العلاقة بيسسن الائتمسان المصرفي والناتج المحلي الإجمالي باستخدام نموذج متجه الانعدار الذاتي VAR « دراسة قياسية على الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1980-2014 م)

أ. رجعة فرج المشيطي - المعهد العالي للعلوم الإدارية والمالية -بنغازي

ملخص:

استهدفت الدراسة بحث العلاقة السببية بين الائتمان المصرفي Credit والناتج المحلي الإجمالي GDP في الاقتصاد الليبي حلال الفترة الزمنية (VAR)، ولبيان ما إذا كانت السلسلة الزمنية الفترة الزمنية (2014–2014م) وذلك باستخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، ولبيان ما إذا كانت السلسلة الزمنية للمتغيرين باستخدام اختبار جذر الوحدة، كما تم تحديد رتبة التكامل للمتغيرين باستخدام اختبار جوهانسون عدم جوهانسون، واتضح أن السلسلة الزمنية لكلا المتغيرين متكاملة من الدرجة الأولى، وبين اختبار التكامل المشترك لجوهانسون عدم إمكانية وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرين، وقد تم استخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي واختبار السببية الذي بين عدم وجود علاقة سببية بين متغيري الناتج المحلى الإجمالي والائتمان المصرفي.

الكلمات المفتاحية: الائتمان المصرفي، الناتج المحلى الإجمالي، التكامل المشترك، متجه الانحدار الذاتي.

Summary

The study aimed to investigate the causality relationship between Credit and GDP in the Libyan economy during the period (1980-2014) using the vector Autoregressionmodel (VAR). To demonstrate whether the time series of the two variables were stable, the unit root test was required. Between the two variables, a vector Autoregressionmodel and a causality test were used which showed that there was no causality relationship between the GDP and bank credit variables.

Keywords: bank credit, GDP, co-integration, Vector Autoregression.

1. المقدمة

تمثل التنمية الاقتصادية هدفاً تسعى إليه مختلف الدول، حيث إنها عملية تمس كل مناحي الحياة، سواء الاقتصادية أو الاجتماعية أو الثقافية...الخ، وأمام هذه التطورات تبلور توجه حديد في السنوات الأخيرة يسعى لإعادة دور الدولة في النشاط الاقتصادي باعتباره منظماً للحياة الاقتصادية بما يكفل التوازن العام للاقتصاد الوطني، كما تزايد الاهتمام بتنمية القطاع الخاص كونه يساهم في تحقيق الأهداف التنموية وتسريع وتيرة النمو الاقتصادي.

وتعد المصارف التجارية أحد العناصر الرئيسية في بناء استراتيجية تنموية مناسبة تمثل الركيزة الأساسية لعملية النمو الاقتصادي، حيث إنها وسيلة لجمع المدّخرات وتشغيلها، وبالتالي تساهم في بناء وتطوير الهيكل الاقتصادي لأي دولة، من خلال مساهمتها في توفير الموارد المالية واستثمارها في أوجه القطاعات المختلفة (مشبب: 2015م).

وليبيا كغيرها من الدول تسعى إلى أن يكون للقطاع المصرفي دور في عملية التنمية الاقتصادية، من خلال منح الائتمان والاستثمار في مختلف القطاعات.

وتحاول هذه الورقة تحليل العلاقة بين الائتمان المصرفي الممنوح من المصارف التجارية العاملة في ليبيا والناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة (1980-2014م).

2.هدف وأهمية الدراسة

تهدف هذه الدراسة إلى معرفة تأثير الائتمان المصرفي على النشاط الاقتصادي في ليبيا خلال الفترة الزمنية (1980–2014م) من خلال تحليل السلاسل الزمنية، وتتمثل أهمية الدراسة في كونها تسلّط الضوء على دور الائتمان المصرفي في الاقتصاد الليبي، وكذلك التطورات التي شهدتها السياسة الائتمانية في فترة الدراسة.

3. فرضية الدراسة

تقوم هذه الدراسة على فرضية رئيسية مفادها وجود علاقة طردية بين الائتمان المصرفي والنشاط الاقتصادي.

4. الإطار النظري للدراسة

ركزت النظريات الحديثة في التنمية الاقتصادية اهتمامها على توفير التمويل اللازم لدعم التنمية، حيث إن المصارف التجارية يعوّل عليها كونها مصدراً رئيسياً في توفير التمويل اللازم لعملية التنمية، وتعد دراسة (Bagehot: 1873) و(Schumpeter: 1912) من الدراسات الرائدة التي أكدت أهمية الدور الذي تضطلع به المصارف التجارية في توفير التمويل اللازم لتحفيز النمو في النشاط الاقتصادي (مشبب: 2015م، ص130).

ويرى شومبيتر أن الخدمات التي تقدمها مؤسسات الوساطة المالية بين تجميع المدخرات وتقييم المشروعات وإدارة المحاطر وتسهيل المعاملات ضرورية لتشجيع التنمية الاقتصادية، وفي هذا الشأن يتفق مع كينز في هذه الفكرة، حيث أكد كينز أن غياب دور الوساطة المالية يحدّ من تحويل النقود إلى استثمارات، وبالتالي يؤثر سلباً على النمو الاقتصادي.

ويرى (Wai: 1979) أن المؤسسات المالية والنقدية لها دور مهم في التنمية من خلال توجيه المدخرات إلى الاستثمارات من ناحية، ومن ناحية أخرى تساهم في تنوع الاستثمارات من خلال قيام هذه المؤسسات بتقديم دراسات الجدوى الاقتصادية للمستثمرين، وتبين فرص الاستثمار المتوفرة بما يضمن للمؤسسات استرجاع أموالها.

تشير النظريات الحديثة في التنمية إلى أهمية الائتمان المصرفي في دعم عملية التنمية في أي دولة خصوصاً الدول النامية، حيث يرى كل من (Mackinon& Shoo: 1973) أن السياسة التمويلية لها دور كبير في تحفيز النشاط الاقتصادي، وأن أي نقص في التمويل يؤدي إلى آثار سلبية على عملية الإنتاج واستخدام الموارد المتاحة، وكذلك القيود التي تفرضها السلطات في الدول النامية على العمل المصرفي تؤدي إلى إضعاف دور مؤسسات الوساطة المالية، وتقليل الادخار والاستثمار، وهذا بطبيعة الحال يؤثر في النمو الاقتصادي،

وبالتالي فقد اقترحوا التحرر المالي لتحفيز الادخار، من أجل زيادة عرض الائتمان إلى القطاع الخاص الذي يؤدي بدوره إلى زيادة الاستثمار وارتفاع معدل النمو الاقتصادي (مشبب: 2015، ص130).

وفي هذا الشأن يمكن التمييز بين النظريات الآتية: (ملاوي، المجالي: 2008م، ص127، 128).

- أ- النظرية الكينزية The Keynesian Theory: ترى النظرية الكينزية أن للسياسة النقدية تأثيراً على النشاط الاقتصادي وتؤكد على وجود علاقة طردية بين عرض النقود وحجم النشاط الاقتصادي، حيث إن الزيادة في عرض النقود من شأنها تخفيض سعر الفائدة الذي بدوره يؤدي إلى زيادة حجم الائتمان المصرفي، وبالتالي يُحدث زيادة موجبة في كل من الاستثمار والإنتاج، والدخل ما يؤثر في النهاية إيجابياً على النشاط الاقتصادي.
- ب- النظرية النقدية The Monetarists: النظرية النقدية، التي تعرف بمدرسة شيكاغو Chicago School التي صاغها ملتون فريدمان، ترى أن التغير في عرض النقود له تأثير على كل من المستوى العام للأسعار والنشاط الاقتصادي في الأجل القصير، أما تأثيره في الأجل الطويل فيقتصر على المستوى العام للأسعار، لذلك اقترح ملتون فريدمان ضرورة تغيير عرض النقود بمعدل ثابت مساوٍ لمعدل التغير في النشاط الاقتصادي في الأجل الطويل، وهذه الرؤية تظهر الاتفاق بين المدرسة النقدية والكينزية حول تأثير عرض النقود على النشاط الاقتصادي.
- ج- المدرسة الكلاسيكية The Classical Theory: ترى أن التغيرات التي تحدث في عرض النقود تؤثر على المتغيرات التي الاسمية فقط، ولا تؤثر على المتغيرات الحقيقية، وبالتالي فإن مستوى الإنتاج بوصفه متغيراً حقيقياً لا يتأثر بزيادة عرض النقود في الأجل الطويل، وهو ما يعرف بحيادية النقود "Monetary Neutrality"، بمعنى اقتصار دورها على تسيير النشاط الاقتصادي.

5. الدراسات السابقة

تناولت عديد من الدراسات التأثيرات الاقتصادية للائتمان المصرفي على النشاط الاقتصاديفي مختلف الدول، باستخدام أساليب قياس مختلفة، ومن هذه الدراسات دراسة (Blinder& Stiglts:1983) التي تناولت العلاقة بين الائتمان المصرفي (ممثلا بالاحتياطيات لدى المصارف التجارية)، والنشاط الاقتصادي ممثلاً بالناتج المحلي الإجمالي في أميركا خلال الفترة (1952م) باستخدام أسلوب الانحدار المتعدد. وبينت نتائج الدراسة وجود تأثير إيجابي للائتمان المصرفي على الناتج المحلي الإجمالي، أما دراسة (Hofmann:2001) فقد قام الباحث فيها بدراسة العلاقة بين الائتمان المصرفي الممنوح للقطاع الخاص والناتج المحلي الإجمالي، والعوامل المحددة لهذا الائتمان وتأثيره على الدول الصناعية، ممثلة في (16) دولة خلال الفترة (1980–1995م) باستخدام نموذج الانحدار الذاتي VAR، وبينت الدراسة وجود علاقة طردية بين الائتمان المصرفي والناتج المحلي الإجمالي.

أما دراسة (AL-zubi&Alrjoub and Abu-Mhareb:2006) فقد هدفت إلى بحث العلاقة بين التنمية المالية والنمو الاقتصادي، وقد طبقت هذه الدراسة نموذجاً وضعه ليفين في العام 1997م باستخدام بيانات لـ(11) دولة عربية خلال الفترة (2001–2001م)، ثم تم تطبيق نسخة محسنة من هذا النموذج بإضافة (4) مؤشرات مالية جديدة في المرحلة الثانية من الاختبار التجريبي، لقياس تأثير نسب الائتمان العام على النمو الاقتصادي، وقد تم تطبيق اختبار مواصفات Hausman لفحص الآثار الثابتة والعشوائية، وفي ظل تطبيق نموذج ليفين 1997م أظهرت النتائج أن جميع المؤشرات المالية غير مهمة ولا تؤثر على النمو الاقتصادي، كما أوضح النموذج المعدّل أن الائتمان العام للائتمان المحلى فقط له تأثير كبير وإيجابي على النمو الاقتصادي.

وفي الإطار نفسه قام كل من (ملاوي والمجالي: 2008م) بدراسة أثر الائتمان المصرفي على النشاط الاقتصادي الأردي خلال الفترة (1970–2003م) من خلال تطبيق نموذج الانحدار الذاتي، وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة طردية تبادلية بين متغيري الدراسة، كما قامت دراسة (Sharif: 2010)، بالبحث في تأثير تقلبات حجم القروض المصرفية على النشاط الاقتصادي في العديد من البلدان المتقدمة والنامية (الأرجنتين، البرازيل، فنزويلا، إندونيسيا، الهند، ماليزيا، تايلاند، أستراليا، نيوزيلندا، بلجيكا، فرنسا، إيطاليا، ألمانيا، إسبانيا، المملكة المتحدة، اليابان، تركيا، جنوب إفريقيا والولايات المتحدة)، وذلك باستخدام نموذج VAR غير المقيد، وأظهرت النتائج أن التقلبات في حجم الائتمان المصرفي لها تأثير في الناتج المحلي الإجمالي في عيّنة من البلدان.

كما هدفت دراسة (Yiğitbaş andCambazoğlu: 2014) إلى بحث العلاقة بين الودائع الإجمالية للمصارف والائتمان الممنوح للقطاع الخاص والنشاط الاقتصادي في تركيا خلال الفترة في (2003–2013م) منهج التكامل المشترك وتصحيح الخط ECM، وأظهرت وجود علاقة طردية في الملدى الطويل بين الائتمان المصرفي والناتج المجلي الإجمالي الحقيقي.

أما دراسة (2014: Judith, et al) فقد بحثت في تأثير الائتمان المصرفي على نمو الاقتصاد النيجيري للفترة (Judith, et al) والمستخدام تحليل السلاسل الزمنية و أسفرت النتائج عن وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من الناتج إلى الائتمان المصرفي، بينما قام (Timsina: 2014) بدراسة تأثير الائتمان المصرفي الممنوح للقطاع الخاص على النمو الاقتصادي في نيبال من منظور جانب العرض، وذلك باستخدام اختبار جوهانسن للتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ باستخدام بيانات السلاسل الزمنية للفترة (2013–2013م)، وقد أظهرت النتائج أن الائتمان المصرفي الممنوح للقطاع الخاص له تأثير إيجابي على النمو الاقتصادي فقط على المدى القصير فقد لوحظ وجود علاقة سببية من النمو الاقتصادي إلى الائتمان الممنوح للقطاع الخاص.

كما قام (مشبب، 2015م) بقياس تأثير الائتمان المصرفي على النشاط الاقتصادي في اليمن خلال الفترة (2000-2012م)، من خلال تطبيق نموذج VAR على بيانات ربع سنوية ومتغيري الناتج والائتمان المصرفي الخاص، وبينت الدراسة وجود علاقة أحادية من الائتمان المصرفي الخاص إلى الناتج الإجمالي، ووجود علاقة توازنية طردية طويلة الأجل بين المتغيرين.

أما دراسة (Jovanovski andNaumovsk: 2015) فقد هدفت إلى دراسة الطريقة التي يساهم بها القطاع المصرفي في مقدونيا في النمو الاقتصادي من خلال أداء خمس وظائف أساسية: تعبئة المدخرات، تنويع المخاطر، تخصيص الموارد، ومراقبة الشركات وتيسير التبادل، واستخدم الباحثان بيانات ربع سنوية خلال الفترة (1997–2014م) من خلال تقييم الأهمية النسبية لكل وظيفة من وظائف القطاع المصرفي وتحليل العلاقة القائمة بين القطاع المصرفي والوساطة والنمو الاقتصادي لدراسة تأثير القطاع المصرفي على أداء القطاع الحقيقيفي مقدونيا، وذلك باستخدام متحه تصحيح الخطأ (VECM)، وبينت النتائج وجود علاقة طردية طويلة الأجل الوظائف المالية الخمس للقطاع المصرفي من ناحية، والناتج المجلي الإجمالي من ناحية أحرى.

بينما قام (Duican and Pop: 2015) بتحليل العلاقة بين الائتمان المصرفي والنمو الاقتصادي في رومانيا خلال الفترة (Duican and Pop: 2015م)، وبينت نتائج هذه الدراسة أن النشاط الائتماني له تأثير كبير على تطور الناتج المحلى الإجمالي في رومانيا.

وجاءت دراسة (Ananzeh: 2016) لدراسة العلاقة بين الائتمان المصرفي والنمو الاقتصادي في الأردن في القطاعات المختلفة للفترة (VECM) واختبار السببية لجرانجر Granger Causality، وأظهرت النتائج وجود علاقة طردية طويلة المدى بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومتغيراته التوضيحية لإجمالي الائتمان المصرفي بصفة عامة،

والائتمان الممنوح حسب القطاعات، وأشارت النتائج إلى أن كفاءة التسهيلات الائتمانية المصرفية في القطاعات الاقتصادية الرئيسة لها دور مهم في دعم وتعزيز النمو الاقتصادي الأردني.

في حين بحثت دراسة (Okafor, et al: 2016) في العلاقة السببية بين الائتمان المصرفي وودائع المصارف والنمو الاقتصادي في نيجيريا خلال الفترة (VAR-2014م) باستخدام (VAR)، وكشفت النتائج عن وجود علاقة طردية أحادية الاتجاه تمتد من ائتمان القطاع الخاص والعرض النقدي الواسع إلى النمو الاقتصادي ممثلاً بالناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

بينما قامت دراسة (Mushtaq: 2016) بدراسة العلاقة بين الائتمان المصرفي والناتج المحلي الإجمالي في الاقتصاد الباكستاني خلال الفترة (2016–2013م)، باستخدام اختبار التكامل المشترك وسببية جرانجر، وبينت النتائج وجود علاقة سببية قصيرة الأجل وطويلة الأجل من الناتج المحلي الإجمالي باتجاه الائتمان المصرفي.

أما دراسة (Singh: 2016) فقد هدفت إلى دراسة وفهم العلاقة بين الائتمان والنمو في الهند في الفترة (Singh: 2016م)، واستخدم الباحث اختبار التكامل المشترك واختبار سببية جرانجر لبحث العلاقة بين المتغيرات، وقد تم استخدام مقاييس مختلفة للائتمان والإنتاج لاختبار العلاقة بشكل عام وكذلك على المستوى القطاعي، وأشارت النتائج إلى وجود علاقة طردية قوية بين المتغيرين في المدى الطويل، وبينت الدراسة أن اتجاه العلاقة السببية من الناتج المحلى الإجمالي باتجاه الائتمان المصرفي.

6. المنهجية المستخدمة في الدراسة

لإجراء اختبار العلاقة بين الائتمان المصرفي Credit والناتج المحلي الإجماليGDP ، يجب التأكد من استقرار المتغيرات من حلال: إجراء التحليل البياني لشكل البيانات، اختبار دالّة الارتباط الذاتي واختبار جذر الوحدة وذلك على النحو الآتي:

أ-التحليل البياني لشكل البيانات Graphical Analysis: حيث يتم ملاحظة انتشار بيانات السلسلة الزمنية الذي غالبا ما يأحذ شكلاً معيناً يعكس الظروف المؤثرة على المتغير محل الدراسة.

ب-اختبار دالة الارتباط الذاتي:

يُقصد باختبار دالّة الارتباط الذاتي Autocorrelation Function Test، وجود علاقة بين متغير ما للفترة الحالية كمتغير تابع، مع قيمة لفترات سابقة كمتغيرات مستقلة، ويُعرف اختبار دالّة الارتباط الذاتي أيضاً باختبار انتشار العينة، ويهدف اختبار دالّة الارتباط الذاتي Autocorrelation Function(ACF) إلى معرفة ما إذا كانت دالّة الارتباط الذاتي لمتغير ما تتجه نحو الصفر بزيادة فترة التباطؤ، وذلك من خلال استعمال معامل الارتباط الخطّي البسيط ودالّة الارتباط الذاتي لأي متغير، وليكن الناتج المحلي الإجمالي مثلاً (٢) تكون على النحو الآتي:

$$ACF = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\rho^k \sigma_Y^2}{\sigma_Y^2} = \rho^k$$

حيث: γ_k التباين المشترك للمتغير (Y) خلال الفترتين (t, k)، ويساوي:

$$\gamma_{k} = \frac{\sum (Y_{t} - \overline{Y})(Y_{t+k} - \overline{Y})}{n - k}$$

تباین المتغیر (Y)، ویساوي: γ_0

$$\gamma_0 = \frac{\sum (Y_t - Y_{t+k})}{n-1}$$

 $-1 \leq
ho^k \leq 1$ معامل الارتباط الذاتي، وتتراوح قيمته بين ho^k

$$Q = n \sum_{k=1}^{m} \widehat{\rho_k^2}$$

m: عدد الفجوات الزمنية. n: حجم العينة.

ج-اختبار جذر الوحدة لديكي فولر المعدّل ADF: يعدّ من أكثر الاختبارات استخداماً في الدراسات، ومحتوى هذا الاختبار: أنه إذا كان معامل الانحدار للصيغة المقترحة يساوي الواحد الصحيح، فهذا يعني وجود جذر الوحدة بمعنى عدم استقرار السلسلة الزمنية للمتغير، ويعتمد اختبار (ADF) على صيغة النموذج، حجم العينة ومستوى المعنوية، والصيغ الثلاث للنموذج بالنسبة لمتغير ما، وليكن (Y) الناتج المحلى الإجمالي هي على النحو الآتي:

$$\Delta Y_t = \lambda \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma \Delta Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma \Delta Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda \Delta Y_{t-1} + \beta T + \sum_{i=1}^k \gamma \Delta Y_{t-1} + u_t$$

حىث:

K جموع الفروق الأولى ذات الفجوة الزمنية: $\sum_{i=1}^k \Delta Y_{t-1}$

٠ : الحد الثابت.

عنصر الخطأ. u_t

T: عامل الزمن.

ويتم صياغة الفرض الصفري والفرض البديل كما يأتي:

$$\lambda = 0H_0$$
: $\rho = 1$

حيث فرض العدم يعني وجود مشكلة جذر الوحدة، أي أن السلسلة الزمنية غير ساكنة.

$$H_1: \rho < 1$$
 $\lambda < 0$

أما الفرض البديل يعني أن السلسلة الزمنية ساكنة، ويتم الاختبار من خلال إيجاد قيمة Tau (ت):

$$Tau = \frac{\hat{\lambda}}{S_{\widehat{\lambda}}}$$

فإذا كانت القيمة المقدرة أكبر من القيمة الحرجة، حسب الجداول الخاصة بذلك، يتم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل (عطية: 2014م، ص658-664).

د.التكامل المشترك:

يُعرّف التكامل المشترك Co-integration": بأنه تصاحب Association بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر، بحيث تؤدي التقلبات في إحداها إلى إلغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتيهما ثابتة عبر الزمن"، وهذا يعني أن بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير مستقرة إذا ما أُخذت كل على حدة، ولكنها تكون مستقرة كمجموعة، وهذه العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات تكون مفيدة في التنبؤ بقيم المتغير التابع بدلالة المتغيرات المستقلة (عطية: 2014م، ص670).

ويشير وجود التكامل المشترك إلى العلاقة التوازنية بين المتغيرات التابعة والمتغيرات المستقلة في المدى الطويل، حيث إن العلاقة الديناميكية في المدى القصير من الأمور الهامة 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، وتجدر الإشارة إلى وجود العديد من اختبارات التكامل المشترك، والتي من ضمنها اختبار (Johansen&Juselius: 1990).

ويتناسب هذا الاختبار مع العينات الصغيرة والكبيرة، ويناسب أيضاً المعادلات متعددة المتغيرات، كما يتميز عن بقية الاختبارات الأخرى في تحديد عدد متجهات التكامل المشترك، ويحتوي الاختبار على اختبارين هما: اختبار واختبار واختبار ويحتوي الاختبار على eigenvalue.

$$\lambda_{\text{Trace}}(\mathbf{r}) = -T \sum_{i=r+1}^{n} \text{Ln}(1 - \lambda_i)$$

$$\lambda_{\text{Max}}(\mathbf{r}, \mathbf{r} + 1) = -T \text{Ln}(1 - \lambda_{r+1})$$

وتشير λ_i إلى القيم المقدّرة لخاصية الجذور، و T إلى عدد المشاهدات، ويختبر λ_i فرض العدم بأن عدد متجهات التكامل المشترك r=0 مقابل الفرض البديل r=0، في حين يختبر λ_i فرض العدم بأن عدد متجهات التكامل المشترك r=1.

وتجدر الإشارة إلى أن وجود تكامل مشترك يعني إمكانية وجود علاقة سببية بين المتغيرين محل الدراسة على الأقل في اتجاه واحد، وفي حال عدم وجود تكامل مشترك فإن ذلك يعني عدم وجود علاقة سببية بين المتغيرات.

هـ – نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR

اقترح (Sims: 1980) نماذج متجهات الانحدار الذاتي، وهي عبارة عن سلسلة زمنية تُستعمل عادةً في التنبؤ بقيم متغيرين أو أكثر، حيث إن نماذج متجهات الانحدار الذاتي VAR يمكن استعمالها للتنبؤ بالقيم المستقبلية لأكثر من متغير مستقل في كل فترة زمنية، كما أن نماذج VAR لها علاقة بنظام المعادلات الآنية، من حيث تعاملها مع متغيرات محددة داخل النموذج كمتغيرات مستقلة، ولكنها تختلف عنها في أن هذه النماذج تتعامل مع معادلات الشكل المختزل دون الحاجة إلى بناء النموذج الهيكلي (الفاخري: 2016م، ص 183).

ويتم كتابة كل متغير من متغيرات الدراسة كدالة خطية بقيم المتغير نفسه في الفترات السابقة وبقيّم المتغيرات الأخرى في النموذج في الفترات السابقة أيضاً، وتعامل جميع المتغيرات على أنها متغيرات داخلية Endogenous Variables، بمعنى أنها تتحدد من داخل النموذج وليس من خارجه، ويمكن صياغة النموذج المختزل على النحو الآتي: (مشبب: 2015م، ص134، 134).

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث:

 \cdot (GDP, Credit) : Y_t

β: مصفوفة المعاملات.

 $E(\varepsilon_t) = 0$ حيث الخطأ العشوائي: ε_t

t: الزمن.

و-اختبار السببية باستخدام نموذج VAR

يرى جرانجر أن وجود تكامل مشترك بين متغيرين يعني وجود علاقة سببية في اتجاه واحد على الأقل، وبالتالي فإن عدم وجود تكامل مشترك يعني عدم وجود علاقة سببية بين المتغيرين، فإذا كان لدينا سلسلتين لمتغيري الناتج المحلي الإجمالي GDPR والائتمان المصرفي Credit، فإن:

$$\Delta LGDP_{t} = \alpha_{0} + \sum_{j=1}^{n} \alpha_{j} \Delta LGDP_{t-j} + \sum_{i=1}^{m} \beta_{i} \Delta LCredit_{t-i} + U_{t1}$$

$$\Delta LCredit_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta LCredit_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_j \Delta LGDP_{t-j} + U_{t2}$$

حىث:

الفرق الأول لمتغير الناتج المحلي الإجمالي. $\Delta LGDP_{\mathrm{t}}$

الفرق الأول لمتغير الائتمان المصرفي. $\Delta LCredit_{\mathsf{t}}$

. تمثل القيم المتباطئة لا المتغيرات التفسيرية في النموذج. $\Delta LCredit_{t-j}$

الخطأ العشوائي. U_t

ولإجراء اختبار السببية باستخدام نموذج VAR يتم أولاً تحديد فترات التباطؤ المناسبة ويتم ذلك بتقدير مجموعة من نماذج (AR) للمتغير، على حد ثابت وقيمه المتباطئة لأربع فترات، ومن ثم يتم اختيار الفترة الزمنية المناسبة عند أقل قيمة لكل من (FPE, AIC).

ز-تطور الائتمان المصرفي والناتج المحلى الإجمالي في ليبيا:

- الائتمان المصرفي:

تشير البيانات الخاصة بالائتمان المصرفي إلى أن حجم الائتمان المصرفي كان متزايداً في معظم فترة الدراسة، كما أن هذه الزيادة كانت بمعدلات شبه ثابتة خاصة في الفترة (1980–1994م)، وكانت أدنى قيمة في عام 1980م حيث سجّلت (1276.49) مليون دينار، أما أعلى قيمة فكانت في عام 2014 م بقيمة بلغت (19960.0) مليون دينار.

وتعود الزيادة في قيمة حجم الائتمان المصرفي إلى الدور الكبير الذي لعبته المصارف التحارية في الخطط والبرامج التنموية التي تم تنفيذها، من خلال تمويلها لمختلف المشاريع الإنتاجية والخدمية وكذلك الشركات والمؤسسات العامة، كما يمكن الإشارة إلى أن الزيادة في منتصف الثمانينيات من القرن الماضي كانت نتاجاً للانخفاض الحاد الذي طرأ على السوق النفطية الدولية، الذي أدى بطبيعة الحال إلى حدوث عجز في الميزانية العامة ومن ثم زيادة اقتراض وحدات ومؤسسات القطاع العام.

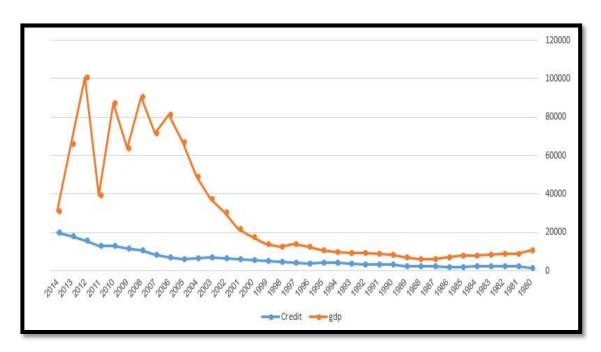
- الناتج المحلي الإجمالي:

تشير البيانات الخاصة بالناتج المحلي الإجمالي إلى أن حجم الناتج المحلي الإجمالي كان متناقصاً بمعدلات بسيطة نسبياً في الفترة (1981–1988م)، بعد ذلك أخذ في الارتفاع بشكل تصاعدي حتى عام 2000م، كما يلاحظ أنه ازداد بصورة كبيرة بدءاً من عام 2001م، وسُجلت أدنى قيمة للناتج الحقيقي في عام 1987م بقيمة (6011.6) مليون دينار، في حين بلغت أعلى قيمة (2011م) مليون دينار في عام 2012م نتيجةً لارتفاع أسعار النفط، كما يلاحظ أن الشكل رقم (1) يبين تطور كل من متغيري الناتج الإجمالي والائتمان المصرفي وذلك للفترة (2014–2014م)، في حين يعرض الجدول رقم (2) بيانات الملخص الإحصائي لمتغيري الائتمان المصرفي والناتج المجلى الإجمالي للفترة نفسها.

جدول رقم (1) تطور الناتج المحلي الإجمالي وحجم الائتمان المصرفي خلال الفترة (2014-2014م)

مليون دينار ليبي								
الناتج			الناتج			الناتج		
الاجمالي	حجم	السنة	الاجمالي	حجم	السنة	الاجمالي	AL(N)	السنة
بالأسعار	الائتمان	year	بالأسعار	الائتمان	year	بالأسعار	حجم الائتمان Credit	year
الجارية	Credit	ycai	الجارية	Credit	ycai	الجارية	Credit	ycai
GDP			GDP			GDP		
48793.4	6510.3	2004	8757.3	3392.3	1992	10553.8	1276.49	1980
67048.3	6166.6	2005	9231.9	3710.2	1993	8798.8	2167.68	1981
81223.7	7067.2	2006	9137.7	3986.1	1994	8932.4	2161.99	1982
71503.7	8191.3	2007	9670.8	4281.5	1995	8511.7	2208.14	1983
90342.8	10544.3	2008	10672.3	3915	1996	7804.7	2153.68	1984
63689.1	11812.7	2009	12327.3	4165.9	1997	7852.1	2033	1985
87375.0	13044.6	2010	13800.5	4530.2	1998	6960.4	2031.6	1986
39171.1	12786.5	2011	12610.6	5203.6	1999	6011.6	2157.5	1987
100627.3	15899.5	2012	14075.2	5584	2000	6186.0	2316.5	1988
65994.5	18232.3	2013	17620.2	6057.3	2001	7191.0	2441.9	1989
30871.0	19960	2014	21868.5	6357.8	2002	8246.9	3053.3	1990
			30549.4	6775.1	2003	10267.0	3152.3	1991

المصدر: بتصرف من الباحثة بيانات عن مصرف ليبيا المركزي، النشرة الاقتصادية، أعداد مختلفة.



شكل رقم (1) تطور الناتج الإجمالي بالأسعار الجارية والائتمان المصرفي

جدول رقم (2) الملخص الإحصائي لمتغيري الائتمان المصرفي والناتج المحلي الإجمالي Summary Statistics, using the observations 1980-2014

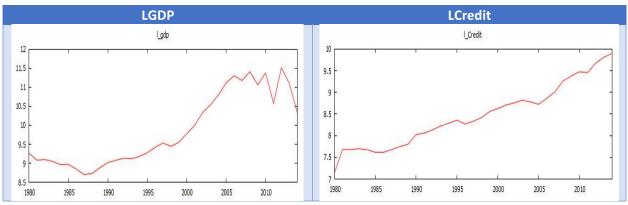
Maximum أعلى قيمة	Minimum أقل قيمة	Std. Dev. الانحراف المعياري	Mean المتوسط	Variable المتغير
19960.0	1276.49	4846.72	6152.24	Lcredit
100627.3	6011.6	29407	29760	LGDP

المصدر: مخرجات برنامج E-Views

نتائب القياس:

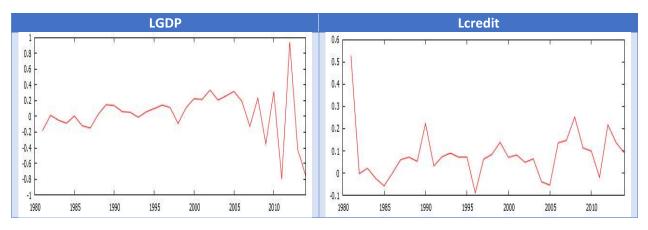
أولاً – اختبارات السكون: تم احتبار سكون السلسلة الزمنية لمتغيري الائتمان المصرفي (Lcredit) والناتج المحلي الإجمالي (LGDP) من خلال الشكل الانتشاري ودالّة الارتباط الذاتي واختبارات جذور الوحدة، وذلك على النحو الآتي:

أ-التحليل البياني: يلاحظ من حلال الشكل رقم (2) أن البيانات الخاصة بمتغيري الائتمان المصرفي والناتج المحلي الإجمالي غير مستقرة في المستوى، وبالتالي من الضروري أخذ الفرق الأول للسلسلة الزمنية لكلا المتغيرين، ومن خلال الشكل رقم (3) يتضح استقرار السلسلة الزمنية لكلا المتغيرين.



الشكل رقم (2) السلسلة الزمنية لمتغيري الناتج المحلي الإجمالي والائتمان المصرفي

المصدر: مخرجات برنامج E-Views



الشكل رقم (3) السلسلة الزمنية لمتغيري الناتج المحلي الإجمالي والائتمان المصرفي في الفرق الأول

المصدر: مخرجات برنامج E-Views

ب-اختبار دالّة الارتباط الذاتي: من خلال دالّة الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية لمتغيري الائتمان المصرفي والناتج المحلي الإجمالي، خارج حدود فترة الثقة حتى فترة التباطؤ السابعة لكلى المتغيرين، وبعد أخذ الفرق الأول نجد أن جميع فترات التباطؤ للمتغيرين داخل

ate: 11/20/19 Tim ample: 1980 2014 cluded observation	e: 18:19	of LCREDIT			Date: 11/20/19 Tim Sample: 1980 2014 Included observation		im of EGD	.		
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
·		100	0.874 29.10	A 17 (17 (17 (17 (17 (17 (17 (17 (17 (17		1 1	1 0.93		33.447	0.00
4	P		0.084 53.21				2 0.88	-	64.303	0.00
	D 1 21		-0.028 72.72			1 4 1	70 (5)	7 -0.256		0.00
	1 8 3 8		0.013 88.76			1 424 4		5 -0.024	113.28	0.00
	1 9 9	5 0.535 -				! ! ! !	75 (50)	4 -0.244	130.62	
	1 9 9	6 0.447 -	TREE 2007 1700 TREE			1 (7)	7 0.42	2 -0.126 1 -0.082	143.27 151.45	0.00
	1 5 4 5		-0.061 116.0 0.003 120.0			1 (4)		4 -0.082	155.87	0.00
			0.003 120.0 0.004 122.6			1 (7)	1 30 1201	7 -0.133	157.61	0.00
: 5 1	1 8 4 %	10 0 169				1 1 1	10 0.08		158.01	0.00
i 5 i	1 2 4 3	11 0.116	0.000				11 -0.00	5 51777	158.01	0.00
	1 2 4 3	12 0.054				1 1 1 1	12 -0.08		158.41	0.00
111	1 17 1	13 -0.004 -				1 3 1 3	13 -0.15		159.87	0.00
i d i		14 -0.059 -				1 1 1	14 -0.22		162.93	
1 4		15 -0.108 -	The state of the s			1 1 1 1	15 -0.27		167.75	0.00
	1 2 1 2	16 -0.147 -				1 7 4 7		6 -0.042		

حدود الفترة، وهذا يعني أن السلسلة الزمنية لكلى المتغيرين مستقرة بعد أحذ الفرق الأول.

الشكل رقم (4) دالة الارتباط الذاتي لمتغيري الائتمان المصرفي والناتج المحلي الإجمالي

المصدر: مخرجات برنامج E-Views

ولتأكيد النتائج التي تم التوصل إليها تمت مقارنة قيم (Q) بقيم Chi Square الجدولية، حيث كانت القيمة المقدرة لـ(Q) قبل أحذ الفرق الأول تساوي (174.54) بالنسبة لمتغير الناتج المحلي الإجمالي، و(127.49) بالنسبة لمتغير الائتمان المصرفي، وهماأكبر من القيمة المحسوبة (26.22) وذلك عند مستوى (0.01)، وهذا يعني رفض فرض العدم الذي ينص على أن كل معاملات الارتباط الذاتي للخطأ العشوائي مساوية للصفر كما هو موضح بالشكل رقم (4).

وبعد أخذ الفرق الأول للسلسلة الزمنية للمتغيرين فإن القيمة المحسوبة لكل من (GDP) و(CREDIT) هي (7.3987) من (7.3987) على التوالي، بينما القيمة الجدولية χ^2 عند مستوى معنوية (0.01) وبما أن القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية ، فإن السلسلة الزمنية للمتغيرين مستقرة في الفرق الأول والشكل رقم (5) يوضح ذلك.

Correlogram of D(LCREDIT)						Correlogram of D(LGDP)					
ate: 11/20/19 Tim ample: 1980 2014 cluded observation	AC 250 AC					Date: 11/20/19 Tin Sample: 1980 2014 Included observation	i i i i i i i i i i i i i i i i i i i				
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prol
(b)	1 1 1 1	1 0.051	0.051	0.0968	0.756	1 1	1 1	1 -0.2	8 -0.288	3.0809	0.0
1 1	1 1	2 0.006	0.003	0.0981	0.952	1 🗀 1	1 1	2 0.1	8 0.115	4.4380	0.10
C	1 - 1	3 -0.185	-0.186	1.4495	0.694	1 10 1	1 1 1	3 0.04	9 0.144	4.5342	0.20
t 🔳 t	1 E	4 -0.162	-0.149	2.5252	0.640	1 🗐 1	1 🗐 1	4 0.1	8 0.163	5.1024	0.2
L E L	J 4	5 -0.105		2.9905	0.701	an (g) 10	a <u>1</u> a	5 0.02	7 0.077	5.1326	0.40
1 4 1	1 9 1	6 -0.053		3.1125	0.795	1 1	1 [1	6 -0.00	7 -0.040	5.1350	0.52
1 1	1 4 1		-0.058	3.1126	0.874	1 1 1	1 1 1	7 0.03	3 -0.032	5.1846	0.63
10 g 11	10 10	8 -0.043		3.2012	0.921	1 [1	1 🖺 1	8 -0.04	8 -0.081	5.2947	0.72
	1 10		0.222	6.5579	0.683	40 <u>(</u>	30 E B	9 -0.12	6 -0.200	6.0720	0.73
1 4 1		10 -0.051		6.6927	0.754	1 1 1	1 4 1	10 -0.03	5 -0.133	6.1359	0.80
1 1 1	1 1 1		-0.017	6.7205	0.821	1 4 1	1 1 1	11 -0.04	6 -0.038	6.2477	0.8
		12 -0.044		6.8272	0.869	1 0 1	i (i	12 -0.00	8 -0.013	6.5067	0.88
U 1 0	1 10 1	13 0.021	0.057	6.8533	0.910	1 4 1	1 10 1	13 -0.03	5 0.047	6.5423	0.92
1 1 1	T L	14 -0.013		6.8644	0.940	1 6 1	1 [1	14 -0.1	4 -0.052	7.3407	0.92
1 📟 1		15 -0.199		9.4087	0.855	1 4 1	1 [1	15 -0.03	5 -0.053	7.3802	0.94
E 1	1 10 11 10	16 -0.056	-0.033	9.6227	0.886	F 31 6	1 1 1 1 1	16 0.0	7 0.049	7.3987	0.96

الشكل رقم (5) دالة الارتباط الذاتي لمتغيري الائتمان المصرفي والناتج المحلي الإجمالي في الفرق الأول

المصدر: مخرجات برنامج E-Views

ج-اختبارات جـ ذور الوحـدة: تمت الاستعانة باختبار (A.D.F) للتأكد من سكون السلاسل الزمنية للمتغيرين، ونظراً لحساسية اختبار جذر الوحدة للمكونات المحددة، كالزمن والثابت وفترات الإبطاء، فإن قرار قبول جذر الوحدة أو رفضه يتأثر بوجود أو عدم وجود هذه المكونات، عليه يجب التأكد بشكل قاطع من معنوية هذه المكونات في أي معادلة يتم اختبار جذر الوحدة بها.

وفيما يلي نتائج اختباري (ADF) لبيانات متغيري الائتمان المصرفي (Credit) والناتج المحلي الإجمالي (GDP) في المستوى وعند الفروق الأولى، والموضحة في الجدول رقم (2).

الجدول رقم (2) اختبار جذر الوحدة لمتغيري الائتمان المصرفي (Credit) والناتج المحلي الإجمالي (GDPR)

Exogenous	%10	%5	%1	Cal. Value	Variable
بالثابت والاتجاه الزمني	-3.215267	-3.562882	-4.284580	-2.245035	LGDP
بالثابت والاتجاه الزمني	-3.209642	-3.552973	-4.262735	-7.037676	LDGDP*
بالثابت والاتجاه الزمني	-3.207094	-3.548490	-4.252879	-2.076236	LCredit
بالثابت والاتجاه الزمني	-3.209642	-3.552973	-4.262735	-8.182586	DLCredit*

المصدر: مخرجات برنامج E-Views

(Adj-t-Statistic) المحسوبة معنوية عند مستوى (10%، 5%، 10%) حسب قيم (DGDPDCREDIT) قيم الجدولية لـ (Mackinnon1996).

••• معنوية عند (1%، 5%، 10%).

ويلاحظ من الجدول رقم (2) أن السلسلة الزمنية لمتغيري الائتمان المصرفي والناتج المحلي الإجمالي غير ساكنة في المستوى، حيثان القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية عند اله (1%، 5%، 10%)، وبالتالي يتم قبول فرض العدم بوجود جذر الوحدة، وبعد أخذ الفرق الأول لكلى المتغيرين يلاحظ أن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية عند (1%، 5%، 10%) على التوالي عند أخذ الفرق الأول، وبالتالي يتم رفض فرض العدم بوجود جذر الوحدة، وبالتالي فإن السلسلتين متكاملتان من الرتبة الأولى للسلسلتين.

ثانياً—اختبار التكامل المشترك: بما أن السلسلتين الزمنيتين لكل من Credit ،GDP متكاملتان من الدرجة الأولى، بمعنى اختلال العلاقة في الأجل القصير، يتم اختبار إمكانية وجود توازن طويل الأجل بين السلاسل الزمنية، وأن السلسلتين GDP و Tredit تتحركان معا، بمعنى أن السلاسل الزمنية محل الدراسة لها علاقة توازنية في الأجل الطويل، بالتالي يتم اختبار التكامل المشترك بين المتغرين باستخدام اختبار جوهانسون.

الجدول رقم (3) نتائج اختبار التكامل المشترك

اختبار الأثر Trace Test								
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**				
None *	0.146348	5.258369	15.49471	0.7808				
At most 1	0.001112	0.036729	3.841466	0.8480				

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Maximum Eigenvalue اختبار الذاتية العظمى

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.146348	5.221640	14.26460	0.7137
At most 1	0.001112	0.036729	3.841466	0.8480

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

المصدر: مخرجات برنامج E-Views

من خلال البيانات المتحصل عليها من الجدول رقم $(\mathbf{5})$, يلاحظ أن القيمة المحسوبة لاختبار الأثر قد بلغت $(\mathbf{5.25836})$, وهي أقل من القيمة الحرجة $(\mathbf{5.4947})$ عند مستوى معنوية $(\mathbf{5.00})$, وهذا يعني قبول فرض العدم القائل بعدم وجود أي متحه للتكامل المشترك وقبول الفرض البديل، بينما بينت نتائج اختبار Test العني تعنول فرض العدم الذي ينص على عدم وجود متجهات $(\mathbf{5.221640})$, وهي أكبر من القيمة الحرجة $(\mathbf{14.26460})$, مما يعني قبول فرض العدم الذي ينص على عدم وجود متجهات بينها تكامل مشترك، في مقابل الفرض البديل بوجود متجه واحد على الأكثر عند مستوى معنوية $(\mathbf{5.00})$.

ثالثاً اختبار العلاقة السببية:

بعد التأكد من عدم سكون السلسلة الزمنية لكل من (Credit) و(GDP) في مستواها وسكونها عند الفروق الأولى، فعندئذ يتم اللجوء إلى استخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)، حيث يتم إجراء انحدار كل من (DCDP) و(DCredit) على القيم السابقة لكل منهما، لاختيار فترة الإبطاء المناسبة التي تعطي أدني قيمة لمعياري (FPE) و(AIC)، ويلاحظ أن الفترة المثلى كانت فترة واحدة (1) كما هو موضح في الجدول رقم (4).

الجدول رقم (4) اختيار فترة الإبطاء المناسبة

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
-1.553261	-1.490903*	-1.583418	0.000704	NA	26.54299	0
-1.622066*	-1.434993	-1.712539*	0.000619*	10.84118*	32.54435	1
-1.311068	-0.999280	-1.461856	0.000799	0.191925	32.65877	2
-1.271849	-0.835346	-1.482953	0.000790	6.699879	36.98578	3
-1.032254	-0.471036	-1.303674	0.000963	1.733268	38.20694	4

^{*} indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: مخرجات برنامج E-Views

ومن بيانات الجدول رقم (5)، الذي يبين نتائج اختبار العلاقة السببية بين متغيري الائتمان المصرفي (Credit) والناتج المحلي الإجمالي (GDP) يتبين أن القيمة المحسوبة لـ Chi-Sq تساوي (0.516316) وهي أقل من القيمة المحدولية (3.84) عند مستوى معنوية (0.05)، وهذا يعني عدم وجود علاقة سببية من الائتمان (Dcredit) إلى الناتج المحلي الإجمالي (DGDP)، بينما القيمة المحسوبة لـ Chi-Sq تساوي (1.699884) وهي أقل من القيمة الجدولية، ما يشير إلى عدم وجود علاقة سببية طردية من الناتج المحلي الإجمالي (DGDP) إلى الائتمان (Dcredit).

الجدول رقم (5) نتائج اختبار السببية
VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Dependent variable: DCredit							
Prob.	d.f	Chi-sq	Excluded				
0.4724	1	0.516316	DGDP				
0.4724	1	All					
	Depend	lent variable: DGDP					
Prob.	d.f	Chi-sq	Excluded				
0.1923	1	1.699884	DCredit				
0.1923	1	1.699884	All				

المصدر: مخرجات برنامج E-Views

الخلاصة:

يمكن تلخيص أهم ما توصلت إليها الدراسة في النقاط التالية:

- 1- أظهر اختبار جذر الوحدة عدم استقرار السلسلة الزمنية لمتغيري الائتمان المصرفي والناتج المحلي الإجمالي، واستقرارها عند الفرق الأول.
- 2- بيّن اختبار **جوهانسون** للتكامل المشترك عدم وجود علاقة في الأجل الطويل بين متغيري الائتمان المصرفي والناتج المحلي الإجمالي، وبالتالي تم اللحوء إلى نموذج متحه الانحدار الذاتي VAR لاختبار اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرين.
- 3- بيّن اختبار السببية (Wald Tests) في نموذج VAR عدم وجود علاقة سببية بين متغيري الائتمان المصرفي والناتج المحلي الإجمالي، وهذه النتيجة تنسجم وواقع السياسة النقدية التي يتبعها المصرف المركزي بصفة خاصة والسياسة الاقتصادية بصفة عامة في ليبيا حيث إن السياسة النقدية شبه غائبة تقريباً خلال معظم فترة الدراسة، حيث كانت خزينة الدولة هي التي تقوم بالدور التمويلي.
- 4- اختلفت الدراسة الحالية مع معظم الدراسات السابقة حول وجود علاقة طردية بين الناتج الائتمان المصرفي والناتج المحلي الإجمالي، حيث إنما نفت وجود أي علاقة سببية بين متغيري الناتج المحلي الإجمالي والائتمان المصرفي.
- 5- توصي الدراسة بإجراء المزيد من الدراسات حول طبيعة العلاقة بين المتغيرين وتحليل أثر السياسات التي يتبعها مصرف ليبيا المركزي حول أسس منح الائتمان.



المراجع

أولاً. المراجع العربية:

- عطية، عبد القادر محمد، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الإسكندرية: الدار الجامعية، ط4، 2014م.
- غالب مشبب، "تأثير الائتمان المصرفي الخاص على النشاط الاقتصادي. حالة اليمن"، المجلة الأردنية للعلوم الاقتصادية، الجلد (2)، العدد (2)، العدد (2)، العدد (2)، العدد (2)، العدد (2)، العدد (3)، العدد (2)، العدد (3)، العدد (3)، العدد (4)، العدد (5)، العدد (
- الفاخري، محمود سعيد، الاقتصاد القياسي وتحليل السلاسل الزمنية، بنغازي: مركز بحوث العلوم الاقتصادية، 2016م.
- مصرف ليبيا المركزي، إدارة البحوث والإحصاء، النشرة الاقتصادية، أعداد مختلفة للسنوات1981 2015م .
- ملاوي أحمد، والمجالي أحمد، "تأثير الائتمان المصرفي على النشاط الاقتصادي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي، دراسة حالة الأردن (1970–2003م)"، النهضة، المجلد التاسع، العدد (1)، 2008م) ص ص125–142.

ثانياً. المراجع الأجنبية:

- Al-zubi, Khaled, Al-rjoub, Samer ,Abu-Mhareb,E, Financial Development and Economic Growth: A new Empirical Evidence From The Mena Countries, 1989-2001, Applied Econometrics and International Development, Vol.(6-3),2006,pp137-150.
- AnanzehlzzEddien N., Relationship between Bank Credit and Economic Growth: Evidence from Jordan, International Journal of Financial Research, ISSN 1923-4023 E-ISSN 1923-4031, Vol.(7), No. (2); 2016, pp53-63.
- Blinder, Alans and JosepheStiglitz, Money, Credit, Constraints, and Economic Activity, American Economic Review, No.(73), (May: 1983).
- DuicanElena Raluca (Moisescu), Pop Alina, The implications of Credit activity on economic growth in Romania, Procedia Economics and Finance, 30 (2015) pp195 201.
- Gross Marco, Kok Christoffer and Zochowski Dawid, The impact of bank capital on economic activity Evidence from a Mixed-Cross-Section GVAR model, Working Paper Series, No (1888), European central bank, (March: 2016).
- Gujarati, Damodar, **Basic Econometrics**, Fourth Edition, The McGraw-Hill, Companies, 2004.
- Hofmann, Boris, the Determinants of Private Sector Credit in Industralized Countries: Do Property Prices Matter, BIS Working Papers, No.(108), 2001.
- Judith ModebeNwanneka, Ugwuegbe, S. Ugochukwu, Ugwuoke R.O, <u>The Impact of Bank Credit on the Growth of Nigerian Economy: A Co Integration Approach</u>, Research Journal of Finance and Accounting, ISSN 2222-1697 (Paper) ISSN 2222-2847 (Online), Vol.(5), No.(10), 2014, pp87-96.
- MushtaqSaba, <u>Causality between Bank's major activities and Economic Growth:</u> Evidences from Pakistan, **Munich Personal RePEc Archive**, 15 (January: 2016).

- NaumovskElena, JovanovskiKiril, GockovGorgji, The Influence Of The Banking Sector Functions on Economic Activity in Macedonia, Scientific Annals of the "AlexandruIoanCuza", University of Iași Economic Sciences, 62 (2), 2015, pp207-220.
- Okaforl. G., Ezeaku, ChijinduHillary, SabastineUgochukwuSabastine, Relationship between Deposit Money Bank Credit and Economic Growth in Nigeria under a Var G-Causality Environment, IOSR Journal of Economics and Finance, e-ISSN: 2321-5933, Vol(7), Issue (2). Ver. III (Mar. Apr. 2016), pp 41-46.
- OluitanRoselineOluwatoyin, Bank Credit and Economic Growth: Evidence from Nigeria, International Business and Management, Vol. (5), No. (2), 2012, pp. 102-110.
- Ramirez Carlos D., Shively Philip A., Do Bank Failures Affect Real Economic Activity? State-Level Evidence from the Pre-Depression Era, Federal Deposit Insurance Corporation, Center for Financial Research, FDIC Center for Financial Research Working Paper No. 2005-06, (June: 2005).
- Sharif Iman, <u>Bank Credit and economic activity</u>, **Journal of Business & Policy Research**, Volume (5). Number (1). (July: 2010)pp. 179 188.
- Singh Charan, Economic Growth and Banking Credit in India, Working Paper *No.*(531), (December :2016).
- TimsinaNeelam, Impact of Bank Credit on Economic Growth in Nepal, Nepal Rastra Bank, NRB Working Paper No. (22), 2014.
- Wai, U. Tun, <u>Economic Essays on Developing Countries</u>, Washington, *D.C*,(September:1979).
- YiğitbaşŞehnazBakır and CambazoğluBirgül, Modeling the Relationship between Economic Activity and Bank Loans to Private Sector: A Case of Turkey, International Journal of Trade, Economics and Finance, Vol. 5, No. 5, October 2014, pp397-400.

* * * * * * * * * * * * * * *