$

حيث أن:

P,q_1,q_2: تمثل فترات الإبطاء للمتغيرات Y,X_1,X_2 على التوالي

Δ : الفروق الأولى

ξ_t : حد الخطأ العشوائي (التشويش الأبيض)

وبتطبيق الإجراءات الأربعة السابق ذكرها في الإطار النظري من هذا البحث:

الإجراء الأول :

لاختيار فترة الإبطاء الملائمة للأنموذج ككل يجرى تقدير المعادلة (27) ولفترة إبطاء واحدة تلو الأخرى لحين الحصول على الأنموذج الذي يحقق أفضل معايير اختيار الأنموذج (SC،AIC ، FPE،H-Q)، فقد تم استعمال البرنامج الإحصائي (Eviews 7) ولثلاث فترات أبطاء وتم الحصول على النتائج التالية في الجدول أدناه:

www.OXpdf.com

الجدول (4) معايير اختيار فترة الإبطاء المثلى لأنموذج UECM

Lag	FPE	AIC	SC	HQ	المتوسط
0	0.43917	7.690741	7.821356	7.73678	5.922016
1	0.00562	3.329836	3.852296*	3.51402*	2.675445*
2	0.00545(	3.287701*	4.202006	3.61003	2.776298
3	0.00707	3.521230	4.827379	3.98170	3.084348

(*)تشير إلى فترة الإبطاء المختارة بواسطة المعيار .

ومن النتائج أعلاه نلاحظ فترة الإبطاء الملائمة هي فترتان (Lag=2)حسب معياري (FPE ,AIC) وفترة واحدة (Lag=1)حسب المعيارين(H-Q , SIC) ،لذلك يمكن اخذ متوسط لقيم المعايير الأربعة المذكورة والحصول على الفترة الملائمة ،وبعد حساب قيم المتوسطات للمعايير المذكورة للفترات المذكورة نجد أن الفترة الملائمة هي فترة واحدة (Lag=1)والتي تملك أقل قيمة لمتوسط تلك المعايير.

<u>الإجراء الثاني :</u>

يتم تقدير أنموذج ARDL- UECM المعادلة (27) ولفترة إبطاء واحدة (Lag=1)لجميع المتغيرات وبالتعويض نحصل على :-

$$\Delta LnY_t = C + \alpha_1 LnY_{t-1} + \alpha_2 LnX1_{t-1} + \alpha_3 LnX2_{t-1} + \varphi_1 \Delta LnX1_t + \varphi_2 \Delta LnX2_t + \xi_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(28)$$

حيث أن :

φ_1 و φ_2 : معاملات الأثر قصير الأجل للمتغيرين LnX1 و LnX2على التوالي

$-(\frac{\alpha 2}{\alpha 1})$ و $-(\frac{\alpha 3}{\alpha 1})$: معاملات الأثر طويل الأجل للمتغيرين LnX1 و LnX2على التوالي .

www.oxoof.com

وتم التقدير بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) وباستعمال البرنامج الإحصائي (Eviews 7) وكانت نتائج التقدير كما موضحة في الجدول رقم (5) .

جدول رقم (5) نتائج تقدير أنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد ARDL- UECM

المتغير	القيمة المقدرة للمعلمات	الانحراف المعياري للمعلمة	احصاءة T-	الاحتمال p-value
الحد الثابت	-0.550996	0.516919	-1.065923	0.2942
$Ln\ Y_{t-1}$	-0.702561	0.159443	-4.406338	0.0001
$Ln\ x1_{t-1}$	0.719676	0.162701	4.423311	0.0001
$Ln\ x2_{t-1}$	0.007290	0.007752	0.940469	0.3538
Δ lnx1	1.068317	0.045371	23.54651	0.0000
Δ lnx2	-0.137484	0.061278	-2.243589	0.0317
المؤشرات الإحصائية				
F =	168.83	AIC=	-0.4413	
R^2 =	0.9623	SC=	-0.1854	
$\bar{R}^2$ =	0.9566	H-Q=	-0.3495	
		D.W=	2.243	

ويمكن من نتائج تقدير الأنموذج أعلاه الحصول على معاملات الآثار طويلة والآثار قصيرة الأجل (المرونة الجزئية لكل متغير)وكما موضح بالجدول أدناه

المتغير التوضيحي	تقدير معاملات الأثر قصيرة الأجل(المرونة)	تقدير معاملات الأثر طويلة الأجل (المرونة)
Ln x1	1.068317	$-\frac{0.719676}{-0.702561} = 1.02436$
Ln x2	-0.137484	$-\frac{0.007290}{-0.702561} = 0.01037$

www.oxpar.com

ونستدل من نتائج التقدير مايلي :

- وجود اثر موجب ومعنوي جدا للمساحة المزروعة على الإنتاج في الأجل القصير والبعيد ، فقد بلغت المرونة الجزئية للمساحة بالنسبة للإنتاج (1.068) في الأجل القصير وهذا يعني أن الزيادة في المساحة بنسبة 10% سوف تؤدي إلى زيادة الإنتاج بنسبة 10.68 % في الأجل القصير. و بلغت المرونة الجزئية للمساحة بالنسبة للإنتاج(1.024) في الأجل الطويل وهذا يعني أن الزيادة في المساحة المزروعة بنسبة 10% سوف تؤدي إلى زيادة الإنتاج بحوالي 10.24 % .
- وجود أثر سلبي (عكسي) ومعنوي للأسعار في الإنتاج في الأجل القصير ،فقد بلغت المرونة الجزئية للأسعار بالنسبة للإنتاج (-0.1375) وهو مخالف الواقع بسبب الإشارة السالبة.
- وجود اثر (ضعيف جدا) ايجابي غير معنوي للأسعار على المدى البعيد حوالي (0.01) ،مما يدل على تحسن ضئيل في الأمد البعيد لتأثير الأسعار في الإنتاج. حيث أن الزيادة في الأسعار بنسبة 10% يؤدي إلى زيادة الإنتاج بحوالي 0.1% في الأمد البعيد ،مما يدل على استجابة ايجابية للإنتاج بطيئة جدا على المدى البعيد بالنسبة للأسعار.

<u>الإجراء الثالث</u>: .

تكون فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك (علاقة توازنية طويلة الأجل)بين المتغيرات كالآتي:

H_0 : $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$

مقابل الفرضية البديلة: وجود تكامل مشترك بين المتغيرات.

H_1: $\alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq 0$

www.oxpdf.com

حيث أن α_1،α_2 ، α_3 تمثل معاملات المتغيرات المبطأه لفترة واحدة

والجدول (6) يوضح نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار Wald _احصاءة F

جدول رقم (6) **يوضح اختبار** Wald_ **احصاءة** F **لنموذج** (UECM - ARDL)

النتيجة	p-value	احصاءة-F (اختبار والد)	العلاقة الدالية
وجود تكامل مشترك	0.0011	6.7941	$F_Y(\ln Y/lnx1,lnx2)$
القيمة الحرجة (الجدولية) لاحصاءة F عند K=2			
قيمة الحد الأعلى I(1)	قيمة الحد الأدنى I(0)		مستوى المعنوية
6.36	5.15		1%
4.85	3.79		5%
4.14	3.17		10%

K=2: تمثل عدد المتغيرات التوضيحية في النموذج الأصلي .

قيمة F تم حسابها وفقا للمعادلة (25) .

الإجراء الرابع :

تتم مقارنة القيمة المحسوبة لإحصاءة – F في الجدول (6) مع القيم الحرجة(الجدولية) المناظرة والمحسوبة من قبل Pesaran et al. (2001) في حالة وجود حد ثابت فقط ، نجد أن القيمة المحسوبة لـ F (6.7941) اكبر من القيم الجدولية مما يدل على رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة و بمستوى معنوية 1% وبذلك نستنتج بوجود تكامل مشترك بين المتغيرات المراد اختبارها .

www.oxoil.com

4 – 1 الاستنتاجات : Conclusions

لقد تم التوصل في هذا البحث إلى جملة من الاستنتاجات وهي :

- تم إجراء اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات التي تؤطر البحث باستخدام اختبارات جذور الوحدة ديكي فوللر و فليبيس بيرون (ADF, P.P)،وتم التوصل إلى استقرارية بعض المتغيرات(الإنتاج والمساحة المزروعة) عند المستوى I(0) وبعض المتغيرات(الأسعار) مستقرة عند الفرق الأول I(1) ،ولا توجد متغيرات متكاملة من الرتبة الثانية I(2) . وبالتالي يمكن تطبيق منهجية التكامل المشترك باستعمال نموذج ARDL.
- بعد إجراء اختبار التكامل المشترك طبقا لمنهج ARDL للمتغيرات بالرغم من عدم استقرارية جميع المتغيرات عند المستوى أو متكاملة من رتبة واحدة تبين وجود تكامل مشترك بينها(علاقة توازنية) على المدى البعيد وحسب اختبار (Wald test) ،وبالتالي يمكن إكمال منهجية ARDL في تقدير أنموذج تصحيح الخطأ(نموذج الأجل القصير) .
- عدم معنوية التغير في الأسعار على أنتاج الرز في الأجل القصير ،حيث أن ارتفاع الأسعار ليس كفيلا بزيادة الإنتاج، أي أن توافر المستلزمات الأخرى مثل توفير السماد والوقود والبذور الجيدة وكذلك توفير الأساليب الحديثة لزرع هذا المحصول حصرا هي الكفيلة بان تجعل السعر يأخذ دوره وبالتالي يكون محفزا أضافيا للمنتجين .
- وجود اثر موجب ومعنوي بدرجة عالية للتغير في المساحة المزروعة من محصول الرز على الإنتاج في الأجلين القصير والبعيد ، مما يدل على أن ارتفاع المساحة المزروعة يسهم بشكل ايجابي في زيادة إنتاج المحصول في ظل توافر شروط الزراعة الجيدة .

www.oxpdf.com

4 – 2 **التوصيات**: Recommendations

أن من أهم التوصيات التي يوصي بها الباحث مايأتي :

- الحفاظ على المساحات المزروعة الخاصة بمحصول الرز وعدم تحويلها إلى زراعة محاصيل أخرى من أجل الحفاظ على هذا المحصول ،مع الاتجاه للتوسع في المساحات المزروعة بالرز.
- يجب على الدولة تحديد أسعار شراء المحصول قبل بداية الموسم الزراعي إذ يشجع الفلاح على الزراعة وكذلك لمعرفة تغطية النفقات الأخرى الضرورية لإنجاح زيادة الإنتاج .
- يجب دعم المستلزمات الضرورية الأخرى التي يحتاجها الفلاح من (وقود وتوفير البذور الجيدة والمبيدات الحشرية ومستلزماتها وكذلك الأسمدة الخاصة والأساليب الحديثة) في زراعة المحصول .
- يمكن تطبيق أسلوب ARDL في كثير من التطبيقات الاقتصادية والمالية والطبية والزراعية ...الخ وخاصة في التطبيقات التي تعتمد على تأثير فترات زمنية سابقة لها وكذلك لما له من ميزات خاصة التي تم التطرق إليها في البحث.

www.o2pdf.com

ملحق رقم (1) يوضح الإنتاج والمساحة والسعر والإنتاجية لمحصول الرز(الشلب)على مستوى القطر (بدون إقليم كردستان) للسنوات (1971-2010)

السنوات	الإنتاج/ طن	المساحة-دونم	السعر-دينار	الإنتاجية(كغم/دونم)
1971	292900	418700	71	699.5
1972	260400	368700	66	706.3
1973	150330	246440	68	610
1974	67810	125250	85	541.4
1975	54650	116690	80	468.3
1976	155570	201280	85	772.9
1977	191000	240770	90	779.3
1978	168930	212870	90	793.6
1979	155300	230400	83	674
1980	165000	218300	112	755.8
1981	159900	224500	130	712.2
1982	160800	241000	143	667.2
1983	107400	223300	158	481
1984	107800	179100	200	601.9
1985	145800	242000	250	602.5
1986	139000	207900	300	668.6
1987	195600	293000	300	667.6
1988	140400	222800	400	630.1
1989	231630	313988	500	737.3
1990	227531	338410	1000	672.4
1991	188764	384959	1700	490.3

www.oxyon.com

354.4	5000	669533	237295	1992
505	7000	518607	261902	1993
588.1	75000	651020	382865	1994
475.8	400000	657398	312804	1995
648.1	200000	436580	282935	1996
595	185000	460956	274255	1997
644	175000	604747	389475	1998
622.9	175000	350761	218484	1999
737.8	210000	16803	12398	2000
435.5	250000	11252	4900	2001
895	275000	216511	193767	2002
663.9	350000	122485	81315	2003
711.4	450000	351793	250275	2004
720.8	650000	428243	308660	2005
723	750000	502565	363338	2006
789.8	900000	497365	392803	2007
731.9	900000	339043	248157	2008
787.6	900000	219735	173074	2009
812.1	700000	191895	155829	2010

المصدر :

1 -وزارة التخطيط , الجهاز المركزي للإحصاء , المجموعة الإحصائية السنوية-إعداد متفرقة.

2-وزارة التجارة – الشركة العامة لتجارة الحبوب .

www.oxoq.com

المصـــــــادر

المصادر العربية:

1. رشاد، ندوى خزعل (2011)" استخدام اختبار كرانجر في تحليل السلاسل الزمنية المستقرة "المجلة العراقية للعلوم الإحصائية ،العدد (19) ،ص ص (267-288).
2. الشوربجي ،مجدي(2007)" العلاقة بين رأس المال البشري والصادرات والنمو الاقتصادي في تايوان " بحث مقدم إلى الملتقى العلمي الدولي للفترة من (27-28 نوفمبر/2007)، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التيسير-جامعة حسيبة بن بوعلي بالشلف ،الجزائر،ص ص(1-37).
3. شومان، عبداللطيف حسن والصراف، نزار مصطفى،(2013) ،"السلاسل الزمنية والأرقام القياسية"دار الدكتور للعلوم الإدارية والاقتصادية،بغداد،ص ص (143-178).
4. عبد، حميد عبيد (2011)"استعمال نماذج الإبطاء الزمني في تقدير اثر المساحة واثر الأسعار على إنتاج الرز في العراق(دراسة قياسية باستعمال نموذجيKoyck , Adhoc)"، مجلة كلية الإدارة والاقتصاد-جامعة بابل العدد 1 ،ص ص (1-22).
5. عطية،عبد القادر محمد،(2005)"الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق " ، الدار الجامعية، الإسكندرية،ص ص (644-694).
6. الناصر،عبد المجيد حمزة، وجمعة،أحلام احمد (2007) "المقارنة بين طرائق تحديد رتبة أنموذج الانحدار الذاتي الطبيعي باستخدام بيانات مولدة وبيانات لبعض العناصر المناخية في العراق " مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية ، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة بغداد،العراق، العدد(48) ، ص ص:251 -272 .

www.oxoar.com

المصادر الانكليزية:

7. Badi H. Baltagi (1999) " Econometrics" , second Revised Edition,(U.S.A, acid free paper,)ch 6, ch 14.
8. Damodar N. Gujarati, (2004) "Basic Econometrics" , fourth edition , McGraw-Hill , companies .
9. Dickey ,David . A ,and Fuller ,W. A., (1981) ,"likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root" Econometrica ,vol. 49,No.4; p.p(1057-1072).
10. Engle, R.F, and Granger ,C.W.J. (1987) "Co integration and error Correction: Representation, estimation and Testing". Econometrica, vol. 55, No. 2 . PP(251-276).
11. Harvie, C. and Pahlavani ,M. (2006)" Sources of Economic Growth in South Korea: An Application of the ARDL Analysis in the Presence of Structural Breaks-1980-2005, Working Paper 06-17,Department of Economics, University of Wollongong.
12. Johansen S., (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", Journal of Economic Dynamics and Control, Vol.12, p.p(231-254).
13. Mackinnon,J.G.(1991),"Critical Values for Cointegration Tests "chapter 13 in Long –run Economic Relationships :Readings in Co integration ,ed. R. F .Engle and C . W .J .Granger, Oxford, Oxford University Press, p.p(267-276).
14. Pesaran, H.M, and Y. Shin (1995), "Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Co integration Analysis,"DAE Working paper series No.9514, Department of Economics: University of Cambridge.
15. Pesaran, M.H., Y. Shin, and R.J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships " Journal of Applied Econometrics, vol 16: no. 3 ,p.p(289 -326).
16. Phillips ,P.C.B and Perron, P., (1988) "Testing for a unit root in time series regression ", Biometrika ,Vol .75,No.2, pp(335-346).

www.oyoof.com