العلاقة السببية بين الودائع والقروض
دراسة استراتيجية الإدارة في البنوك التجارية بالمملكة العربية السعودية

د. حمد سليمان البازعي
د. عبد الرحمن تركي العطيشان

مقدمة:

يتميز نشاط البنوك التجارية بالتنوع، فبالاضافة إلى الوظيفة التقليدية للبنك والمتمثلة في قبول الودائع ومنح القروض، يتوزع هذا النشاط بين نشاطات عدة حتمتها الحاجة إلى تنويع مصادر الدخل وتوزيع المخاطرة. وإدارة البنك وهي تعمل في بيئة تتصف بعدم التأكد والمخاطرة عليها أن تبحث عن أفضل السبل لتحقيق أقصى ربح، فتخدم بذلك حملة الأسهم والعملاء، كما ان اتباعها لسياسة استثمارية متزنة بعيداً عن المجازفة والتخبط يجنب الاقتصاد الهزات ويدعم الثقة في مؤسساته المختلفة. وفي الماضي كانت البنوك التجارية تعمل في بيئة أقل تطوراً وتعقيداً وانفتاحاً على العالم الخارجي، الأمر الذي مكنها من الحصول على أموال ذات تكلفة منخفضة، فكانت تهتم بجانب الأصول على حساب جانب الخصوم من ميزانياتها. إلا أن هذا النوع من السلوك، وإن كان يصدق على الماضي وعلى طريقة عمل بعض البنوك الصغيرة، ليس وصفاً دقيقاً لحالة الكثير من البنوك الكبيرة والمتوسطة بسبب التغيرات التي طرأت على البيئة التي تعمل فيها هذه البنوك، ومنها أن طلب كثير من العملاء للقروض ازداد مما وضع البنوك في خيارصعب أما مقابلة هذا الطلب أو فقد العملاء للمنافسين. الثاني: التطورات النقدية والمالية ومانتج عنها فتح قنوات ومجالات عديدة أمام البنوك للاستثمار وتنويع مصادر الدخل. الثالث: الوعي والنمو المعرفي الذي مكن الكثير من عملاء البنوك وخاصة الشركات إلى حسن إدارة واقتصادية النظرة إلى الودائع، مما اضطر البنوك إلى البحث عن وسائل جديدة لجذب الأموال. كما أن مجيء إدارات بنكية تتسم بنمط أقل محافظة في اسلوبها الإداري مكنها من البحث عن سبل أكثر جرأة في البحث عن الأرباح.

---

*أستاذ مساعد قسم الأقتصاد جامعة الملك سعود. وكيل كلية الأقتصاد والإدارة فرع القصيم
**أستاذ مساعد ـ كلية العلوم الإدارية ـ قسم الاقتصاد ـ جامعة الملك سعود ـ الرياض
ـ يتوجه الباحثان بالشكر الجزيل لاثنين من محكمي المجلة لاقتراحاتهما وملاحظاتهما المفيدة والتي كان لها أكبر الأثر في تحسين الورقة، وغني عن القول أن أية اخطاء بقيت هي من مسؤولية الباحثين فقط.

ويحاول هذا البحث التعرف على طبيعة واستراتجية الإدارة البنكية في البنوك التجارية العاملة في المملكة العربية السعودية. وبشكل أكثر دقة يحاول هذا البحث الاجابة عن التساؤل التالي: **مانوع الاستراتيجية التي تتبعها إدارة البنك التجاري في المملكة؟ هل هي استراتيجية نابعة من إدارة الأصول أم نابعة من إدارة الخصوم؟ أم نابعة من إدارة الاثنين معاً؟** ولاشك أن اثارة مثل هذا التساؤل له مايسوغه خصوصا على المستوى الكلي للاقتصاد، ومن ذلك ان نمط إدارة البنك التجاري تحدد دور هذا البنك في الاقتصاد كما ينعكس نوع هذه الإدارة على أداء وربحية البنك، كما أن من المعروف أيضاً أن البنوك التجارية تعد من أهم المؤثرات في عرض النقود وبالتالي السياسة النقدية نظراً لكون نسبة الإحتياطات الاختيارية إلى الودائع تخضع لسلطة البنك التجاري. ولاشك أن البنك بتحكمه بهذه النسبة يوثر في عرض النقود، ولذا فإن سياسة البنك في البحث عن الأموال والاقراض تؤثر بشكل كبير في كمية النقود.

وللوصول إلى هذا الهدف يستخدم هذا البحث الاحصائي المبني على العلاقة السببية والمستخدم بشكل واسع في الاقتصاد، وتتميز هذه الطريقة في التحليل عن تحليل الارتباط بميزات من اهمها أن استخدام أسلوب تحليل السببية يتيح الفرصة للتعرف على اتجاه السببية إضافة إلى أن متغيرين ماقد يكونان مرتبطين لكن دون علاقة سببية بينهما نظراً لارتباطهما معاً بعوامل أخرى، لذا فإن استخدام أسلوب تحليل السببية الأحصائية وتحديدها بشكل دقيق يساعد على التخلص من مسببات الارتباط الوهمي Spurious regression

ويتكون هذا البحث من أربعة مباحث رئيسية، فبعد هذه المقدمة يناقش المبحث الأول طبيعة الإدارة البنكية مع اشارة سريعة لأهم التطورات التي مر بها القطاع المصرفي في المملكة العربية السعودية، أما المبحث الثاني فيناقش الجوانب النظرية للنموذج المستخدم وطريقة التقدير، وبعد ذلك يستعرض المبحث الثالث البيانات المستخدمة وأهم النتائج التي تم التوصل إليها، وأخيراً يلخص المبحث الرابع أهم نتائج هذه الدراسة مشيراً إلى مايمكن الخروج به من توصيات.

طبيعة الإدارة البنكية

تمثل إدارة البنك التجاري ــ في الوقت الحاضر ـ تحدياً من نوع خاص، نظراً للتطور الهائل الذي عم الأسواق المالية في الداخل والخارج، فمن بيئة أصبحت أكثر تعقيداً وأشد منافسة، إلى تطور تقني غير مسبوق، الأمر الذي جعل الإدارة البنكية على قدر كبير من الأهمية للتكيف مع

هذه التطورات والاستفادة منها لتعظيم الربحية دون التعرض لقدر كبير من المخاطر الناجمة عن نقص السيولة . ولقد كان التركيز في فترة ماقبل الستينيات من هذا القرن منصباً على إدارة الاصول مع اعطاء دور ثانوي لإدارة الخصوم، وذلك لضعف تحكم البنوك التجارية في خصومها . ومن أسباب هذا الضعف كون غالبية الخصوم عبارة عن حسابات لاتسمح السلطات النقدية بدفع فوائد عليها، وبالتالي عدم قدرة البنوك على التنافس لجذبها(Mishkin, ١٩٩٢)(١)

وقد حظيت الإدارة البنكية بدراسات متعددة هدفها التعرف على طبيعة هذه الإدارة، ولقد طورت العديد من النظريات، بعضها يركز على جانب الأصول والآخر يركز على جانب الخصوم . ومن هذه النظريات التي تركز على جانب الأصول نظرية القرض التجاري والتي سادت في القرن التاسع عشر وبداية القرن العشرين . وتنص هذه النظرية على أن سيولة البنك مضمونة مادامت أن أرصدته تتمثل في قروض تجارية قصيرة الأجل، أما القروض طويلة الأجل والعقارية فغير مناسبة لصعوبة تحويلها إلى سيولة عند الحاجة . أما نظرية الدخل المتوقع فتشير إلى إمكانية التخطيط لسيولة البنك متى تم توقيت اقساط دفع القروض لتتمشى مع الدخل المستقبلي المتوقع للمقترض . وتشير نظرية تخصيص الأرصدة إلى أن على البنوك التجارية تنويع ارصدتها بما يتمشى مع متطلبات السيولة المتوقعة وغير المتوقعة . ويعيب هذه النظريات تركيزها على جانب الأصول وإهمال جانب الخصوم كما يعيبها أيضاً الخلط بين حالة البنك الواحد والنظام البنكي ككل، فبينما يمكن البنك الواحد مواجهة مشكلة نقص السيولة إلا أن ذلك لايصدق على حالة البنوك مجتمعة . (٢)

ومن النظريات التي تهتم بجانب الخصوم نظرية إدارة الخصوم التي تشير إلى أن السيولة ليست عقبة، فبإمكان البنوك الحصول على تمويل من خلال الاقتراض بإصدار شهادات الودائع القابلة للتفاوض Negotiable Certi Ficate of Deposisti (CD'S)، كما أن نمو السوق النقدية وسوق الدولار الأوروبي Eurodollar وسوق إعادة الشراء ساهم في تمكين البنوك من الحصول على الموارد اللازمة التي تتطلبها استثماراتها . أما نظرية حساسية معدلات الفائدة فتركز على الموازنة مابين الأصول والخصوم ذات الحساسية لمعدلات الفائدة .

هذه التطورات المالية جعلت إدارات البنوك التجارية لاتركز على جانب دون الآخر من قائمة

(١) لمزيد من التفاصيل يرجى الرجوع إلى (١٧٧ ـ ١٧٦ . Mishkin.1992)

(٢) لمزيد من التفاصيل يرجى الرجوع إلى(Kamerschen,1992,pp142-149)

مركزها المالي، فأصبحت البنوك التجارية ـ الكبيرةمنهاخاصة ـ تتبع إستراتيجية إدارية تمزج بين إدارة الأصول والخصوم. وينظر لإدارة الأصول والخصوم على أنها توجيه البنك لمنهج التخطيط طويل الأجل، ويتضمن هذا المنهج وضع التصور العام والتنسيق بين الوظائف المختلفة لتحقيق الأهداف المرسومة. وقد نبعت الحاجة إلى الأصول والخصوم عندما واجهت البنوك ـ خصوصا في الدول المتقدمة ـ شحاً في الموارد ذات التكاليف المنخفضة، وقد قابل هذا الشح نمواً مطرداً في الطلب على القروض، الأمر الذي حفز البنوك للبحث عن سبل جديدةلتمويل الفرص الاستثمارية. وقد ساعدت التطورات المالية البنوك على انتهاج إدارة متكاملة للأصول والخصوم، فمتى سنحت فرصة استثمارية يستطيع البنك الحصول على تمويل مناسب، إما عن طريق إصدار شهادات الايداع القابلة للتفاوض في السوق الداخلي أو الخارجي أو اصدار الأوراق التجارية. وتهتم إدارة البنك في هذه الحالة بالتحكم في الفجوة بين حساسية العائد على الأصول وحساسية تكلفة الخصوم، ويعد العائد الصافي وهامش العائد الصافي الوسيلة لإدارة مخاطر السيولة والفائدة وذلك بوضع سياسة معينة حيال حجم قائمة المركز المالي ومكوناتها.

التطور التاريخي للبنوك التجارية في المملكة العربية السعودية

مرت البنوك التجارية في المملكة العربية بمراحل تطور مختلفة. ويرجع تاريخ وجود المصارف في البلاد إلي عام ١٨٨٥م، حين افتتحت مؤسسة بريطانية تدعى« جيلاتلي وهانكي» فرعاً لها في جدة، إلا أنها سرعان ماغادرت البلاد. وفي عام ١٩٢٧م افتتحت جمعية التجارة الهولندية فرعاً لها في جدة وقد اتسع نشاط هذا الفرع الذي أصبح فيما بعد نواة البنك السعودي الهولندي والذي تمت سعودته في عام ١٩٧٧م. أما أول مصرف سعودي فقد تم تأسيسه عام ١٩٤٨م والذي اصبح يعرف فيما بعد بالبنك الأهلي التجاري، وتبعه تأسيس بنك الرياض في عام ١٩٥٦م ولقد استمرت البنوك التجارية في فتح افرع لها في المملكة والافادة من التطور الاقتصادي الذي عرفته البلاد، بيد أنه وفي أواسط السبعينيات تم اتخاذ قرار بتحديد ملكية البنوك الأجنبية العاملة في المملكة وذلك بتحويل ٦٠٪ حد ادنى ملكية البنك للجانب السعودي بعد زيادة رأس المال ــ فيما أطلق عليه عملية السعودة ـ، أو السماح لفروع البنوك التجارية ببيع ممتلكاتها والمغادرة. وبطبيعة الحال قررت كل البنوك الأجنبية البقاء في البلاد لثقتها في مستقبل البلاد الاقتصادي واستقرارها السياسي. وقد استمرت عملية السعودة مابين

الأعوام ١٩٧٦م والعام ١٩٨١م. وكانت الأهداف من عملية السعودة هذه جلية، فلقد كان التحكم الوطني في قطاع مهم وحساس مثل البنوك يأتي في مقدمة هذه الأسباب. كما أن زيادة رساميل هذه البنوك وجعلها على قدم المساواة مع البنوك المحلية أدى إلى المنافسة ورفع مستوى الخدمات كماً ونوعاً وهو مانلمسه في الوقت الراهن. ناهيك بالإفادة من التقنية الحديثة التي يسهل استخدامها من خلال هذا الانصهار مابين البنوك الأجنبية و المحلية.

وأخيرا وليس آخراً يأتي استقطاب وتدريب الكوادر الوطنية للعمل في هذا المضمار.

أما التطور الآخر والذي يعد على جانب كبير من الأهمية فهو تصحيح أوضاع الصيارفة والذين كانوا ولايزالون يقدمون خدماتهم المصرح لهم بها، والمتمثلة أساساً في عمليات الصرافة والتحاويل. بيد أن بعضاً من هؤلاء امتدت نشاطاته لفتح الحسابات الجارية والزمنية وفتح الاعتمادات مما حدا بمؤسسة النقد إلى اصدار قرار في عام ١٩٨١م بضرورة التزام الصيارفة بالاعمال التي تنص عليها رخصهم أو التحول إلى بنك. وقد كان من جراء هذا قيام مؤسسة الراجحي للصرافة والتجارة بالتحول لتصبح البنك الثاني عشر في البلاد في العام ١٩٨٧م تحت إسم« شركة الراجحي المصرفية للاستثمار» لتصبح بذلك ثالث أكبر بنك سعودي والأول بالنسبة لعدد الفروع.

الجوانب النظرية

يعود الفضل الى (Granger١٩٦٩) في اقتراح استخدام التحليل القياسي للكشف عن العلاقة السببية بين المتغيرات الاقتصادية، وتبعه(Sims، ١٩٧٢)بدراسة تطبيقية لهذا المفهوم، ومن ثم توالت الدراسات التي طورت هذا المفهوم وطريقة استخدامه(Hsiao. ١٩٨١, ١٩٨٢)(Pierce and Haugh، ١٩٧٧)، فتبعاً لـGranger فإن قدرة متغير مامثلاX، في المساعدة على الوصول إلى توقع افضل لمتغيرا آخر، Y تعد تفسيراً عملياً بأن التغيرات فيX تسبب التغيرات في y. ويؤكد هذا المفهوم على السبق الزمني كمعيار لوجود السببية، ويرى Grangerأن المتغيرX، يسبب المتغيرY بوجود معلومات معينة تحتوي على كل من XوY، إذا كانت اضافة قيم X الماضية إلى مجموعة المعلومات المستخدمة تساهم في الوصول إلى توقيع افضل لقيم Y الحالية، وبمعنى أكثر دقة فإن المتغيرX يسبب المتغيرY إذا كان توقع قيم Y باستخدام كل المعلومات الماضية يؤدي إلي متوسط أصغر لمربع الخطأ-Squared Er ror مقارنة بتوقع قيم Y عند استخدام كل المعلومات الماضية باستثناءX. ويجدر التنويهنا إلى أن

هذا المفهوم للسببية يختلف عن مفهوم السببية بمعناها الفلسفي، كما أنه لايعتمد على التوقع بناء على قانون(١)

وفي دراسة مقارنة لاختبارات السببية وجد (Geweke et al١٩٩٣)، (Guilkey and Salemi ، ١٩٨٢) بأستخدام تجارب مونت كارلو أن اختبار جرانجر افضل هذه الاختبارات نظراً لخصائصه المرغوبة، كما وجدوا أن صيغة اختبار سمز Sims المتضمنة متغيرات تابعا متباطئا يتماثل مع اختبار جرانجر من نواح عدة إلا أن الأول يتطلب وقتاً وقرارات ربما لاتستند إلى أساس علمي فيما يتعلق بالفجوات المختارة. وتبدو ميزة اختبار جرانجر جلية في أن وجود متغيراً تابعا متباطئا قد يصحح الارتباط الذاتي في البواقي — إن وجد — كما أن استخدام القيم السابقة فقط لكل من المتغير التابع والمستقل يعني التوفير في درجات الحرية بعكس اختبار سمز الذي يتطلب استخدام القيم المستقبلية اضافة إلى القيم السابقة (٢).

ولغرض توضيح مفهوم اختبار العلاقة السببية، نفترض نموذجا من متغيرين هما(Y_t , X_t) بتباين مشترك ساكن على النحو التالي (٣).

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A(L) & B(L) \\ C(L) & D(L) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ e_t \end{bmatrix} \quad (1)$$

حيث A(L), B(L), C(L), D(L) متعددة حدود ذات درجة محددة في مشغل الفجوة الزمنيةL وتعرف $LX_{xt}=X_{t-1}$ و u_t و e_t حدود عشوائية بالصفقات المعتادة و تشير إلي الزمن.

وتقتضي فرضية العدم القائلة بعدم وجود علاقة السببية تتجه من Yإلى X أن تكون C(L)

---

(١) قد تثير دراسة العلاقة السببية تساؤلا فيما يتعلق بصحة استخدام كلمة السببية، وفيما إذا كانت هي الكلمة المناسبة أم لا. ويقترح Leamerاستخدام كلمة السبق الزمني Precedence بدلا من كلمة السببية، نظراً لأن اختبار السبق ينطوي علي اختبار ما إذا كان متغير مايسبق متغيراً آخر إلا أن(Maddala1992) يري أن هذا الاعتراض جاء متأخراً جداً حيث ترسخ استخدام كلمة السببية في ادبيات الاقتصاد القياسي ومايوجب الآن هو فهم ماتعنيه هذه الكلمة بدقة (ص ٣٩٤).

(٢) تشير كثير من الدراسات إلى اختبارات السببية على أنها مرادفة لاختبار ما إذا كان متغير ما متغيرا خارجياً, Exogeneity tests ويجدرالتنوية إلى أن القول بأن Y لاتسبب X ليست تماماً مثل القول أن X متغيراً خارجي (Geweke1985) إلا انه يمكن القول بأنه اذا كان متغيرا خارجيا فإن y لاتسبب X. كما أنه لايمكن القول بأن متغيراً مامتغير خارجي عن طريق اختبارات السببية، إلا أنه في حالة كون Y لاتسبب X يمكن رفض كون X متغيراً خارجيا.

(٣) يضاف إلي هذه الأسباب أن دراستنا هذه ليست أساساً لمقارنة اختبارات السببية لذلك أثرنا ان نقتصر على اختبار جرانجر نظراً لكونه مستخدما بكثرة في دراسات العلاقة السببية.

غير مختلفة احصائياً كمجموعة عن الصفر، وفي الجانب الآخر تقتضي فرضية العدم القائلة بعدم وجود علامة سببية تتجه من X إلى Y أن تكون A(L) غير مختلفة احصائيا كمجوعة عن الصفر، ويتم الاختبار باستخدام احصائية F لاختبار معنوية معلمات المتغير المستقل في كل معادلة مقدرة. ويتم رفض فرضية العدم إذا كانت احصائية F المحسوبة تفوق قيمة F الحرجة المجدولة. وفي حالة رفض فرضيتي العدم فإن ذلك يعني أن هناك علاقة سببية متبادلة، أي أن كل متغير يسبب الآخر حيث لايمكن في هذه الحالة تحديد اتجاه السببية.

ويجدر التنبيه إلى أن وجود ارتباط قوي بين المتغيرات لايكفي للقول بوجود علاقة سببية بينهما، حيث أن وجود الارتباط القوي بين متغيرين، مثلا، لايمكن معه التفريق بين أحد الاحتمالات الثلاثة التالية:

أ ـ أن أحد المتغيرين يسبب الآخر.

ب ـ وجود علاقة سببية في كلا الاتجاهين.

ج ـ ليس هناك علاقة سببية، بل المتغيران يستقل كل منهما عن الآخر.

لذا فالاختبار المناسب هو اختبار اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرين وليس اختبار الارتباط بينهما. ويعيب الكثير من الدراسات التي استخدمت اختبار جرانجر للسببية الاختبار العشوائي للفجوة الزمنية، كما أن محاولة فجوات زمنية مختلفة تستغرق وقتاً طويلا. كما أثبتت عدد من الدراسات حساسية نتائج اختبار السببية للفجوات الزمنية المختارة (Nakhaeizadeh، ١٩٨٧)، كما ان اختبار فجوة زمنية متساوية ليس له أساس نظري وقد يولد نتائج متحيزة (Ahking، ١٩٨٥ and Miller)(١)

ولتحديد عدد الفجوات الزمنية، فقد اقترح (Hsiao ١٩٨١) استخدام معيار خطأ التوقع النهائي FPE الذي يتم حسابه من نتائج التقدير لمعادلات النموذج بأستخدام توليفات مختلفة من الفجوات الزمنية لكل من Yو X. وتعد التوليفة التي نحصل عن طريقها على أقل قيمة لـFPE هي الفجوة المثلى وتعرف FPEكالتالي:

(١) كما يعيب (Zellner1979) على اختبارات السببية من النوع المقترح اعلاه، عدم احتوائها على كل المعلومات المتعلقة بالعلاقة السببية، ولذا فإن اختبار السببية باستخدام المتغيرين Xو Y ناقص لاعتماده على الاجراء الاحصائي دون النظر إلى النظرية والقوانين الاقتصادية، إلا أنه ـ ولحسن الحظ ـ يمكن تلافي هذا الانتقاد بالنظر إلى ماتقتضيه النظرية الاقتصادية. أي المزاوجة بين اختبار السببية والتوقعات التي تقترحها النظرية الاقتصادية.

$$FPE \text{ of } Y_t = E\left(Y_t - \hat{Y}_t \right)$$

حيث $\hat{Y}_t$ هي القيمة المتوقعة لـ Y_t

ويتم حساب FPE على النحو التالي :

$$FPE = \left(\frac{ESS}{T}\right)\left(\frac{T+K}{T-K}\right)$$

حيث T عدد المشاهدات، K عدد المعلمات المقدرة بما فيها الحد الثابت، وESS مجموع ربع البواقي Sum of Squared Residuls، وتوازن طريقة FPE بين خطرالتحيز في حالة اختيار عدد قليل من الفجوات الزمنية والخطر الناتج من زيادة التباين عند اختيار فجوة زمنية كبيرة، كما تعطي هذه الطريقة معياراً يسمح بأن يكون لكل متغير في الجانب الأيمن من المعادلة الفجوة الزمنية المناسبة، وبالتالي يتم تحاشي المشكلة الناجمة عن التغير العشوائي للفجوة الزمنية.

النموذج وطريقة التقدير

باستخدام التعريفات السابقة، ولاختبار العلاقة السببية بين القروض والودائع في النظام البنكي السعودي، نفترض نموذجا من متغيرين على النحو التالي.

$$\text{Deposits}_t = \sum_{i=0}^{m} \alpha_i \ \text{loans}_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j \ \text{Deposits}_{t-j} + u_t \qquad (2)$$

$$\text{loans}_t = \sum_{i=1}^{m} \delta_i \ \text{loans}_{t-i} + \sum_{j=0}^{n} \Phi_j \ \text{Deposits}_{t-j} + v_t \qquad (3)$$

حيث Φ,S,β,a معلمات يراد تقديرهاو n,m مقدار الفجوة الزمنية و Σ علامة التجميع $V_t U_t$ حدود عشوائية بالصفات المعتادة وتتكون طريقة التقدير من خطوتين، الأولى : اختبار الخصائص الاحصائية للسلاسل الزمنية للمتغيرات، الثانية : اختبار اتجاه العلاقة السببية

١ـ يمكن الاستدلال ليس فقط على اتجاه السببية، وأنما أيضاً على زمن بدء هذه العلاقة، فمثلا من المعادلة (٢) يمكن القول أن y_t لاتسبب x_t عند الفجوة j إذا كانت $\phi_j = 0$.

٢ـ تتلخص طريقة (Haugh1976) في خطوتين الأولى استخدام مرشح مناسب للحصول علي بواقي ساكنة يلي ذلك فحص دالة الارتباط التقاطعية بين هذه البواقي.

حسب مفهوم جرانجر(١) وتختلف هذه الطريقة عن طريقة (Haugh١٩٧٦) والتي هي اختبار للاستقلالية وليست اختباراً للسببية في المعنى الحقيقي(٢).

ولاختبار الخصائص الاحصائية للسلاسل الزمنية محل الدراسة، نستخدم الأسلوب الحديث لتحليل السلاسل الزمنية للتأكد من سكون كل سلسلة زمنية فإذا تبين من الاختبار عدم سكون السلسلة الزمنية يتعين إما عمل تحويلة لوغاريتمية أو عمل فروق مناسبة لتسكين السلسلة. وتبدو أهمية سكون السلاسل الزمنية للحصول على استنتاجات سليمة احصائياً بخصوص العلاقة السببية، حيث أن التوزيع الطبيعي asympoitic لاحصائية F يعد صحيحاً فقط في حالة كون المتغيرات المعلمات الصفرية في الفرضية الأساسية ذات متوسط صفري وتباين ثابت. كما أوضح كل من (Granger and Newbold١٩٧٤) أن الانحدار الذي يربط بين متغيرين بمسار عشوائي يؤدي إلى نتائج زائفة. ونظراً لأن معظم المتغيرات الاقتصادية يغلب عليها عدم السكون، فإن فحص خصائص جذر الوحدة للمتغيرات محل الدراسة يصبح ضرورياً. ولاختبار جذر الوحدة في الودائع والقروض نستخدم الاختبار الذي طور من قبل كل من (١٩٨١ــ١٩٧٩، Dickey and Fuller)، واللذين اقترحا صيغتين للاختبار، فالصيغة الأولى يطلق عليها صيغة اختبار ديكي ـ فولر البسيط أو DF وتنطوي الصيغة على تقدير معادلة الانحدار التالية:

$$\Delta x_t = \beta x_{t-1} + e_t \qquad (4)$$

حيث X_t متغير عشوائي Δ معامل الفروق الأولى، et حد عشوائي بالصفات المعتادة وt معادلة ترمز للزمن، وتنص الفرضية الأساسية على كون B مساوية للصفر، مقابل الفرضية البديلة أنها أقل من الصفر. أما صيغة اختبار ديكي ـ فولر المركب Agu-mented Dickey Fuller(ADF)فتتضمن اضافة متغير تابع متباطىء إلى الجانب الأيمن من المعادلة (٤) ويتم اختيار الفجوة الملائمة بشكل يضمن سكون الحد العشوائي e_t وبذا تصبح معادلة (٤) كالتالي:

$$\Delta x_t = \beta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \delta_i \Delta x_{t-1} + e_t \qquad (5)$$

وقد استخدم ديكي وفولر تجارب مونت كارلو لحساب القيم الحرجة لتوزيع احصائية t

للعينات الصغيرة، وتختلف القيم المحسوبة هذه عن احصائية t المعتادة حيث يلتوي Skewed توزيع الأولى إلى اليسار بقيم كثيرة سالبة.

وبعد التأكد من سكون السلاسل الزمنية محل الدراسة ننتقل إلى الخطوة الثانية والأخيرة. وهي اختبار اتجاه العلاقة السببية بين هذه المتغيرات باستخدام اختبار جرانجر للسببية والذي يتمثل في اجراء التقدير للمعادلتين(٢)و(٣).

وبناء على تقدير معلمات هاتين المعادلتين نستطيع الخروج بواحد من الاحتمالات الأربعة التالية:

أ ـ علاقة سببية ذات اتجاه احد من القروض إلى الودائع اذا كان كل من $\Sigma \alpha_i \neq 0$ و $\Sigma \phi_i = 0$

ب ـ علاقة سببية ذات اتجاه واحد من الودائع إلى القروض إذا كان كل من $\Sigma \alpha_i = 0 \quad \Sigma \phi_j \neq 0$

ج ـ علاقة سببية من اتجاهين (تأثير متبادل) إذا كان كل من $\Sigma \phi_j \neq 0 \quad \Sigma \alpha_i \neq 0$

د ـ استقلال كل متغير عن الآخر إذا كان كل من $\Sigma \phi_i = 0 \quad \Sigma \alpha_j = 0$

البيانات ونتائج التقدير

من أجل القيام بالاختبار التجريبي للعلاقة السببية بين القروض والودائع في البنوك السعودية فقد تم الحصول على بيانات شهرية لكل من القروض والودائع للبنوك مجتمعة من تقارير مؤسسة النقد العربي السعودي السنوية. وتغطي البيانات التي تم الحصول عليها فترة تمتد من الشهر الأول من عام ١٩٧٤م (١٣٩٣/ ١٣٩٤هـ) إلى الشهر الأخير من عام ١٩٩٢م(١٤١١/ ١٤١٢هـ).

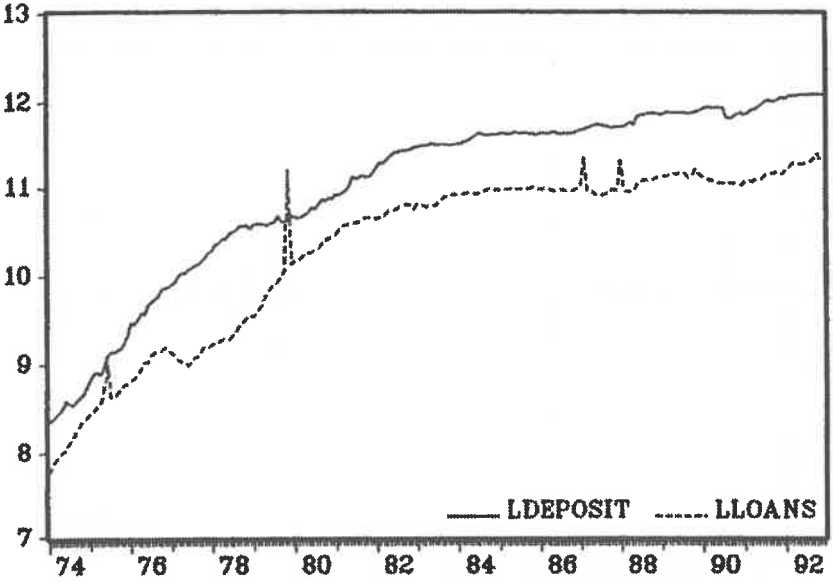
وقبل الدخول في تقدير العلاقة السببية بين القروض والودائع يجدر الوقوف قليلا لاعطاء نبذة موجزة عن البيانات محل الدراسة، فقد بلغ المتوسط الشهري للودائع ٨٦,٢١ مليار ريال حيث بلغت الودائع أعلى رقم لها في الشهر الثامن من عام ١٩٩٢ بمبلغ يزيد قليلاً عن ١٧٩ مليار ريال، أما أقل قيمة لها فقد بلغت ٤,٢٥ مليارات في الشهر الأول من عام ١٩٧٤م الذي يمثل الشهر الأول من الدراسة.

كما بلغ متوسط معدل النمو الشهري ١,٥٨٪ خلال فترة الدراسة، ويمثل الشهر السادس

من عام ١٩٧٦م أعلى معدل نمو شهري خلال الفترة وذلك بمعدل ٧٣ , ١٢٪ عن الشهر الذي سبقه . أما اقل معدل نمو شهري فقد كان معدل نمو سالب وذلك في الشهر الثامن من عام ١٩٩٠م حيث بلغ ٢٣ , ١٢٪ أما بالنسبة للقروض فقد بلغ متوسطها الشهري مايزيد قليلا عن ٤٢ مليار ريال، فأعلى قيمة في الشهر العاشر من عام ١٩٩٢م وذلك ب ٨ , ٨٧ مليار ريال، أما أقل قيمة فقد كانت في الشهر الأول من عام ١٩٧٤ بما يزيد قليلا عن مليار ريال . وقد بلغ متوسط معدل النمو الشهري للقروض فأعلى نمو شهري بلغ ٦٩٪ وذلك في الشهر الحادي عشر من عام ١٩٧٩م أما أقل معدل نمو شهري فقد كان سالبا وذلك في الشهر الثاني عشر من عام ١٩٧٩م بمعدل ١٩٧٪(١)

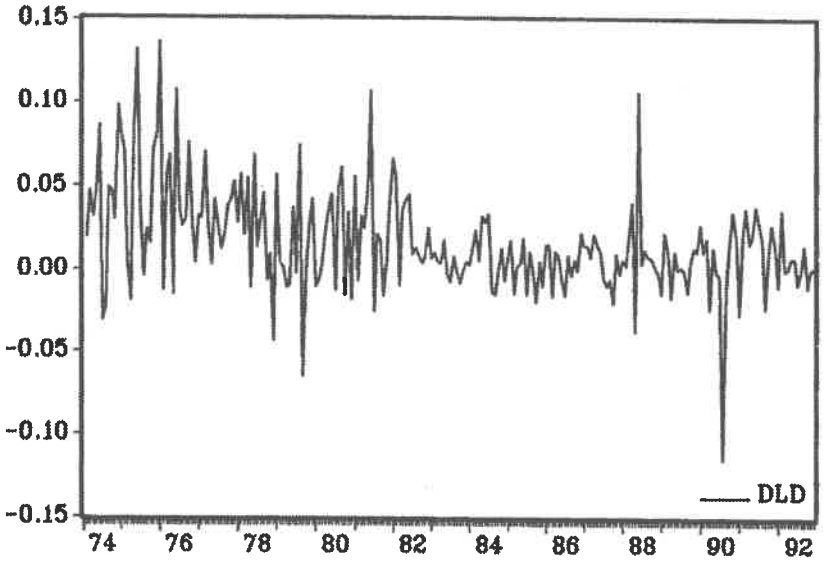
وتبدو هذه التطورات بالنظر إلى الرسم البياني رقم (١) الذي يمثل لوغاريتم الودائع والقروض، حيث يوضح هذا الرسم الاتجاه المتصاعد لكل من الودائع والقروض مع بعض التقلبات الطفيفة التي سرعان ماتعود إلى اتجاهها العام، وتبدو الودائع أكثر تقلبا من القروض، إلا أن تقلبات الأخيرة أقوى على الرغم من قلتها .

شكل رقم (١) لوغاريتم السلسلة الزمنية لكل من القروض والودائع

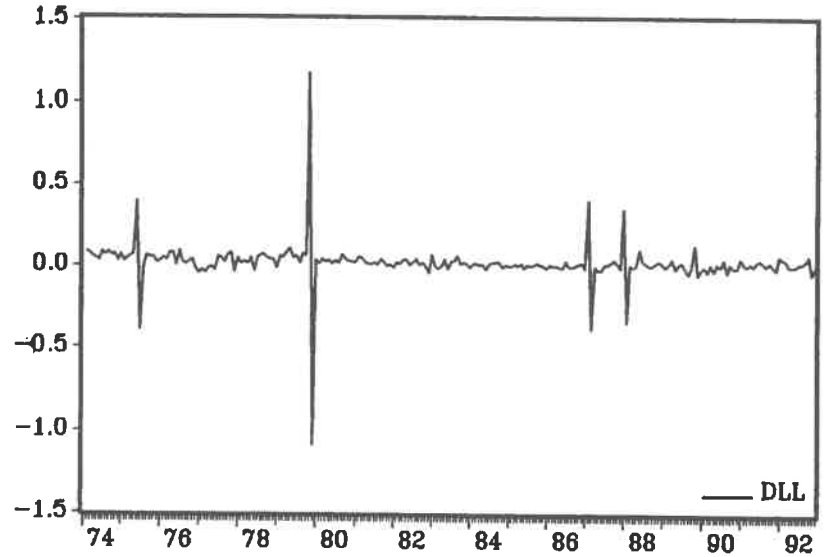


(١) يحتمل أن يكون ذلك راجعاً إلى خطأ مطبعي في التقرير الذي استقينا منه هذه الأرقام.

شكل رقم (٢) الفروق الأولى للوغاريتم الودائع



شكل رقم (٣) الفروق الأولى للوغاريتم القروض



ونظرا لان اختبار العلاقة السببية يتطلب أن تكون السلاسل الزمنية المستخدمة ساكنة فقد قمنا باختبار مدى ملاءمة السلاسل الزمنية من القروض والودائع لهذا الاختبار. ويتضح من الشكل البياني (١) أن هناك اتجاها عاما في كل من السلسلتين والذي يزول عند عمل الفروق الأولى، كما يتضح ذلك بالنظر إلى الشكلين (٢) و(٣)، الأمر الذي يوحي بعدم سكون هاتين السلسلتين.

ونظراً لأنه لايمكن الاعتماد بثقة تامة على هذه الطريقة الكيفية، لذا واللتأكد من طبيعة السلاسل الزمنية لكل من الودائع والقروض، فقد تم اجراء اختبار جذر الوحدة لهذه السلاسل. وكما اشرنا في المبحث السابق يتضمن اختبار جذر الوحدة تقدير المعادلة التالية:

$$\Delta x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \Delta x_{t-1} + e_t \qquad (6)$$

حيث تمثل Δ معامل الفروق الأولى. وتوضح المعادلة (٦) صيغة اختبار ديكي ــ فولر المركب (ADF) ويتم اختبار مقدار الفجوة الزمنية للمتغير التابع المتباطىء بشكل يضمن الحصول على الحد العشوائي e_t بالصفات المعتادة. وبوضع القيد $\Sigma \alpha_i$ مساوياً للصفر تنخفض المعادلة(٦) الى اختبار ديكي فولر البسيط DF. وتنص الفرضية الأساسية على أن B_1 مساوية للصفر(١) مقابل الفرضية البديلة أنها أقل من الصفر، ويتبين من نتيجة الاختبار أن

جدول رقم(١): نتائج اختبارات جذر الوحدة

	السلاسل دون تحويل		الفروق الأولى
	DF	ADE	DF	ADF
الودائع(أ)	٧,٧١	٠,٩٩(أ)	-١٠,٦٨	-٢,٢٤(أ)
القروض(ب)	١,٥٩	٣,٤٠(ب)	-٢٣,٥١	-٣,٠٨(ب)

ملاحظات: أ- في اختبار ADF لجذر الوحدة في الودائع تم استخدام ١٢ قيمة متباطئة للمتغير التابع.

ب- في اختبار ADF لجذر الوحدة في القروض ثم استخدام ٣ قيم متباطئة للمتغر التابع دون تحويل و ١٢ قيمة متباطئة للفروق الأولى للمتغير التابع.

ج- القيم الحرجة عند ١٪ ٢,٥٨-

٥٪ ١,٩٥-

١٠٪ ١,٦٢

القيم الحرجة مأخوذة من: (Harvey,1990) جدول D ص ٣٦٨.

(١)- تتبع العملية في هذه الحالة المسار العشوائي.

ا لسلسلة الزمنية لكل من الودائع والقروض تحتوي على جذر الوحدة، الأمر الذي يعني أن هذه السلاسل غير ساكنة وذلك عند مستوى ثقة ٥٪(انظر الجدول رقم ١). ولغرض تسكين هذه السلاسل فقد تم تحويلها عن طريق عمل الفروق الأولى ومن ثم اجراء اختباري DFو ADF السالفي الذكر، ويوضح العمودان الثاني الثالث من الجدول رقم (١) نتائج هذين الاختبارين والتي تدل على سكون الفروق الأولى لهذه السلاسل عند مستوى ثقة ٥٪(أنظر الشكلين (٢) و(٣) أعلاه).

وبعد أن تأكد من نتيجة اختبارات جذر الوحدة سكون الفروق الأولى للسلاسل الزمنية لكل من الودائع والقروض، تأتي المرحلة الأخيرة والتي تتضمن اختبار العلاقة السببية بين هذين المتغيرين، والذي بدوره يتكون من خطوات فرعية. فتشتمل الخطوة الأولى من هذه المرحلة على اختيار الفجوة الملائمة، حيث أن استخدام فجوة غير ملائمة قد يؤدي الى عدم دقة في تحديد النموذج، ومن ثم الخروج بتقديرات متحيزة للمعلمات. وفي هذه الدراسة تم اتباع طريقة زياو Haias وذلك بناء نموذج انحدار ذاتي لكل متغير ومن ثم حساب خطأ التوقع النهائي FPE المقترحة من قبل (Akaike١٩٧٠) لتحديد الفجوة الملائمة للمتغير التابع المتباطىء. بعد ذلك تتم إضافة المتغير الآخر إلى معادلة الانحدار الذاتي هذه لتحديد الفجوة الملائمة التي يدخل فيها هذا المتغير، والتي تتحدد أيضا بالحصول على أقل قيمة لخطأ التوقع النهائي(١).

ولحساب خطأ التوقع النهائي لتوقع الودائع باستخدام القيم المتباطئة للودائع نفسها، فقد تم تقدير معادلة الانحدار التالية:

$$DLD = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \quad DLD_{t-i} + u_1 \qquad (7)$$

حيثa_o حد ثابت، DLD الفروق الأولى للوغاريتم الودائع ui حد عشوائي بمتوسط صفر وتباين ثابتا وباجراء التقدير للمعادلة (٧) تم الحصول على أقل قيمة لـ FPE عند الفجوة رقم ١٧ للمتغير التابع المتباطىء (انظر جدول رقم٢).

بعد تحديد الفجوة الملائمة للمتغير التابع المتباطى تمت اضافة قيم متباطئة للمتغير المستقل(الفروق الأولى للوغاريتم القروض) إلى المعادلة السابقة(٧). وباجراء التقدير تم

(١) يمكن النظر إلى FPE على أنها انحدار متدرج مع نقطة توقف، هذه النقطة (أو الفجوة الزمنية المناسبة) يتم التوصل إليها عندما يكون الانخفاض في مجموع البواقي المربعة)Sum OF Squared Residuals (ESS غير مسوغ بفقد درجات الحرية الناتج من أضافة فجوات زمنية أخرى.

جدول رقم (٢) : قيم خطأ التوقع النهائي FPE لمعادلة الانحدار

$$DLD = F(DLD_{-t-i})$$

الفجوة الزمنية	-3 قيمة FPE/ ١٠
١	1,11118
٢	1,0458
٣	1,0243
٤	0,9828
٥	0,9151
٦	0,8997
٧	0,861
٨	0,869
٩	0,8647
١٠	0,8763
١١	0,8509
١٢	0,8236
١٣	0,8074
١٤	0,8151
١٥	0,7983
١٦	0,8018
١٧	0,7720
١٨	0,7826
١٩	0,7912
٢٠	0,8022

ملاحظات : * ادنى قيمة لـ FPE

تم حساب FPE حسب المعادلة الآتية : $\left(\frac{ESS}{T}\right)\left(\frac{T+K}{T-K}\right)$

حيث ESS مجموع مربع البواقي من معادلة الانحدار

T عدد المشاهدات

K عدد المعلمات المقدرة بما فيها الحد الثابت .

جدول رقم (٣) : قيم التوقع النهائي FPE لمعادلة الانحدار

$DLD=F\ (DLD_{t-j}, DLD_{t-j})$

-3	الفجوة	
قيمة FPE/ 10	DLL	DLD
0,7709	١	١٧
0,7775	٢	١٧
0,7765	٣	١٧
0,7774	٤	١٧
0,7849	٥	١٧
0,7878	٦	١٧
0,7626 *	٧	١٧
0,7691	٨	١٧
0,7739	٩	١٧
0,7659	١٠	١٧
0,7721	١١	١٧
0,7782	١٢	١٧
0,779	١٣	١٧

* أدنى قيمة لـ FPE

لمعرفة كيفية حساب FPE انظر الملاحظات

الواردة اسفل جدول رقم (٢).

الحصول على أقل قيمة لـ FPE عند الفجوة السابعة لهذا المتغير (انظر جدول رقم ٣).

وبذا تصبح معادلة الانحدار لاختبار جرانجر للسببية للودائع على النحو التالي:

$$DLD = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{17} \alpha_i\ DLD + \sum_{j=1}^{7} b_j\ DLL_{t-j} + u_2 \qquad (8)$$

حيث DLL الفروق الأولى للوغاريتم القروض. وباجراء التقدير للمعادلة (٨) يمكن القول بأن هناك علاقة سببية حسب مفهوم جرا نجـر تتجه من القروض إلى الودائع وذلك عند مستوى معنوية ٩٥٪(انظر جدول رقم٤).

جدول رقم (٤) : قيم احصائية F لاختبارات العلاقة السببية

الفرضية (أ)	احصائية F(ب)	الفجوة الزمنية(جـ)	درجات الحرية	النتيجة
القروض – الودائع	2,20*	7	203	رفض فرضية العدم
الودائع – القروض	4,12**	3	712	رفض فريضة العدم

أ ـ لاتسبب حسب مفهوم جرانجر.

ب ـ تم حساب احصائي Fكالتالي :

$$F = \frac{(ESS_R - ESS_u) / m}{ESS_u / (T - K)} \sim F^*(m, T-K)$$

حيث ESS R هي مجموع البواقي المربعة للمنوذج المقيد.

ESS هي مجموع البواقي المربعة للنموذة غير المقيد

T عدد المشاهدات، K عدد الكلمات المقدرة بما فيها الحد الثابت، m عدد القيود.

جـ ـ الفجوة الزمنية للمتغير المستقل.

حيث بلغت قيمة احصائية Fلاختبار أن $\sum_{j=i}^{7} b_j$ تساوي الصفر مقابل الفرضية البديلة أنها لاتساوي الصفر٢٠ , ٢ بينما تبلغ احصائية F الحرجة المجدولة ٠١ , ٢ مما يعني أن $\sum_{j=1} b_j$ لاتساوي الصفر (قبول الفرضية البديلة).

وبالنسبة للقروض، فقد تم القيام بنفس الخطوات السابقة عند اختيار العلاقة السببية للودائع فبداية تم تحديد الفجوة الزمنية الملائمة للمتغير التابع المتباطىء(الفروق الأولى للوغاريتم القروض) والتي تدني FPE وذلك باجراء التقدير لمعادلة الانحدار التالية :

$$DLL = C_0 + \sum_{i=1}^{m} C_i \; DLL_{t-i} + u_3 \qquad (9)$$

ويتبين من نتيجة التقدير(أنظر جدول رقم ٥) أن ثلاث فجوات زمنية تحقق شرط تدنية قيمة خطأ التوقع النهائي FPE.

جدول رقم (٥)قيم خطأ التوقع النهائي FPE لمعادلة الانحدار

$$DDL = f(DDL_{t-i})$$

مقدار الفجوة الزمنية	10^{-2} /FPE قيمة
١	0,31998
٢	0,27693
٣	0,27417*
٤	0,28635
٥	0,30308
٦	0,31127
٧	0,3185
٨	0,3271
٩	0,34012

*أدنى قيمة لـ FPE

لمعرفة كيفية حساب FPE، انظر الملاحظات اسفل جدول رقم (٢).

بعد ذلك تمت إضافة قيم متباطئة للمتغير المستقل ـ DLD في هذه الحالة ـ لتحديد الفجوة الزمنية الملائمة التي تدني قيمة FPE، وذلك باجراء التقدير للمعادلة التالية:

$$= C_0 + \sum_{i=1}^{3} C_i \; DLL_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} d_j \; DLD_{t-j} + u_4 \qquad (10)$$

ويتبين من نتيجة التقدير ان قيمة FPE تصل أدنى مستوى لها عند الفجوة الثالثة من المتغير المتسقل المتباطىء DLD (انظر جدول رقم ٦)

جدول رقم (٦): قيم خطأ التوقع النهائي FPE لمعادلة الانحدار

$DIL = F(DLD_{t-i}\ \ DLD_{t-i})$

-2 قيمة 10×FPF	الفجوة الزمنية	
	DLL	DLD
0,8213	١	٣
0,27615	٢	٣
0,23818*	٣	٣
0,2402	٤	٣
0,23916	٥	٣
0,25292	٦	٣
0,26405	٧	٣
0,28152	٨	٣
0,29407	٩	٣

*تمثل أدنى قيمة لـ FPE

لمعرفة كيفية حساب FPF انظر الملاحظات اسفل جدول رقم ( ).

وبذا تصبح معالة الانحدار لاختبار العلاقة السببية بين القروض والودائع على النحو التالي:

$$DLL = C_0 + \sum_{i=1}^{3} C_i\ DLL_{t-i} + \sum_{j=1}^{3} d_j\ DLD_{t-j} + u_3 \qquad (11)$$

ويتضح من نتيجة التقدير ان الودائع تسبب حسب مفهوم جرانجر القروض، وذلك عند مستوى ثقة ٩٥٪ حيث بلغت قيمة احصائية F المحسوبة لاختبار الفرضية الاساسية بأن $\sum_{j=1}^{3} d_j$ تساوي الصفر مقابل الفرضية البديلة انها لاتساوي الصفر ٤,١٢ وبمقارنة هذه القيمة بقيمة احصائية F الحرجة المجدولة عند مستوى ثقة ٩٥٪، نجد أن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة لـ F حيث تبلغ الأخيرة ٢,٦٠=F (٣, ٢١٧) ، ولذلك يمكن القول بأن العلاقة السببية تتجه من الوادئع الى القروض (انظر جدول رقم٤).

وبناء على هذه النتائج يتبين أن هناك علاقة سببية من اتجاهين (علاقة متبادلة) بين القروض والودائع فكلاهما يسبب الآخر. ولغرض التأكد من هـذه النتيجة ومن أنها غير خاصة بالنموذج Model specific، ونظـراً لأن العلاقـة السببية حسـاسـة في كثير من الاحيان للفجـوة الزمنيـة المختارة (Grodon and Sakyi - Bekoe, 1993,p. 559),(Nakhaeizadeh, 1987, p.837) وبهدف مقارنة نتائج العـلاقة السببية باستخدام فجوات مختلفـة، تم اختبار السببية بين الودائع والقروض باستخدام فجوات زمنية مختلفة من ١ إلى ٦ لكل متغير في الجانب الأيمن.

ويعرض الجدول رقم (٧) هذه النتائج بالنسبة للقروض(١).

DLD / DLL	1	2	3	4	5	6
1	0.02	0.37	0.59	0.77	0.73	0.50
2	7.51***	2.13	1.80	1.80	1.82	1.77*
3	5.04**	4.58**	4.14***	4.33***	4.24***	3.96***
4	4.47**	4.13**	3.78**	3.76***	3.70***	3.43***
5	3.76*	3.96**	3.70**	3.64***	3.57***	3.33***
6	3.18*	3.36**	3.18**	3.14**	2.78***	3.08**

* معنوى عند ١٠٪ ** معنوى عند ٥٪ *** معنوى عند ١٪

ويتضح من الجدول رقم (٧) أن العلاقـة السببية تتجه من الـودائع الى القروض في ٧٢٪ من الحالات التي يبلغ عددهـا ٣٦. وتتركز مرات الرفض لهذه العلاقـة السببية في الصف الأول من الجدول المذكور، حيث تبلغ حالات رفض هذه العلاقة السببية ٦٠٪ من حالات الرفض الكلية التي تبلغ عشر حالات، والبقية في الصف الثاني بـأربع حالات، وتتضمن هذه الحالات القيمة المتبـاطئـة الأولى والثـانيـة للمتغير التـابع (القـروض) المتبـاطئـة من ١ ــ ٦ للمتغير المستقل (الودائع).

(١) يضاف إلى ذلك أن تحديد الفجوة الملائمة بأستخدام FPE ليس خالية تماماً من المشاكل، فهى لاتولى أي اهتمام بالارتبـاط الذاتي للبـواقي ـ إن وجد ــ كما أن اختيار الفجـوة الملائمة ومن ثم النمـوذج الأمثل يتطلب جهداً كبيراً.

أما بالنسبة لاتجاه العلاقة السببية من القروض إلى الودائع فقد تم اجراء اختبار مشابه وذلك باختبار توليفة من الفجوات الزمنية المختلفة، ويعرض جدول رقم (٨) نتائج هذه الاختبارات.

جدول رقم (٨) نتائج اختبار اتجاه العلاقة السببية

من القروض إلى الودائع لفجوات الزمنية مختلفة

DLD / DLL	1	2	3	4	5	6
1	3.38*	2.64*	2.90*	2.30*	2.80*	2.99***
2	3.37*	2.20	2.30*	1.83	2.35**	2.71**
3	4.04**	2.69*	2.69**	2.16	2.51**	2.80***
4	2.16	1.78	2.19	1.67	2.15*	2.57**
5	2.28	1.22	1.83	1.38	1.10	1.72
6	2.07	1.13	1.58	1.19	0.85	0.95

* معنوى عند ١٠٪ ** معنوى عند ٥٪ *** معنوى عند ١٪

وبالنظر إلى الجدول رقم (٨) يتضح وجود علاقة سببية تتجه من الودائع إلى القروض في ٤٧٪ من الحالات التي يبلغ عددها ٣٦ حالة، ١٥ حالة من حالات الرفض البالغة ١٧ حالة حدثت عن إضافة قيم متباطئة للمتغير المستقل(الودائع) لأكثر من ثلاث فترات سابقة الأمر الذي يؤكد ماتوصلنا إليه سابقاً عند تقدير المعادلة (١١) باستخدام ثلاث قيم متباطئه للودائع، مما يمكن معه القول بأن تأثير الودائع على القروض يتم سريعاً.

من هذه النتائج يمكن استنتاج أنه وعلى الرغم من حداثة تطور البنوك التجارية في المملكة إلا ان نمط الإدارة فيها يمارس استراتيجية تتميز بالتكامل بين إدارة الأصول والخصوم. وهذا النمط من الاستراتيجية يصدق على البنوك ذات الفنون الإدارية المتقدمة الهادفة للربح، وهذا يعني أيضاً أن الأصول تمول في السوق المالي من أجل الخصوم، فتهتم الإدارة بهامش الدخل، والذي يعرف على أنه الفرق بين ايرادات الأصول وتكاليفها، كما أن قرار التمويل إما تابع أو مزامن لقرار الاستثمار، كما تهتم بحساسية هذا الهامش للتغيرات في البيئة الاقتصادية. أما الإدارة التقليدية فتهتم بجانب الأصول من قائمة المركز المالي بأخذ جانب الخصوم (الودائع خاصة) على أنها معطاه.

خاتمة :

تمثل البنوك التجارية بوصفها متعاملة بالديون احدى الموسسات الاقتصادية المهمة في اقتصاد أي بلد، ولذا فهى تؤثر إيجاباً أو سلباً في عمل الاقتصاد ككل ، وذلك يعتمد على طريقة الإدارة ونمطها في هذه البنوك، وقد مرت الإدارة البنكية بمراحل تطور مختلفة حتى وصلت إلى مرحلة من التعقيد تتطلب مهارات خاصة . وقد حاولنا في هذا البحث أن نلقي الضوء على نمط الإدارة البنكية في المملكة العربية السعودية، لما يمثله هذا القطاع من أهمية في مسيرة الاقتصادونموه خصوصا مع نمو القطاع الخاص وتزايد الاهتمام به كقطاع فاعل ومؤثر في مسيرة التخطيط والتنمية في المملكة .

وللاستدلال على نمط الإدارة البنكية، فقد أخذ هذا البحث اسلوبا كمياً يتمثل في دراسة اتجاه العلاقة السببية بين الودائع والقروض بصفتهما أهم مكونات قائمة المركز المالي في البنك .

وباستخدام بيانات شهرية للودائع والقروض للبنوك التجارية مجتمعة أوضحت نتائج الدراسة أن هناك علاقة سببية في كلا الإتجاهين ، أي أن الودائع تسبب حسب مفهوم جرانجر للسببية القروض، كما أن القروض بدورها تسبب ـ وحسب المفهوم نفسه ـ الودائع . الأمر الذي يغني أن البنوك التجارية في المملكة تتبع نمطاً للإدارة يتمثل في التكامل بين إدارة الأصول والخصوم، فلاتهتم بواحد دون الآخر وهذا النوع من استراتيجية الإدارة غالباً مايصدق على البنوك المتوسطة والكبيرة الحجم التي تتميز بإدارات متخصصة وذات كفاءة تنظيمية ومهارات عالية . كما تم اجراء اختبار العلاقة السببية لتوليفات مختلفة من القيم المتباطئة لكل من المتغير التابع والمستقبل، وذلك بغرض التأكد من النتائج التي تم التوصل إليها، ولتلافي مشكلة حساسية اختبارات العلاقة السببية للفجوات الزمنية المختارة . وقد تم التوصل إلى نتائج تعزز نتيجة الاختبار الأول من وجود علاقة سببية متبادلة بين كل من القروض والودائع، كما يدعم ذلك أن نتيجة الاختبار ليست خاصة بالنموذج المختار Model specific، مما يعطي الثقة في هذه النتيجة وبالتالي الثقة فيما بني عليها من استنتاجات .

وغني عن القول أن مثل هذه الدراسة ماهى إلا استكشاف أولى لموضوع حيوي، ويتطلب الأمر دراسات أخرى تنطلق من نتائج هذه الدراسة لتقرير نمط الإدارة البنكية على المستوى الفردي للبنوك، كما تقرر ماذا استفادت البنوك من عملية السعودة في هذا المضمار، خصوصاً أن أهداف السعودة تشجيع العمالة السعودية للدخول إلى عالم البنوك .

المراجع:

أولاً: المراجع العربية

ـ الحاج علي، محمد سعيد، «مؤسسة النقد العربي السعودي: انشاؤها، مسيرتها وانجازتها. الرياض، ١٩٩٢م

ـ مؤسسة النقد العربي السعودي التقرير السنوي، أعداد مختلفة.

ثانياً: المراجع الأجنبية

1 -Ahking, F. W., and S. Miller, "The Relaionship between Government Deficits, Money Growth, and Inflation," Journal of Macroeconomics, Vol. 7, 1985, pp. 447-467.

2- Akaike, H. "Statistical Predictor Identification" Annas instit. Statistical Mathimatics, Vol. 22, 11970, pp. 2203-217

3- Dickey, D. A., and W. A. Fuller, "Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." Journal of The American Statistical Association, Vol. 74, No. 4, 1979, pp. 427-431.

4- --, "The Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With a Unit Root," Econometrica, Vol. 49, No. 4, 1981, pp. 11057-1102.

5- Geweke, J., "Inference and Casuality in economic time series models," Handbook of Econometrics, Vol. 2, (eds) Z. Griliches and M. Intrilligator, Amsterdam, North Holland, 11985.

6- Geweke, J. R., A.R. Meese, and W. Dent "Comparing alternative tests of casualty in temporal systems : Analytic results and experimental evidence," Journal of Econometrics, Vol. 21, No. 1, 11983, pp. 11161-194.

7- Gordon, D. V., and K. Sakyi - Bekoe, "Testing the export-growth hypothesis: some parametric and non-parametric results for Ghana," Applied Economics, Vol. 25, 1993, pp. 553-563.

8- Granger, C. "Investigating casual relaitons by econometric models: Cross spectral methods" Econmeetrica, Vol. 37, 1969, pp. 424-438.

9- Granger, C. and P. Newbold, "Spurious Regressions in econometrics" Journal of Econometrics, Vol. 2, 1974, pp. 111-120.

10- Guilkey, D.K. and M.K. Salemi, "Small sample properties of three tests for

Granger-Casual ordering in a bivariate stochasstic system,"" Review of Economics and Statistics, Vol. 64, 1982, pp. 869-878.

11- Harvey, A., "The Econometric Analyssis of Time Series," 2nd edition, Philip Allen: Hertfordshire: United Kingdom, 1990.

12- Haugh, L. D., "Checking the Independence of Two Covariance-Stationary Time Series: A Bivariate Residual Cross-Correlation Approach," JOurnal of American Statistical Association, Vol. 71, 1976, pp. 378-385.

13- Hsiao, C. "Autoregressive Modelling and Money income casuality," Journal of monetary economics, Vol. 7, 11981, pp. 321-346.

14- Hsiao, H, "Autoregressive Modellin and Casual Ordering of Economic Variables," Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 4, 1982, pp. 243-259

15- Kamerschen, D. R., "MOney and Banking," Southwestern Publishing Co., Cincinnati, Ohio, USA, 11992.

16- Maddala, G. S., "Introduction to Economics," 2nd eddition, McGraw-Hill New York, 1992.

17- Mishkin, F.C., "The Economics of Money, Banking, and Financial Markets," 3rd edition, Harper Collins Publishers Inc., New York, 1992.

18- Nakhaeizadeh, G., "The Casuality direction in consumption-income process and sensitivity to lag structures." Applied Economics, Vol. 19, 11987, pp. 829-838.

19- Price, D. A., and L.D. Haugh, "The assessment and detection of casuality in temporal systems," Journal of Econometrics, Vol. 5, 11977, pp. 265-293.

20- Sims, C., "Money income and Casuality" American Economics Review, Vol. 67, 1972, pp. 540-552.

21- Zellner, A., "Casuality and Econometrics" in Grarnegie Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 10, 1979, (eds.) K. Brunner and A. H. Meltzer North-Holland, New York.