اثر الائتمان الزراعى على النشاط الاقتصادى للقطاع الزراعى المصرى

د/ يحي عبد الرحمن يحى

باحث – معهد بحوث الاقتصاد الزراعى- مركز البحوث الزراعية

مقدمة

يلعب الائتمان دورا جوهريا وهاما فى توفير الموارد المالية اللازمة لتمويل الانشطة الاقتصادية المختلفة وتوجيه هذه الموارد التى تخدم القطاعات الاقتصادية بشكل سليم . ويرى الكثيرون ان التغير فى حجم الائتمان له اثر كبير على مستوى النشاط الاقتصادى من حيث الازدهار والانكماش[١]. وقد اوضحت النظريات الحديثة فى التنمية الاقتصادية ان التمويل هو الاداة الرئيسية لتحقيق التنمية حيث اكد Schumpeter[٢] على اهمية دور البنوك فى توفير التمويل الضرورى لتحفيز النمو فى النشاط الاقتصادى فبعد ان استبعد الفكر الكلاسيكى ظاهرة الاكتناز برزت اهمية الجهاز المصرفى كاداه لتجميع المدخرات ، وقد ايد كينز ذلك حيث منح القطاع المصرفى اهمية كبيرة فى توفير السيولة اللازمة للاقتصاد . وقد راى شومبيتر ان الخدمات التى تقوم بها مؤسسات الوساطة المالية فى تجميع المدخرات وتقييم المشروعات وادارة المخاطر كلها ضرورية لتشجيع التنمية الاقتصادية وبذلك يتفق مع كينز الذى اكد ان غياب الوساطة المالية سيحد من تحويل النقود الى استثمارات ومن ثم سيؤثر سلبا على معدل النمو الاقتصادى . كما أكد العديد من الاقتصاديين فى دراساتهم مثل McKinon & Shaw [٣] على الدور الكبير للسياسة التمويلية فى تحفيز النشاط الاقتصادى وان اى نقص فى العملية التمويلية ينجم عنه العديد من الاثار السلبية على الانتاج واستخدام الموارد المتاحة. بل ويمثل عائقا امام النشاط الاقتصادى وان فرض القيود على العمل المصرفى من قبل حكومات الدول النامية يؤدى الى تقليل الادخار والاستثمار ومن ثم تدهور النمو الاقتصادى ولهذا السبب كان اقتراح التحرر المالى كحل لتحفيز الادخار بهدف زيادة عرض الائتمان الذى يؤدى بدوره الى زيادة الاستثمار وارتفاع معدل النمو فى النشاط الاقتصادى .

هذا ويعتبر القطاع الزراعي الركيزة الاساسية و الاستراتيجية في تحقيق التنمية الاقتصادية فهو أحد القطاعات الإنتاجية الرائدة في ترسيخ قواعد البنيان الاقتصادي في ظل منظومة برامج التنمية الزراعية الرأسية والأفقية. ويعتبر الائتمان الزراعى من أهم عوامل النهوض بالإنتاج الزراعى وتحسين وسائلة ورفع مستوى المجتمعات الريفية التى يخدمها بل هو العامل الاساسى فى ذلك ، فالعملية الاقراضية في القطاع الزراعي هي المحور الاساسي لتطويره لان المشاريع الزراعية تحتاج الى تمويل ومساندة فعالة من قبل الدولة او من قبل الجهات المقرضة لان العمل في القطاع الزراعي يحتاج الى راس مال كبير لتوفير مستلزمات الانتاج، وتكاليف الاستصلاح ، وشبكات الرى وغيرها من الامور. فلم تعد وظيفة الائتمان قاصرة على إزالة بعض المعوقات فى تمويل العمليات المزرعية، بل أصبح الائتمان أحد العوامل الرئيسية لتحديث الزراعة وتعظيم الإنتاج الزراعى وتحقيق معدلات أعلى للتنمية الزراعية والريفية . ومن ثم يعتمد القطاع الزراعى على الائتمان بصورة اساسية فى تحقيق اهدافه سواء كان ذلك فى صورة قروض انتاج نباتى او قروض استثمارية مختلفة الاجال خاصة مع تزايد الدور المنوط الى القطاع الزراعى بصفته شريكا رئيسيا فى تحقيق التنمية الاقتصادية و الاجتماعية المنشودة ، لذا فان الحصول على النتائج المرجوة من هذا القطاع قد يعتمد بشكل اساسى على مدى فاعلية الائتمان المصرفى الموجه للقطاع الزراعى .

مشكلة البحث

رغم أهمية قطاع الزراعة، إلا أن مساهمته في الناتج المحلى الاجمالى منخفضة مقارنة بباقي القطاعات حيث تراجعت نسبة مساهمة الناتج المحلى الزراعى فى الناتج المحلى الاجمالى من حوالى ١٧.٤% عام ١٩٩١/٩٠ الى نحو ١١.٢% عام ٢٠١٥/٢٠١٤ ، وذلك مقارنة بنحو ١٦.٦% للصناعة التحويلية و١٢.٨% لقطاع البترول ، ١٣% لقطاع التجارة عام ٢٠١٥/٢٠١٤ [٤]. ويرى البعض ان انخفاض مساهمة القطاع الزراعى فى الناتج

المحلى يرجع إلى العديد من المشكلات التي يعاني منها القطاع الزراعى ، والتى من اهمها الهيكل الحيازى الزراعي وطبيعة الانتاج الزراعي بالاضافة الى محدودية التمويل المصرفى الموجه الى هذا القطاع الهام والذى يتسم بمحدودية موارده المالية و تواضع الاستثمارات الموجهة إليه مما يجعل توفير الخدمات الائتمانية ضرورة هامة لممارسة مختلف الأنشطة الزراعية وهو ما يعد تحدياً يواجه القطاع الزراعي ويقف عائقاً في وجه تطوره على الرغم من أهمية القطاع الزراعي وقدرته على خلق فرص العمل.

هدف البحث

يهدف البحث الى تحليل وقياس أثر الائتمان المقدم الى المقتصد الزراعى المصرى وذلك من خلال اختبار فرضية رئيسية هى : ان الائتمان المقدم للقطاع الزراعى يؤثر تأثيرا ايجابيا على الناتج المحلى الزراعى ومن ثم نمو القطاع الزراعى من خلال قياس العلاقة السببية بين كل من الائتمان الزراعى والناتج المحلى الزراعى .

الطريقة البحثية ومصادر البيانات

اعتمد البحث على الأسلوب التحليلي من الناحيتين الوصفية و الكمية حيث تم الاستعانة ببعض الاساليب الاحصائية مثل المتوسط الحسابى و المتوسط الهندسى لحساب متوسطات النسب ، و الاتجاه الزمني ، بالاضافة الى استخدام اسلوب تحليل السلاسل الزمنية من خلال تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتى Vector Auto (VAR) Regressive و قياس العلاقة السببية بين الائتمان الزراعى و الناتج المحلى فى المقتصد الزراعى المصرى .

وقد اعتمد البحث على استخدام البيانات الحكومية المنشورة منها وغير المنشورة حيث استمدت البيانات الثانوية الاساسية من خلال موقع الجهاز المركزى للتعبئة العامة و الاحصاء على شبكة المعلومات الدولية (الانترنت) ، وبيانات بنك التنمية والائتمان الزراعى ، ونشرات البنك المركزى . كما تمت الاستعانة بالأبحاث والتقارير و الرسائل العلمية التى تتصل بموضوع البحث . وقد استخدمت الدراسة بيانات الفترة (١٩٩٠/١٩٩١-٢٠١٤/٢٠١٥) .

تعريف الائتمان المصرفي:

يعرف الائتمان بأنه الثقة التى يوليها البنك لعميله فى إتاحة مبلغ معين من المال لاستخدامه فى غرض محدد خلال فترة معينة ويتم سداده بشروط معينة مقابل عائد مادى متفق عليه ويمنح الائتمان لغرض معين ويرتبط بتمويل نشاط معين وليس تقديم أموال بصرف النظر عن المجال الذى تستخدم فيه آو منحت من اجله خاصة وان جانبا هاما من الجوانب التى ينظر أليها فى منح الائتمان إمكانية سداد الائتمان ذاتيا من ناتج النشاط الذى تم تمويله ائتمانياً [٥].

السياسة الائتمانية

تعرف السياسة الائتمانية بأنها مجموعة المبادىء والأسس التي تنظم أسلوب دراسة ومنح التسهيلات الائتمانية، وأنواع الأنشطة الاقتصادية التي يمكن تمويلها، وكيفية تقدير مبالغ التسهيلات المطلوب منحها (الحدود)، وأنواعها، وآجالها الزمنية، وشروطها الرئيسية [٦].

تختلف أهداف سياسة الائتمان الزراعى باختلاف الظروف الاقتصادية التى يمر بها المجتمع ، فلم تعد السياسة الائتمانية ذات أهداف محددة كما كانت فى الماضى بل أصبحت جزءا من السياسة الزراعية للدولة و استراتيجيتها ، ولم يعد هدف السياسة الأوحد هو زيادة الإنتاج بل أصبح هناك أهداف متعددة من أهمها :زيادة دخل المزارع ، وزيادة حجم التشغيل ،و توفير فرص عمل و القضاء على البطالة ،و تشجيع الأنشطة الريفية التى تحقق التنمية الريفية و الاكتفاء الذاتى ،و زيادة الصادرات من المحاصيل ، وتشجيع الادخار لدعم مصادر تمويل البنوك الزراعية ورفع قدرتها على تغطية الائتمان المطلوب .

ولم يعد الائتمان قاصراً على إزالة بعض المعوقات أو علاج كل أو بعض المشاكل التمويلية التى تعترض المزارع والمنتج الصغير أثناء العمليات الإنتاجية . بل أصبح الائتمان يمثل أحد العوامل الرئيسية لتحديث الزراعة ، وتعظيم الانتاج ، وزيادة المنتج. ولاشك أن تحقيق معدلات أعلى للتنمية الزراعية يتطلب التخطيط السليم ووضع خطط وبرامج تنفيذية مرنة وقابلة للتنفيذ وتعتمد على تكامل الخدمات البحثية والإرشادية والإئتمانية والتسويقية، ووصولها إلى صغار المزارعين والمنتجين الذين يمثلون الغالبية العظمى المشتغلين بالزراعة والمشروعات الزراعية.

ولم يعد خافيا أمام المختصين بالتخطيط والتنفيذ وجود المشاكل الصعبة التى تتمثل فى عدم توافر التمويل

والائتمان اللازم لصغار المزارعين والمنتجين فى الأراضى الجديدة.

ولتشجيع الائتمان قامت الدولة منذ عام ١٩٨٢ بتخفيض اسعار الفائدة على القروض التى تمنح لبعض الانشطة المطلوب تشجيعها حيث تم تحديد اقصى سعر فائدة بالنسبة لقطاع الزراعة حيث قدر بنحو ١٣% بدون حد أدنى ، وقد بلغ سعر الفائدة المدعم على قروض الزراعات حوالى ٣.٥ % فى حين بلغ حوالى ٦ - ٩% فى قروض الأمن الغذائى ، و ٨ -١٢ % فى قروض الميكنة ، ٤ – ٦ % فى قروض الاستصلاح[٧] . و قد استمر ذلك حتى عام ١٩٨٩ حيث تم تحرير سعر الفائدة على القروض و اصبح هناك سعرين للفائدة – اولهما مدعم ويكون على فئة تسليفية معينة واذا أراد المزارع قرض اكبر فانه يكون بفائدة غير مدعمة . ومنذ عام ١٩٩٢ أصبح البنك الرئيسى للتنمية و الائتمان الزراعى هو المحدد لسعر الفائدة و من ثم تدخلت الدولة مرة اخرى لتخفيض أسعار الفائدة

مصادر الائتمان الزراعى[٨] :-

يمكن تصنيف مصادر التمويل الزراعى بصورة إجمالية فيما يلى :

١. **المصادر الخاصة :** وتشمل المصادر الخاصة أو المصادر الائتمانية الريفية غير الرسمية : (المرابين – التجار - الوسطاء – مالكي الأرض الزراعية – شركات التجهيز الزراعي – الأقارب و الأصدقاء والبنوك التجارية) ، وتمثل هذه الشريحة من المصادر الممولين التقليدين في القطاع الزراعي ، وبالرغم من عدم توفر الإحصاءات الدقيقة عن مدي مساهمة هذه المصادر في الاستثمار الزراعي إلا أن المعلومات المتاحة تؤكد أن لها دوراً رئيسياً في توفير المال اللازم للنشاطات الزراعية المختلفة يفوق في كثير من الأحيان دور مصادر التسليف الرسمي:

٢. **المصادر العامة :** وتقسم هذه المصادر إلي ثلاث أنواع هي :

- **هيئات الإقراض الزراعي الحكومية** (الرسمية) : هي هيئات حكومية تشكل جزءاً من الجهاز الإداري للدولة حيث تتولي الحكومة الإنفاق عليها وتوفير الأموال اللازمة لها من الموازنة العامة للدولة وقد تكون هذه الهيئة ضمن وزارة الزراعة وقد تكون هيئة متخصصة مهمتها تزويد الزراع بالقروض للقيام بهذا النشاط بصورة دائمة ضمن برنامج زراعي تنموي معين وقد يكون صرف القروض في صورة عينة أو نقدية .
- **مؤسسات الاقراض الزراعى شبه الحكومية :**هي مؤسسات تقيمها الدولة بموجب قانون خاص يحدد أهدافها وكيفية إدارتها ويكون لها عادة استقلال مالي إداري يفصلها ويميزها عن ميزانية الدولة وجهازها الإداري وتمنحها الدولة بعض الامتيازات والدعم لمساعدتها علي أداء رسالتها في خدمة المزارعين، وقد تتخذ هذه المؤسسات شكل المصارف الزراعية وترتبط هذه المؤسسات برئاسة الحكومة أو وزارة الزراعة وعادةً ما توفر الحكومة لهذه المؤسسات رأس المال اللازم بالإضافة إلي مصادر أخري كمدخرات المزارعين والإرباح الناجحة عن عملها وأي مصادر أخري كالقروض المحلية والخارجية وتعمل هذه المؤسسات وفق أنظمة وقوانين الدولة وتخضع لأجهزة الرقابة المركزية .
- **الإقراض الزراعي التعاوني :** يعني توفير الأموال اللازمة لتنفيذ المشاريع الزراعية الفردية أو الجماعية ضمن إطار التنظيم التعاوني ويكون تمويل المشاريع التعاونية إما من الأموال التي يمتلكها الأفراد (الجمعية) أو من الأموال التي تقترضها الجماعة (الجمعية) من مصادر التسليف المتوفرة أي بمثابة بنك تعاوني عندما تقترض جمعية من جمعية أخري من مستوي أعلي في البيان التعاوني .

الأهمية النسبية للائتمان الزراعى من المصادر المصرفية المختلفة

تطور حجم الائتمان الرسمى الممنوح للقطاع الزراعى :

هناك مصدرين رئيسين فى الجهاز المصرفى المصرى لمنح رؤوس الأموال للقطاع الزراعى وهما البنوك التجارية ، والبنوك المتخصصة ويمثلها بنك التنمية والائتمان الزراعى وفروعه المنتشرة فى محافظات الجمهورية .

ويوضح الجدول (١) حجم الائتمان المقدم للقطاع الزراعى من تلك المصادر وكذلك الائتمان المصرفى الكلى خلال الفترة (١٩٩١/٩٠-٢٠١٥/٢٠١٤) بكل من الأسعار الجارية و الحقيقية، حيث تبين ان إجمالى الائتمان الممنوح للقطاع الزراعى قد اخذ فى التذبذب صعودا وهبوطا خلال فترة الدراسة حيث تراوح بين حد ادنى بلغ حوالى ٦.٣٤ مليار جنيه عام ١٩٩٣/٩٢ بينما بلغ اقصى حد فى نهاية فترة الدراسة حيث قدر بنحو ٢٧.٣ مليار جنيه .وبدراسة الاهمية النسبية للائتمان الزراعى بالنسبة لاجمالى الائتمان المصرفى خلال الفترة (١٩٩١/٩٠-٢٠١٥/٢٠١٤) يتبين تراجع الاهمية النسبية للائتمان الزراعى من حوالى ٩.٦% عام ١٩٩١/٩٠ الى نحو ١.٤٦% عام ٢٠١٥/٢٠١٤ ، وذلك بمتوسط بلغ حوالى ٤.٢% ، وهذا يعنى أن الائتمان الموجه للقطاع الزراعى على الرغم من زيادته خلال هذه الفترة الا أن أهميته النسبية قد انخفضت ، وهذا يعكس انخفاض رؤوس الأموال التى تقدم للاستثمار فى القطاع الزراعى مقارنة بقطاعات أخرى سواء إنتاجية صناعية أو خدمية . كما يتضح من الجدول (١) أن هناك زيادة فى حجم الائتمان الزراعى المقدم بالاسعار الحقيقية من مصادره المختلفة .

وبدراسة معادلات الاتجاه الزمنى العام لتطور الائتمان الممنوح للقطاع الزراعى خلال الفترة (١٩٩١/٩٠-٢٠١٥/٢٠١٤) تبين الاتى :

جدول رقم (١) الائتمان الممنوح للقطاع الزراعى من المصادر المصرفية المختلفة خلال الفترة (١٩٩١/٩٠-٢٠١٥/٢٠١٤) بالاسعار الجارية والحقيقية

القيمة: مليار جنيه

السنوات	اجمالى الائتمان الزراعى من البنوك التجارية		اجمالى الائتمان الزراعى من بنك التنمية		اجمالى الائتمان الزراعى		الاهمية النسبية للائتمان الزراعى من البنوك التجارية	اجمالى الائتمان المصرفى		الاهمية النسبية للائتمان الزراعى
	جارى	حقيقى	جارى	حقيقى	جارى	حقيقى		جارى	حقيقى	
١٩٩١/١٩٩٠	٥.٣٢٥	٥.١٨٥	٤.٣٣	٤.٢١٦	٩.٦٥٥	٩.٤٠١	٥٥.١٥	١٠٠.٤٤	٩٧.٧٩٩	٩.٦١
١٩٩٢/١٩٩١	٥.٠٢٣	٤.٩٣٤	٤.٠٦	٣.٩٨٨	٩.٠٨٣	٨.٩٢٢	٥٥.٣٠	١٠١.٩٢٨	١٠٠.١٢٦	٨.٩١
١٩٩٣/١٩٩٢	١.٨٣٦	١.٧٥٤	٤.٥١	٤.٣٠٨	٦.٣٤٦	٦.٠٦١	٢٨.٩٣	١٠٦.٩٣٧	١٠٢.١٣٧	٥.٩٣
١٩٩٤/١٩٩٣	١.٩٩٣	١.٩٤٦	٤.٩٣	٤.٨١٤	٦.٩٢٣	٦.٧٦١	٢٨.٧٩	١١٩.٤٣٩	١١٦.٦٤٠	٥.٨٠
١٩٩٥/١٩٩٤	٢.٣٣٢	٢.٢٤٠	٥.٥٤	٥.٣٢٢	٧.٨٧٢	٧.٥٦٢	٢٩.٦٢	١٣٣.٢١٥	١٢٧.٩٦٨	٥.٩١
١٩٩٦/١٩٩٥	٢.٧٩٥	٢.٦١٢	٦.٤٢	٦.٠٠٠	٩.٢١٥	٨.٦١٢	٣٠.٣٣	١٥٥.٧٧٧	١٤٥.٥٨٦	٥.٩٢
١٩٩٧/١٩٩٦	٣.٦١٢	٣.٤٤٠	٧.٦٥	٧.٢٨٦	١١.٢٦٢	١٠.٧٢٦	٣٢.٠٧	١٨٣.٥٠٦	١٧٤.٧٦٨	٦.١٤
١٩٩٨/١٩٩٧	٤.٦٩٩	٤.٤٢٩	٨.٨٣	٨.٣٢٢	١٣.٥٢٩	١٢.٧٥١	٣٤.٧٣	٢١١.٨٢٧	١٩٩.٦٤٨	٦.٣٩
١٩٩٩/١٩٩٨	٥.٩٩٥	٥.٦٨٨	٩.٦٣	٩.١٣٧	١٥.٦٢٥	١٤.٨٢٤	٣٨.٣٧	٢٥٦.٨٣	٢٤٣.٦٧٢	٦.٠٨
٢٠٠٠/١٩٩٩	٥.١٠٢	٤.٧٤٦	١١	١٠.٢٣٣	١٦.١٠٢	١٤.٩٧٩	٣١.٦٩	٢٨٦.٦٣٩	٢٦٦.٦٤١	٥.٦٢
٢٠٠١/٢٠٠٠	٥.٢٨٦	٤.٧٩٢	١١.٥٧	١٠.٤٩٠	١٦.٨٥٦	١٥.٢٨٢	٣١.٣٦	٣٢١.٨٧	٢٩١.٨١٣	٥.٢٤
٢٠٠٢/٢٠٠١	٥.٦٠٧	٤.٨٦٧	١٣.١٦	١١.٤٢٤	١٨.٧٦٧	١٦.٢٩١	٢٩.٨٨	٣٦٠.٠٩	٣١٢.٥٧٨	٥.٢١
٢٠٠٣/٢٠٠٢	٤.٩٦٨	٤.٤٢٠	١٢.٥٤٥	١١.١٦١	١٧.٥١٣	١٥.٥٨١	٢٨.٣٧	٣٨٧.٤٤٦	٣٤٤.٧٠٣	٤.٥٢
٢٠٠٤/٢٠٠٣	٥.٥٦٥	٥.٠٤٥	١٢.٧٤٧	١١.٥٥٧	١٨.٣١٢	١٦.٦٠٢	٣٠.٣٩	٤٢٢.٠٤	٣٨٢.٦٢٩	٤.٣٤
٢٠٠٥/٢٠٠٤	٦.٣٩١	٥.٥٨٢	١٤.١٣٢	١٢.٣٤٢	٢٠.٥٢٣	١٧.٩٢٤	٣١.١٤	٤٦٦.٧٧١	٤٠٧.٦٦٠	٤.٤٠
٢٠٠٦/٢٠٠٥	٥.٦٨٢	٤.٨١٩	١٥.٣٣٥	١٣.٠٠٧	٢١.٠١٧	١٧.٨٢٦	٢٧.٠٤	٥٠٩.٥٣٢	٤٣٢.١٧٣	٤.١٢
٢٠٠٧/٢٠٠٦	٧.٨٥٨	٦.٢٣٧	١٦.٣١٥	١٢.٩٤٨	٢٤.١٧٣	١٩.١٨٥	٣٢.٥١	٥٣١.٣١٤	٤٢١.٦٧٨	٤.٥٥
٢٠٠٨/٢٠٠٧	٦.١٨	٣.٦٦٨	١٦.٣٥١	٩.٧٠٤	٢٢.٥٣١	١٣.٣٧٢	٢٧.٤٣	٥٧٠.٩٥٣	٣٣٨.٨٤٥	٣.٩٥
٢٠٠٩/٢٠٠٨	٦.٨٦٦	٤.٦٣٣	١١.٨٦٢	٨.٠٠٤	١٨.٧٢٨	١٢.٦٣٧	٣٦.٦٦	٦٩٥.٣٢٥	٤٦٩.١٨٠	٢.٦٩
٢٠١٠/٢٠٠٩	٥.٩٩٨	٣.٧٢٨	١٢.٤٥٤	٧.٧٤٠	١٨.٤٥٢	١١.٤٦٨	٣٢.٥١	٧٧٥.٢٦٨	٤٨١.٨٣٢	٢.٣٨
٢٠١١/٢٠١٠	٨.٧١٣	٤.٥٣٦	١٥.٣٨٨	٨.٠١٠	٢٤.١٠١	١٢.٥٤٦	٣٦.١٥	٨٩٢.٧٦٦	٤٦٤.٧٤٠	٢.٧٠
٢٠١٢/٢٠١١	٥.٩٧١	٣.٢٢٨	١٨.٤٦٦	٩.٩٨٢	٢٤.٤٣٧	١٣.٢٠٩	٢٤.٤٣	١٠٧٢.٥٦٦	٥٧٩.٧٦٥	٢.٢٨
٢٠١٣/٢٠١٢	٦.٢١٩	٣.١٠٢	٢٠.٧٣٦	١٠.٣٤٢	٢٦.٩٥٥	١٣.٤٤٤	٢٣.٠٧	١٣٤٣.١٤	٦٦٩.٨٩٥	٢.٠١
٢٠١٤/٢٠١٣	٦.٨٠٥	٣.٢٥٤	١٨.٨٢	٩.٠٠٠	٢٥.٦٢٥	١٢.٢٥٥	٢٦.٥٦	١٦٢٥.١٤١	٧٧٧.٢٠٨	١.٥٨
٢٠١٥/٢٠١٤	٨.٠٤٢	٣.٥٦٩	١٩.٢٥٢	٨.٥٤٥	٢٧.٢٩٤	١٢.١١٥	٢٩.٤٦	١٨٦٧.٦٢١	٨٢٨.٩٤٩	١.٤٦
المتوسط	**٥.٣٩٥**	**٤.٠٩٨**	**١١.٨٤١**	**٨.٧١٥**	**١٧.٢٣٦**	**١٢.٨١٣**	**٣١.٧٧**	**٥٣٩.٩٤**	**٣٥١.١٤٥**	**٤.٢٢**

الاسعار الحقيقية حسبت بالارقام القياسية لسنة اساس ٢٠٠٥/٢٠٠٤

المصدر:-

- جمعت وحسبت من نشرات البنك المركزى ، اعداد مختلفة .

- قطاع الائتمان ، بنك التنمية والائتمان الزراعى ، بيانات غير منشورة .

اوضحت معادلة الاتجاه الزمنى العام رقم (١) بالجدول رقم (٢) تطور اجمالى الائتمان الممنوح للقطاع الزراعى حيث اظهرت التقديرات ان انسب الصور الرياضية المعبرة عن العلاقة الاتجاهية هى الصور الخطية حيث تبين ان اجمالى الائتمان الزراعى بالاسعار الجارية قد اخذ فى التزايد بمقدار سنوى قدر بنحو ٨٤٤ مليون جنيه وقد ثبتت المعنوية الإحصائية لهذه الثوابت عند مستوى ٠.٠١ ، كما بلغت قيمة (F) ٢١٠ مما يشير الى صلاحية النموذج المستخدم حيث ثبتت معنوية النموذج ككل مما يوضح ملائمته لتفسير التغيرات التى صاحبت تطور قيمة اجمالى الائتمان الزراعى للفترة موضع الدراسة وتشير قيمة معامل التحديد الى ان نحو ٨٩% من التغير فى قيمة الائتمان الزراعى ترجع الى العوامل التى يعكسها عنصر الزمن .

كما تبين من دراسة المعادلة رقم (٢) ان اجمالى الائتمان الزراعى الممنوح بالاسعار الحقيقية قد تزايد بمقدار سنوى معنوى احصائيا قدر بنحو ٢٣٦ مليون جنيه ، كما بلغت قيمة (F) ٧.٢ مما يشير الى صلاحية النموذج المستخدم حيث ثبتت معنوية النموذج ككل مما يوضح ملائمته لتفسير التغيرات التى صاحبت تطور قيمة اجمالى الائتمان الزراعى للفترة موضع الدراسة وتشير قيمة معامل التحديد الى ان نحو ٢٥% من التغير فى قيمة الائتمان الزراعى ترجع الى العوامل التى يعكسها عنصر الزمن .

وبدراسة معادلة الاتجاه الزمنى العام لاجمالى الائتمان الممنوح من البنوك التجارية لقطاع الزراعة بالاسعار الحقيقية تبين عدم معنوية العلاقة المقدرة مما يعنى ان القيم تدور حول متوسطها .

جدول رقم (٢) معادلات الاتجاه الزمني للائتمان الممنوح للقطاع الزراعى من مصادره المختلفة خلال الفترة (١٩٩١/٩٠-٢٠٠٦/٢٠٠٥) بالاسعار الجارية والحقيقية

م	البيـــان	المعادلة	R^2	F
١	إجمالي الائتمان الزراعي بالاسعار الجارية	$\hat{Y} = ٦.٢٦ + ٠.٨٤٤ X$ (١٤.٥) **	٠.٨٩	٢١٠
٢	اجمالى الائتمان الزراعى الحقيقى	$\hat{Y} = ٩.٧٤ + ٠.٢٣٦ X$ (٢.٧)*	٠.٢٥	٧.٢
٣	الائتمان الزراعى الممنوح من البنوك التجارية بالاسعار الجارية	$\hat{Yi} = ٢.٩٦ + ٠.١٨٧ X$ (٥.٩)**	٠.٦٠	٣٤.٤
٤	الائتمان الزراعى الممنوح من بنك التنمية والائتمان الزراعى بالاسعار الجارية	$\hat{Y} = ٣.٣ + ٠.٦٥٧ X$ (١٤.٧)**	٠.٩٠	٢١٦.٨
٥	الائتمان الزراعى الممنوح من بنك التنمية والائتمان الزراعى بالاسعار الحقيقية	$\hat{Y} = ٥.٨٥ + ٠.٢٢ X$ (٣.٥)**	٠.٣٥	١٢.٢

- $\hat{Y}$ = تشير إلي القيمة التقديرية للمتغير موضع الدراسة مليار جنيه.
- X_t = تشير إلي متغير الزمن حيث t = (١ ، ٢ ، ٣ ....٢٥).
- القيمة ما بين( ) تشير لقيمة t المحسوبة حيث ** معنوية عن ٠.٠١ ،* معنوية عند ٠.٠٥ .

المصدر: جمعت وحسبت من الجدول رقم (١)

كما يوضح الجدول رقم (١) ان الائتمان الزراعى الموجه من البنوك التجارية بالاسعار الجارية قد تراوح بين ادنى قيمة قدرت بنحو ١.٨ مليار جنيه عام ١٩٩٣/٩٢ ، واقصى قيمة قدرت بنحو٨.٧ مليار جنيه عام ٢٠١١/٢٠١٠ وبمتوسط سنوى بلغ ٥.٤ مليار جنيه بينما قدر متوسط الائتمان الممنوح من البنوك التجارية بالاسعار الحقيقية بنحو٤.١ مليار جنيه . وبدراسة المعادلة رقم (٣) بالجدول رقم(٢) تبين أن اجمالى الائتمان الممنوح للقطاع الزراعى من البنوك التجارية بالاسعار الجارية خلال الفترة (١٩٩١/٩٠-٢٠١٥/٢٠١٤) قد تزايد بمقدار سنوى معنوى احصائيا قدر بنحو ١٨٧ مليون ، كما بلغت قيمة (F) ٣٤.٤ حيث ثبتت معنوية النموذج ككل مما يوضح ملائمته لتفسير التغيرات التى صاحبت تطور قيمة اجمالى الائتمان الزراعى الممنوح من البنوك التجارية للفترة موضع الدراسة وتشير قيمة معامل التحديد الى ان نحو ٦٠% من التغير فى قيمة الائتمان الزراعى

الممنوح من البنوك التجارية يرجع الى العوامل التى يعكسها عنصر الزمن .

وبدراسة الجدول رقم (١) يتبين ان اجمالى الائتمان الممنوح لقطاع الزراعة من بنك التنمية والائتمان الزراعى بالاسعار الجارية قدرت ادنى قيمة له بنحو ٤.٠٣ مليار جنيه عام ١٩٩٢/٩١ واقصى قيمة بلغت حوالى ٢٠.٧ مليار جنيه عام ٢٠١٤/١٣ وذلك بمتوسط سنوى بلغ حوالى ١١.٨ مليار جنيه بالاسعار الجارية ، و ٨.٧٢ مليار جنيه بالاسعار الحقيقية للفترة (١٩٩١/٩٠-٢٠١٤/٢٠١٣) . وبدراسة المعادلة رقم (٤) بالجدول رقم (٢) تبين ان انسب الصور الرياضية المعبرة عن العلاقة الاتجاهية هى الصور الخطية حيث تبين ان اجمالى الائتمان الزراعى المقدم من بنك التنمية والائتمان الزراعى بالاسعار الجارية قد اخذ فى التزايد بمقدار سنوى قدر بنحو ٦٥٧ مليون جنيه وقد ثبتت المعنوية الإحصائية لهذه الثوابت عند مستوى ٠.٠١ ، كما بلغت قيمة (F) ٢١٦.٨ مما يشير الى صلاحية النموذج المستخدم حيث ثبتت معنوية النموذج ككل مما يوضح ملائمته لتفسير التغيرات التى صاحبت تطور قيمة اجمالى الائتمان الزراعى للفترة موضع الدراسة . وتشير قيمة معامل التحديد الى ان نحو ٩٠% من التغير فى قيمة الائتمان الزراعى المقدم من بنك التنمية يرجع الى العوامل التى يعكسها عنصر الزمن .

كما تبين من دراسة المعادلة رقم (٥) ان اجمالى الائتمان الزراعى الممنوح من بنك التنمية والائتمان الزراعى بالاسعار الحقيقية قد تزايد بمقدار سنوى معنوى احصائيا قدر بنحو ٢٢٠ مليون جنيه ، كما بلغت قيمة (F) ١٢.٢ مما يشير الى صلاحية النموذج المستخدم حيث ثبتت معنوية النموذج ككل مما يوضح ملائمته لتفسير التغيرات التى صاحبت تطور قيمة اجمالى الائتمان الزراعى للفترة موضع الدراسة وتشير قيمة معامل التحديد الى ان نحو ٣٥% من التغير فى قيمة الائتمان الزراعى المقدم من بنك التنمية يرجع الى العوامل التى يعكسها عنصر الزمن .

ومما سبق يتضح تراجع الاهمية النسبية لاجمالى الائتمان الزراعى الممنوح من البنوك التجارية مقارنة بما يمنحه بنك التنمية والائتمان الزراعى خلال فترة الدراسة حيث تراجعت تلك النسبة من حوالى ٥٥.٢% عام ١٩٩١/٩٠الى نحو ٢٩.٥% عام ٢٠١٥/٢٠١٤ مما يوضح احجام تلك البنوك عن توفير الائتمان اللازم للقطاع الزراعى مما يؤثر على كفاءة النشاط الزراعى والذى يتسم ممارسيه بمحدودية الدخل والحاجة الى الدعم الائتمانى لاتمام العملية الانتاجية، ومن ثم اعتماد القطاع الزراعى بمختلف أنشطته الإنتاجية المختلفة على البنوك المتخصصة والمتمثلة فى بنك التنمية والائتمان الزراعى وفروعه المنتشرة فى الجمهورية ، ويمكن تفسير ذلك إلى زيادة أسعار الفائدة فى تلك البنوك .

<u>مساهمة القطاع الزراعى فى الناتج المحلى الاجمالى بتكلفة عوامل الانتاج بكل من الاسعار الجارية والحقيقية</u>

يوضح الجدول رقم (٣) نصيب القطاع الزراعى فى الناتج المحلى الاجمالى خلال الفترة (١٩٩١/١٩٩٠-٢٠١٥/٢٠١٤) حيث يتبين ان مساهمة القطاع الزراعى فى الناتج المحلى الاجمالى قد تزايدت من حوالى ١٩.١ مليار جنيه عام ١٩٩١/٩٠ الى نحو ٢٧٥ مليار جنيه عام ٢٠١٥/٢٠١٤ وبمتوسط بلغ ٩٤.٨ مليار جنيه وذلك بالاسعار الجارية . كما أوضحت تقديرات معادلة الاتجاه الزمنى العام للناتج المحلى الزراعى بالاسعار الجارية رقم (١) بالجدول رقم (٤) تزايد الناتج المحلى الزراعى بمقدار سنوى قدر بنحو ٩.٣٦ مليار جنيه . وقد ثبتت المعنوية الإحصائية لهذه الثوابت عند مستوى ٠.٠١ ، كما بلغت قيمة (F) ١٣٣.٥ مما يشير الى صلاحية النموذج المستخدم حيث ثبتت معنوية النموذج ككل مما يوضح ملائمتة لتفسير التغيرات التى صاحبت تطور قيمة الناتج المحلى الزراعى خلال الفترة (١٩٩١/١٩٩٠-٢٠١٥/٢٠١٤) . وتشير قيمة معامل التحديد الى ان نحو ٨٤% من هذه التغيرات فى قيمة الناتج المحلى الزراعى يرجع الى العوامل التى يعكسها عنصر الزمن . كما تبين من دراسة الجدول رقم (٣) تزايد مساهمة الناتج المحلى الزراعى بالاسعار الحقيقية فى الناتج المحلى الاجمالى الحقيقى خلال فترة الدراسة السابق الاشارة اليها من حوالى ١٨.٦ مليار جنيه عام ١٩٩١/٩٠ الى نحو ١٢٢.١ عام ٢٠١٥/٢٠١٤ وذلك بمتوسط سنوى قدر بنحو ٦٢.٨ مليار جنيه خلال نفس الفترة . كما اظهرت المعادلة رقم (٢) بالجدول رقم (٤) تقديرات معادلة الاتجاه الزمنى العام للناتج المحلى الزراعى بالاسعار الحقيقة خلال الفترة (١٩٩٩/٢٠٠٠-٢٠١٥/٢٠١٤) . حيث تبين تزايد الناتج المحلى الزراعى بمقدار سنوى معنوى احصائيا قدر بنحو ٦.٣٦ مليار جنيه . وقد ثبتت المعنوية الإحصائية للنموذج عند مستوى ٠.٠١ وتشير قيمة معامل التحديد الى ان

نحو ٩٦% من هذا التغير فى قيمة الناتج المحلى الزراعى يرجع الى العوامل التى يعكسها عنصر الزمن .

جدول رقم (٣) تطور كل من الناتج المحلى الاجمالى بتكلفة عوامل الانتاج والناتج المحلى الزراعى بالأسعار الجارية و الحقيقية خلال الفترة (١٩٩٠/١٩٩١- ٢٠١٤ / ٢٠١٥)

القيمة : مليار جنيه

السنوات	الناتج المحلى الاجمالى	الناتج المحلى الاجمالى الحقيقى	الناتج المحلى الزراعى	الناتج المحلى الزراعى الحقيقى	الاهمية النسبية للناتج المحلى الزراعى
١٩٩١/١٩٩٠	١١٠.٠١	١٠٧.١١٨	١٩.١	١٨.٥٩٨	١٧.٣٦
١٩٩٢/١٩٩١	١٣١.٠٦	١٢٨.٧٤٣	٢١.٧	٢١.٣١٦	١٦.٥٦
١٩٩٣/١٩٩٢	١٤٦.١٦	١٣٩.٥٩٩	٢٤.٤	٢٣.٣٠٥	١٦.٦٩
١٩٩٤/١٩٩٣	١٦٢.٩٧	١٥٩.١٥٠	٢٧.٥	٢٦.٨٥٥	١٦.٨٧
١٩٩٥/١٩٩٤	١٩١.٠١	١٨٣.٤٨٧	٣٢.١	٣٠.٨٣٦	١٦.٨١
١٩٩٦/١٩٩٥	٢١٤.١٩	٢٠٠.١٧٨	٣٧	٣٤.٥٧٩	١٧.٢٧
١٩٩٧/١٩٩٦	٢٤٧.٠٣	٢٣٥.٢٦٧	٤١.٩	٣٩.٩٠٥	١٦.٩٦
١٩٩٨/١٩٩٧	٢٦٦.٧٦	٢٥١.٤٢٣	٤٥.٧	٤٣.٠٧٣	١٧.١٣
١٩٩٩/١٩٩٨	٢٨٢.٥٨	٢٦٨.١٠٢	٤٨.٩	٤٦.٣٩٥	١٧.٣٠
٢٠٠٠/١٩٩٩	٣١٥.٦٧	٢٩٣.٦٤٧	٥٢.٨	٤٩.١١٦	١٦.٧٣
٢٠٠١/٢٠٠٠	٣٣٢.٥٤	٣٠١.٤٨٧	٥٥.١	٤٩.٩٥٥	١٦.٥٧
٢٠٠٢/٢٠٠١	٣٥٤.٥٦	٣٠٧.٧٧٨	٥٨.٤	٥٠.٦٩٤	١٦.٤٧
٢٠٠٣/٢٠٠٢	٣٩٠.٦٢	٣٤٧.٥٢٧	٦٣.٨	٥٦.٧٦٢	١٦.٣٣
٢٠٠٤/٢٠٠٣	٤٥٦.٣٢	٤١٣.٧٠٨	٦٩.٣	٦٢.٨٢٩	١٥.١٩
٢٠٠٥/٢٠٠٤	٥٠٦.٥١	٤٤٢.٣٦٧	٧٥.٣	٦٥.٧٦٤	١٤.٨٧
٢٠٠٦/٢٠٠٥	٥٨١.١٤	٤٩٢.٩٠٩	٨١.٨	٦٩.٣٨١	١٤.٠٨
٢٠٠٧/٢٠٠٦	٧١٠.٣٩	٥٦٣.٨٠٢	١٠٠	٧٩.٣٦٥	١٤.٠٨
٢٠٠٨/٢٠٠٧	٨٥٦.٢٧	٥٠٨.١٧٢	١١٣.١	٦٧.١٢٢	١٣.٢١
٢٠٠٩/٢٠٠٨	٩٩٤.٠٦	٦٧٠.٧٥٦	١٣٥.٥	٩١.٤٣٠	١٣.٦٣
٢٠١٠/٢٠٠٩	١١٥٠.٥٩	٧١٥.٠٩٦	١٦١	١٠٠.٠٦٢	١٣.٩٩
٢٠١١/٢٠١٠	١٣١٠	٦٨١.٩٣٦	١٩٠.٢	٩٩.٠١١	١٤.٥٢
٢٠١٢/٢٠١١	١٦٩٥.١	٩١٦.٢٧٠	١٨٨.٨	١٠٢.٠٥٤	١١.١٤
٢٠١٣/٢٠١٢	١٩٠٨.٣	٩٥١.٧٧١	٢٠٩.٧	١٠٤.٥٨٩	١٠.٩٩
٢٠١٤/٢٠١٣	٢١٧٧.٨	١٠٤١.٥١١	٢٤١.٥	١١٥.٤٩٥	١١.٠٩
٢٠١٥/٢٠١٤	٢٤٥٩	١٠٩١.٤٣٤	٢٧٥	١٢٢.٠٥٩	١١.١٨
المتوسط	**٧١٨.٠٢٦**	**٤٥٦.٥٢٩**	**٩٤.٧٨٤**	**٦٢.٨٢٢**	**١٤.٩١**

المصدر : موقع وزارة التخطيط ، نشرة الناتج المحلى وفقا للقطاعات الاقتصادية ، شبكة المعلومات الدولية (الانترنت) .

جدول رقم (٤) معادلات الاتجاه الزمنى العام للناتج الزراعى المحلى بكل من الأسعار الجارية و الحقيقية خلال الفترة (١٩٩٠/١٩٩١- ٢٠١٤ / ٢٠١٥)

م	البيـان	المعادلة	R^2	F
١	الناتج الزراعى المحلى	$\hat{Y}$= -٢٦.٩ + ٩.٣٦ X (١١.٦)**	٠.٨٤	١٣٣.٥
٢	الناتج الزراعى المحلى الحقيقى	$\hat{Y}$ = ٨.٤٥ + ٤.١٨ X (٢٦.١)**	٠.٩٦	٦٨٣

- $\hat{Y}$ = تشير إلي القيمة التقديرية للمتغير موضع الدراسة مليار جنيه.
- X_1 = تشير إلي متغير الزمن حيث t = (١ ، ٢ ، ٣ ....٢٥).
- القيمة ما بين( ) تشير لقيمة t المحسوبة حيث ** معنوية عن ٠.٠١ .

المصدر : جمعت و حسبت من الجدول رقم (٣) بالبحث

وبدراسة الاهمية النسبية لمساهمة القطاع الزراعى فى الناتج المحلى الاجمالى تبين انه على الرغم من ضعف نسبة مساهمة الناتج المحلى الزراعى فى الناتج المحلى الاجمالى الا ان هذه النسبة اخذت فى التناقص من حوالى ١٧.٤% عام ١٩٩١/٩٠ الى نحو ١١.٢% عام ٢٠١٥/٢٠١٤ وذلك بمتوسط ١٤.٩% .مما يشير لمدى ضعف

مساهمة القطاع الزراعى فى الناتج المحلى الاجمالى على الرغم من كون مصر دولة زراعية فى المقام الاول ويشكل قطاع الريف بها نحو ٥٧.٤% من اجمالى عدد السكان عام ٢٠١٥/٢٠١٤[٩] . مما يدل على مدى تراجع دور القطاع الزراعى وتدهوره وان حزمة السياسات الاصلاحية فى القطاع الزراعى لم تؤتى النتائج المرجوة منها.

قياس العلاقة بين الائتمان الزراعى والناتج المحلى الزراعى

الاطار النظرى للنموذج المستخدم

نموذج متجه الانحدار الذاتى Vector Auto Regression Model (VAR)

يعتبر نموذج متجه الانحدار الذاتي من النماذج القياسية الحديثة شائعة الاستعمال فى دراسة التفاعل بين المتغيرات الاقتصادية الكلية ، ولا يوجد متغيرات خارجية Exogenous Variables في هذا النموذج، وتعامل جميع المتغيرات المستخدمة في النموذج على أنها متغيرات داخلية Endogenous Variables حيث يتم في هذا النموذج كتابة كل متغير من متغيرات الدراسة ، كدالة خطية بقيم المتغير نفسه في الفترات السابقة وبقيم المتغيرات الأخرى في النموذج في الفترات السابقة . وتعتبر طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS هى الطريقة الملائمة لتقدير هذا النموذج وكل ما يلزم في هذا النموذج هو تحديد متغيرات البحث وتحديد عدد فترات الابطاء . ويتم تحديد عدد فترات الابطاء والنموذج الامثل باستخدام بعض الاختبارات الاحصائية ويعتبر افضلها اختبار اكايكى (AIC) Akaike Information Criterion ، و معيار شوارتز Schwarz Criterion (SC) بالاضافة لبعض الاختبارات التى تتضمنها النتائج والتى تحدد مدى افضلية نموذج عن اخر ومن اهمها اختبار (t) ، ومعامل التحديد R^2 وغيرها من الاختبارات . ويمتاز نموذج VAR انه يتطلب اقل عدد من المتغيرات حيث يرى أنصار هذا النوع من النماذج القياسية أن النظرية الاقتصادية ربما لا تكون قادرة على تحديد المتغيرات الاقتصادية المطلوبة بالشكل الدقيق[١٠].

و في هذا النموذج يتم:

- تحديد المتغيرات: وهى تلك المتغيرات التي من المتوقع أن تتفاعل مع بعضها البعض في نموذج البحث و يتم اختيار هذه المتغيرات بناء على العلاقات الاقتصادية المتبادلة بين المتغيرات حسب النظرية الاقتصادية بحيث تخدم هدف البحث.
- اختبار عدد فترات الابطاء Lags : والتى تم اختيارها وفقا لمعيارى أكايكى Akaike و شوارتز Schwartz وهما المعيارين الأكثر شيوعا في هذا المجال ، بالرغم من أنهما أحياناً يبالغان في عدد هذه الفترات وخاصة في البيانات السنوية. حيث يستخدم كلاهما نسبة (L: Likelihood Ratio) حيث يتم اختيار عدد فترات الابطاء التى تعطى اقل قيمة بالنسبة لهذين المعيارين كما في الصيغ التالية:
  - اختبار اكاكى Akaike Information Criterion (AIC) : يوضح هذا المعيار بان القيم الصغرى هي المفضلة عند اختبار النموذج الذي يقيس النماذج المتنافسة للبدائل غير المستقرة ويخضع هذا الاختبار الى توزيع مربع كاى وتكون صيغة كما يأتي[١١] $A/C(q) = NL_0q(SSE/N) + 2q$ حيث :n = عدد المشاهدات ، SSE = مجموع مربعات البواقى ، q = عدد المعلمات
  - معيار شوارتز Schwarz Criterion (SC)[١٢]: يستخدم في تحديد العديد من فترات الابطاء m عند اجراء الانحدار وبعد ذلك اختبار فترة الابطاء التى تحقق ادنى قيمة لاختبار SC بالاضافة الى تحديد طول فترة الابطاء المناسبة فى النموذج ويفترض المعادلة التالية : $Sc = Ln(\delta)^2 + mLn(n)$ حيث : n = عدد المشاهدات ، m = طول فترة الابطاء $(\delta)^2$ = هى تعظيم (Likelihood) والمقدرة من $\delta^2 = RSS/n$
  - اجراء اختبار السببية : والذى يعرف باسم سببية جرانجر Granger Causality
  - تحليل مكونات التباين، ودالة الاستجابة لردة الفعل.

استقرار السلاسل الزمنية

السلسلة الزمنية هي مجموعة من المشاهدات الخاصة بظاهرة معينة خلال فترات زمنية متعاقبة ، ومتساوية وبحدود متتابعة. وتكون السلسلة الزمنية $\{y_t\}$ إما متصلة Continuous اومنفصلة Discrete بحسب ما تأخذه قيم t . ويمكن أن تكون مستقرة Stationary إذا كانت الخصائص الاحتمالية لا تتأثر بالزمن ، و ان يكون التغاير بين أي

قيمتين لنفس المتغير معتمدا على الفجوة الزمنية بين القيمتين وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التغاير ، وقد تكون السلسلة الزمنية غير مستقرة Non-stationary.

وقد أوضح فيلبس[١٣] أن الخواص الإحصائية لتحليل الانحدار تفتقد عند إستخدام سلاسل غير ساكنة ، حيث يعطي إنحدار زائفا Spurious Regression للعلاقات المقدرة . ومن اهم المؤشرات على وجود الانحدار الزائف ارتفاع قيمة معامل التحديد R^2 ، زيادة قيم اختبارات المعنوية المقدرة (t) ، (F) بدرجة كبيرة مع وجود ارتباط ذاتى يرجع الى ان بيانات السلسلة الزمنية يوجد بها اتجاه زمنى عام يعكس ظروفا معينة تؤثر على جميع المتغيرات فيجعلها تتغير بنفس الاتجاه بالرغم من عدم وجود علاقة حقيقية بين تلك المتغيرات. وقد اسهم تطور أساليب تحليل السلاسل الزمنية خلال السنوات الاخيرة فى ايجاد طرق دقيقة للتنبؤ والحصول من خلالها على نتائج تساعد على اتخاذ قرارات سليمة تؤدي إلى تحليل سليم للمتغيرات والعلاقات الاقتصادية .وبذلك يمكن تجنب الآثار العكسية لتحليل السلاسل الزمنية بطرق غير دقيقة.

اختبار جذر الوحدة للسلسلة الزمنية The Unit Root Test

هو اشهر اختبارات قياس مدى استقرار السلاسل الزمنية ، يمثل وجود جذر الوحدة في بيانات السلسلة الزمنية عدم استقرار بيانات تلك السلسلة وبالتالي تعرف السلسلة الزمنية والتي لها جذر وحدة بسلسلة السير العشوائي (Random walk time series) ،فالسلسلة الزمنية غير الساكنة هي سلسلة وسطها وتباينها غير محدد وتكون متكاملة من رتبة على الأقل تساوى الوحدة أو ١ . ويهدف الاختبار الى فحص خواص السلسلة الزمنية لكل متغير من متغيرات الدراسة خلال الفترة الزمنية المحددة ، والتاكد من مدى استقرارها وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدا فاذا استقرت السلسلة بعد اخذ الفرق الاول فان السلسلة تكون متكاملة من الرتبة الاولى (١) اما اذا استقرت بعد اخذ الفرق الثانى فان السلسلة تكون متكاملة من الرتبة الثانية(٢) بينما السلسلة المستقرة فى قيمها الاصلية تكون متكاملة من الدرجة صفر ولا يكون لها جذر الوحدة اى جذر الوحدة لها يساوى صفر. وتعد السلسلة الزمنية مستقرة اذا تحققت فيها الخصائص التالية :

- ثبات متوسط القيم عبر الزمن $E(Y_t) = U$
- ثبات التباين عبر الزمن $Var(Y_t) = E(Y_t - U)^2 = \sigma^2$
- ان يعتمد التباين المشترك بين اى قيمتين فى السلسلة على فترة ابطاء (K) بين القيمتين $(Y_t),(Y_{t-k})$ وليس على القيمة الفعلية للزمن الذى يحسب عنده التغاير

$$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = \sum\left[(Y_t - U)(Y_{t-k} - U)\right] = Y_k$$

حيث μ الوسط الحسابى ، و σ^2 = التباين ، و Y_k يعبر عن التغاير

ومن ثم يتم اجراء اختبار جذر الوحدة وتحديد درجة تكامل السلسلة باستخدام اختبار ديكى فوللر Augmented Dickey (ADF) البسيط والمعدل[١٤] للسلسلة الزمنية موضع الدراسة ، استنادا للمعادلة الاتية :

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_{2t} + \delta Y_{t-1} + \alpha \sum_{t=1}^{p} \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث :

Δ = التغير (الفرق الاول) ، Y_t = المتغير المراد اختبار استقرار سلسلته الزمنية ،

$Y_t = Y_{t-1}$ المتغير بفترة ابطاء سنة واحدة ، (t) = الزمن

ε_t = حد الخطأ العشوائى، وهو توزيع طبيعى وسطه الحسابى يساوى صفر وتباين ثابت وفقا للقيد $\varepsilon_t \sim N(o, \delta^2)$

ويتطلب تقدير المعادلة السابقة تحديد عدد فترات الابطاء (p) والتى تعطى اقل قيمة وفقا لمعيارى اكاكى (AIC) ، و شوارتز (SC) ، ومن ثم يجرى اختبار فرض العدم من خلال مقارنة قيمة (t) المحسوبة للمعلمة المقدرة (δ) مع القيم الجدولية لاختبار (ADF)[١٥]، والمعدل بواسطة[١٦] Mackinnon عند مستوى معنوية معين .

فاذا كانت القيمة المحسوبة اكبر من الجدولية نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل مما يدل على المعنوية الاحصائية للاختبار وعدم وجود جذر الوحدة للسلسلة ومن ثم تكون سلسلة مستقرة اى متكاملة من الدرجة صفر اما

اذا كانت قيمة (t) المحسوبة اقل من قيمة (ADF) هنا نقبل فرض العدم اى وجود جذر الوحدة للسلسلة مما يعنى ان تقدير النموذج بهذه السلسلة وبطريقة المربعات الصغرى (OLS) سيعطى نتائج غير دقيقة ومضللة ومن ثم يجب اعادة اختبار السلسلة عند الفرق الاول وان استمر وجود جذر الوحدة يتم اختبارها مرة ثانية عند الفرق الثانى وهكذا حتى تستقر السلسلة ومن ثم تكون نتائج التقدير جيدة .

اختبار التكامل المشترك

يعتبر تحليل التكامل المشترك هو الحل الامثل للقضاء على مشكلة الانحدار الزائف من خلال التركيز على سلوك البواقى فى النموذج . ويقيس اختبار التكامل المشترك العلاقة التوازنية بين المتغيرات فى المدى الطويل ويشترط لاجراء هذا الاختبار ان تكون المتغيرات الخاضعة للاختبار غير مستقرة فى مستواها لكنها تتمتع بنفس درجة الاستقرار . اى ان اثبات وجود التكامل المشترك بين المتغيرين (وجود ارتباط وثيق) او المتغيرات محل الدراسة فان ذلك يوحى باستقرار العلاقة الاقتصادية بينهما فى المدى الطويل مما يعنى انهما لن يبتعدان عن بعض خلال هذه الفترة وسيتحركان بشكل متقارب ، وبعد تحديد درجة التكامل المشترك للمتغيرات قيد الدراسة . يتم تطبيق اختبار التكامل المشترك ويفترض هذا الاختبار وجود متجه تكاملى وحيد على الاقل يربط جميع المتغيرات ببعضها البعض . وتتضح اهمية ذلك الاختبار فى حالة عدم استخدام طريقة (OLS) لكونه يعمل على تحديد النموذج الامثل فى متجه الانحدار الذاتى (VAR)[١٧] وهناك عدة طرق لاختبار وجود تكامل المشترك :

١. اختبار انجل–جرانجر[١٨] : ويستخدم فى النماذج التى تتضمن متغيرين اثنين فقط احدهما تابع والاخر مستقل
٢. اختبار جوهانسون - جسيليوس Juselius -Johansen[١٦] وهو الاختبار الاكثر شيوعا ويستخدم فى حالة النماذج التى تحتوى على اكثر من متغيرين . ولتحديد عدد متجهات التكامل اقترحا اجراء اختبارين هما :

- اختبار الاثر : يتم اختبار فرضية أن هناك على الأكثر q متجهات التكامل المشترك مقابل النموذج العام غيرالمقيد (r=q) ونحسب نسبة الاحتمال وفقا للصيغة التالية[١٩]: $\lambda_{Trace}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{q} Ln(1-\hat{\lambda}_i)$ حيث T تعبر عن العينة ، و r عدد متجهات التكامل المشترك ، و $(\lambda_{r+1}.....,\hat{\lambda}_p)$ هى اصغر قيم المتجهات الذاتية q-r حيث ينص فرض العدم على وجود عدد من متجهات التكامل المشترك يقل او يساوى r حيث (r=٠,١) حسب الدالة المقدرة .
- اختبار القيمة العظمى : يحسب هذا الاختبار وفقا للصيغة التالية $\lambda_{Max}(r,r+1) = -TLn(1-\hat{\lambda}_{r+1})$ ويجرى اختبار فرض العدم الذى ينص على وجود r من متجهات التكامل المشترك بينما الفرض البديل يقول هناك (r+١) من متجهات التكامل المشترك فاذا ذادت القيمة المحتسبة لنسبة الاحتمال (MLR) عن القيمة الحرجة عند مستوى معين فيتم رفض فرض العدم الذى يشير الى عدم وجود متجه للتكامل المشترك اما اذا كانت اقل نقبل الفرض البديل الذى يقول ان على الاقل هناك متجه واحد للتكامل المشترك .

مفهوم السببية Causality

يعد مصطلح السببية من المفاهيم المهمة في الإحصاء التطبيقي، إذ انه يعد مسألة فلسفية عميقة يدور حولها كثير من الجدل، فمن جانب، هل إن الناس هم الذين يعتقدون بان كل شيء يسبب كل شيء. ومن جانب آخر، هل إن الناس هم الذين ينكرون وجود السببية مهما كانت. فالعالم القياسي Leamer يفضل استخدام مصطلح الأسبقية (Precedence) بدلاً من السببية. أما F.Diebold يفضل استخدام تعبير (Predictive Causality)[١٤] . إذن فهي مصطلح يشير إلى الحالة التي تكون فيها حادثة معلومة متبوعة دائماً بحادثة أخرى معينة ويقع تعاقب الإحداث هذا خلال زمن ما وتدعى الحادثة الأولى بالسبب والثانية بالمسبب أو المعلول[٢٠].

ويستخدم هذه الاختبار الإحصائي لتحديد طبيعة العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية مثل(الناتج المحلي الإجمالي وعرض النقود مثلاً)، لكون هذه المتغيرات لا تتحرك بالاتجاه نفسه لتحقيق حالة التوازن، وذلك لتأثيرها بظروف وعوامل اقتصادية وخارجية مختلفة، وعليه فان هنالك مدة للارتداد الزمني تعبر عن الفارق الزمني في استجابة المتغير التابع لأثر التغير في المتغيرات المستقلة أو العكس تماماً[٢١]. وهذه الفكرة تكون أكثر أهمية أذا رتبت وفق التتابع الزمني الذي تتطلبه السببية ، الذي يتوقف على مبدأين، الأول الوقوع ويعني أن لكل قيمة سبب

يتوقف وقوعها عليه، الثاني التتابع الزمني يعني أن المتغيرات تحدث وفق قانون الارتباط بين السبب والتأثير .ولكن معاملات الارتباط لا تعطي التفسير الاقتصادي الكافي كونها لا تدل دائماً على تحديد اتجاه التأثير، والارتفاع الكبير فى قيم هذه المعاملات لا يعني بأي حال من الأحوال وجود ارتباط سببي، فقد ترتبط المتغيرات مع بعضها دالياً، لذا تستخدم السببية لتحديد نوع واتجاه العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية ، وتعد من أهم المحاور في تحديد صيغ النماذج الاقتصادية،إذ تهدف إلى البحث عن أسباب الظواهر العلمية للتمييز بين الظاهرة التابعة من الظواهر المستقلة المفسرة لها. فمن خلال قياس معاملات الارتباط(r) يمكن تحديد طبيعة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية X_t ، Y_t المستقل والتابع إذ يلاحظ بان التغاير سيكون ضئيلاً فيما لو كانت العلاقة بين المتغيرين ضعيفة، كذلك سيكون التغاير (Cov)، بين المتغيرات بوجود ارتباط بين ظاهرتين، فالعلاقة الارتباطية في الإحصاء لا تعني السببية ، مما جعل المهتمين بهذا الجانب ان يعملوا على قياس هذا الأثر وقد استخدموا في ذلك الأساليب الرياضية والقياسية ومنها نماذج السببية كنموذج هيسو (Hsiao) ونموذج جرانجر (Granger).

- **اختبار هيسو Hsiao** : اقترح طريقة تعتمد على الجمع بين طريقة السببية لجرانجر وخطأ التنبؤ ،وذلك بهدف التغلب على المشاكل المصاحبة لعدم اختبار الفجوة الزمنية الملائمة.
- **اختبار جراينجر للسببية** Granger Causality Test : يهتم هذا الاختبار بالسببية بين متغيرين (X_t, Y_t) في تحليل السلاسل الزمنية . اى إن التغير في القيم الحالية والماضية لمتغير ما يسبب التغير فى متغير أخر[٢٢] اى ان التغير فى قيمة X_t ينتج عن التغير فى قيمة Y_t ويتوقع ان تكون قيمة X_t اكثر دقة اذا تم تقديرها باستخدام فترات ابطاء لكل من X_t ، Y_t ، ومن ثم نجد ان هذا الاختبار يعتمد بشكل رئيسى على اختبار F ، فعند اختبار ما اذا كان المتغير X_t يؤثر فى المتغير Y_t فان الفرض الصفرى يقول ان X_t لا يؤثر فى Y_t ورفض هذا الفرض يعنى ان X_t يؤثر فى Y_t وهناك اربعة احتمالات لاتجاهات السببية :

١. اتجاه احادى السببية من X_t الى Y_t $\quad X \to Y$
٢. اتجاه احادى السببية من Y_t الى X_t $\quad Y \to X$
٣. سببية ثنائية الاتجاه $X \overrightarrow{\leftarrow} Y$
٤. الاستقلالية $X - Y$

تحليل مكونات التباين Variance Decomposition

يقيس تحليل مكونات التباين الاهمية النسبية للمتغير فى تفسير مقدار التباين الناتج عن خطأ التنبؤ بالنسبة لكل متغير فى نموذج VAR، اى يعكس الأهمية النسبية لأثر كل تغير مفاجئ (Shock) فى كل متغير من متغيرات النموذج على جميع متغيرات النموذج . وبما أن الافتراض الأساسي في هذا النموذج هو أنه لا يوجد ارتباط متسلسل بين الأخطاء العشوائية، إلا أن هذا لا يمنع من وجود تأثير متزامن للاخطاء فى المتغيرات المختلفة للنموذج ولحل هذه المشكلة يتم اللجوء الى توزيع تشولاسكي Cholaski Decomposition والذى يتأثر بشكل كبير بترتيب المتغيرات في النموذج المراد اختباره وذلك لتلافى مشكلة التأثير المتزامن للأخطاء فى متغيرات النموذج الذى تصبح الاخطاء من خلاله متعامدة ، مما يعنى ان الاخطاء لا تؤثر على بعضها البعض ومصفوفة التباين المشترك لنتائج الاخطاء تكون قطرية .

دالة الاستجابة لردة الفعل Impulse Response Function **:**

تساعد هذه الدالة على تتبع المسار الزمني لمختلف التغيرات المفاجئة (Shocks) التي يمكن أن تتعرض لها مختلف متغيرات النموذج ، اى تقيس الأثر المفاجيء الذى يتعرض له متغير داخلى ما داخل نموذج متجه الانحدار الذاتى (VAR) على القيم الحالية والمستقبلية للمتغيرات الداخلية الاخرى فى النموذج . كما تعكس أيضا كيفية استجابة كل متغير من هذه المتغيرات لأي تغير عشوائي أو صدمة مفاجئة بمقدار انحراف معيارى واحد فى نفس المتغير او فى متغير اخر من متغيرات النموذج مع مرور الزمن

التوصيف القياسى للنموذج

يحاول البحث دراسة اثر الائتمان الزراعى على النشاط الاقتصادى للقطاع الزراعى من خلال قياس العلاقة بين الائتمان الزراعى والناتج المحلى الزراعى . معتمدا فى ذلك على الفكر الاقتصادى الذى يدعم وجود تاثير ايجابى لهذا الائتمان على النشاط الاقتصادى للقطاع الزراعى ، وبغرض تقليل عدد المتغيرات المستخدمة في هذه البحث لتسهيل عملية التحليل، فقد تم اختيار متغير الناتج المحلى الزراعى الحقيقى (Agric GDP) كمتغير معبر عن النشاط الاقتصادى الزراعى ومقياس لنموه وتطوره ، والائتمان الزراعى الحقيقى (Agric Cr) كمتغير مؤثر فى المقتصد الزراعى وذلك باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتى (VAR) لدراسة التأثير بين تلك المتغيرات خلال فترة الدراسة حيث تعمل متغيرات البحث كمتغيرات داخلية ولا يوجد اى متغيرات خارجية[٢٣]. وسوف يتم الربط بين هذين المتغيرين فى البحث باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتى Vector Auto Regression (VAR) ، فى الصورة المختزلة كما يلى :

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + ... + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث :

Y_t = الناتج المحلى الزراعى الحقيقى (Agric GDP) ، الائتمان الزراعى الحقيقى (Agric Cr)

A_t = تمثل مصفوفة المعاملات وابعادها K*K، حيث K تعبر عن عدد المتغيرات فى النموذج التى سوف يتم تقديرها

ϵ = مصفوفة الخطأ العشوائى حيث $E(\epsilon) = 0$ ، P = عدد فترات الابطاء ، t = الزمن

نتائج التحليل القياسى للنموذج

تم اجراء الاختبارات الاحصائية المتعلقة باستقرار السلاسل الزمنية والتكامل المشترك ونموذج متجه الانحدار الذاتى لاختبار السببية واختبار مكونات تحليل التباين ودالة الاستجابة الفورية لرد الفعل وكانت النتائج كما يلى :

١ - نتائج اختبار جذر الوحدة

يقوم هذا الاختبار بفحص مدى استقرارية متغيرات النموذج مع الزمن حيث يوضح الجدول رقم (٥) نتائج اختبار جذر الوحدة باستخدام اختبار ديكى– فوللر (ADF) ان السلاسل الزمنية لمتغيرات النموذج وهى : الناتج المحلى الزراعى الحقيقى (Log Agric. GDP) ، الائتمان الزراعى الحقيقى (Log Agric. Cr) . غير مستقرة عند اى مستوى حيث كانت كانت القيم المحسوبة اقل من القيم الجدولية لجميع المتغيرات عند جميع مستوياتها المعنوية وفقا لمعيار Akaike & Schwarz كما كانت قيم (DW) واختبار(F) جميعها ليست بالمستوى الاحصائى المقبول ، ومن ثم تم اجراء اختبار ديكى – فولر (ADF) المعدل بعد اخذ الفرق الاول وبنفس عدد فترات الابطاء . حيث استقرت جميع المتغيرات بعد الفرق الاول وعند مستوى معنوية ٥% وذلك باستخدام الحد الثابت ووفقا لاختبار Akaike & Schwarz . كما اظهرت النتائج ان قيمة (F) المحسوبة ، و (WD) مقبولة احصائيا اى ان السلاسل الزمنية للمتغيرات اصبحت مستقرة وتتحرك عبر الزمن اى انها متكاملة من الدرجة الاولى (١) وان هناك فترة زمنية طويلة المدى تعرف بانحدار التكامل المشترك . اى لا يوجد ارتباط بين الاخطاء بعد اخذ الفروق الاولى مما يشير الى دقة النتائج المقدرة وانها غير مضللة .

جدول رقم (٥) نتائج اختبار جذر الوحدة

Variable	Level	Test Critical Values			Ist difference t-Statistic	Test Critical Values		
	ADF	١%	٥%	١٠%	ADF	١%	٥%	١٠%
Log Agric. GDP	-٢.٠١	-٣.٧٥	-٢.٩٩	-٢.٦٤	-٦.٤٨	-٣.٧٥	-٢.٩٩	-٢.٦٤
Log Agric. Cr	-١.٣	-٣.٧٤	-٢.٩٩	-٢.٦٤	-٣.٨	-٣.٧٥	-٢.٩٩	-٢.٦٤

المصدر : نتائج تحليل برنامج Eviews جمعت وحسبت من بيانات جدول رقم (١) ، (٢) بالبحث

نتائج اختبار عدد فترات الابطاء المثلى Selection the lag length

يعتبر اختيار الفجوة الزمنية من الامور الهامة لدقة النموذج ويعتبر اختبار جرانجر للسببية من اكثر النماذج حساسية لفترات الابطاء . ويتم اختيار العدد الامثل لفترات الابطاء اعتمادا على قيم اختبار اكايكى (AIC) واختبار شوارتز(SC) ، حيث يتم اختيار عدد فترات الابطاء التى تقابل اقل قيمة محسوبة لكلا الاختبارين وفى حالة

اختلاف نتائج الاختبارين حول القيمة المثلى يتم المفاضلة بينهم وفقا للاتى (AIC) يستخدم للعينات الصغيرة و (SC) للعينات الكبيرة . وبتطبيق نتائج الاختبارين يتبين انهما قد حقق ادنى قيمة لهما عند فترة الابطاء الثالثة كما توافقت معه نتائج اختبارات (HQ, FPE) . وعند تطبيق هذا العدد الامثل لفترات الابطاء على الاختبارات الاحصائية تبين انها معنوية احصائيا وتعطى نتائج جيدة احصائيا .

جدول رقم (٦) نتائج اختبار عدد فترات الابطاء المثلى

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
٠	-٨.٣٣٦٤٣٠	NA	٠.٠٠٩١٧٦	٠.٩٨٤٤٢٢	١.٠٨٣٩٠٠	١.٠٠٦٠١١
١	٤٤.٣٢٢١٠	٩٠.٢٧١٧٦	٨.٩٥e-٠٥	-٣.٦٤٩٧٢٤	-٣.٣٥١٢٨٩	-٣.٥٨٤٩٥٦
٢	٥٢.٧٣٦٥٥	١٢.٨٢٢٠٢*	٥.٩٦e-٠٥	-٤.٠٧٠١٤٧	-٣.٥٧٢٧٥٦	-٣.٩٦٢٢٠١
٣	٥٨.٨٨٩٩٠	٨.٢٠٤٤٦٥	٥.٠٣e-٠٥*	-٤.٢٧٥٢٢٨*	-٣.٥٧٨٨٨٠*	-٤.١٢٤١٠٣*
٤	٥٩.٢٤٩٥٥	٠.٤١١٠٣٤	٧.٥٩e-٠٥	-٣.٩٢٨٥٢٩	-٣.٠٣٣٢٢٤	-٣.٧٣٤٢٢٥

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at ٥% level)

FPE: Final prediction error , AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion , HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر : نتائج تحليل برنامج Eviews جمعت وحسبت من بيانات جدول رقم (١) ، (٢) بالبحث

نتائج اختبار التكامل المشترك

إذا كانت متغيرات السلسلة الزمنية غير مستقرة بمستوياتها، فإن ذلك يعني أنها متكاملة من الدرجة الاولى عندها يمكن إجراء اختبار التكامل المشترك الذي اقترحه جوهانسن[١٥] . وبتطبيق اختبار Johansen - Juselius لاختبار الاثر Trace Testواختبار القيمة الذاتية العظمى على الناتج المحلى الزراعى الحقيقى (Log Agric GDP) ، والائتمان الزراعى الحقيقى (Log Agric CR). اظهرت نتائج التنقدير الموضحة بالجدول رقم (٧) انه عند اختبار فرض العدم (q=٠) مقابل الفرض البديل (q>٠) . وقد اوضحت النتائج ان القيمة المحسوبة لاختبار الاثر Trace Test اكبر من القيمة الجدولية عند مستوى معنوية ١% ، كما تبين من نتائج اختبار القيمة الذاتية العظمى Max Eigen Test تبين ان القيمة المحسوبة اكبر من الجدولية عند مستوى معنوية ١% وبذلك نرفض الفرض الصفرى ونقبل الفرض البديل الذى يقول ان هناك متجه واحد على الاقل للتكامل المشترك بين المتغيرين مما يدل على وجود توليفة خطية مستقرة بين الناتج المحلى الزراعى الحقيقى و الائتمان الزراعى الحقيقى ، كما تؤكد تلك النتيجة على وجود علاقة توازنية طويلة الاجل بين المتغيرين فى النموذج .

جدول رقم (٧) نتائج اختبار التكامل المشترك

اختبار الأثر Trace Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigen Value	Trace Statistic	٠.٠٥ Critical Value	Prob.**
None *	٠.٥٠٩٥٦٢	١٥.٧٣١٩٠	١٥.٤٩٤٧١	٠.٠٤٦١
At most ١	٠.٠٣٦٠١٧	٠.٧٧٠٣١٥	٣.٨٤١٤٦٦	٠.٣٨٠١

* denotes rejection of the hypothesis at the %٥ (١%) level

Trace test indicates ١ cointegrating (s) at both %٥ and ١% level

اختبار الذاتية العظمى Maximum Eigen Value Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigen Value	Trace Statistic	٠.٠٥ Critical Value	Prob.**
None *	٠.٥٠٩٥٦٢	١٤.٩٦١٥٩	١٤.٢٦٤٦٠	٠.٠٣٨٧
At most ١	٠.٠٣٦٠١٧	٠.٧٧٠٣١٥	٣.٨٤١٤٦٦	٠.٣٨٠١

* denotes rejection of the hypothesis at the %٥ (١%) level

Max-eigen Value test indicates ١ cointegrating (s) at both %٥ and ١% level

المصدر : نتائج تحليل برنامج Eviews جمعت وحسبت من بيانات جدول رقم (١) ، (٢) بالبحث

نتائج اختبار جرينجر للسببية

يوضح الجدول رقم (٨) نتائج اختبار السببية حيث تبين وجود علاقة تأثير ايجابية احادية الاتجاه من الائتمان الزراعى الحقيقى (Log Agric CR) الى الناتج المحلى الزراعى الحقيقى (Log Agric GDP) . وبما ان هذا الاختبار يعتمد بشكل اساسى على قيمة (F) فان بدراسة قيمة (F) المحسوبة قدرت بنحو (٤.٦٨٨) وذلك بقيمة احتمالية تجاوزت ٩٨.٦% وذلك عند مستوى معنوية اقل من ٥% ، ومن ثم تم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل الذى يقول ان الائتمان الزراعى الحقيقى يؤثر فى الناتج المحلى الزراعى الحقيقى . بينما اظهرت النتائج التقديرات ان العلاقة العكسية لا تتحقق حيث تبين ان قيمة (F) المحسوبة اقل من الجدولية ومن ثم غير معنوية حيث قيمة الاحتمال لها بلغت نحو ٥٧% . وبناء على هذه النتيجة نجد ان التغير فى الناتج المحلى الزراعى الحقيقى لا يساعد فى تفسير التغير فى الائتمان الزراعى الحقيقى ، بينما يساعد التغير فى حجم الائتمان الزراعى الحقيقى فى تفسير التغير فى الناتج الزراعى الحقيقى . ويدل ذلك على تراجع معدل نمو الناتج المحلى الزراعى الحقيقى نتيجة للسياسات الاقتصادية بوجه عام والزراعية بوجه خاص . بالاضافة الى الاضطرابات السياسية التى مرت بها البلاد خلال السنوات الاخيرة والتى انعكست على الوضع الاقتصادى العام وليس القطاع الزراعى فقط . وأيضا تعكس تلك النتيجة واقع القطاع الزراعى المصرى والذى يعانى من تدنى حجم الاستثمارات الموجهة اليه سواء كانت استثمارات عامة او استثمارات خاصة وذلك بسبب تدنى الدخول للسكان الريفيين وتدنى مستويات الادخار ، الامر الذى يؤدى الى وجود فجوة بين الادخار والاستثمار والتى يتم تغطيتها عن طريق الاقتراض بشكل اساسى .

جدول رقم (٨) نتائج اختبار السببية

Null Hypothesis	F-Statistic	Probability
Log Agric GDP Non Cause Log Agric CR	٠.٨٩٤٧٣	٠.٤٢٦١٤
Log Agric CR Cause Log Agric GDP	٤.٦٨٨٢١	٠.٠١٣٠١

المصدر : نتائج تحليل برنامج Eviews جمعت وحسبت من بيانات جدول رقم (١) ، (٢) بالبحث

نتائج اختبار تحليل مكونات التباين

يوضح الجدول رقم (٩) نتائج تحليل مكونات تباين خطأ التنبؤ للناتج المحلى الزراعى عند عدد من الفترات الزمنية المستقبلية (١٠ سنوات) الناتجة من الصدمات التى تحدث للمتغير ذاته ، ويكون متغير الائتمان الزراعى الحقيقى هنا هو المتغير المستقل . حيث يوضح الجدول الاهمية النسبية للتقلبات فى كل من متغيرى النموذج ، ويعبر العمود (S.E) عن الخطأ المعيارى لخطأ التنبؤ للناتج المحلى الزراعى لفترة عشر سنوات حيث قيمة الخطا المعيارى تتساوى مع قيمة خطا التنبؤ للناتج المحلى الزراعى فى السنة الاولى (٧%) ثم يزداد بمرور الزمن ليصل نحو ١١% فى السنة العاشرة وتعزى الزيادة فى قيمة الانحراف المعيارى الى انها تتضمن تتضمن اثار عدم التأكد للتنبؤ للفترات الزمنية السابق للمتغير المستقل فى النموذج .

كما يلاحظ من الجدول ان نحو ١٠٠% من خطأ التنبؤ فى تباين الناتج المحلى الزراعى يرجع الى المتغير نفسه خلال الفترة الاولى بينما تقل تلك النسبة ليصل نحو ٧٩.٧% خلال الفترة الخامسة مقابل ٢٠% ترجع الى الائتمان الزراعى ثم تتزايد هذه النسبة لتصل الى نحو ٣٥% فى السنة العاشرة مقابل ٦٤.٥% ترجع الى المتغير نفسه . ومن ثم نجد ان مقدار خطأ التنبؤ فى تباين الناتج المحلى الزراعى الذى يعزى الى الائتمان الزراعى الحقيقى يتزايد ، وذا يدل على الاهمية النسبية للائتمان الزراعى فى الناتج المحلى الزراعى مع مرور الزمن وهذا يتوافق مع نتائج دراسة (Copelman) [٢٤]، و دراسة (Timsina Neelam) [٢٥]كما يؤكد صحة فرضية البحث .

اما بالنسبة لتحليل مكونات التباين للائتمان الزراعى نلاحظ من الجدول ان نحو ٧٣% تقريبا من خطأ التنبو فى تباينه يعزى الى المتغير نفسه وذلك خلال الفترة الاولى فى حين ان ٢٧% يعزى الى الناتج المحلى الزراعى ، وتصل تلك النسبة فى السنة العاشرة الى نحو ٧١.٥% ، مقابل ٢٨.٥% تعزى الى الناتج المحلى ، حيث حيث يلاحظ ان مقدار الخطأ بالتنبؤ فى تباين الائتمان الزراعى الذى يفسر بالناتج المحلى الزراعى يتراجع مع الزمن ويعزى ذلك الى ضعف القوة التفسيرية للناتج المحلى الزراعى فى تفسير معظم التغيرات فى الائتمان الزراعى .

جدول رقم (٩) نتائج اختبار تحليل مكونات التباين

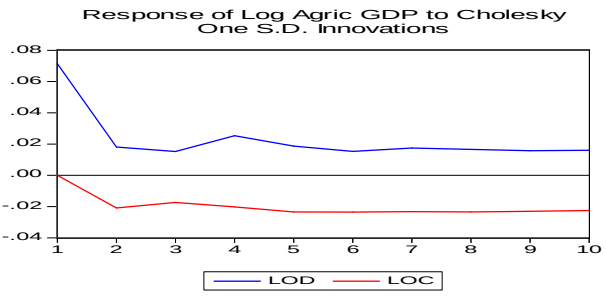
نتائج تحليل مكونات تباين الناتج المحلى الزراعى (Log Agric GDP)			
Period	S.e	Log Agric GDP	Log Agric CR
١	٠.٠٧١٣٩٠	١٠٠.٠٠٠٠	٠.٠٠٠٠٠٠
٢	٠.٠٧٦٥٤٣	٩٢.٥٨٦٨٥	٧.٤١٣١٤٨
٣	٠.٠٧٩٩٥٤	٨٨.٤٨٣٩١	١١.٥١٦٠٩
٤	٠.٠٨٦٢٨٣	٨٤.٦٣٢٧١	١٥.٣٦٧٢٩
٥	٠.٠٩١٣٣٥	٧٩.٧٠٢٤١	٢٠.٢٩٧٥٩
٦	٠.٠٩٥٥٥٧	٧٥.٣٧٩٦١	٢٤.٦٢٠٣٩
٧	٠.٠٩٩٨٧٥	٧٢.٠٥٣٣٢	٢٧.٩٤٦٦٨
٨	٠.١٠٣٩١٩	٦٩.٠٩٧٥٩	٣٠.٩٠٢٤١
٩	٠.١٠٧٥٩٦	٦٦.٥٩٣٥٣	٣٣.٤٠٦٤٧
١٠	٠.١١١٠٨٦	٦٤.٥٥٣٩٧	٣٥.٤٤٦٠٣
نتائج تحليل مكونات تباين الائتمان الزراعى (Log Agric CR)			
Period	S.e	Log Agric GDP	Log Agric CR
١	٠.١٠٠٣٣٦	٢٧.١٣٥٥٩	٧٢.٨٦٤٤١
٢	٠.١٣٩٢٩٩	٢٤.٧٧٣٠٣	٧٥.٢٢٦٩٧
٣	٠.١٧٤٧٤٨	٢٩.٢٣٢٧٧	٧٠.٧٦٧٢٣
٤	٠.١٨٩٧٧١	٢٩.٢٢٥٠٦	٧٠.٧٧٤٩٤
٥	٠.١٩٧٧٣٢	٢٨.٩٦٩٦٣	٧١.٠٣٠٣٧
٦	٠.٢٠١٣٥٧	٢٨.٨٤٤٥٠	٧١.١٥٥٥٠
٧	٠.٢٠٢٧٤٠	٢٨.٦٨٦٧٣	٧١.٣١٣٢٧
٨	٠.٢٠٣٢٢٩	٢٨.٥٧٢٠٥	٧١.٤٢٧٩٥
٩	٠.٢٠٣٤٢٣	٢٨.٥١٧٨٣	٧١.٤٨٢١٧
١٠	٠.٢٠٣٥٢٤	٢٨.٥٠٦٣٨	٧١.٤٩٣٦٢

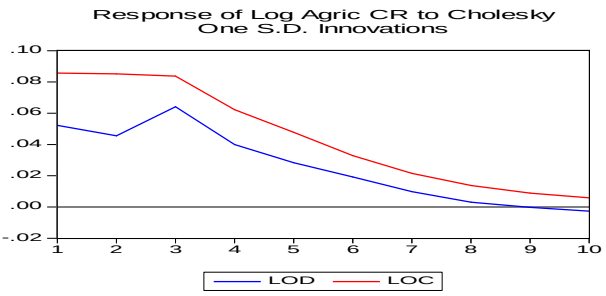
المصدر : نتائج تحليل برنامج Eviews جمعت وحسبت من بيانات جدول رقم (١) ، (٢) بالبحث

وهذا يؤكد ما تم التوصل له فى اختبار سببية جرانجر بان العلاقة احادية التأثير وللتحقق من مدى صحة النتائج تم اعادة الترتيب والمبادلة بين المتغيرين وفق توزيع تشاولاسكى وعلى ضوء ذلك تم الحصول على نتائج مقاربة للنتائج الواردة بالجدول رقم (٩) .

نتائج دالة الاستجابة لرد الفعل

دالة الاستجابة لرد الفعل بمقدار انحراف معيارى واحد





تم اختبار دالة الاستجابة الفورية لرد الفعل بعد تضمينها فى نموذج الانحدار الذاتى بهدف تتبع المسار الزمنى للصدمات العشوائية (تغير مفاجئ) والتى يمكن ان يتعرض لها المتغيرين موضع الدراسة وكانت النتائج كما يتضح فى الشكل التالى ، حيث يتبين من الشكل استجابة ردة فعل كل من الناتج المحلى الزراعى ، الائتمان الزراعى لصدمة عشوائية بمقدار انحراف معيارى واحد على مدى عدد من الفترات الزمنية . حيث يمثل المحور الافقى عدد الفترات التى مرت بعد حدوث التقلبات ويمثل المحور الراسى نسبة استجابة كلا المتغيرين للتغير بمقدار انحراف معيارى واحد فى المتغير الاخر . حيث تبين ان اى صدمة عشوائية فى الائتمان الزراعى وبمقدار انحراف معيارى واحد تحدث تاثيرا سلبيا على الناتج المحلى الزراعى فى السنوات الاولى ثم يظهر التاثير الايجابى بالتزايد ويستمر مستقبلا ويفسر ذلك بان الزيادة فى الائتمان الزراعى تؤدى الى زيادة كبيرة فى الانتاج ومن ثم زيادة النمو الاقتصادى وبذلك تتوافق نتيجة هذا الاختبار مع اختبارى السببية وتحليل مكونات التباين وفرض البحث.

كما يتبين من الشكل ايضا ان حدوث صدمة عشوائية بمقدار انحراف معيارى واحد فى الناتج المحلى الزراعى تؤثر على الائتمان الزراعى بالتزايد حتى الفترة الثالثة ثم يبدا التناقص التدريجى ويستمر التناقص فى المستقبل وهذا يؤكد ما تم التوصل اليه فى اختبارى السببية وتحليل مكونات التباين.

تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتى

وبعد تقدير الاختبارات الاحصائية التى اكدت ثبوت تاثير الائتمان الزراعى على الناتج المحلى الزراعى تم تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتى لقياس اثر الائتمان الزراعى على الناتج المحلى الزراعى وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى .

جدول رقم (١١) نتائج اختبار متجه الانحدار الذاتى

Estimation Method: Least Squares
Included observations: ٢٢
Total system (balanced) observations ٤٤

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(١)	٠.٤٣١٨٧٦	٠.٢٤٩٤٥٢	١.٧٣١٣٠١	٠.٠٩٣٧
C(٢)	٠.١٥٣٣٥٧	٠.٢٧٠٤٢٦	٠.٥٦٧٠٩٣	٠.٥٧٤٩
C(٣)	٠.٣٦٣٢٧٤	٠.٢٢١٤٤٣	١.٦٤٠٤٨٧	٠.١١١٣
C(٤)	-٠.٢٤٣٣٢٩	٠.١٢٥٢٢٨	-١.٩٨٣٠٨٣	٠.٠٢١٤
C(٥)	٠.١٤٤٣٣٠	٠.٢٠٤٣٥٢	٠.٧٠٦٢٨١	٠.٤٨٥٥
C(٦)	-٠.٠١٦٥٥٨	٠.١٣٥٨٢٤	-٠.١٢١٩٠٤	٠.٩٠٣٨
C(٧)	٠.٦٤٧٢١٤	٠.١٨٦١٠٤	٣.٤٧٧٦٩٦	٠.٠٠١٦
C(٨)	-٠.٠٩٠٣٣٨	٠.٣٥٠٥٩٨	-٠.٢٥٧٦٦٧	٠.٧٩٨٤
C(٩)	٠.٣١٢١٢٤	٠.١٢٠٠٧٨	٢.٨٢١٢١٢	٠.٠٠٨٠
C(١٠)	-٠.٢٥٩٨٦٨	٠.٣١١٢٣٣	-٠.٨٣٤٩٦٤	٠.٤١٠٣
C(١١)	٠.٩٩٤٩٤٤	٠.١٧٦٠٠٥	٥.٦٥٢٩٢٨	٠.٠٠٠٠
C(١٢)	-٠.٠٣٤١٣٤	٠.٢٨٧٢١٢	-٠.١١٨٨٤٥	٠.٩٠٦٢
C(١٣)	-٠.١٥٤١٣٢	٠.١٩٠٨٩٨	-٠.٨٠٧٤٠٦	٠.٤٢٥٨
C(١٤)	٠.٦٥٤٧٧٣	٠.٢٦١٥٦٥	٢.٥٠٣٢٨٩	٠.٠١٨٠

Determinant residual covariance ١.٧٤E-٠٥

Equation: Log Agric GDP = C(١)* Log Agric GDP (-١) + C(٢)* Log Agric GDP (-٢) + C(٣)* Log Agric GDP (-٣) + C(٤)*Log Agric CR(-١) + C(٥)* Log Agric CR (-٢) + C(٦)* Log Agric CR (-٣) + C(٧)

Observations: ٢٢

R-squared	٠.٩٨١٥٢٢	Mean dependent var	٤.١٣٦٨٨٦
Adjusted R-squared	٠.٩٧٤١٣١	S.D. dependent var	٠.٤٤٣٨٥٥
S.E. of regression	٠.٠٧١٣٩٠	Sum squared resid	٠.٠٧٦٤٤٧
Prob(F-statistic)	٢.٠٥٥٠١٠		

Equation: Log Agric CR = C(٨)* Log Agric GDP (-١) + C(٩)* Log Agric GDP (-٢) + C(١٠)* Log Agric GDP (-٣) + C(١١) * Log Agric CR (-١) + C(١٢)* Log Agric CR (-٢) + C(١٣)* Log Agric CR (-٣) + C(١٤)

Observations: ٢٢

R-squared	٠.٩٠٠٤٩١	Mean dependent var	٢.٥٦٧٣١٢
Adjusted R-squared	٠.٨٦٠٦٨٨	S.D. dependent var	٠.٢٦٨٨٢١
S.E. of regression	٠.١٠٠٣٣٦	Sum squared resid	٠.١٥١٠١١
Prob(F-statistic)	٦.٢٤١٤٠٢		

وقد جاءت النتائج مؤكدة لمعنوية النموذج الاحصائية من حيث قيمة اختبار (F) ٦.٢٤ وذلك عند مستوى معنوية ٥% حيث ثبتت معنوية النموذج ككل، مما يشير الى صلاحية النموذج المستخدم و يوضح ملائمته لتفسير التغيرات التى صاحبت تطور الناتج المحلى الزراعى للفترة (١٩٩١/٩٠-٢٠١٥/٢٠١٤) وتشير قيمة معامل التحديد الى ان نحو ٨٦% من التغير فى قيمة االناتج المحلى الزراعى ترجع الى التغير فى الائتمان الزراعى الحقيقى .

وباجراء اختبار وايلد Wald Test لقياس مدى تاثير الائتمان الزراعى على الناتج المحلى جاءت قيمة اختبار كاى^{٢} معنوية عند مستوى اقل من ٥% مما يدل على قوة تاثير الائتمان الزراعى على الناتج المحلى الزراعى مما يؤكد النتائج السابقة وفرضية البحث .

جدول رقم (١١) نتائج اختبار وايلد Wald Test

Wald Test:			
Test Statistic	Value	Df	Probability
Chi-square	٤٤.٠٤٩٩٧	٢	٠.٠٠٠٠

النتائج والتوصيات

يمكن ايجاز اهم النتائج والتوصيات التى توصل اليها البحث فيما يلى :

- اكدت نتائج تحليل التكامل المشترك وجود متجه واحد على الاقل للتكامل المشترك بين المتغيرين مما يدل على وجود توليفة خطية مستقرة بين الناتج المحلى الزراعى الحقيقى و الائتمان الزراعى الحقيقى ،ممايعنى وجود علاقة توازنية طويلة الاجل بين المتغيرين فى النموذج .
- اظهرت نتائج اختبار السببية ضمن متجه الانحدار الذاتى وجود علاقة تاثير ايجابى احادية الاتجاه من الائتمان الزراعى الحقيقى الى الناتج المحلى الزراعى وعدم وجود علاقة تاثير من الناتج المحلى الزراعى الى الائتمان الزراعى .
- بينت نتائج تحليل مكونات التباين ان القوة التفسيرية للائتمان الزراعى فى تفسير التغير الحادث فى الناتج المحلى الزراعى اتسمت بالضئالة ثم تزايدت عبر الزمن ، مما يعنى ان الزيادة فى الائتمان الزراعى تؤثر ايجابيا على نمو القطاع الزراعى من خلال زيادة الناتج المحلى الزراعى . فى حين كانت القوة التفسيرية للناتج الزراعى ضعيفة فى تفسير معظم التغيرات فى الائتمان الزراعى
- اوضحت نتائج اختبار دوال الاستجابة الفورية لردة الفعل ان حدوث تغير مفاجىء فى الائتمان الزراعى يحدث تاثيرا ايجابيا هاما فى الناتج المحلى الزراعى في حين ان حدوث تغير مفاجىء للناتج المحلى الزراعى ليس ذو تاثير هام على الائتمان الزراعى عبر الزمن .

بناء على النتائج السابقة يوصى البحث بإعادة النظر فى السياسة الإقراضية للمؤسسات التمويلية وأن يكون لدى الدولة استراتيجيات للتعامل مع تلك المؤسسات بما يخدم تحقيق الدور المنوط الى القطاع الزراعى فى تحقيق التنمية الاقتصادية والاجتماعية المنشودة وذلك من خلال ما يلي:

١. رفع الكفاءة الائتمانية من خلال قيام البنك المركزى باتخاذ حزمة من الاجراءات تساعد فى تشجيع العملية الائتمانية مثل مراجعة التسهيلات الائتمانية الممنوحة والمعوقات التى تواجه العملية الائتمانية من حيث تسهيل الاجراءات ، خفض اسعار الفائدة على القروض الاستثمارية الطويلة والمتوسطة لتشجيع كثير من الراغبين فى الاقتراض ، تقليل المصاريف الادارية .
٢. العمل على مد الخدمات الائتمانية بشكل أوسع الى محافظات الوجه القبلى.
٣. ربط الإئتمان بالتكنولوجيا الحديثة وبالإرشاد الزراعى مما يؤدى إلى زيادة إنتاجية المحاصيل وبالتالى زيادة دخل المزارع وزيادة قدرته على السداد .
٤. توفير القروض متوسطة وطويلة الأجل وذلك لأهميتها فى دفع عجلة تنمية القطاع الزراعى ، حيث أهملت المشروعات الاستثمارية التنموية المؤثرة مثل مشروعات استصلاح واستزراع الأراضى.
٥. حل مشكلة الافتقار إلى الضمانات التقليدية باستخدام بدائل ضمان تستند إلى الصفات الشخصية للفرد .
٦. تعديل كل من قيمة القروض الممنوحة وفترة السداد بحيث تكون مناسبة لكل مجال من المجالات الزراعية

حيث ان غالبية القروض الممنوحة للانتاج الحيوانى مدتها حوالى ٦ اشهر وهى مدة قصيرة من وجهة نظر المربى .

الملخص

رغم أهمية قطاع الزراعة، إلا أن مساهمته في الناتج المحلى الاجمالى محدودة مقارنة بباقي القطاعات حيث تراجعت نسبة مساهمة الناتج المحلى الزراعى فى الناتج المحلى الاجمالى من حوالى ١٧.٤% عام ١٩٩١/٩٠ الى نحو ١١.٢% عام ٢٠١٥/٢٠١٤ ، وذلك مقارنة بنحو ١٦.٦% للصناعة التحويلية و١٢.٨% لقطاع البترول ، ١٣% لقطاع التجارة عام ٢٠١٥/٢٠١٤ . ويرى البعض ان انخفاض مساهمة القطاع الزراعى فى الناتج المحلى يرجع إلى العديد من المشكلات التي يعاني منها القطاع الزراعى ، والتى من اهمها الهيكل الحيازى الزراعي وطبيعة الانتاج الزراعي بالاضافة الى محدودية التمويل المصرفى الموجه الى هذا القطاع الهام والذى يتسم بمحدودية موارده المالية و تواضع الاستثمارات الموجهة إليه مما يجعل توفير الخدمات الائتمانية ضرورة هامة لممارسة مختلف الأنشطة الزراعية وهو ما يعد تحدياً يواجه القطاع الزراعي ويقف عائقاً في وجه تطوره على الرغم من أهمية القطاع الزراعي وقدرته على خلق فرص العمل. ومن ثم يهدف البحث الى تحليل وقياس تأثير الائتمان المقدم على المقتصد الزراعى المصرى . وقد اعتمد البحث على تطبيق اسلوب تحليل السلاسل الزمنية من خلال اختبار فرضية رئيسية هى : ان الائتمان المقدم للقطاع الزراعى يؤثر تأثيرا ايجابيا على الناتج المحلى الزراعى ومن ثم نمو القطاع الزراعى ، اى وجود علاقة تبادلية بين الائتمان الزراعى وزيادة الناتج المحلى الزراعى . وذلك من خلال : تطبيق نموذج متجه الانحدار الذاتى Vector Auto Regressive (VAR) و قياس العلاقة السببية بين الائتمان الزراعى و الناتج المحلى فى المقتصد الزراعى المصرى .

و يمكن ايجاز اهم النتائج توصل اليها البحث فيما يلى : اكدت نتائج تحليل التكامل المشترك وجود متجه واحد على الاقل للتكامل المشترك بين المتغيرين مما يدل على وجود توليفة خطية مستقرة بين الناتج المحلى الزراعى الحقيقى و الائتمان الزراعى الحقيقى ،ممايعنى وجود علاقة توازنية طويلة الاجل بين المتغيرين فى النموذج .كما اظهرت نتائج اختبار السببية ضمن متجه الانحدار الذاتى وجود علاقة تاثير ايجابى احادية الاتجاه من الائتمان الزراعى الحقيقى الى الناتج المحلى الزراعى وعدم وجود علاقة تاثير من الناتج المحلى الزراعى الى الائتمان الزراعى . بينما بينت نتائج تحليل مكونات التباين ان القوة التفسيرية للائتمان الزراعى فى تفسير التغير الحادث فى الناتج المحلى الزراعى اتسمت بالضئالة ثم تزايدت عبر الزمن ، مما يعنى ان الزيادة فى الائتمان الزراعى تؤثر ايجابيا على نمو القطاع الزراعى من خلال زيادة الناتج المحلى الزراعى . فى حين كانت القوة التفسيرية للناتج الزراعى ضعيفة فى تفسير معظم التغيرات فى الائتمان الزراعى

مما سبق يتبين ان كل نتائج الاختبارات الاحصائية جاءة معززة لبعضها البعض وتدعم الفرضية الاساسية للبحث وهى ان الائتمان الزراعى يلعب دورا كبيرا ومؤثرا فى نمو القطاع الزراعى وانه الداعم لعملية التنمية الاقتصادية والاجتماعية لهذا القطاع الهام .

ومن ثم يوصى البحث بالاتى : رفع الكفاءة الائتمانية من خلال قيام البنك المركزى باتخاذ حزمة من الاجراءات تساعد فى تشجيع العملية الائتمانية مثل مراجعة التسهيلات الائتمانية الممنوحة والمعوقات التى تواجه العملية الائتمانية من حيث تسهيل الاجراءات ، خفض اسعار الفائدة على القروض الاستثمارية الطويلة والمتوسطة لتشجيع كثير من الراغبين فى الاقتراض ، تقليل المصاريف الادارية ، العمل على مد الخدمات الائتمانية بشكل أوسع الى محافظات الوجه القبلى ، توجيه الائتمان نحو المحاصيل الغير تقليدية و الزراعة الحيوية ذات العائد الاقتصادى المرتفع ، ربط الإئتمان بالتكنولوجيا الحديثة وبالإرشاد الزراعى مما يؤدى إلى زيادة إنتاجية المحاصيل وبالتالى زيادة دخل المزارع وزيادة قدرته على السداد .

المراجع

١. Howard, J Sherman and David X. Kolk **,Business Cycles and Forecasting**, Harper Collins, ١٩٩٦.

٢. Schumpeter, J.A, **The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest and the Business Cycle**, translated from the German by Redvers Opie, New Brunswick (U.S.A) and London (U.K.): Transaction Publishers.١٩٣٤.

٣. McKinnon, Ronald I, **Money & Capital in Economic Development**, Washington, D.C., The Brookings Institution, ١٩٧٣.

٤. النشرة السنوية للناتج المحلى القومى وفقا للقطاعات الاقتصادية ، وزارة التخطيط ، شبكة المعلومات الدولية (الانترنت)

٥. محسن احمد الخضيرى (دكتور) ، الائتمان المصرفى – منهج متكامل فى التحليل و البحث الائتمانى ، مكتبة الانجلو المصرية ، ١٩٨٧ .

٦. محمود صادق العضيمى وآخرون ، محاضرات فى التمويل الزراعى ، قسم الاقتصاد الزراعى ، كلية الزراعة ، جامعة عين شمس ، ٢٠٠٤ .

٧. بنك التنمية والائتمان الزراعى ، اسعار الفائدة على القروض الزراعية المختلفة ، بيانات غير منشورة .

٨. يحي عبد الرحمن يحي ، تقييم الاحتياجات الائتمانية لصغار الزراع فى الاراضى حديثة الاستصلاح ، رسالة ماجستير، كلية الزراعة ، جامعة عين شمس ، ٢٠٠٩ .

٩. قاعدة بيانات السكان ، موقع الجهاز المركزى للتعبئة العامة والاحصاء ، شبكة المعلومات الدولية (الانترنت) .

١٠. Jack Johnston and John Di Nardo**, Econometric Methods**, ٤th .ed, The McGraw-Hill Companies, Inc,١٩٩٧.

١١. D.L. Roberts & S. Nord, ,**Causality Tests and Functional Form Sensitivity**, **Applied Economics** ,Vol.١٧,١٩٨٥.

١٢. A.Schwarz , **Estimating The Dimension of a model: Annals of statistics** ,Vol ٦,No (٢),١٩٧٨.

١٣. Peter C. B. Phillips ,**Time Series Regression with a Unit Root**, Econometrica , Vol ٥٥ , ١٩٨٧.

١٤. Damondar N. Gujarati, **Basic Econometrics**, ٤th Edition, New York, McGraw-Hill, ٢٠٠٤.

١٥. David A. Dickey , Wayne A. Fuller ,**Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root**, Econometrica Vol. ٤٩,No.٤,١٩٨١.

١٦. James G. MacKinnon, **Critical Values for Cointegration Tests**, Working Paper No. ١٢٢٧, Queen's Economics Department ,Queen's University, ,Canada, ٢٠١٠

١٧.كنعان عبد الرازق ، انسام الجابورى ، **دراسة مقارنة فى طرائق تقدير انحدار التكامل المشترك مع تطبيق عملى** ، المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية ، السنة١٠ ، العدد ٣٣ ، بغداد ، ٢٠١٢ .

١٨. C.Harvie and M Pahlavani, **Sources of Economic Growth in South Korea: An Application of the ARDL Analysis in the Presence of Structural Breaks(١٩٨٠-٢٠٠٥),** Working Paper ٠٦-١٧, Department of Economics, University of Wollongong,٢٠٠٦.

١٩. Steven A. Buigut , Fast-Track East African Community Monetary Union Convergence Evidence from A Cointegration Analysis, International Journal of Economics and Finance ,Vol ٣,No (١).٢٠١١.

٢٠.إبراهيم موسى الورد ، **تحليل العلاقة السببية بين النمو الاقتصادي ونمو الأسواق المالية للمدة(١٩٨٠ - ٢٠٠٤)**، مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد ١٢، العدد ٤١، جامعة بغداد، ٢٠٠٦.

٢١.هناء عبد الحسين، **اختبار السببية بين الصادرات السلعية والناتج المحلي الإجمالي للاقتصاد العراقي للمدة (١٩٧٠ - ١٩٩٨)**، مجلة بغداد للعلوم الاقتصادية الجامعة، العدد٦، ٢٠٠٢.

٢٢.محمود الراوي، **مدخل إلى تحليل الانحدار**،المكتبة الوطنية، بغداد، ١٩٨٧.

٢٣. C.W.Granger , **Some Recent Development in a Concept of Causally** ,Journal of econometrics .Vol ٣٩,١٩٨٨ .

٢٤. Martina Copelman, **Financial Structure and Economic Activity in Mexico**, Center of Analysis and Economic Research.

٢٥. Timsina Neelam, **Impact of Bank Credit on Economic Growth in Nepal,** NRB Working Paper, No.٢٢, ٢٠١٤

THE IMPACT OF AGRICULTURAL CREDIT ON ECONOMIC ACTIVITY FOR EGYPTIAN AGRICULTURAL SECTOR

Dr. Yehia Abd El-Rahman Yehia

ABSTRACT

Despite of the importance of the agriculture sector, its contribution to the GDP is limited compared to other sectors, where the proportion of the contribution of the agricultural gross domestic product fell in GDP from about ١٧.٤% in ٩٠/١٩٩١ to about ١١.٢% in ٢٠١٤/٢٠١٥, compared to approximately ١٦.٦% of the industry manufacturing and ١٢.٨% for the petroleum sector ٠.١٣% to trade sector in ٢٠١٤/٢٠١٥.

Decline in the contribution of the agricultural sector in GDP to many problems facing the agricultural sector is due, it is the most important agricultural possessor structure and the nature of agricultural production. In addition to the limited bank funding directed to this important sector, which is characterized by limited financial resources and the modest investments .then The provision of credit services important need to do different agricultural activities, Which it is a challenge facing the agricultural sector and an obstacle in the face of development despite the importance of the agricultural sector and its ability to create an opportunities for employment . The research examines the impact of the agricultural credit on agricultural economic activity in Egypt during the period (١٩٩٠/١٩٩١-٢٠١٤/٢٠١٥), by using VAR model . Two variables are chosen for this research : real agricultural (GDP) as an important indicator for measuring the average of economic activity for agricultural sector and real agricultural credit. Some major tests, such as: Johansen test, Granger causality test, variance decomposition analysis, and impulse response functions, were applied in this research.

The results of the research indicate that there is a mono effect relationship moving from the agricultural credit. to the agricultural GDP and a long-running equilibrium relationship between these variables. Results also indicate that there is little agricultural credit explanatory power for explaining the changes in the agricultural GDP. In general, the results show a positive effect of the agricultural credit to the economic activity for agricultural sector.

Recommendations:

١- It's necessary to raise the credit efficiency by the central bank to take a package of measures to help in the promotion of the credit process, such as a review of credit facilities granted and obstacles facing the credit process in terms of facilitating the procedures, reducing the interest rate on long-and medium-sized investment lending rates to encourage many who want to borrow, reducing Administrative expenses .

٢- Solve the problem of the lack of traditional collateral using secure alternatives based on the personal qualities of the individual.

٣- Modify each of the value of loans and the repayment period so that they are suitable for each area of agricultural fields.

٤- Work on extending credit services more broadly to the governorates of Upper Egypt.