قياس أثر القروض على ناتج القطاع الزراعي الإجمالي في المملكة العربية السعودية في المدى الطويل باستخدام معادلات التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ

مهدي بن معيض ال سلطان[1]

الملخص العربي

استهدفت هذه الدراسة قياس أثر القروض المقدمة من قبل حكومة المملكة العربية السعودية على إجمالي ناتج القطاع الزراعي وذلك خلال الفترة الزمنية ١٩٧١-٢٠٠٨م. وقد اعتمدت الدراسة على البيانات الثانوية المنشورة واستخدمت أساليب التحليل القياسية الحديثة المتمثلة في اختبارات التكامل المشترك Cointegration Test ونماذج تصحيح الخطأ Error Correction Models (ECM) والتي تعكس العلاقة الديناميكية في الأجل القصير نظراً لأن استخدام أساليب التحليل القياسية التقليدية قد يؤدي في معظم الأحيان إلى نتائج غير دقيقة.

وقد أوضحت النتائج المتحصل عليها بأن درجة الانحدار الذاتي لناتج القطاع الزراعي الإجمالي والتكوين الرأسمالي للقروض بالمملكة العربية السعودية هي من الدرجة الثانية للمتغيرات في صورتها اللوغارثمية. وبدراسة اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرين تبين أن الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي لا يسبب بمفهوم جرانجر مستويات التكوين الرأسمالي للقروض في حين تأكدت معنوية العلاقة بأن التكوين الرأسمالي للقروض يسبب بمفهوم جرانجر مستويات إجمالي الناتج المحلي للقطاع الزراعي وذلك يتفق مع الواقع في المملكة نظراً للدعم المقدم للقطاع الزراعي من الدولة من خلال الناتج المحلي الإجمالي الذي تشكل العوائد البترولية جزء كبير منه. وقد أوضحت معادلة التكامل المشترك حيال تفسير العلاقة بين إجمالي الناتج للقطاع الزراعي والتكوين الرأسمالي للقروض أن نسبة مساهمة التكوين الرأسمالي للقروض للتغير في الناتج الزراعي الإجمالي في المدى الطويل بلغت ٦٩,٣٪ في حين تبين من نتائج نموذج تصحيح الخطأ أن معدل نمو ناتج القطاع الزراعي الإجمالي في المدى القصير يساوي ٧,٩٪.

مما سبق يتضح أهمية استمرار المملكة العربية السعودية في سياساتها المستخدمة لدعم القطاع الزراعي لما له من اثر جلي في تحسين دخل القطاع الزراعي وبالتالي زيادة الناتج المحلي الإجمالي.

المقدمـــة

اهتمت الدولة بتنمية القطاع الزراعي وتحقيق أهداف التنمية الزراعية من خلال تطبيق العديد من أدوات السياسة الزراعية من أهمها سياسة الدعم وتقديم القروض والإعانات للقطاع الزراعي بشقيه النباتي والحيواني، مما شجع الاستثمار في القطاع الزراعي وبالتالي تحقيق تقدم ملحوظ في نسبة الاكتفاء الذاتي لمعظم السلع الزراعية.

وباستعراض ملامح التنمية الزراعية في المملكة يمكن تقسيمها إلى ثلاث مراحل الأولى من ١٣٩٢-١٤٠٥هـ حيث كانت التنمية تتبع نموذج التوسع المتوازن في معظم القطاعات نظراً لتوفر الموارد المالية التي مكنت من القيام بالمشروعات العملاقة في معظم القطاعات وفي معظم الأنشطة داخل القطاع الزراعي وقد أثمرت هذه السياسات في رفع معدلات النمو وتحقيق مستويات عالية من الإنتاج الزراعي (الحمودي، ١٤٢٠هـ). ونظرا لبعض الحسابات الاقتصادية المهمة ومنها قدرة القطاع الزراعي على استيعاب الاستثمارات الجديدة وتصريف الفائض من الإنتاج عن حاجة الاستهلاك المحلي وظهور بعض المتغيرات المحلية والدولية اتخذت الحكومة بعض السياسات نحو ترشيد الإنفاق الاستثماري والاستهلاكي بشكل عام وتعديل سياسات الدعم ومع ذلك استمر الناتج المحلي الإجمالي الزراعي في التزايد ولكن بمعدلات متناقصة واستمرت هذه الفترة حتى عام ١٤١٦هـ، ثم اتجهت التنمية الى المرحلة الثالثة وهي مرحلة التنمية المستدامة والتي تعتمد

[1]قسم الاقتصاد الزراعي، كلية علوم الأغذية والزراعة، جامعة الملك سعود، المملكة العربية السعودية

استلام البحث في ٣ مايو الموافقة على النشر في ٢٢ مايو ٢٠١٠

على تواصل التنمية اعتمادا على ما تم انجازه من استثمارات وقيام مشروعات ضخمة تتوافر لها الإمكانات الرأسمالية التي تستطيع الاستمرار في الإنتاج عند المستويات العالمية التي تم تحقيقها وبالتالي فإن القطاع الزراعي يمكنه بما لديه من أصول منتجة واستثمارات ومشاريع إنتاجية الاستمرار في تحقيق مستوى مرتفع من الإنتاج بما يتحقق لديه من فائض زراعي يتم إعادة استثماره واستعماله في استمرار تنمية القطاع الزراعي مع المحافظة على الموارد الاقتصادية التي تتسم بالندرة وأهمها الموارد المائية.

المشكلة البحثية

أدى اهتمام المملكة العربية السعودية بالقطاع الزراعي من خلال تبني مجموعة من سياسات الدعم المختلفة من خلال خطط التنمية المتعاقبة إلى زيادة كبيرة في الناتج المحلي للقطاع الزراعي الا أن تلك الزيادة محكومة إلى حد كبير بالتذبذبات في الناتج المحلي الإجمالي المحكوم بعوائد البترول المرتبطة باسعار البترول بالطلب العالمي عليه. علاوة على ذلك فإن انضمام المملكة العربية السعودية لمنظمة التجارة العالمية(WTO) قد يؤدي مستقبلاً لتغيرات في سياسات الدعم الموجهة للقطاع الزراعي مما يعني حدوث زيادة أو نقص لمعدلات الناتج الزراعي المحلي تبعاً لذلك. مما سبق فإن المشكلة تتمثل في دراسة مدى التأثير المحتمل حدوثه نتيجة لذلك على مستوى الناتج المحلي للقطاع الزراعي.

أهداف البحث

استهدفت هذه الدراسة قياس أثر التكوين الرأسمالي للقروض الممنوحة من قبل صندوق التنمية الزراعية (البنك الزراعي سابقاً) في المملكة العربية السعودية على الناتج الزراعي المحلي الإجمالي في المدى الطويل وتحليل العلاقة السببية بينهما واتجاهها وذلك باستخدام نموذج قياسي يعكس العلاقة الديناميكية بينهما في الأجل القصير مع تقدير معالم التوازن بينهما في المدى الطويل ويمكن تحقيق ذلك الهدف من خلال الخطوات التالية:

١. دراسة علاقة المدى الطويل بين الناتج الزراعي المحلي الإجمالي والتكوين الرأسمالي للقروض واختبار اثر تلك العلاقة على مستويات الناتج الزراعي المحلي الإجمالي في المدى القصير.
٢. اختبار العلاقة السببية بين الناتج الزراعي المحلي الإجمالي والتكوين الرأسمالي للقروض وتحديد اتجاهها.
٣. تقدير العلاقة في المدى الطويل بين معدل نمو الناتج الزراعي المحلي الإجمالي ومعدل نمو التكوين الرأسمالي للقروض.

الأسلوب البحثى

نظراً لأن متغيرات الدراسة عبارة عن سلسلة زمنية للفترة من ١٩٧١-٢٠٠٨م، وتحقيقاً لأهداف البحث تم استخدام نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model والذي يقوم على فرضية وجود علاقة توازنية طويلة المدى تتحدد في ظلها القيمة التوازنية للمتغير التابع تبعاً لمحددات النموذج. وبالرغم من وجود هذه العلاقة التوازنية في المدى الطويل إلاّ أنه من النادر تحققها وبالتالي فقد يأخذ المتغير التابع قيماً تختلف عن قيمته التوازنية، ويمثل الفرق بين القيمتين عند كل فترة زمنية خطأ التوازن Equilibrium error. ويتم تصحيح هذا الخطأ أو جزء منه على الأقل في المدى الطويل بنموذج تصحيح الخطأ : luke keele (2004). ولتقدير نموذج تصحيح الخطأ فإن الأمر يتطلب التحقق من سكون متغيرات السلسلة الزمنية stationary وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة، ثم التأكد من وجود علاقة توازنية بين متغيرات النموذج من خلال اختبار التكامل المشترك co-integration) بين هذه المتغيرات وسيتم عرض ذلك بشئ من الإيضاح كالتالي:

(١) سكون السلسلة الزمنية Time series stationary

تفترض نظرية الانحدار ضمنياً أن السلاسل الزمنية المستخدمة في التقدير تتميز بخاصية السكون stationary أو سلاسل متكاملة *Integrated* من الرتبة صفر والتى يشار إليها بالرمز*I(0)*، ونظراً لأن كثيرا من السلاسل الزمنية تتسم بعدم الاستقرار كما ذكر (Nelson and Plosser, 1982) لاحتوائها على جذر الوحدة وبالتالى فإن استخدام بيانات السلاسل الزمنية غير المستقرة في نماذج الانحدار يؤدي في الغالب لنتائج غير واقعية مثل ارتفاع قيمة معامل التحديد حتى في ظل عدم وجود علاقة حقيقية بين المتغيرات والذي يسمى بالانحدار الزائف spurious regression وبالتالي فإن المقدرات والاختبارات الإحصائية التي

تنتج عن انحدارات استخدمت سلاسل زمنية غير ساكنة تعتبر نتائج غير سليمة مما يستلزم التأكد من سكون السلسلة الزمنية وهي التي تبقى متوسطاتها وتباينها وتغايرها ثابته مع الزمن (Maddala, 1992). ويشار إلى أن السلسلة الزمنية للمتغير تكون غير ساكنة non-stationary إذا كان لهذا المتغير جذر مساو للوحدة unit root، نتيجة لوجود اتجاه عام لبياناتها او نتيجة لتزايد تباين حدها العشوائي مع الزمن. ولاختبار سكون السلسلة الزمنية stationary لمتغيرات الدراسة فإن ذلك يتطلب اختبار جذر الوحدة unit root test والذي يمكن اجراؤه بمجموعة من الاختبارات من أهمها اختبار ديكي–فوللر Dickey-Fuller test و اختبار ديكي–فوللر المطور Augmented Dickey-Fuller test (Dickey and Fuller 1979): واختبار فيليب– بيرون (Phillip-Perron, 1988) والتي يمكن ايضاحها كالتالي:

اختبار ديكي–فوللر من خلال المعادلة التالية:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + u$$

حيث تمثل (Δ) الفرق الأول للسلسلة الزمنية (y_t) و β_1 تمثل القاطع و δ تمثل المعلمة المراد اختبارها حيث يصاغ فرض العدم على النحو ($H_0: \delta = 0$) والذي يعني باحتواء السلسلة على جذر الوحدة وبالتالي عدم استقرارها في مقابل الفرض البديل ($H_1: \delta < 0$). ويمكن إضافة متغير الزمن (t) للمعادلة، و يعبر u_t عن حد الخطأ العشوائي. وتجدر الاشارة إلى أنه في حالة وجود ارتباط ذاتي بين حدود الخطأ العشوائي (autocorrelation) فيتم تصحيح ذلك بإضافة عدد مناسب من حدود الفرق المبطأة وتسمى هذه الطريقة باختبار ديكي–فوللر المطور Augmented Dickey-Fuller test ، وتقوم فكرة صيغة *ADF* على إضافة الفروق الأولى للمتغير التابع لفترات إبطاء معينة أو (Δy_{t-j}) لعدد من فترات الإبطاء إلى التقدير، وبذلك تصبح صيغة *ADF* بعد إضافة الثابت أو القاطع β_1 والزمن كالتالي:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^{m} y_{t-i} + \varepsilon_t$$

حيث تصبح (ε_t) غير مرتبطة ذاتياً وتتميز بالخواص الإحصائية المرغوبة (white noise)، ويتم تحديد طول الفجوة الزمنية المناسبة (التباطؤ) m تبعا لبعض المعايير مثل معيار (Akaike Info Criterion)، (Akiak 1974)، ونظرا لحساسية اختبار جذر الوحدة للمكونات المحددة كالزمن والثابت وفترات الإبطاء فإن قرار قبول جذر الوحدة أو رفضه يتأثر بوجود أو غياب هذه المكونات، ومن ثم يجب التأكد بشكل قاطع من معنوية هذه المكونات فى أي معادلة يتم اختبار وجود جذر الوحدة بها.

أما اختبار فيليب–بيرون فيختلف عن اختبار ديكي–فوللر(ADF test) في طريقة معالجة وجود الارتباط التسلسلي من الدرجة الأعلى، حيث يقوم اختبار ديكي– فوللر بعملية تصحيح معلمية بإضافة حدود الفرق المبطأة كونه قائم على فرضية تولد السلسلة الزمنية بواسطة عملية الانحدار الذاتي (Autoregressive, AR) في حين أن اختبار فيليب– بيرون(PP test) يقوم بعملية تصحيح غير معلمية (nonparametric) لأنه مبني على فرضية أكثر عمومية بتولد السلسلة الزمنية بواسطة عملية Autoregressive Integrated Moving Average,) ARIMA). ولذا يرى (Hallam D. , Zanoli R.:1993,p.160) أن القدرة الاختبارية والدقة لاختبار(PP test) أفضل من اختبار(ADF test) خاصة في العينات الصغيرة، بينما يرى (Obben J.:1998, p.114) الاعتماد على نتائج اختبار(ADF test) في حالة عدم توافق نتائج الاختبارين، فإذا كانت المتغيرات مستقرة ومتكاملة من الدرجة الأولى ننتقل إلى الخطوة التالية، لمعرفة فيما إذا كانت المتغيرات متكاملة تكاملا مشتركاً وأن هناك علاقة توازنية في المدى الطويل بين المتغيرات المستخدمة في الدراسة.

(٢) اختبار التكامل المشترك co-integration test:

تشير طريقة التكامل المشترك إلى العلاقة التوازنية بين المتغيرات التابعة والمستقلة في المدى الطويل، حيث أن العلاقة الديناميكية في المدى القصير لا تقل أهمية عنها في المدى الطويل. ويعد تكامل المدى الطويل مع المدى القصير من الأمور الهامة في

الاقتصاد القياسي من خلال منهج التكامل المشترك. ويطلق على السلسلة الواحدة إذا كانت غير ساكنة كلمة متكاملة integrated فنقول ان السلسلة X متكاملة من الرتبة الأولى أو متكاملة من الرتبة الثانية، أما مصطلح التكامل المشترك co-integratedفيستخدم عندما يكون لدينا أكثر من سلسلة غير ساكنة، فنقول ان السلاسل غير الساكنة X, Y ذات تكامل مشترك (متساوي) إذا كان من الممكن تكوين مزيج خطي واحد على الأقل يتصف بالسكون بين هذه السلاسل من الدرجة الصفرية I(0) The stationary linear combination. وهذا المكون الخطى الساكن يسمى معادلة التكامل the co-integrating equation ويتم تفسير هذا المكون أيضا على أنه علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات,X, Y وبالتالي يمكن استخدام مستوى المتغيرات في الانحدار ولا يكون الانحدار في هذه الحالة زائفاً (B.Bhaskkara Rau,1994). وقد أشار انجل وجرانجر (Engle and Granger, 1987) إلى طريقة إجراء اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات والمكون من خطوتين تتمثل الخطوة الأولى في تقدير معادلة إنحدار التكامل المشترك بين السلسلتين

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى OLS، ثم إجراء الخطوة الثانية بالحصول على البواقي المقدرة من الانحدار السابق ($\hat{\varepsilon}_t$) وهي المزيج الخطي المتولد من انحدار العلاقة التوازنية طويلة المدى ويهتم الاختبار بالتحقق من سكون هذا المزيج ، أي تكامله من الدرجة صفر I(0) وفقاً للمعادلة التالية:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \alpha + \delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + e_t$$

فإذا كانت إحصائية (τ) لمعلمة ($\hat{\varepsilon}_{t-1}$) معنوية فإننا نرفض فرض العدم القائل بوجود جذر وحدة في البواقي ونقبل الفرض البديل بسكون البواقي، وبالتالي نستنتج بأن متغيرات النموذج متكاملة من نفس الرتبة بالرغم من أنها سلاسل زمنية غير ساكنة. و عند وجود تعارض بين النتائج المتحصل عليها باستخدام اختباري ديكي–فوللر المطور وفيليبس نضطر إلى اللجوء لاختبارات أخرى للتكامل المشترك مثل اختبار التكامل المشترك بدلالة داربون واتسون (CRDW Test) وذلك بمقارنة القيمة المحسوبة بالقيم الجدولية التي أشار لها (Sargan Bhargava:1983) ومن ثم قبول أو رفض فرض العدم. من جهة أخرى فإن الاختبارات السابقة لا تناسب العينات صغيرة الحجم و كذلك الحالات التي يكون فيها أكثر من متغيرين وبالتالي يمكن استخدام طريقة جوهانسن لاختبار التكامل المشترك (Johansen-Juselius cointegration test) والذي يتميز بقدرته على الكشف عن وجود تكامل مشترك فريد و المتمثل في تحقق التكامل المشترك فقط في حالة انحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة حيث أن عدم وجود هذا التكامل المشترك الفريد يجعل العلاقة التوازنية بين المتغيرات مثار للجدل والتساؤل(S.G. Hall: 1986)، ويطبق اختبار جوهانسن في حال إذا زادت المتغيرات عن متغيرين لإمكانية وجود عدة متجهات للتكامل المشترك. ويفضل استخدام اختبار التكامل المشترك في الحالات التي تتضمن متغيرين فقط على طريقة انجل–جرينجر ذات الخطوتين.وتعتمد طريقة جوهانسن على طريقة الإمكانية العظمى Maximum Likelihood Function لتقدير وتحديد وجود متجهات متكاملة في نموذج متجه الانحدار الذاتي Vector Autoregressive model (VAR). ويفترض اختبار Johansen Juselius - وجود p من المتغيرات الاقتصادية فى متجه الانحدار الذاتي من الرتبة K كما يلى:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \ldots\ldots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t$$

حيث أن:

Δ الفروق الأولى للمتغيرات غير الساكنة، Γ_1 تمثل مصفوفة معلمات المتغيرات المبطأة غير الساكنة والتي يتم إدخالها في شكل الفروق الأولى ،Π تمثل مصفوفة معلمات نفس المتغيرات السابقة المبطأة لفترة واحدة وتحتوي معلومات عن العلاقة التوازنية في المدى الطويل بين متجه المتغيرات. وتتحدد رتبة المصفوفة Π بعدد معادلات(علاقات التكامل المتساوي) التي يمكن أن تشمل عليها العلاقة ويرمز لهذا العدد بالرمز r. وعندما تكون رتبة المصفوفة Π تساوى الصفرr=0، في هذه الحالة نرفض وجود التكامل المتساوي، أي لا توجد علاقة توازنية بين المتغيرات في الأجل الطويل.وعندما نحصل على r=k فان ذلك يعنى أن رتبة المصفوفة Π تامة أو كاملة full rank وتعنى هذه الحالة أن المتغيرات

الأصلية ساكنة.والحالتان r=0 ، r=k لا يمكن معهما استخدام نموذج VAR غير المقيد أو المقيد المعروف بنموذج تصحيح الخطأ. ولكن عندما تكون الرتبة r أكبر من الصفر أو r>0 واقل من k، أو r=>k يمكن القول بوجود معادلة تكامل واحدة على الأقل، مما يعني أن العلاقة المختبرة تشتمل على مكون ساكن خطى وهى ما تعبر عن وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل.ويقترح johansen(1988) اختبارين إحصائيين لتحديد عدد متجهات التكامل المشترك هما اختبار الأثر (Trace test) والذي يختبر فرضية العدم القائلة بأن عدد متجهات التكامل المشترك يقل عن أو يساوي العدد (q) مقابل الفرض البديل (q=r) ويحسب بالصيغة التالية :

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{P} \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

حيث $(\lambda_{r+1}, \ldots\ldots, \lambda_n)$ تمثل أقل المتجهات الكامنة(eigenvectors) وتشير فرضية العدم إلى أن عدد متجهات التكامل المشترك الكامنة يساوي أو يقل عن (r).

والاختبار الثاني هو اختبار القيمة الكامنة العظمى (Maximal eigenvalue) ويحسب من الصيغة التالية:

$$\lambda \max(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

ويقوم هذا الاختبار باختبار فرضية العدم القائلة بأن هناك (r) متجه للتكامل المشترك مقابل الفرض البديل بوجود (r+1) متجه للتكامل المشترك. ولما كان اختبار جوهانسن للتكامل المشترك لتحديد عدد المتجهات المتكاملة حساسا جدا لطول فترة التباطؤ (Lag Length) المثلى في نموذج (VAR)، فإنه من الضروري تحديد طول الفترة باستخدام معيار Schwarz (SC).

(٣) نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model (ECM)

إذا كانت المتغيرات التي تتكون منها الظاهرة تتصف بخاصية التكامل المشترك فان النموذج الأكثر ملائمة لتقدير العلاقة بينهما هو نموذج تصحيح الخطأ ECM ويستخدم هذا النموذج للتوفيق بين السلوك قصير الأجل والسلوك طويل الأجل للعلاقات الاقتصادية. فالمتغيرات الاقتصادية يفترض أنها تتجه في الأجل الطويل نحو حالة من الاستقرار (التوازن) ومن المعروف أن طريقة المربعات الصغرى(OLS) تفترض أن الظواهر الاقتصادية تتبع في سلوكها التوزيع المعتدل الطبيعي وهذا يتضمن أن السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية هي بيانات مستقرة stationary ولكن هذا قد لا يحدث في الواقع العملي فكثيرا ما تكون هذه البيانات غير مستقرة وفي هذه الحالة يترتب على استخدام (OLS) أن يكون معامل التحديد R^2 مرتفع وكذلك t مع وجود مشكلة الارتباط التسلسلي autocorrelation.

وتأخذ صيغة نموذج تصحيح الخطأ في الاعتبار العلاقة طويلة الأجل باحتوائها على متغيرات متباطئة lagged variables والعلاقة قصيرة الأجل باحتوائها على فروق السلسلة الزمنية بين سنة وأخرى. ولإيضاح صيغة نموذج تصحيح الخطأ نفترض أن لدينا متغيرين y_t, x_t وتم تقدير العلاقة بينهم باستخدام الصيغة الرياضية التالية:

$$Y_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_t + \varepsilon_t$$

بعد تقدير العلاقة السابقة يمكن الحصول على متغير جديد يسمى حد الخطأ وهو عبارة عن البواقي أي:

$$\varepsilon_t = Y_t - (\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_t)$$

وباستخدام هذا الحد يمكن صياغة نموذج تصحيح الخطأ على النحو التالي:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_j \Delta X_{t-j} + \theta(Y_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 X_t)_{t-j} + Z_t$$

$$j = 1,2,\ldots\ldots,k$$

حيث:

ΔY_t : تعبر عن الفرق الأول للمتغير التابع

j: رقم فترة التباطؤ لفروق المتغير المستقل.

K: عدد فترات التباطؤ المدرجة بالنموذج.

θ :معامل سرعة التعديل ويشير لمقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغير المستقل في الأجل القصير عن قيمته التوازنية في الأجل الطويل بمقدار وحدة واحدة، ويكون سالب الإشارة.

مصادر البيانات البحثية

اعتمد البحث على بيانات سلاسل زمنية Time Series Data، لناتج القطاع الزراعي في المملكة العربية السعودية والتي تم الحصول عليها من إصدارات وزارة الزراعة و مصلحة الإحصاءات والمعلومات لأعداد مختلفة وهي تمثل إجمالي الناتج الإجمالي الزراعي للمملكة خلال الفترة ١٩٧١-٢٠٠٨م. كما تم الاعتماد على بيانات التكوين الرأسمالي للقروض المقدمة للقطاع الزراعي (القروض التراكمية) والتي تم حسابها من بيانات صندوق التنمية الزراعية (البنك الزراعي العربي السعودي سابقاً) حيث تم تقدير إجمالي التكوين الرأسمالي في القطاع الزراعي وفقا للمبالغ الممولة في صورة قروض تستخدم في شراء الأصول الرأسمالية للقطاع الزراعي . حيث تم تجميع القروض من عام ١٩٦٤م لمدة سبع سنوات (أي إلى عام ١٩٧١) ثم تم حساب التكوين الرأسمالي بصورة متحركة بحيث تمثل كل سنة إجمالي العشر السنوات السابقة لها حيث يفترض بأن العمر الاقتصادي لها عشر سنوات.

النتائج ومناقشتها

اختبار سكون السلسلة الزمنية Time series stationary test

تم الاعتماد على الاختبارات الكمية الحديثة Modern test للكشف عن سكون السلاسل الزمنية من عدمه والمتمثلة في اختبار ديكي فوللر المطور(Augmented Dickey–Fuller (ADF واختبار فليبس وبيرون Phillips – Perron (P.P في الكشف عن استقرار وسكون المتغيرات أو السلاسل الزمنية. وقد تم الاستغناء عن اختبار ديكي فوللر البسيط نظراً لعدم أخذه أو لتجاهله الارتباط الذاتي في الخطأ العشوائي والذي يؤدى إلى عدم تحقيق الكفاءة في تقديرات المربعات الصغرى لمعادلة الانحدار. ويوضح الجدول رقم (١) النتائج المتحصل عليها للاختبارات السابقة حيث اتضح أن جميع المتغيرات المستخدمة في التقدير تحتوي على جذر الوحدة، أي أنها غير مستقرة في المستوى العام level في حالة وجود قاطع وبدون اتجاه عام وكذلك في حالة وجود القاطع والاتجاه العام أو عدم وجود كل من القاطع والاتجاه الزمني العام، حيث أن قيم (τ) المحسوبة تقل عن القيم الحرجة للاختبار. وبأخذ الفروق الأولى first differences للمتغيرات المستخدمة في التقدير، أتضح أيضاً عدم معنويتها مما يشير إلى أن السلاسل الزمنية لازالت غير مستقرة، وعند أخذ الفروق الثانية second differences اتضح أن جميع السلاسل أصبحت مستقرة، أي أنها لا تحتوي على جذر الوحدة، حيث أن قيم (τ) المحسوبة أكبر من القيم الحرجة عند مستوى معنوية ١% ومن ثم تكون المتغيرات متكاملة من الدرجة الثانية I(2) ومستقرة مما يبرر إجراء التكامل المشترك وتصميم نموذج تصحيح الخطأ.

اتجاه العلاقة السببية (اختبار جرنجر) Granger Causality test

تم استخدام اختبار جرنجر (Granger, et al.1996) لدراسة مدى اعتماد ناتج القطاع الزراعي على التكوين الرأسمالي للقروض المقدمة من الدولة لهذا القطاع. ويعتمد هذا الاختبار على إيجاد معادلة الانحدار الذاتي لكل متغير لفترات إبطاء مناسبة ثم إعادة التقدير بعد إضافة المتغير الآخر بنفس فترات الإبطاء لاختبار مدى اختلاف معاملاته عن الصفر وكذلك الحال بالنسبة للمتغير الآخر.واتضح بعد تطبيق هذا الاختبار على متغيرات الدراسة للفترة من ١٩٧١-٢٠٠٨م واعتبار فترتي إبطاء إمكانية رفض فرض العدم القائل بأن التكوين الرأسمالي للقروض لا يسبب بمفهوم جرنجر Not Granger cause ناتج القطاع الزراعي وذلك بمستوى معنوية أقل من ١٪ (قيمة الاختبار المحسوبة F=14.47)، في حين تبين عدم إمكانية رفض فرض العدم القائل بأن الناتج القطاع الزراعي لا يسبب التكوين الرأسمالي للقروض. أما بالنسبة لمتغيرات معدل النمو لناتج القطاع الزراعي ومعدل نمو التكوين الرأسمالي للقروض فقد تبين إمكانية رفض فرض العدم المتعلق بأن معدل النمو في التكوين الرأسمالي للقروض لا يسبب بمفهوم جرنجر معدل النمو في ناتج القطاع الزراعي بمستوى معنوية أقل من ١٪ (F=13.02) في حين تبين عدم إمكانية رفض فرض العدم القائل بأن معدل النمو في ناتج القطاع الزراعي لا يسبب معدل النمو في التكوين الرأسمالي للقروض (F=2.56). وبالتالي يمكن أن نخلص في النهاية لوجود علاقة ذات اتجاه واحد أي أن التغير في التكوين الرأسمالي للقروض يسبب التغير في الناتج القطاع الزراعي وكذلك أن التغير في معدل نمو التكوين الرأسمالي للقروض هو الذي يسبب معدل نمو ناتج القطاع الزراعي.

جدول١. اختبارات جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية باستخدام اختبار ديكي فوللر المطور (ADF) Augmented Dickey-fuller واختبار فيلبـــيس و بـــيرون Phillips-Perron (PP).

السلسلة الزمنية		المعنوية والاختبارات	ADF C(١)	ADF C&T(٢)	ADF none(٣)	PP C	PP C&T	PP none
الناتج الزراعي الإجمالي	المستوى	τ	٢,١-	٤,٧٤-***	٠,٥٦	٣,٤٦-***	٠,١٤-	٢,٦٦
		AIC	٣,٦٧-	٥,٠٥-	٤,٧٢-	١,٩٨-	١,٩٩-	١,٤٨-
	الفرق الأول	τ	١,٧٨-	٠,٨٣-	١,٧-*	٢,٧٩-*	٤,١٧-***	١,٧٥-*
		AIC	٤,٧٢-	٤,٦٦-	٤,٧٦-	٢,٠٢-	٢,٢١-	١,٩٨-
	الفرق الثاني	τ	٥,٩٩-***	٥,٩٤-***	٤,٧٧-***	١٣,٨-***	١٤,٩-***	١٢,٩٧-***
		AIC	١,٨٥-	١,٨٠-	٣,٢-	١,٨٤-***	١,٧٩-	١,٩-
التكوين الرأسمالي للقروض	المستوى	τ	٥,١٧-***	٤,٨٥-***	٠,١٤-	٣,٥٧-***	٢,٢٩-	٠,٩٢
		AIC	٢,٣٢-	٢,٢٧-	١,٧٨-	٠,٦١-	٠,٧٤-	٠,١١
	الفرق الأول	τ	١,١٩-	١,٧١-	١,١٦-	١,٣٦-	١,٨٧-	١,٢٨-
		AIC	١,٧٨-	١,٧٧-	١,٨٤-	١,٧٨-	١,٧٧-	١,٨٤-
	الفرق الثاني	τ	٤,٨٤-***	٤,٧٦-***	٤,٩-***	٤,٧٦-***	٤,٦٧-***	٤,٨٣-***
		AIC	١,٧٧-	١,٧٢-	١,٨٣-	١,٧٧-	١,٧٢-	١,٨٣-
معدل نمو الناتج الزراعي الإجمالي	المستوى	τ	١,٧٨-	٠,٨٣-	١,٧-*	٢,٧٩-*	٤,١٧-***	١,٧٥-*
		AIC	٤,٧٢-	٤,٦٦-	٤,٧٧-	٢,٠٢-	٢,٢١-	١,٩٨-
	الفرق الأول	τ	٥,٩٩-***	٥,٩٤-***	٤,٧٧-***	١٣,٨٧-***	١٤,٩٥-***	١٢,٩٧-***
		AIC	١,٨٥-	١,٨٠-	٣,٢٠-	١,٨٤-	١,٧٩-	١,٩٠-
معدل نمو التكوين الرأسمالي للقروض	المستوى	τ	١,١٩-	١,٧١-	١,١٥-	١,٣٦-	١,٨٧-	١,٢٨-
		AIC	١,٧٨-	١,٧٧-	١,٨٤-	١,٧٨-	١,٧٧-	١,٨٤-
	الفرق الأول	τ	٤,٨٤-***	٤,٧٦-***	٤,٨٩-***	٤,٧٦-***	٤,٦٧-***	٤,٨٣-***
		AIC	١,٧٧-	١,٧٢-	١,٨٣-	١,٧٧-	١,٧٢-	١,٨٣-

(١) أجري اختبار جذر الوحدة بافتراض وجود قاطع C.

(٢) أجري اختبار جذر الوحدة بافتراض وجود قاطع C، و اتجاه عام T.

(٣) أجري اختبار جذر الوحدة بافتراض عدم وجود قاطع C أو اتجاه عام T.

*، **، ***، تعني رفض فرض العدم عند مستوى معنوية ١٠٪، ٥٪ ، ١٪ على الترتيب.

المصدر : جمعت وحسبت من بيانات الدراسة.

اختبار التكامل المشترك cointegration test

على ضوء اختبار جذر الوحدة السابق، اتضح أن كل متغير على حدة متكامل من الدرجة الثانية، أي أنها غير ساكنة في المستوى والفرق الأول ولكنها ساكنة في الفرق الثاني. وبتقدير نموذج الانحدار المشترك باستخدام طريقة انجل وجرانجر Engel-Granger Test يتبين ان:

LAGDP = 3.502 + 0.693 LTLOANS

$(5.296)^{***}$ $(9.158)^{***}$

F-statistic = 83.87 R^2=0.70

D.W =0.043 Adj R^2= 0.6

*** معنوية عند مستوى ١%.

ومن البواقي المتحصل عليها من نموذج الانحدار المقدر أعلاه تم إجراء اختبارات جذر الوحدة للبواقي باستخدام كل من اختبار ديكي–فوللر المطور ADF test واختبار فيليبس وبيرون PP test وقد أكدت النتائج المتحصل عليها إمكانية رفض فرض العدم القائل باحتواء البواقي على جذر الوحدة عند مستوى معنوية ١% وذلك في حالة وجود قاطع واتجاه زمني مما يدل على وجود تكامل مشترك بين متغير الناتج المحلي الزراعي والتكوين الرأسمالي للقروض.

من جهة أخرى تم استخدام طريقة جوهانسن –جيسلس لاختبار التكامل المشترك (Johansen-Juselius cointegration test) لمتغيرات الدراسة وذلك باستخدام الاتجاه وبدون استخدام الاتجاه ويمكن الحصول على النتائج الموضحة في الجدول (٢) وتشير النتائج إلى أنه عند اختبار الفرض العدمي ابتداءً من (r=0) ، أي بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات في النموذج نجد أن إحصائية الاختبارين (Maximal Eigenvalue) و (Trace test) معنوية عند مستوى ١% مما يعني وجود تكامل مشترك واحد وفريد بين الناتج الزراعي المحلي والتكوين الرأسمالي للقروض، ويمكن الاعتماد على نتائج هذا الاختبار مما يعني أن هذه المتغيرات ينبغي أن تحظى بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ لتقدير الآثار قصيرة وطويلة المدى.

تقدير نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model, ECM)

بعد التأكد من السلاسل الزمنية لمتغيرات نموذج الدراسة بأنها ساكنة في الفرق، ومن ثم التحقق من أنها متكاملة تكاملاً مشتركاً، يتضح أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين الناتج الزراعي الإجمالي والتكوين الرأسمالي للقروض في المملكة العربية السعودية. وحسب ما أشار إلية (Engle and Granger :1987) أن المتغيرات التي تحقق التكامل المشترك تعكس علاقة توازنية طويلة الأجل، وبالتالي فإنه ينبغي أن تحظى بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ (ECM) والذي ينطوي على إمكانية اختبار وتقدير العلاقة في المدى القصير والطويل بين متغيرات النموذج، كما أنه يتفادى المشكلات الناتجة عن الارتباط الزائف (Spurious correlation)

ويتضمن نموذج تقدير الخطأ تقدير العلاقة التوازنية على المدى الطويل، والمسمى انحدار التكامل المشترك وقد تم تقديرها سابقاً وهي

LAGDP = 3.502 + 0.693 LTLOANS

وبعد ذلك تم تقدير نموذج تصحيح الخطأ ليعكس العلاقة في المدى القصير أو التذبذب قصير المدى حول اتجاه العلاقة في المدى الطويل وتم تقدير العلاقة باستخدام فترة إبطاء واحدة والتوصل للنتائج التالية:

$$\Delta l(agdp) = -0.088 - 0.27\Delta l(agdp_{t-2}) + 0.28\Delta l(tlons_{t-2}) + 0.079 ECM_{t-1}$$

$(3.48)^{***}$ $(5.26)^{***}$ $(-1.98)^{**}$ $(-5.14)^{***}$

D.W=2.3 SC=-2.49 AIC=-2.67 R^2=0.72

ويتضح من النموذج المقدر أعلاه سلامة النموذج إحصائياً كما تدل إحصائية ديربن واتسون إلى خلو النموذج من الارتباط التسلسلي. وعلى ضوء النتائج المتحصل عليها أعلاه يتضح معنوية

جدول٢. اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسن – جيسلس

Maximal Eigen value Test							
فرض العدم	الفرض البديل	Statistic		مستوى معنوية ٥٪		مستوى معنوية ١٪	
Null	Alternative	اتجاه	بدون اتجاه	اتجاه	بدون اتجاه	اتجاه	بدون اتجاه
r=0	r=1**	20.75	24.31	18.96	15.67	23.65	20.20

Trace Test							
r=0	r≥1**	30.76	36.06	25.32	11.96	30.45	24.60

حد تصحيح الخطأ (ECM_{t-1}) عند مستوى معنوية١٪، وهذا تأكيد على وجود علاقة توازنية طويلة المدى.وتشير قيمة معامل تصحيح الخطأ إلى أن الناتج المحلي الزراعي يتعدّل لقيمته التوازنية في كل فترة زمنية بنسبة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة السابقة تساوي ٧,٩٪.

الخلاصة والتوصيات

أوضحت النتائج أن درجة الانحدار الذاتي لناتج القطاع الزراعي الإجمالي والتكوين الرأسمالي للقروض بالمملكة العربية السعودية هي الدرجة الثانية للمتغيرات في صورتها اللوغارثمية.وبدراسة اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرين تبين أن الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي لا يسبب بمفهوم جرانجر مستويات التكوين الرأسمالي للقروض في حين تأكدت معنوية العلاقة بأن التكوين الرأسمالي للقروض تسبب بمفهوم جرانجر مستويات إجمالي الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الزراعي وذلك يتفق مع الواقع في المملكة نظراً للدعم المقدم للقطاع الزراعي من الدولة من خلال الناتج المحلي الإجمالي الذي تشكل العوائد البترولية جزء كبير منه. وقد أوضحت معادلة التكامل المشترك حيال تفسير العلاقة بين إجمالي الناتج للقطاع الزراعي والتكوين الرأسمالي للقروض أن نسبة مساهمة التكوين الرأسمالي للقروض للتغير في الناتج الزراعي الإجمالي في المدى الطويل بلغت ٦٩,٣٪ في حين تبين من نتائج نموذج تصحيح الخطأ أن معدل نمو ناتج القطاع الزراعي الإجمالي في المدى القصير يساوي ٧,٩٪.

ومن النتائج أعلاه تبين أهمية السياسات التي استخدمها المملكة العربية السعودية حيال دعم القطاع الزراعي وبالتالي زيادة دخل المزارعين عن طريق تقديم القروض متوسطة وطويلة الأجل مما كان له الأثر الواضح في إجمالي الناتج الزراعي والذي أصبح له مساهمة في إجمالي الناتج المحلي الإجمالي للدولة بجانب القطاعات الإنتاجية الأخرى. مما سبق فإن الأمر يتطلب استمرار الحومة في تقديم الدعم للقطاع الزراعي من خلال تقديم القروض المناسبة للمزارعين حسب مجالاتهم للمحافظة على النمو في هذا القطاع الإنتاجي المهم.

المـــراجـــع

أولا: المراجع بالغة العربية:-

(١) الحمودي، خالد عبدالرحمن،(١٤١٩هـــ). "تقدم ونمو القطاع الزراعي في المملكة العربية السعودية". مؤتمر المملكة في مائة عام، الرياض، المملكة العربية السعودية.

(٢) مؤسسة النقد العربي السعودي(٢٠٠٨م). "التقرير السنوي، العدد ٤٤، وزارة المالية والاقتصاد الوطني، المملكة العربية السعودية.

(٣) وزارة الزراعة، (١٤٢٩هـــ). الكتاب الإحصائي السنوي، العدد الواحد والعشرون، الرياض المملكة العربية السعودية.

(٤) صندوق التنمية الزراعية (١٩٩٠ – ٢٠٠٨). قاعدة البيانات الإحصائية بالصندوق، بيانات غير منشورة. الرياض، المملكة العربية السعودية.

(٥) الزوم، عبد العزيز. استخدام معادلات التكامل المشترك لدراسة العلاقة بين ناتج القطاع الزراعي والناتج المحلي الإجمالي للمملكة العربية السعودية فى المدى الطويل .مجلة دراسات،كلية الزراعة، الجامعة الأردنية، عمان، المجلد ٢٩، العدد ٢، ٢٠٠٢م، ١٥٣-١٦١.

ثانياً: المراجع بالغة الإنجليزية:-

(6) Akaike, Hirotugu (1974)."A new look at the statistical model identification". *IEEE Transactions on Automatic Control* 19 (6): 716–723.

(7) Alias, M.H. and Tang, T.C., 2000. Aggregate imports and expenditure components in Malaysia: a cointegration and error-correction analysis. *ASEAN Economic Bulletin* 17, pp. 257–269.

(8) Bardsen, G., 1989. Estimation of long-run coefficients in error-correction models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, pp. 345–350.

(9) Cheung, Y.W. and Lai, K.S., 1993. Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55, pp. 313–328.

(10) Davidson, R., MacKinnon, J.G., 1993. Estimation and Inference in Econometrics. Oxford University Press, New York.

(11) Dickey, D. & Fuller, W. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, Vol. (49), pp. 1057-1072.

(12) Dickey, D.A. and Fuller, W.A., 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74, pp. 427–431. MathSciNet

(13) Engle, R.F. and Granger, C.W. (1987) "Cointegration and Error Correction Representation Estimation and Testing", Econometrica, 55, p251-276.

(14) Engle, R.F. and Granger, C.W.J., 1987. Cointegration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55, pp. 251–276.

(15) Engle, R.F., Granger, C.W.J., Hylleberg, S. and Lee, H.S., 1993. Seasonal cointegration: the Japanese consumption function. *Journal of Econometrics* 55, pp. 275–298.

(16) Gujarati ،Damonar N. (1995) 'Basic Econometrics" Third Edition ،McGraw-HILL In.

(17) Hallam, D. and Zanoli, R., 1993. Error-correction models and agricultural supply response. *European Review of Agricultural Economics* 20 2, pp. 151–166.

(18) Hendy, D. And Juselius, K. (2000), "Explaining Cointegration analysis Part 1", The Energy Journal, 21(10, 1-42

(19) Johansen, S. and Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, 169-210.

(20) Johansen, S. and Juselius, K., 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, pp. 169–210.

(21) Johansen, S., 1988. Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 231–254.

(22) Luke keele (2004), not just for Cointegration: Error Correction Models with Stationary Data, Department of Politice and International Relations, Nuffield College and Oxford University.

(23) MacKinnon, J.G., 1991. Critical values for cointegration tests. In: Engle, R.F., Granger, C.W.J. (Eds.), Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford University Press, Oxford (Chapter 13).

(24) Maddala, G.S., 1992. Introduction to Econometrics, second ed. Macmillan, New York.

(25) Obben, J., 1998. The demand for money in Brunei. *Asian Economic Journal* 12 2, pp. 109–121.

(26) Perman, R., 1991. Cointegration: an introduction to the literature. *Journal of Economics Studies* 18 3, pp. 3–30.

(27) Perron, P. C. & P. Perron, (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series regression", Biometrica, 75, 335-346.

(28) Phillips, P.C.B. and Perron, P., 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75, pp. 335–346.

(29) Phillips, P.C.B. and Quliaris, S., 1990. Asymptotic properties of residual-based tests for coitegration. *Econometrica* 58, pp. 165–193.

(30) Sargan, J.D. and A. Bhargava (1983), " Testing residuals from least squared regression for being generated by the gaussian random walk", Econometrica, No. 51, pp. 153-174.

(31) Stock, J.H., 1994. Unit roots, structural breaks and trends. In: Enlge, R.F, McFadden, D.L. (Eds.), Handbook of Econometrics, vol. 4. Elsevier, Amsterdam (Chapter 46).

(32) Toda, H.Y., 1994. Finite sample performance of likelihood ratio tests for cointegrating ranks when liner trends are present. *Review of Economics and Statistics* 76 1, pp. 66–79.

(33) Verbeek, M., 2000. A Guide to Modern Econometrics. Wiley, London

SUMMARY

Measuring the Long Run Impact of Loans on Agricultural Gross Domestic Product in Saudi Arabia Using Co-integration and Error Correction Models

Mahdy M. Al sultan

This study was designed to measure the impact of loans provided by the Government of Saudi Arabia on the total output of the agricultural sector during the time period 1971-2008 AD. The study relied on secondary data published and used modern methods of analysis of recent tests in the Co-integration Test and models of Error Correction Models (ECM), which reflects the dynamic relationship in the short term since the use of standard conventional methods of analysis may often leads to inaccurate results.

The results obtained that the degree of auto regression of the output of the agricultural sector gross capital of the loans in Saudi Arabia is the second differences of the variables. By studying the direction of causality between the two variables show that the GDP of the agricultural sector does not Granger cause capital formation for loans, while significant relationship was confirmed that the composition of capital for loans Granger cause the concept of levels of GDP of the agricultural sector and in conformity with reality in Saudi Arabia due to the support of the agricultural sector through the gross domestic product, which depend on the oil revenues. The co-integration equation explain the relationship between the total output of the agricultural sector and capital formation for the loans that the contribution of capital formation for the loans to a change in the gross agricultural output in the long run amounts to 69.3%, while the results show that the model error correction rate of growth of total agricultural sector output in the long short equals 7.9%.