

تحليل اقتصادي لاستجابة عرض محصول البطاطا للعروة الربيعية في العراق باستخدام نموذج تصحيح الخطأ والتكامل المشترك للمدة ١٩٨٠-٢٠٠٨

زهرة هادي محمود
اكاد سعدون بشار
قسم الاقتصاد الزراعي / كلية الزراعة/ جامعة بغداد

الخلاصة

تعد البطاطا واحدة من اهم المحاصيل الاستراتيجية ، ومن الناحية الغذائية فهي البديل الاول لمحاصيل الحبوب في حل مشكلة النقص الغذائي . وفي العراق تمثل البطاطا واحدة من محاصيل الخضر الرئيسية التي تزرع في عروتين الربيعية والخريفية . استهدفت هذه الدراسة تقدير دالة استجابة عرض البطاطا وتحديد العوامل الرئيسية التي تؤثر على العرض . استخدم التحليل الوصفي والقياسي في حين استخدمت منهج الانحدار الذاتي المبطأ الموزع (ARDL) لقياس درجة استجابة العرض للتغيرات السعرية الحالية والسابقة . واخيرا استخدم نموذج Pesaran لتقدير العوامل الرئيسية التي تؤثر على عرض البطاطا في العراق خلال المدة ١٩٨٠-٢٠٠٨ . لقد وجد ان نموذج التوزيع المبطأ هو افضل النماذج ملائمة ، كانت المرونات العرض السعرية ٠,١٥ و ٠,٣٧ في الابد القصير والطويل على الترتيب .

المقدمة

تستخدم استجابة العرض كأداة لتقييم فعالية السياسات السعرية في تخصيص الموارد ، وان تقدير استجابات العرض يوفر مبادئ توجيهية في صياغة السياسات الاقتصادية . طالما شكلت السياسات السعرية اساسا للقرارات الزراعية في غالبية الاقطار النامية ، وهي توفر هيكلا لتعديل الانتاج من اجل الاستخدام الامثل للموارد بهدف تعزيز التنمية الاقتصادية . يعد محصول البطاطا من اهم محاصيل الخضر في كثير من دول العالم ومنها العراق ، وقد شاعت زراعة هذا المحصول في العراق بعد عام ١٩٦٠ ويزرع بعروتين ربيعية وخريفية لغرض الاستهلاك المحلي . بلغ متوسط المساحة الاجمالية المزروعة بمحصول البطاطا للعروة الربيعية ١٣٥٧٠,٥ هكتار ، اي بنسبة ٥٥% من اجمالي المساحة المزروعة بالعراق والبالغة ٢٤٨٧٨,٧٣ هكتار . في حين بلغ متوسط الانتاج ٢١٣,٥٧ الف طن اي بنسبة ٥٤% من اجمالي الانتاج في العراق والبالغ ٣٩٥,٧٥٢ الف طن لمتوسط المدة ١٩٨٠-٢٠٠٨ جدول(١). وعند دراسة معدلات النمو السنوي للمساحة والانتاج والانتاجية والرقم القياسي للتغيرات ضمن المدة ١٩٨٠-٢٠٠٨ (جدول ٢) اتضح ان معدل النمو السنوي للمساحة المزروعة والانتاج الكلي كان موجبا بينما اظهرت الانتاجية معدل نمو سنوي سالب ، وهذا يدل على ان المساحات المزروعة بمحصول البطاطا قد شهدت زيادة ملحوظة في حين لم يشهد الانتاج زيادة مما سبب في ظهور الاشارة السالبة للانتاجية ، اذ بلغ معدل النمو السنوي للمساحة والانتاج والانتاجية ٨,٨% ، ٧,٣% ، -٠,٥% على التوالي، اما الرقم القياسي للتغيرات في المساحة المزروعة والانتاج كان ٠,٦% ، ٠,٧% ، ١% . اعتمدت معظم الدراسات المهمة باستجابة العرض على الطرق التقليدية التي ذكرها نيرلوف وهذه بدون شك قد ألقت الضوء على المحفزات الرئيسية المناسبة لزيادة المساحة والإنتاج للمحاصيل الرئيسية ، إلا ان هذه الطرق قد طبقت الطرق الإحصائية التقليدية على بيانات السلاسل الزمنية من دون الأخذ بالاعتبار جذر الوحدة ودرجة تكامل المتغيرات ، في حين أثبتت الدراسات الحديثة ان السلاسل الزمنية غير مستقرة اضافة الى استخدام طريقة OLS على البيانات غير المستقرة يؤدي إلى انحدار زائف (Johanson ، ١٩٨٨) ، علما ان معظم السلاسل الزمنية تتجه نحو الزيادة مع الزمن يفترض البحث ان بيانات السلسلة الزمنية لمحصول البطاطا في العراق للمدة ١٩٨٠-٢٠٠٨ غير مستقرة وان الانحدار لهذه السلسلة غير حقيقي وغير واقعي ، فقد تعرض القطاع الزراعي الى الاهمال وممارسة سياسات خاطئة مع تبني اساليب عمل وتنفيذ غير كفوء مما ادى الى انكماش الزراعة وتدهور المستويات المعاشية للفلاحين ، ومع تزايد الطلب على المنتجات الزراعية والعرض المحدود واجه العراق مشكلة زراعية بدأت تتفاقم بتقدم الزمن ، واتجه لمواجهة هذه المشكلة نحو الاستيراد من الخارج والذي كلف الاقتصاد العراقي مبالغ كبيرة من العملات الصعبة.

تاريخ تسلم البحث ٢٩ / ٨ / ٢٠١٢ وقبوله ٣٠ / ٩ / ٢٠١٢

الجدول (١): المساحات المزروعة والانتاج الكلي والانتاجية للعروتين الربيعية للمدة ١٩٨٠-٢٠٠٨

الانتاجية (كغم/ طن)	الانتاج الكلي (الف لطن)	المساحة المزروعة (هكتار)	السنوات
٨,٩٠	٧٨,٢٩	٣٥٩٥,٧٥	١٩٨٠
٢٩,٤٠	٨٩,٦٥	٤٤٠٩,٧٥	١٩٨١
٢٧,٦٠	٥٤,٣٢	٢٨٨٧,٢٥	١٩٨٢
٤١,٤٠	٧٤,٤٠	٣٤٩٨,٠٠	١٩٨٣
٢٦,٧٠	٥٨,٧٨	٣١١٠,٧٥	١٩٨٤
٣٢,٢٠	٩٤,٨٢	٤٧٢٥,٥٠	١٩٨٥
٣٠,٣٠	٩٦,٣٤	٥٢٦٥,٥٥	١٩٨٦
٢٧,٤٠	١٠٢,٢٨	٥٦٦٠,٧٥	١٩٨٧
١٦,٧٠	٧٩,٦٤	٥٥٣٥,٥٠	١٩٨٨
٣٢,٩٠	١١٠,٤٧	٥٩٦٨,٠٠	١٩٨٩
٣١,٣٠	١١٠,٧٠	٥٧٦٢,٠٠	١٩٩٠
١٥,٥٠	٧٣,٥١	٦٣١١,٢٥	١٩٩١
٢٣,٩٠	٨٤,٠٩	٤٢٤٢,٧٥	١٩٩٢
٦٦,١٠	١٥٧,٩٢	٨٦٢٨,٧٥	١٩٩٣
٦١,٠٠	٢٣٤,٠٠	١١٨٠٣,٠٠	١٩٩٤
١٦,٧٠	٢٥٣,٥٥	١٥١٦٣,٥٠	١٩٩٥
٦٤,٠٠	٢٦٦,١٠	١٦٠٥٧,٢٥	١٩٩٦
٢٢,٢٠	٣٤٣,٦٣	٢٠٣٤٧,٧٥	١٩٩٧
٢٧,٧٠	٢٩٦,١١	١٨٧٣٣,٠٠	١٩٩٨
٢٩,٤٠	٣٣٨,٩٠	٢٩١٩٧,٠٠	١٩٩٩
٢٣,٥٠	٣٠٧,٥٨	١٩٦٩٥,٠٠	٢٠٠٠
١٧,٧٠	٣٢١,٤٩	٢٠٤٦٥,٠٠	٢٠٠١
٢٩,٨٠	٤٢,٧٧	٢٥٢٠٧,٩٥	٢٠٠٢
٢٨,٩٠	٣٩٥,٢٤	٢٣٨٩٧,٧٥	٢٠٠٣
٢٩,٩٠	٣٨٧,٤٧	٢٦١٦٩,٧٥	٢٠٠٤
١٦,٩٠	٢٠,٤٣	٢٩٤٩٧,٥٠	٢٠٠٥
١٩,٢٠	٤٣٢,٥٠	٢٧٤٤٦,٩٥	٢٠٠٦
١٨,٣٠	٣١٠,٩٠	١٩٨٥٨,٠٠	٢٠٠٧
٢٠,٠٠	١٨٤,٨٥	٢٠٤٠٤,٠٠	٢٠٠٨

المصدر : وزارة الزراعة ، دائرة التخطيط والمتابعة - سجلات الاحصاء الزراعي للمدة ١٩٨٠-٢٠٠٨
الجدول (٢): معدل النمو السنوي للمساحة والانتاج والانتاجية والرقم القياسي للتغيرات لمحصول البطاطا للمدة ١٩٨٠-٢٠٠٨

المنطقة	*معدل النمو %	**الرقم القياسي للتغيرات %
	المساحة	الانتاج
العروة الربيعية	٨,٨ - ٧,٣ - ٠,٥	٠,٦ - ٠,٧ - ١

* تم حساب معدل النمو السنوي للمساحة المزروعة والانتاج الكلي والانتاجية باستخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) وفقا للصيغة الاتية : $Y = e^{a+bt}$

$$\ln y = a + b t$$

حيث ان :

Y: المساحة المزروعة بمحصول البطاطا ، الانتاج الكلي ، الانتاجية

t: الزمن

b: منحنى الانحدار ويمثل معدل النمو السنوي لكل متغير.

a : الحد الثابت

** الرقم القياسي للتغيرات هو عبارة عن الخطأ المعياري لمعادلة الانحدار المقدرة. لقد اجريت العديد من الدراسات في العالم حول استجابة العرض باستخدام نهج التكامل وتصحيح الخطأ ، فقد ذكر Anwarul Huq في بنغلادش للمدة ١٩٨٠-٢٠٠٥ ان للسعر تأثير ايجابي على المساحة المزروعة بالبطاطا حيث بلغت مرونة السعر للمدى القصير ٠,٤٥ في حين مرونة السعر في المدى الطويل ٠,٦٢ وبين ان سياسات السعريه كانت فعالة في الحصول على المستوى المطلوب لانتاج البطاطا . واطهر Elbeydi ان سعر المحصول القمح لسنة سابقة وسعر محصول الشعير لسنة سابقة وسعر الاسمدة والقروض الائتمانية هي المتغيرات الرئيسية في استجابة عرض المساحة المزروعة بمحصول القمح في ليبيا للمدة ١٩٦٤-٢٠٠٠ وتوصل الى ان سياسات دعم الاسعار لها تأثير كبير على المعروض من القمح في ليبيا . ودرس نفس الباحث (٢٠٠٧) استجابة عرض محصول الشعير في ليبيا للمدة ١٩٨٠-٢٠٠٥ واشارت النتائج الى تأثير سعر المحصول لسنة سابقة وسعر محصول الحنطة لسنة سابقة اضافة الى المساحة المزروعة بالشعير لسنة سابقة على المساحة المزروعة بمحصول الشعير وتوصل الى تبني سياسة دعم المزارعين من استخدام سياسات تسويق ناجحة تقوم بها الدولة من خلال شرائها لهذه المحاصيل بسعر اعلى .وقام Mohammad وآخرون عام (٢٠٠٧) بدراسة العوامل السعريه واللاسعريه المؤثرة على استجابة عرض المساحة المزروعة بمحصول القمح في مناطق بنجاب الباكستانية وقد دلت الدراسة على وجود تكامل مشترك في نموذج استجابة العرض حيث تأثرت المساحة المزروعة بالقمح بسعر القمح واسعار المحاصيل المنافسة مثل القطن وقصب السكر ومن اهم العوامل غير السعريه هي مياه الري والامطار حيث كانت لها تأثير ايجابي على المساحة المزروعة بالقمح ، وجد ان المرونات السعريه الذاتية كانت غير مرنة على المدى القصير . ودرس Mesike وآخرون (٢٠١٠) استجابة عرض مزارعي المطاط في نيجريا للمدة ١٩٧٠-٢٠٠٨ ووجدوا ان استجابة المزارعين للسعر كانت منخفضة وذلك بسبب ثبات الاسعار ودخول محددات عرض اخرى مما يشير الى ضرورة تعديل الانتاج استنادا الى الاسعار المتوقعة وخلق جهود سياسة ترويج التسويق بجودة عالية للتصدير.

استهدف هذا البحث تشخيص وتقدير استجابة عرض المساحة المزروعة للعرض الربيعية خلال المدة ١٩٨٠-٢٠٠٨ ، وذلك باستخدام منهجين متكاملين ، الاول تقليدي لغرض تقدير دالة العرض الساكنة والديناميكية للمساحات المزروعة بالبطاطا في العراق واستخدام المعلمات المقدرة في احتساب المرونات السعريه القصيرة والطويلة الاجل ، والثاني منهج حديث تطبق من خلاله اساليب تحليل السلاسل الزمنية لمعرفة درجة استقرارها وتكاملها المشترك باستخدام نموذج التكامل للتنبؤ بسلوك متغيرات الدالة في الزمن الطويل ومن ناحية اخرى تستخدم الدراسة اجراء نموذج تصحيح الخطأ لدراسة العلاقة في الزمن القصير ،ولنتائج هذا البحث تطبيقات هامه في مجال وضع السياسات السعريه اللازمة لزيادة انتاج محصول البطاطا في العراق .

مواد البحث وطرائقه

وفقا لنموذج Nerlove and Bachman (١٩٦٠) فإن بحوث استجابة العرض هي من اجل تعزيز فهم آلية السعر ، إلى جانب الأسعار فإن هناك العديد من العوامل غير السعريه مثل المناخ والري والتكنولوجيا التي تؤثر على العرض من سلعة ما . إن معرفة استجابة العرض تساعد كثيرا في القرارات الحقلية من خلال تخصيص الموارد في الاتجاه الصحيح وتساعد المخططين وصانعي القرار في تحديد وانجاز الأهداف الإنتاجية وعلى المدى الطويل في عملية التخطيط (Nerlove, ١٩٥٨) .

منذ ظهور أعمال نيرلوف منذ ما يقارب ٦٠ سنة ، فان معظم الدراسات المهمة باستجابة العرض اعتمدت على الطرق التقليدية التي ذكرت أعلاه وهذه بدون شك قد ألقت الضوء على المحفزات الرئيسية المناسبة لزيادة المساحة والإنتاج للمحاصيل الرئيسية ، إلا إن هذه الطرق قد طبقت الطرق الإحصائية التقليدية على بيانات السلاسل الزمنية من دون الأخذ بالاعتبار جذر الوحدة ودرجة تكامل المتغيرات . لقد أثبتت الدراسات الحديثة إن العديد من السلاسل الزمنية غير مستقرة وان استخدام طريقة OLS على البيانات غير المستقرة يؤدي إلى انحدار زائف (Johanson ، ١٩٨٨) ، ومعظم السلاسل الزمنية تتجه مع الزمن ، وان الانحدار بين مثل هذه السلاسل الزمنية يمكن إن يعطي نتائج معنوية مع قيم R^2 عالية لكنها زائفة أو عديمة المعنى (Newbole و Granger ، ١٩٧٤) تشير النظرية الاقتصادية إلى إن الأسعار الحقلية تعتبر من أهم المتغيرات التي يستجيب لها المزارعون عند اتخاذهم القرارات الإنتاجية و بالتالي فان النموذج الذي سوف يتم تقديره في هذه الدراسة سوف يأخذ الصورة الآتية:

$$L \text{ at} = f(\text{Lat-1} , \text{Lppt-1} , \text{Lpct-1})$$

حيث إن: Lat : اللوغاريتم الطبيعي للمساحة المزروعة بمحصول البطاطا للعروة الربيعية في العراق للمدة ١٩٨٠-٢٠٠٨.

at-1: المساحة المزروعة لسنة سابقة .

ppt-1 : سعر محصول البطاطا لسنة سابقة (دينار/ كغم).

pct-1 : سعر محصول الذرة الصفراء لسنة سابقة (دينار / كغم).

تشير المعادلة السابقة لاستجابة عرض محصول البطاطا للعروة الربيعية في العراق للتغير في السعر المزرعي من البطاطا وسعر المحصول المنافس (الذرة الصفراء) والمساحة المزروعة لسنة سابقة وسوف يستخدم في هذا التقدير منهج الانحدار الذاتي المبسط الموزع (ARDL) Distributed Auto Regression Lag في دراسة علاقات التكامل المشترك (Pesaran ، ١٩٧٧) وتسمح هذه الطريقة بتقدير متزامن للمعاملات قصيرة المدى وطويلة المدى. وسوف يتم تحديد رتبة التباطؤ باستخدام معيار شوارتز-بييز. وجميع المتغيرات باللوغاريتمات الطبيعية. وتستخدم التقديرات بيانات سنوية على مدار المدة من سنة ١٩٨٠ إلى سنة ٢٠٠٨. والتطبيق العملي لطريقة (ARDL) يتضمن ثلاثة خطوات : تحديد رتبة التكامل للمتغيرات محل الدراسة باستخدام اختبارات جذر الوحدة، واختبار وجود علاقة تكاملية وحيدة باستخدام طريقة اختبار الحدود أخيرا تقدير (ARDL) للحصول على مروانات المدى الطويل والقصير.

اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Tests): يهدف اختبار جذر الوحدة إلى فحص خواص السلاسل الزمنية لجميع المتغيرات بالنموذج خلال فترة الدراسة، والتأكد من مدى سكونها وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة. واختبار سكون السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج فان ذلك يتطلب اختبار جذر الوحدة . وبالرغم من تعدد اختبارات جذر الوحدة، إلا انه سوف يتم استخدام اختبار ديكي- فولر الموسع Augmented Dickey Fuller Test (ADF) ورتبة المتغيرات يجب تحديدها قبل إجراء اختبار التكامل المشترك وذلك للتأكد بان المتغيرات محل الدراسة رتبته ليست اكبر من الواحد الصحيح (Abbott et al، ٢٠٠٠) وقد تم تطبيق اختبار ريكي فولر وتشير النتائج المتحصل عليها إلى إن متغيرات المساحة وسعر البطاطا وسعر محصول الذرة الصفراء هي سلاسل غير ساكنة عند المستوى ولكنها ساكنة عند الفرق، وكل متغير على حده يعتبر متكامل من الدرجة الأولى، ولاختبار مدى تحقق التكامل المشترك بين المتغيرات في إطار نموذج تصحيح الخطأ الغير مقيد Unrestricted Error Correction Model (UECM) فان Pesaran وآخرون (٢٠٠١) يقدم منهجية حديثة لاختبار مدى تحقق العلاقة التوازنية بين المتغيرات في ظل نموذج تصحيح الخطأ الغير مقيد وتعرف هذه الطريقة بطريقة اختبار الحدود (Bounds Testing Approach) وتتميز هذه الطريقة بأنه يمكن استخدامها سواء كانت متغيرات النموذج متكاملة من الدرجة الصفرية أو من الدرجة الأولى أيضا، يمكن تطبيقها في حالة العينات الصغيرة على خلاف الطرق الأخرى مثل طريقة انجل جرانجر وطريقة جوهانسن-جسلس. وتعتمد هذه الطريقة على اختبار (wald test) وإحصائية ، F-statistic. وللتحقق مما إذا كان هناك تكاملا مشتركا واحد وفريدا بين متغيرات النموذج فإننا سوف نقوم باستخدام انحدار متغير مساحة البطاطا على سعر البطاطا وسعر الذرة الصفراء، ويتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد كالتالي:

$$\Delta \ln Y_t = b_0 + \sum_{t=0}^n b_1 \Delta \ln X1_{t-1} + \sum_{t-1}^n b_2 \Delta \ln Y_{t-1}$$

$$+ \sum_{t-1}^n b_3 \Delta \ln X2_{t-1} + b_4 \ln X1_{t-1} + b_5 \ln Y_{t-1} + b_6 \Delta \ln X2_{t-1}$$

يشمل نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد ، أي اختبار فرض العدم (Ho: $b_4=b_5=b_6=0$) مقابل الفرض البديل

بوجود تكامل مشترك بين مستوى متغيرات النموذج (H1: $b_4 \neq b_5 \neq b_6 \neq 0$) وهنا يتم مقارنة إحصائية F

المقدرة مع القيم الجدولية التي اقترحها Pesaran وآخرون (٢٠٠١) وليس قيم F الاعتيادية، وهي عبارة عن قيمتين جدوليه، قيم تمثل الحد الأعلى في حالة كون متغيرات النموذج متكاملة من الدرجة الأولى I(1) وقيمة

الجدول (٣): اختبار جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية لمحصول البطاطا للعروة الربيعية باستخدام:

الفرق الأول		المستوى		السلسلة الزمنية
ثابت وانجاء	ثابت فقط	ثابت وانجاء	ثابت فقط	
-٣,٥٢٨٤٦٣**	٣,٤٧٢٠٤٥***	٢,١٤٩٦٧٩***	-١,٣٥٦١٣***	Iats
٣,٢٣٢١	-٢,٩٧٩٨	-٣,٥٧٩٦	-٢,٩٧٠٥	القيمة الحرجة %٥
	-٢,٦٢٩٠	-٣,٢٢٣٩	-٢,٦٢٤٢	القيمة الحرجة %١٠
-٣,١٨٩٥٦٤	-٢,٧٠٧٤٨٦**	-٠,٩٨٨٠١٦***	-	Lppt
-٣,٥٩٤٣	-٢,٦٢٩٠	-٣,٥٧٩٦	٠,٨٨٠٤٨٦**	القيمة الحرجة %٥
-٣,٢٣٢١		-٣,٢٢٣٩	*	القيمة الحرجة %١٠
			-٢,٩٧٠٥	
			-٢,٦٢٤٢	
-	-٣,٠٨٥٢٧٦***	-٠,٩٥٠٤٩٦***	-	LPC
٣,١٨٧٩٣٤٥***	-٢,٩٧٩٨	-٣,٥٧٩٦	١,٠٢٢٩٢٦**	القيمة الحرجة %٥
-٣,٥٩٤٣	-٢,٦٢٩٠	-٣,٢٢٣٩	*	القيمة الحرجة %١٠
-٣,٢٣٢١			٢,٩٧٠٥	
			--	
			٢,٦٢٤٢	

* معنوية عند مستوى ٥ % حسب القيم الجدولية لـ (MacKinnon, ١٩٩٦).

** معنوية عند مستوى ١٠ % حسب القيم الجدولية لـ (MacKinnon, ١٩٩٦).

تمثل الحد الأدنى في حالة التكامل من الدرجة الصفر $I(0)$ فإذا تجاوزت قيمة F المحسوبة قيمة F الجدولية فإنه يمكن رفض فرض عدم القائل بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، وقبول الفرض البديل بوجود تكامل مشترك بينها دون الحاجة لمعرفة رتبة التكامل، أما إذا كانت أقل من الحد الأدنى فإنه لا يمكن رفض فرضية عدم، وفي حال وقعت قيمة F بين الحدين فإنه لا يمكن اتخاذ قرار حاسم، وبالتالي فإنه لا بد من فحص خواص السلاسل الزمنية لمعرفة درجة التكامل قبل اتخاذ القرار.

مفهوم نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model): يقوم نموذج تصحيح الخطأ على فرضية مؤداها إن هناك علاقة توازنية طويلة المدى، تتحدد في ظلها القيمة التوازنية للمتغير التابع في إطار محدداته. وبالرغم من وجود هذه العلاقة التوازنية على المدى الطويل، إلا أنه من النادر أن تتحقق، ومن ثم فقد تأخذ قيمة المتغير التابع قيماً مختلفة عن قيمته التوازنية، ويمثل الفرق بين القيمتين عند كل فترة زمنية خطأ التوازن (Equilibrium Error) ويتم تعديل أو تصحيح الخطأ أو جزء منه على الأقل في المدى الطويل.

النتائج والمناقشة

عند استخدام طريقة التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود لـ Pesaran وبمقارنة اختبار (F) المحسوبة مع نطاق القيم الجدولية نلاحظ إن قيمة F تساوى ٩,٢١٤ وتجاوزت الحد الأعلى للقيم الجدولية عند مستوى معنوية ٥% مما يعنى رفض فرضية عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج وقبول الفرض البديل بوجود تكامل مشترك. وعند استخدام منهج الانحدار الذاتي للتأخر الموزع (ARDL) لاستجابة عرض محصول البطاطا للعروة الربيعية في العراق حصلنا على النتائج التالية:

الجدول (٤) : تقدير استجابة عرض محصول البطاطا للحرارة الربيعية في العراق باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للتأخر الموزع للمدة ١٩٧٠-٢٠٠٨

المتغيرات التفسيرية	المعاملات	إحصائية (t)	p_value
الثابت	٤,٢٠	٢,٧٩٠	[٠,٠١٠]
Lat _{t-1}	٠,٧٠٩	٥,٧٩٠٢	[٠,٠٠٠]
Lppt _{t-1}	٠,١٤٥	٢,٠٩٠	[٠,٠٤٦]
Lpct _{t-1}	٠,٠٢١-	٠,٤٢٠-	[٠,٦٧٧]

معامل التصحيح المعدل $R^2 = 81,07\%$

اختبار $F = 2149$

الاختبارات التشخيصية:

اختبار Jarque-Bera = [١٤١,٠] ٣,٩١٣١

اختبار الارتباط الذاتي (LM) Breusch-Godfrey = 1,318[0,560]

اختبار عدم تجانس التباين (ARCH test) = 0,145[0,706]

اختبار الشكل الدالي Ramsey Reset = 0,230[0,636]

توضح المعادلة تقديرات استجابة عرض البطاطا باستخدام طريقة الانحدار الذاتي الموزع ، والتي أعطت النتائج لمعاملات الانحدار ، ونتائج الاختبارات الإحصائية والمرونات في المدى القصير والطويل. توضح معادلة العرض إن 81% من التغير الحاصل في لوغاريتم الكمية المعروضة نتيجة التغير في لوغاريتم المتغيرات المستقلة التي تضمنها النموذج، وقد ثبتت معنوية النموذج ككل باختبار F عند مستوى معنوية ٥% مقارنة مع القيم الجدولية المناظرة لها. وإن جميع معاملات الانحدار معنوية إحصائياً فيما عدا متغير سعر المحصول المنافس. تشير الاختبارات التشخيصية إلى إن النموذج قد تجاوز كافة الاختبارات مثل خلو النموذج من الارتباط الذاتي باستخدام (LM) كذلك تحقق شرط التوزيع الطبيعي للبقايا باستخدام (Jarque-Bera) وعدم وجود مشكلة اختلاف التباين باستخدام (ARCH test). كما يشير إحصاء اختبار Ramsey Reset إلى عدم ظهور مشكلة خطأ التحديد للنموذج. وتتطابق شارات وقيم معاملات الانحدار مع النظرية الاقتصادية. إذ اتضح إن سعر البطاطا بفترة تأخر سنة يؤثر في كمية العرض من البطاطا. وتشير مرونة العرض السعرية إلى وجود علاقة إيجابية بين الكمية المعروضة وسعر البطاطا وبلغت مرونة العرض السعرية في المدى القصير ٠,١٥ وهذا يعني أنه إذا ارتفع السعر بمقدار ١٠% فإن الكمية المعروضة من البطاطا سوف تزداد بمقدار ١,٥% أما في المدى الطويل فإن مرونة العرض السعرية بلغت ٠,٣٧.

وعند تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM) فقد تحصلنا على النتائج التالية:

الجدول (٥): تقدير نموذج تصحيح الخطأ للفترة ١٩٨٠ - ٢٠٠٨

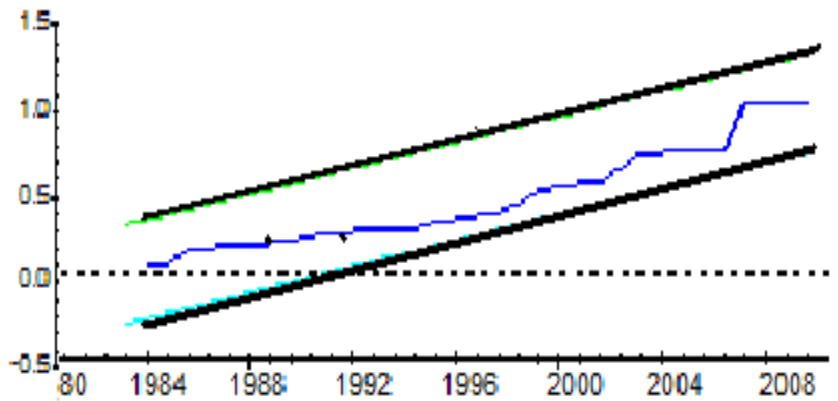
المتغير التابع Δ : المساحة المزروعة بالبطاطا للحرارة الربيعية (ΔLat_{au})		
المتغيرات التفسيرية	المعاملات	إحصائية (t)
الثابت	٨,٦٨٠٠٤٣ **	١٨٧,٠٣٤
$\Delta Lppt_t$	٠,٢٣٥٨٨ **	٢,٦٧٧٥
ΔLPC	٠,٠١٠٠٥٨ *	١,٩٨٠-
ECM_{t-1}	**٠,٣٢٦٧ *	٣,٩١٢٨-

(R^2 : ٠,٩٤) ($A_{adj} R^2$: ٠,٩٣) (SE: ٠,٢٠١٧) (SSR: ١,٠٥٨٧٨١) (F-statistic: ٢٠٨,٥٨) (DW: ١,٧٢) (Durbin h test = ١,٨٨) $\Rightarrow -1,96 < 1,72 < 1,96$ at ٥ percent level.

على ضوء النتائج الواردة بالجدول السابق نلاحظ معنوية معامل تصحيح الخطأ (ECM) مع الإشارة السالبة المتوقعة ونشير قيمة معامل تصحيح الخطأ (-٠,٣٢) إلى إن الكمية المعروضة من البطاطا تتعدل سنويا بما يعادل ٣٢% أي إن الكمية المعروضة تستغرق نحو ٣ سنوات نحو قيمتها التوازنية في المدى الطويل بعد اثر الصدمة في النموذج نتيجة للتغير في احد المتغيرات التفسيرية.

اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج : إن الخطوة التالية بعد تقدير صيغة تصحيح الخطأ تتمثل في اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات المدى القصير والطويل. ولتحقيق ذلك سوف يتم استخدام اختبار المجموع التراكمي لمربعات البواقي التراجعي (Brown وآخرون، ١٩٧٥) Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUMSQ).

ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدره للنموذج إذا وقع الشكل البياني لإحصاء CUSUMSQ داخل الحدود الحرجة عند مستوي معنوية ٥%. ومن ثم تكون هذه المعاملات غير مستقرة إذا انتقل الشكل البياني لإحصاء الاختبار المذكور خارج الحدود الحرجة عند هذا المستوي.



الشكل رقم (١): اختبار الاستقرار CUSUM Squares المجموع التجمعي لمربعات البواقي التراجعية لنموذج ARDL

ويتضح من الشكل رقم (١) أن المعاملات المقدره للنموذج المستخدم مستقرة هيكلياً عبر الفترة محل الدراسة، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبار المذكور لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوي معنوية ٥%. وبناء على ما توصلت إليه الدراسة من نتائج، يمكن التوصية بالتخطيط لسياسات سعرية مسبقة مناسبة واتخاذ الخطوات الفعلية لحماية المنتجين من عدم استقرار الأسعار بهدف زيادة المساحات و من ثم زيادة الإنتاج، وضرورة توفير قاعدة بيانات مناسبة حول الأسعار المتوقعة والعرض الخاص بهذه السلعة .

ECONOMIC ANALYSIS OF SUPPLY RESPONSE OF SPRING SEASON POTATO GROP IN IRAQ USING ERROR CORRECTION MODEL AND COINTEGRATION DURING THE PERIOD 2008_1980.

Zahra H. Mahmood

Akad S. Bashar

Economic Dept, College Of Agric.
Baghdad university

ABSTRACT

Potato is considered one of the most important strategic crops. From nutritional value aspect, it is considered the first alternative for cereal crops in solving the food shortage. In Iraq, potato represents one of the main vegetable crops which is grown in two seasons: spring and autumn. This study aimed to estimate supply response function of potato crops and to determine the main factors that affect the supply. The descriptive and econometrics analyses were used where models of distributed lagged models (ARDL) were used to measure the degree of supply response to the change of current and past

price change. Finally, Pesaran model was used for estimation of the main factors affecting the supply of potato in Iraq during the period 1980-2008. Distributed lagged model was found to be the most convenient model. The price supply elasticities were 37 in short and long term respectively. 15 and 0.0

المصادر

- العبدلي ، عابد (٢٠٠٧) محددات الطلب على واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ. مجلة مركز صالح كامل للاقتصاد الإسلامي، جامعة الأزهر، (٣٢): ١٨-٩.
- مجهول (٢٠٠٠). هيئة التخطيط ، الجهاز المركزي قسم الاحصاء ، المجموعة الاحصائية السنوية للمدة ١٩٨٥-٢٠٠٦.
- مجهول (٢٠٠٠). سجلات الاحصاء الزراعي للمدة ١٩٨٥ - ٢٠٠٦ ، دائرة التخطيط والمتابعة، وزارة الزراعة
- Abbott, A.; A. C. Darnell, and L. Evans. (2000) ,The influence of exchange rate variability on UK exports. Applied Economic Letters 8: 47-9.
- Ananda.W. and R. Govindasamy. (1997) Supply response in the Northeastern fresh and tomato market: cointegration and error correction analysis. Agricultural Resource Economics Review 247-255 .
- Elbeydi, K.R.; A.A. Aljdi and A.A. Yousef, (2007). Measuring the supply response function of barley in Libya. Afr. Crop Sci. Confer. Proc., 8: 1277-1280.
- Engle, R., and C. W. J. Granger. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. Econometrica, 55: 251-276.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold. (1974). Spurious regression in econometrics. J. Purnal of Econometrics, 2:111-120.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrated vectors. Journal of Economic Dynamics and Control. 12:231-254.
- Mesike, C. S.; R.N. Okoh, and O.E. Inoni. (2010). Supply response of rubber farmers in Nigeria: An application of vector error correction model, Agricul. J.(5):146-150
- Mohammad, S.; M. S. Javad, B. Ahmed and K. Mushtaq. (2007). Price and non-price factors affecting acreage response of wheat in different agro-ecological zones in Punjab: A co-integration analysis. Pak. J. Agric. Sci. 44:27-32.
- Nerlove, M.,(1985). The Dynamics of Supply: Estimation of Farmers' Response to Price. 1st Ed., Johns Hopkins University Press, Balti-More.,
- Nerlove, M. and K.L. Bachman. (1960). The analysis of changes in agricultural supply: problems and approaches. J. Farm Econ., 3: 531-554.
- Pesaran, M. H. and B. Pesaran. (1997). Working With Microsoft 4.0: Interactive Econometric Analysis, United Kingdom: Oxford University Press.Nigeria J. Agricult. Sci.10:9-15.
- Pesaran, M.H.; Y. Shin, and R. J. Smith. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. J. Appl. Econom. 16.