

قياس وتحليل العلاقة السببية بين اجمالي الودائع والقروض المدفوعة لمصرف الرافدين للمدة (2003-2017) باستعمال أنموذج (ARDL)

م.د. حيدر حسين عذافة*

المستخلص

يزاول المصرف التجاري بشكل عام ومصرف الرافدين بشكل خاص عمله كمؤسسة مالية تعنى بمنح القروض الى الآخرين، ولكي تقوم بهذا العمل عليها ان تستقطب مدخرات الآخرين، والتي تتمثل بالودائع لذلك جاء البحث ليلسلط الضوء على قياس اثر الودائع كمورد من الموارد غير الذاتية في رفع قدرة وإمكانية منح القروض، ولغرض قياس هذا الأثر تم استعمال انموذج الانحدار الذاتي للتبائط الموزع (ARDL)، اذ تبين وجود علاقة تكامل مشترك بينهما، وان الودائع كمتغير تفسر (99%) من التغيرات الحاصلة بالقروض، الا ان معدلات النمو السنوي للقروض اعلى من معدلات النمو للودائع، وكذلك وجود فجوة بين اجمالي الودائع والقروض المدفوعة مما يعني وجود أموال معطلة وغير مستغلة، لذلك جاءت اهم التوصيات على ضرورة العمل على زيادة هذا المورد وكذلك استغلال الأموال المعطلة ليتسنى الاستفادة منها في امداد الاقتصاد القومي بالموارد المالية اللازمة.

كلمات مفتاحية: الودائع، القروض، السكون، سببية كرانجر، انموذج ARDL.

Measuring and analyzing the causal relationship between the total deposits and loans paid to Rafidain Bank for the period (2003-2017) using the ARDL model.

Abstract

The Commercial Bank in general and the Rafidain Bank in particular engage in its work as a financial institution concerned with granting loans to others, and in order to do this work it has to attract the savings of others, which are deposits. Therefore, the research came to highlight the measurement of the impact of deposits as a resource from non-self in raising the ability and ability to grant Loans, and for the purpose of measuring this effect, the ARDL model was used, as it was found that there is a common integration relationship between them, and that deposits as a variable explain (99%) of the changes taking place in loans, but the annual growth rates of loans are higher than the growth rates of deposits. And also there is a gap between the totality Deposits and loans paid, which means the presence of disabled funds and untapped, so the most important recommendations were the need to work on this resource increase as well as the exploitation of the funds stalled in order to take advantage of them in the supply of the national economy, the necessary financial resources.

Key words: deposits, loans, dormancy, causality Cranger, ARDL model.

مقدمة Introduction:

تعد الودائع احدى اهم مصادر امداد المصرف التجاري بالموارد المالية، والتي تدخل ضمن تصنيف الموارد المالية غير المباشرة، وبما أن القروض المدفوعة من قبل المصرف تعد هي الوظيفة الأساس في استخدامات تلك الموارد، عليه فإن الزيادات الحاصلة في

الودائع تعطي مساحة أكبر لدى المصرف في ممارسة وظيفة منح القروض، وهو ما سيتم التطرق إليه من خلال هذا البحث.

مشكلة البحث

ينطلق البحث من مشكلة مفادها: إن انخفاض إجمالي الودائع لدى مصرف الرافدين يؤثر بشكل سلبي على ممارسة وظيفة تقديم القروض إلى الآخرين

هدف البحث

يهدف البحث إلى بيان طبيعة العلاقة السببية بين ودائع مصرف الرافدين والقروض المدفوعة من قبله.

فرضية البحث

ينطلق البحث من فرضية مفادها: وجود علاقة تكامل مشترك بين الودائع لدى المصرف والقروض المدفوعة.

اسلوب البحث

من أجل التحقق من فرضية البحث تم استعمال أنموذج ARDL لمعرفة وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرين أم لا.

منهجية البحث:

تم اعتماد المنهج الوصفي فيما يتعلق بالبيانات المستلمة من المؤسسات الرسمية، وكذلك المنهج التجريبي لقياس العلاقة بين الودائع والقروض المدفوعة.

الحدود الزمانية:

الحدود الزمانية للبحث امتدت من المدة (2003 ولغاية 2017).

الحدود المكانية:

مصرف الرافدين يمثل الحدود المكانية للبحث

المحور الاول: نبذة تاريخية عن مصرف الرافدين

تأسس مصرف الرافدين بموجب القانون (33) لسنة 1941 وبإشراف أعماله في 19 / 5 / 1941 برأس مال مدفوع قدره (50) خمسون ألف دينار، مر المصرف بمراحل متعددة خلال مسيرته التاريخية تمثلت أولاً بتواجده كأول مصرف وطني يمارس الصيرفة التجارية بين العديد من المصارف الأجنبية، وبدأ بالتوسع التدريجي داخل القطر ثم مر بمراحل دمج متعددة بدأ عام 1964 شملت المصارف التجارية التي كانت تعمل في العراق حيث تم في عام 1974 توحيدها مع مصرف الرافدين الذي أصبح المصرف التجاري الوحيد في العراق، حيث استمر يعمل بمفرده في ميدان الصيرفة حتى عام 1988 الذي شهد تأسيس مصرف حكومي آخر هو مصرف الرشيد الذي ابتداء عمله بفروع مصرف الرافدين التي انتقلت أعمالها إليه....

في عام 1998 شهد المصرف تطوراً جديداً هو تحويله إلى شركة عامة مملوكة للدولة بالكامل طبقاً لأحكام قانون الشركات العامة رقم (22) لسنة 97 بهدف الاسهام في دعم الاقتصاد الوطني في مجال الصيرفة التجارية واستثمار الاموال وتقديم التمويل لمختلف القطاعات وفق خطط التنمية وفي إطار السياسات الاقتصادية والمالية والنقدية للدولة، أذ يقوم المصرف

بقبول الودائع بأنواعها واستثمار الاموال والفوائض النقدية في مختلف أوجه الاستثمار وفق ما رسمه القانون. ويمثل النشاط الائتماني أهم العمليات الاستثمارية التي يقوم بها المصرف ويعد من المهام الأساسية لعمله ونموه، حيث أصدر تعليمات عديدة تقرر بموجبها منح قروض متوسطة الاجل لمدة تتراوح بين (2-5) سنوات وطويلة الاجل لمدة تتراوح بين (5-10) سنوات لمن يرغب من المواطنين والشركات لغرض تحويل عمليات شراء المكائن والمعدات والآلات أو تشييد البنايات الملائمة للأغراض الزراعية والصناعية المختلفة، فضلاً عن منح قروض للأطباء وأطباء الاسنان والصيدلة والمهندسين وفق شروط وضوابط محددة... يدخل ضمن هذا الاطار منح التسهيلات في الحساب الجاري وخصم الاوراق التجارية واتباعها وهي من انواع الائتمان النقدي الرئيسية الممنوحة لزبائن المصرف والمتعاملين معه. ويقف المصرف في طليعة المؤسسات الحكومية في مجال استخدام المكننة الحديثة في العراق والمتمثلة بمشروع الحاسبة الالكترونية الذي يعد مشروعاً ضخماً يتوازي ومكانة المصرف واعماله وفروعه أذ يتوافر لديه حالياً أنظمة فعلية تغطي جميع أنشطة المصرف ويتم تطوير النظم باستمرار وتحديث المعلومات، كما يساهم اسهاماً فاعلاً في تطوير واسناد المصارف الحكومية والاهلية في مجال الانظمة المصرفية والاستثمارية الفنية، عدد فروع المصرف حالياً أكثر من (500) فرعاً داخل العراق فضلاً عن (7) فروع في الخارج وهي : القاهرة ، بيروت ، ابو ظبي ، البحرين ، صنعاء ، عمان ، جبل عمان².

المحور الثاني: رؤية تحليلية للودائع والقروض المدفوعة

تشير البيانات الواردة في جدول (1) الى أن الودائع لدى مصرف الرافدين بلغت (2,052) مليار دينار وذلك في سنة (2003) لتسجل بعد سنة ما مقداره (7,274) مليار دينار، أي بمعدل تغير سنوي يقدر بـ (254%)، أخذت الودائع تزداد خلال المدة قيد الدراسة، أذ بلغت أعلى مقدار في سنة (2014)، بينما بلغ أعلى معدل نمو سنوي بسيط خلال المدة في سنة (2007) بعد سنة (2004) التي تعد أعلى معدل وصلت له الودائع، أما معدل النمو السنوي المركب أخذت السنوات الخمس الأولى أعلى معدل أذ بلغت (43%) كما مؤشر في جدول (1) مما يعني وجود اقبال من قبل الجمهور على إيداع أموالهم لدى المصرف خلال هذه المدة، أما بالنسبة للقروض المدفوعة من قبل المصرف بلغت (4,902) مليار دينار وذلك في سنة (2003) بعد سنة ازداد معدل القروض ليصل الى (2210%) وهي تشير الى أعلى معدل للنمو خلال هذه المدة وهي نتيجة طبيعية لتحسن الوضع الاقتصادي بعد الاحداث التي عصفت بالعراق خلال السنة السابقة، بعد ذلك أخذت تزداد تلك القروض المدفوعة الا أن معدلات التغير السنوي وصلت الى أدنى مستوى لها في سنة (2015) لتبقى ثابتة للسنتين اللاحقتين ومن دون تغيير. أما ما يتعلق بمعدلات النمو السنوي المركب فقد بلغت نسبة (80%) خلال الخمس سنوات الأولى، بعد ذلك أخذت بالانخفاض خلال السنوات الخمس اللاحقة لتصبح (75%) أما بالنسبة للسنوات الخمس الأخيرة فقد انخفضت بشكل كبير أذ بلغت (0.4%) مما يؤشر على ان المصرف اتخذ سياسة انكماشية في منح تلك القروض خلال هذه المدة وكما مثبت في جدول (1)

يشير الشكل (1) الى ان خط الاتجاه العام لكلا المتغيرين يأخذان اتجاه تصاعدي من اليسار الى أعلى اليمين أي ان كلاهما يتزايدان عبر الزمن، الا ان الملاحظ هو اتساع المسافة بين خطي الاتجاه العام ولا سيما إذا ما أخذنا مدة عشر سنوات قادمة كاستشراف مستقبلي نلاحظ هناك تباعد بينها كما موضح في الشكل البياني (1).

جدول (1)
الودائع لدى مصرف الرافدين والقروض المدفوعة للمدة (2017-2003)

(ألف دينار)

السنة	الودائع (1)	القروض المدفوعة (2)	معدل النمو السنوي للودائع (3)	معدل النمو السنوي للقروض (4)	معدل النمو السنوي المركب للودائع (5)	معدل النمو السنوي المركب للقروض (6)
2003	2,052,923,657	4,902,922	-	-	-	-
2004	7,274,508,133	113,239,287	%254	%2210	43%	80%
2005	6,310,612,011	129,188,309	%13-	%14		
2006	9,338,694,391	122,250,429	%48	%5-		
2007	15,659,458,139	259,649,137	%68	%112		
2008	20,097,703,946	689,202,173	%28	%165	11%	75%
2009	19,223,802,909	1,136,191,799	%4-	%65		
2010	24,235,827,970	3,579,192,308	%26	%215		
2011	27,395,651,508	7,486,561,094	%13	%109		
2012	29,457,425,907	11,466,033,626	%8	%53		
2013	31,752,519,603	11,991,689,669	%8	%5	-2%	0.4%
2014	34,047,613,298	12,517,345,711	%7	%4		
2015	31,127,527,678	12,322,490,531	%9-	%2-		
2016	30,621,929,686	12,332,919,528	%2-	%0		
2017	30,116,331,694	12,343,348,525	%2-	%0		

- عمود (1) و (2)، وزارة التخطيط، الجهاز المركزي للإحصاء، وحدة الحسابات القومية، باستثناء سنتي (2013 و 2016) تم استخراجهما من خلال قسمة السنة السابقة واللاحقة على 2 وذلك لعدم حصول الباحث على البيانات المتعلقة بتلك السنتين.

عمود (3) و (4) من عمل الباحث بالاعتماد على الصيغة الآتية:

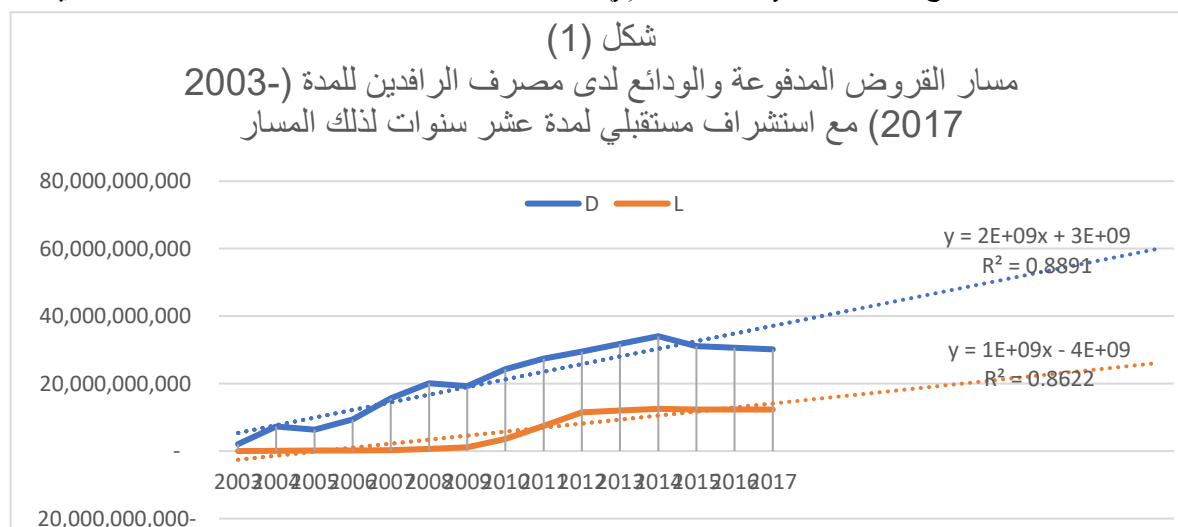
$$R = \frac{(Y_T - Y_t)}{Y_t} * 100$$

إذ أن: R = معدل التغير السنوي

- سنة المقارنة = Y_T

- سنة الأساس = Y_t

عمود (5) و (6) من عمل الباحث بالاعتماد على المعادلة الآتية $y = Ae^{rt}$ وبعد تحويلها الى معادلة خطية تصبح: $Ln y = Ln A + rt$ إذ تمثل (y) المتغير المراد حساب معدل نموه السنوي



(A) الحد الثابت، (r) معدل النمو السنوي المركب (T) متغير الزمن، (د.الكبيسي، رشم: 2013). المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على جدول (1).
المحور الثالث: قياس انحدار القروض الى الودائع

قبل عملية القياس لابد من الإشارة الى ان البيانات التي تم معالجتها ومن خلالها تم استخراج النتائج هي: البيانات الاصلية بعد تحويلها الى الصيغة اللوغاريتمية، وبعد هذا تم تحويل المشاهدات قيد البحث من مشاهدات سنوية الى مشاهدات نصف سنوية، وذلك لغرض دراسة الأثر نصف السنوي ويصبح عدد المشاهدات (30) مشاهدة بدل (15) مشاهدة باستعمال برنامج (EViews 10) وكما موضح في الجدول (2) الآتي:

جدول (2)

البيانات الاصلية بعد تحويلها الى صيغة لوغار يتمية ونصف سنوية

	LND	LNL
2003S1	21.4425307...	15.4053419...
2003S2	21.4425307...	15.4053419...
2004S1	22.7076420...	18.5450137...
2004S2	22.7076420...	18.5450137...
2005S1	22.5654984...	18.6767816...
2005S2	22.5654984...	18.6767816...
2006S1	22.9574322...	18.6215821...
2006S2	22.9574322...	18.6215821...
2007S1	23.4743409...	19.3748418...
2007S2	23.4743409...	19.3748418...
2008S1	23.7238714...	20.3510452...
2008S2	23.7238714...	20.3510452...
2009S1	23.6794150...	20.8509479...
2009S2	23.6794150...	20.8509479...
2010S1	23.9110978...	21.9984029...
2010S2	23.9110978...	21.9984029...
2011S1	24.0336501...	22.7363753...
2011S2	24.0336501...	22.7363753...
2012S1	24.1062118...	23.1626549...
2012S2	24.1062118...	23.1626549...
2013S1	24.1812379...	23.2074797...
2013S2	24.1812379...	23.2074797...
2014S1	24.2510257...	23.2503811...
2014S2	24.2510257...	23.2503811...
2015S1	24.1613583...	23.2346919...
2015S2	24.1613583...	23.2346919...
2016S1	24.1449822...	23.2355379...
2016S2	24.1449822...	23.2355379...
2017S1	24.1283334...	23.2363831...
2017S2	24.1283334...	23.2363831...

المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 10.

قبل الشروع بعملية تنفيذ الانموذج المقترح لابد من اجراء بعض الاختبارات القبلية وأول تلك الاختبارات هو معرفة سكون السلسلة الزمنية وكما يأتي:

1- اختبار السكون

غالبية الدراسات والبحوث التطبيقية في مجال الاقتصاد تناولت قياس وتحليل علاقة الانحدار بين المتغيرات الاقتصادية الكلية معتمدة على طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS)، وغيرها من طرائق القياس التقليدية مستخدمة بيانات السلاسل الزمنية دون التحقق من مدى سكون هذه السلاسل الزمنية، عليه يترتب على ذلك الملاحظات الآتية:

- (1) ان السلاسل الزمنية لمعظم المتغيرات الاقتصادية مثل الدخل والاستهلاك، النفقات العمومية ومداخل الضرائب، العلاقة بين الأسعار والأجور العلاقة بين عرض النقود والمستوى العام للأسعار... الخ هي سلاسل غير ساكنة.
- (2) في اغلب الأحيان، ان تقدير العلاقات الدالية بطريقة (OLS) ستتقود بالضرورة الى علاقات انحدار زائفة (Spurious)، وغير دقيقة وتعطي تقديرات متحيزة وغير متجانسة للمعاملات المقدرة.
- (3) الامر يتطلب التأكد من مدى سكون السلسلة الزمنية لهذه المتغيرات واخذ الإجراءات التصحيحية المناسبة لمعالجة هذه البيانات لجعلها ساكنة.

يمكن القول ان السلاسل الزمنية تكون ساكنة عندما تتحقق الشروط الآتية (G.S MADDALA & Kajal Lahiri, 2019):

(1) ثبات المتوسط عبر الزمن والذي تعبر عنه المعادلة الآتية:

$$\text{The mean } \mu(t) = E(\chi_t). \quad (1)$$

(2) ثبات التباين عبر الزمن والذي تعبر عنه المعادلة الآتية:

$$\text{The variance } \sigma^2(t) = \text{var}(\chi_t). \quad (2)$$

(3) ان يكون التغاير معتمداً على الفجوة الزمنية بين نقطتين وليس له علاقة بتغير الزمن والذي تعبر عنه المعادلة الآتية:

$$\text{The autocovariances } \gamma(t_1, t_2) = \text{cov}(\chi_{t_1}, \chi_{t_2}). \quad (3)$$

يطلق على السلسلة الزمنية بأنها ساكنة عندما تكون متكاملة من الرتبة صفر ويرمز لها بالرمز (I_0) ، وعندما تكون ساكنة بالفرق الأول يرمز لها بالرمز (I_1) ، والفرق الثاني بالرمز (I_2) .

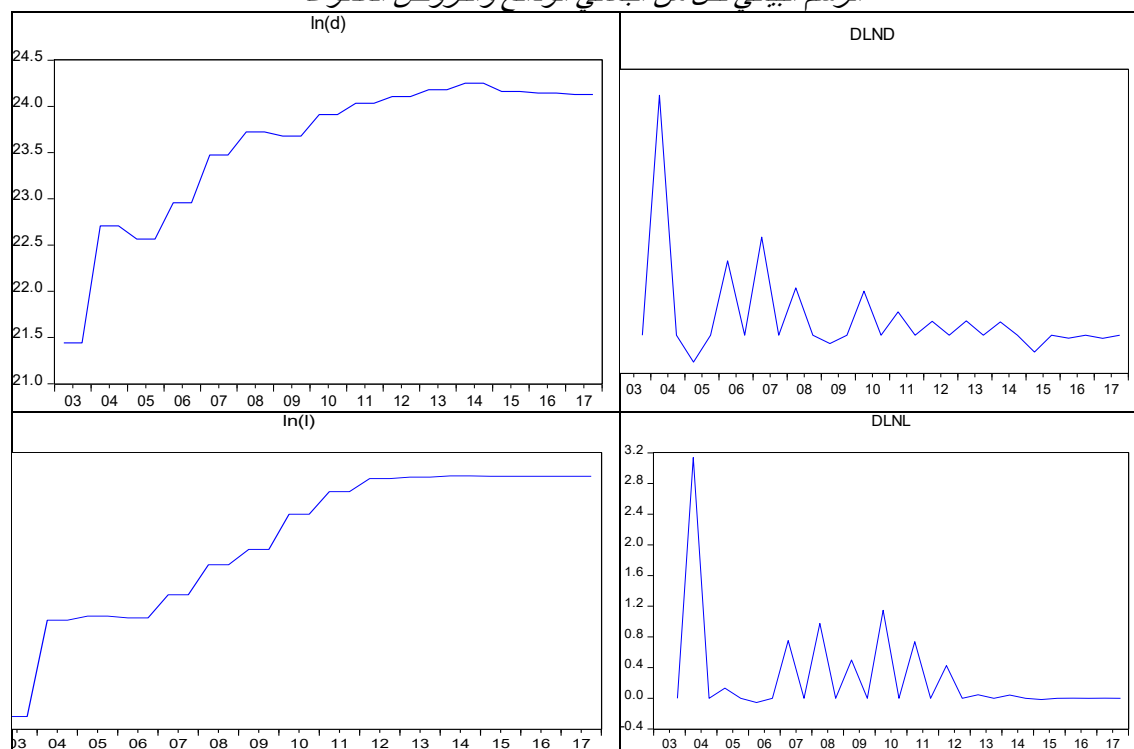
من الجدير بالذكر هنا، قبل القيام باختبار سببية كرانجر، يجب علينا أن نختبر سكون السلاسل الزمنية، بعض الأحيان نأخذ الفرق الأول للسلسلة من أجل الحصول على السكون، أو قد تكون السلاسل ساكنة عند المستوى $(Gujarati, 2004)$.

1- 1 الرسم البياني

من خلال الشكل (2) فان الملاحظ بعد أخذ لوغاريتم البيانات الاصلية وجود اتجاه عام تصاعدي مما يعني أن السلسلة غير ساكنة، وبعد اخذ الفرق الأول فان السلسلة الزمنية قيد الدراسة أصبحت ساكنة وكما مبين في الشكل الآتي:

الشكل (2)

الرسم البياني لكل من أجمالي الودائع والقروض المدفوعة

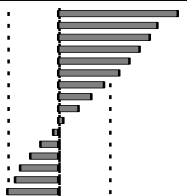
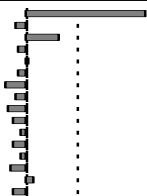
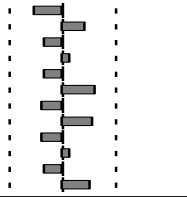
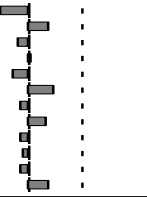
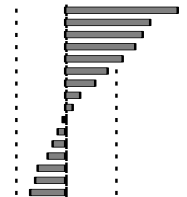
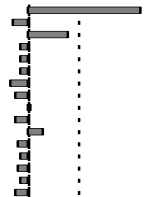
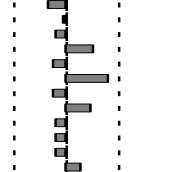
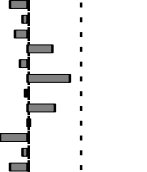


المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج EViews 10.

2- 1 دالة الارتباط الذاتي

أما ما يتعلق بدالة الارتباط الذاتي (Correlogram) يشير الشكل (3) الى أن السلسلة غير ساكنة عند المستوى سواء بالنسبة للقروض المدفوعة وأجمالي الودائع وساكنة عند الفرق الأول لكليهما وكما مبين في الآتي:

الشكل (3)
دالة الارتباط الذاتي

L							القرار		
Date: 07/28/19 Time: 01:01 Sample: 2003S1 2017S2 Included observations: 30							غير ساكنة		
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob			
		1	0.852	0.852	24.020	0.000			
		2	0.704	-0.080	40.995	0.000			
		3	0.640	0.224	55.566	0.000			
		4	0.577	-0.051	67.847	0.000			
		5	0.504	0.005	77.612	0.000			
		6	0.432	-0.050	85.071	0.000			
		7	0.332	-0.152	89.666	0.000			
		8	0.232	-0.068	92.011	0.000			
		9	0.133	-0.133	92.823	0.000			
		10	0.035	-0.089	92.881	0.000			
		11	-0.043	-0.028	92.973	0.000			
		12	-0.120	-0.094	93.746	0.000			
		13	-0.198	-0.042	95.957	0.000			
		14	-0.275	-0.102	100.51	0.000			
		15	-0.319	0.048	107.03	0.000			
		16	-0.363	-0.093	116.08	0.000			
		Date: 07/28/19 Time: 01:01 Sample: 2003S1 2017S2 Included observations: 29							ساكنة عند الفرق الاول
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob			
		1	-0.189	-0.189	1.1457	0.284			
		2	0.167	0.136	2.0715	0.355			
		3	-0.128	-0.080	2.6404	0.450			
		4	0.065	0.011	2.7932	0.593			
		5	-0.138	-0.103	3.5041	0.623			
		6	0.229	0.187	5.5553	0.475			
		7	-0.152	-0.065	6.4996	0.483			
		8	0.214	0.128	8.4655	0.389			
		9	-0.146	-0.051	9.4241	0.399			
		10	0.048	-0.044	9.5351	0.482			
		11	-0.135	-0.062	10.443	0.491			
		12	0.204	0.134	12.642	0.396			
D							غير ساكنة		
Date: 07/28/19 Time: 01:02 Sample: 2003S1 2017S2 Included observations: 30									
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob			
		1	0.808	0.808	21.619	0.000			
		2	0.616	-0.106	34.641	0.000			
		3	0.564	0.289	45.958	0.000			
		4	0.512	-0.059	55.642	0.000			
		5	0.412	-0.054	62.149	0.000			
		6	0.311	-0.065	66.022	0.000			
		7	0.212	-0.121	67.891	0.000			
		8	0.112	-0.083	68.439	0.000			
		9	0.048	0.005	68.542	0.000			
		10	-0.017	-0.082	68.556	0.000			
		11	-0.049	0.101	68.679	0.000			
		12	-0.082	-0.067	69.038	0.000			
		13	-0.137	-0.051	70.100	0.000			
		14	-0.192	-0.074	72.315	0.000			
		15	-0.227	-0.063	75.604	0.000			
		16	-0.261	-0.084	80.282	0.000			
		Date: 07/28/19 Time: 01:03 Sample: 2003S1 2017S2 Included observations: 29							ساكنة عند الفرق الاول
		Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.132	-0.132	0.5591	0.455			
		2	-0.016	-0.035	0.5681	0.753			
		3	-0.081	-0.090	0.7976	0.850			
		4	0.201	0.182	2.2516	0.690			
		5	-0.098	-0.056	2.6098	0.760			
		6	0.305	0.311	6.2357	0.397			
		7	-0.092	-0.009	6.5833	0.474			
		8	0.184	0.195	8.0388	0.430			
		9	-0.073	0.014	8.2794	0.506			
		10	-0.068	-0.194	8.5001	0.580			
		11	-0.067	-0.033	8.7213	0.648			
		12	0.114	-0.119	9.4112	0.667			

المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج EViews 10.

3-1 اختبار جذر الوحدة

من الاختبارات المهمة هو اختبار جذر الوحدة، وباستعمال اختبار ديكي فولر الموسع فإن الملاحظ في جدول (3) أن السلسلة الزمنية المتعلقة بالقروض المدفوعة وفقاً لهذا الاختبار ساكنة بعد أخذ الفرق الأول لها مع وجود حد ثابت، أما ما يتعلق بالودائع فإن السلسلة الزمنية ساكنة عند المستوى مع وجود حداً ثابتاً وكما هو مبين في نتيجة اختبار ADF في جدول (3)

جنول (3)
اختبار جذر الوحدة

Null Hypothesis: D(LNL) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.065625	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.699871	
5% level	-2.976263	
10% level	-2.627420	
Null Hypothesis: LND has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.033208	0.0003
Test critical values: 1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج EViews 10.

2- سببية كرانجر

في أغلب الأحيان يكون لدينا (x_t) يسبب في (y_t) ، في هذه الحالة نتحدث عن نظام التغذية الراجعة بين المتغيرات، بعض الاقتصاديون يفسرون نظام التغذية الراجعة، كما تظهر ببساطة، وجود علاقة بين المتغيرات، وبعبارة أخرى أنها لا تفسر نظام التغذية الراجعة، يستخدم الاقتصاديون مصطلح السببية كاختصار لـ سببية كرانجر، ومع ذلك أن سببية كرانجر ليست بالمعنى العميق لهذه الكلمة، أنها مجرد الحديث عن التنبؤ الخطي، وتشير إلى شيء يحدث قبل الآخر، أي أن سببية كرانجر تقيس حدث شيء واحد قبل شيء آخر والمساعدة في التنبؤ، ولا شيء غير ذلك³.

أن تقسيم السلاسل الزمنية إلى سلسلتين (x_t, y_t) يمكن أن نلاحظه من خلال المجموعتين

$$F_{1t} = (y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)$$

$$F_{2t} = (y_t, z_t, y_{t-1}, z_{t-1}, y_{t-2}, z_{t-2}, \dots)$$

أن معلومات المجموعة F_{1t} تشير إلى البيانات الخاصة بـ y_t ، أما معلومات المجموعة F_{2t} تشير إلى البيانات الخاصة بكل من y_t و z_t ، المجموعة الثانية تفيدنا أكثر، أذ نقول أن z_t لا تسبب y_t إذا

$$(y_t | F_{1,t-1}) = E(y_t | F_{2,t-1})$$

ذلك يعني أنها مشروطة بتباطؤ y_t ، وأن z_t لا يساعدنا في تنبؤ y_t ، إذا لم يتوافر هذا الشرط عندها نقول z_t تسبب y_t (Bruce, 2018).

و يتم اختبار سببية كرانجر باستعمال المعادلتين الأتيتين (أبو نايلة، 2014):

$$Y_t = \beta_1 + \sum_{i=1}^n \rho_i X_{t-1} + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-1} + u_{1t}$$

$$X_t = \beta_2 + \sum_{i=1}^n \theta_i X_{t-1} + \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-1} + u_{2t}$$

و من خلال المعادلتين اعلاه يمكننا الحصول على واحدة من الحالات الأتية :
 1. أن المتغير x يسبب y وفق سببية كرانجر Granger أو يؤثر في المتغير y ($x \rightarrow y$) ، في حالة ان تكون القيمة المحسوبة (ρ_i) معنوية احصائياً ، أي أنها لا تساوي

صفر ($\sum \rho_i \neq 0$) . في الوقت نفسه تكون القيمة المحسوبة للمعلمة (δ) غير معنوية احصائياً ($\sum \delta_j \equiv 0$) .

2. أن المتغير y يسبب x وفق سببية كرانجر أو يؤثر في المتغير x ($y \rightarrow x$) ، والعكس غير صحيح في حالة ان تكون القيمة المحسوبة للمعلمة (δ) معنوية احصائياً اي أنها لا تساوي صفر ($\sum \delta_j \neq 0$) . في الوقت نفسه تكون القيمة المحسوبة للمعلمة (ρ_i) غير معنوية احصائياً ($\sum \rho_i = 0$) .

3. يوجد هنالك تبادل مشترك بين المتغيرين x و y ، أي ان احدهما يؤثر او يسبب الاخر في آن واحد ($x \leftrightarrow y$) وتكون هذه الحالة عندما المعلمتين (ρ_i) و (δ) معنويتان احصائياً، اي ان ($\sum \rho_i \neq 0$) و ان ($\sum \delta_j \neq 0$) .

4. عدم وجود علاقة تبادلية بين المتغيرين x و y ، أي ان احدهما لا يؤثر في الاخر. و ان هذه الحالة تكون عندما المعلمتين (ρ_i) و (δ) غير معنويتين احصائياً. اي ان ($\sum \rho_i = 0$) و ان ($\sum \delta_j \equiv 0$) .

لمعرفة اتجاه العلاقة بين المتغيرات لابد من ادخال اختبار اخر، هو اختبار سببية كرانجر (Granger Casualty)، اذ تشير النتائج الواردة في جدول (5) الى النتائج الاتية: عدم وجود علاقة سببية بين المتغيرين خلال مدة ابطاء واحدة واثنين وثلاث مدد، ووجود علاقة سببية باتجاهين بين المتغيرين بابطاء أربع مدد زمنية.

جدول (5)
 سببية كرانجر

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 07/28/19 Time: 01:04			
Sample: 2003S1 2017S2			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LND does not Granger Cause LNL	29	0.01647	0.8989
LNL does not Granger Cause LND		0.08625	0.7713

Pairwise Granger Causality Tests Date: 07/28/19 Time: 01:05 Sample: 2003S1 2017S2 Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LND does not Granger Cause LNL	28	0.45027	0.6430
LNL does not Granger Cause LND		0.14387	0.8668
Pairwise Granger Causality Tests Date: 07/28/19 Time: 01:05 Sample: 2003S1 2017S2 Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LND does not Granger Cause LNL	27	1.94304	0.1552
LNL does not Granger Cause LND		1.06399	0.3866
Pairwise Granger Causality Tests Date: 07/28/19 Time: 01:05 Sample: 2003S1 2017S2 Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LND does not Granger Cause LNL	26	3.81409	0.0217
LNL does not Granger Cause LND		2.80388	0.0590

المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج *EViews 10*.

3- اختبار وجود تكامل مشترك

أن الخطأ العشوائي (البواقي) (ut) يقيس مدى انحرافات العلاقة المقدرة في الأجل القصير على اتجاهها للتوازن في الأجل الطويل. وعلى هذا الأساس ان خاصية التكامل المشترك هو التعبير الاحصائي للعلاقة التوازنية طويلة الأجل بين المتغيرات المرتبطة بعلاقة سببية. فإذا كان هناك متغيران يتصفان بخاصية التكامل المشترك، فإن العلاقة بينهما تكون متجهة لوضع التوازن في الأجل الطويل على الرغم من وجود انحرافات *discrepancy* عن هذا الاتجاه في الأجل القصير. وتنعكس هذه الانحرافات في حد الخطأ العشوائي (البواقي) (ut) المتحصل عليها من العلاقة الانحدارية المقدرة ($\hat{Y}$) إذ ان:

$$ut^{\wedge} = Y - Y^{\wedge} = Y - a^{\wedge} - b^{\wedge} X$$

وعليه فإن الأنموذج يكون في حالة توازن عندما تكون القيمة المتوقعة للخطأ العشوائي مساوية لصفر (ابونابلية، 2014).

$E[ut] = 0$ ، وفي حالة عدم التوازن عندما يتحقق الشرط $E[ut] \neq 0$

من خلال جدول (5) نلاحظ وجود تكاملاً مشتركاً وذلك لسكون سلسلة البواقي الناتجة من معادلة انحدار المتغيرين (الودائع والقروض)، عند مستوى معنوية (5%).

جدول (5) اختبار التكامل المشترك

دالة البواقي			القرار
Null Hypothesis: UI has a unit root Exogenous: None Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)			سكون السلسلة الزمنية لـ (ui) عند مستوى معنوية 5%
	t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.967583	0.0487	
Test critical values:	1% level	-2.660720	
	5% level	-1.955020	
	10% level	-1.609070	

المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج EViews 10.

4- تحديد مدة الابطاء المثلى

جدول (6)
تحديد مدة الابطاء المثلى

القرار							مدة الابطاء المثلى هي اربع مده زمنية
VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: LNL LND Exogenous variables: C Date: 07/28/19 Time: 01:09 Sample: 2003S1 2017S2 Included observations: 26							
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	
0	-43.17905	NA	0.110763	3.475311	3.572088	3.503179	
1	16.26225	105.1654	0.001560	-0.789404	-0.499074	-0.705799	
2	23.39915	11.52884	0.001235	-1.030704	-0.546821	-0.891363	
3	32.20837	12.87501	0.000868	-1.400644	-0.723207	-1.205566	
4	46.94168	19.26664*	0.000393*	-2.226283*	-1.355293*	-1.975470*	

المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج EViews 10.

5- التكامل المشترك وفقاً لأنموذج ARDL

يعد أنموذج الانحدار الذاتي للتباطؤ الموزع (ARDL) واحداً من أهم الإنجازات التي حصلت خلال القرن العشرين، إذ أنه أصبح أكثر موثوقية بالنسبة للباحث. وهو يقدم نتيجة لقياس العلاقة طويلة وقصيرة الأجل بين المتغيرات الاقتصادية، وهو تكتيك مطور لأسلوب التكامل المشترك قام بتطويره كل من (Pesaran and Shin)، وان هذا الأنموذج يمتاز بمميزات رئيسية هي (Emeka Nkoro and Aham Kelvin, 2016)

- يعتمد تكتيك التكامل المشترك لأنموذج (ARDL) بصرف النظر عن درجة تكامل المتغيرات، سواء كانت متكاملة عند المستوى أو عند الفرق الأول أو مزيج بينهما. ومن أجل تجنب العبث من الضروري إجراء اختبار استباقي لجذر الوحدة، لمعرفة إذا كانت إحدى السلاسل الزمنية مستقرة بالفرق الثاني.
- يمكن تطبيق أنموذج (ARDL) بدلاً من تطبيق (Johansen)، إذ يوفر أسلوباً موحداً لاختبار وتقدير العلاقات التكاملية في سياق معادلة واحدة.
- يفترض أنموذج (ARDL) كل المتغيرات، متغيرات داخلية.
- وفق هذا الأنموذج، يمكن تقدير معاملات الأجل الطويل والقصير في الوقت نفسه (www.researchgate.net).

لغرض تطبيق منهجية (ARDL) يتم بناء الأنموذج وفق الصيغة الآتية (DangThe Tung, 2015):

فلو فرضنا وجود متغيرين هما (L و D) وان (L) متغير تابع و (D) متغير توضيحي واحد فان الأنموذج يكون وفق الاتي:

$$\Delta LNL_t = \alpha_0 + \mu_1 \ln L_{t-1} + \mu_2 \ln D_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta \ln L_{t-1} + \sum_{i=0}^q B_i \Delta \ln D_{t-1} + u_i$$

تمثل مدة التباطؤ المثلى. P, q,

تمثل معاملات الاجل القصير في الأنموذج. ρ_i, B_i

تمثل مضاعفات الاجل الطويل. μ_1, μ_2

تمثل الفرق الأول. Δ

الحد الثابت. α_0

حد الخطأ العشوائي. u_t

في المرحلة الأولى يتم تقدير الأنموذج باستعمال طريقة (OLS) للكشف عن العلاقة طويلة الاجل بين المتغيرات من خلال اختبار F (Wald-test)، وان فرضية العدم تشير الى عدم وجود تكاملاً مشتركاً بين المتغيرات عندما:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_n = 0$$

بالمقابل فان الفرضية البديلة

$$H_1: \mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0, \dots, \mu_n \neq 0$$

ومن أجل قبول او رفض فرضية العدم نقارن قيمة اختبار F مع القيمة الحرجة، فاذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى، سيتم رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات بصرف النظر عن رتب التكامل المشترك للمتغيرات، ويعني ذلك وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، أما اذا كانت قيمة F أقل من قيمة الحد الأدنى، فلا يمكن رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، ويعني ذلك عدم وجود علاقة توازنية طويلة الاجل بين المتغيرات. أما إذا كانت قيمة F المحسوبة تقع بين الحدين الأدنى والأعلى، ستكون النتائج غير محددة، ولا يمكن اتخاذ قرار لتحديد عما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه.

إذا كانت كل المتغيرات متكاملة من الرتبة (1)، أي $I(1)$ ، فإن القرار الذي يتم اتخاذه لتحديد عما إذا كان هناك تكاملاً مشتركاً بين المتغيرات من عدمه سوف يتم على أساس مقارنة قيم F المحسوبة بالقيمة الحرجة للحد الأعلى، وبالمثل، إذا كانت كل المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر، أي $I(0)$ ، فإن القرار يتم اتخاذه على أساس مقارنة إحصائية F المحسوبة بالقيمة الحرجة للحد الأدنى.

يمكن توصيف الانموذج على أن المتغير المستقل هو الودائع لدى المصرف والمتغير التابع هو القروض المدفوعة من قبل المصرف طبقاً للاختبارات السابقة، وكما مبين في المعادلة الاتية:

$$\text{القروض} = f(\text{الودائع})$$

بعد أخذ (ln) الطبيعي لكلا المتغيرين يمكن كتابة المعادلة السابقة لتصبح دالة خطية بالصيغة الاتية:

$$\ln(L) = f(\ln(D))$$

(L) تمثل القروض المدفوعة من قبل المصرف.

(D) تمثل الودائع لدى المصرف.

$$t = (2003-2017) \ln L_t = B_0 + \beta_1 \ln D_t + u_t$$

اذ تمثل معاملات هذه الدالة المرونات الخاصة بالمتغيرات التفسيرية.

من خلال النتائج التي تم الحصول عليها في جدول (7) تشير الاختبارات الإحصائية للنموذج المقدر الى ان القوة التفسيرية لمعامل التحديد للنموذج مرتفعة وهي (99%)، فضلا عن ذلك قيمة اختبار F (جودة النموذج) كانت معنوية (Prob=0.000).

جدول (7)
التكامل المشترك ARDL

Dependent Variable: LNL Method: ARDL Date: 07/28/19 Time: 01:11 Sample (adjusted): 2005S1 2017S2 Included observations: 26 after adjustments Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection) Model selection method: Akaike info criterion (AIC) Dynamic regressors (4 lags, automatic): LND Fixed regressors: C Number of models evaluated: 20 Selected Model: ARDL(4, 4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LNL(-1)	0.226570	0.158470	1.429729	0.1720
LNL(-2)	0.893623	0.186310	4.796418	0.0002
LNL(-3)	-0.069905	0.138162	-0.505967	0.6198
LNL(-4)	-0.410420	0.124682	-3.291725	0.0046
LND	2.148306	0.338674	6.343289	0.0000
LND(-1)	-0.367122	0.373467	-0.983012	0.3402
LND(-2)	-0.648142	0.438959	-1.476542	0.1592
LND(-3)	0.045149	0.325697	0.138624	0.8915
LND(-4)	0.354933	0.247027	1.436821	0.1700
C	-28.71530	3.941660	-7.285079	0.0000
R-squared	0.995926	Mean dependent var	21.68747	
Adjusted R-squared	0.993635	S.D. dependent var	1.824581	
S.E. of regression	0.145567	Akaike info criterion	-0.732642	
Sum squared resid	0.339034	Schwarz criterion	-0.248759	
Log likelihood	19.52435	Hannan-Quinn criter.	-0.593301	
F-statistic	434.6373	Durbin-Watson stat	1.481372	
Prob(F-statistic)	0.000000			
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.				

المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج EViews 10.

6- معامل تصحيح الخطأ وفقاً لنموذج ARDL

يعبر أنموذج تصحيح الخطأ عن سرعة التكيف أي التوازن قصير الاجل نحو التوازن طويل الاجل، والذي يقيس المرونات قصيرة الاجل، وذلك لان الدالة المقطرة هي دالة لوجارتمية مزدوجة، وبالاتماد على الملحق (9) نستخرج النتائج الآتية:

فيما يتعلق بالعلاقة قصيرة الاجل بين (L) كمتغير تابع والمتغير (D) كمتغير مستقل، تبين من جدول (8) الى ان دالة انحدار أنموذج تصحيح الخطأ المتحصل عليها الى وجود آلية قصيرة الاجل لتصحيح الخطأ من خلال القيمة المنطقية والمعنوية الإحصائية لمعلمة حد الخطأ (-0.36)، سالبة الإشارة وذات معنوية إحصائية مرتفعة جداً (0.000:prob)، بمعنى ان قيمة عدم التوازن في قيمة (Lnd) للمدة السابقة (t-1) تصحح بمعدل (36%) في المدة الحالية (t) لكل مدة زمنية.

جدول (8)
معامل تصحيح الخطأ حسب أنموذج *ARDL*

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: D(LNL)				
Selected Model: ARDL(4, 4)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 07/28/19 Time: 01:12				
Sample: 2003S1 2017S2				
Included observations: 26				
ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNL(-1))	-0.413298	0.123964	-3.334007	0.0042
D(LNL(-2))	0.480325	0.088891	5.403517	0.0001
D(LNL(-3))	0.410420	0.106588	3.850531	0.0014
D(LND)	2.148306	0.192930	11.13515	0.0000
D(LND(-1))	0.248059	0.258332	0.960235	0.3512
D(LND(-2))	-0.400083	0.217621	-1.838433	0.0846
D(LND(-3))	-0.354933	0.221930	-1.599303	0.1293
CointEq(-1)*	-0.360133	0.045943	-7.838734	0.0000

المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج *EViews 10*.

7- اختبار الحدود والعلاقة طويلة الأجل

من خلال النتائج التي تم الحصول عليها من جدول (9)، ان ارتفاع المتغير المستقل (الودائع) بمقدار وحدة واحدة يؤدي الى ارتفاع في المتغير التابع (القروض) على الأمد الطويل مقداره (4.26) وفق المعادلة طويلة الأجل الآتية:

$$\ln D4.26 \ln L = -79.74 +$$

جدول (9)
اختبار الحدود والعلاقة طويلة الأجل

ARDL Long Run Form and Bounds Test				
Dependent Variable: D(LNL)				
Selected Model: ARDL(4, 4)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 07/28/19 Time: 01:14				
Sample: 2003S1 2017S2				
Included observations: 26				
Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-28.71530	3.941660	-7.285079	0.0000
LNL(-1)*	-0.360133	0.062954	-5.720567	0.0000
LND(-1)	1.533124	0.212085	7.228824	0.0000
D(LNL(-1))	-0.413298	0.137392	-3.008157	0.0083
D(LNL(-2))	0.480325	0.107953	4.449376	0.0004
D(LNL(-3))	0.410420	0.124682	3.291725	0.0046
D(LND)	2.148306	0.33674	6.343289	0.0000
D(LND(-1))	0.248059	0.395559	0.627111	0.5394
D(LND(-2))	-0.400083	0.242676	-1.648628	0.1187
D(LND(-3))	-0.354933	0.247027	-1.436821	0.1700
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				
Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LND	4.257111	0.377866	11.26618	0.0000
C	-79.73537	9.131361	-8.732035	0.0000
EC = LNL - (4.2571*LND -79.7354)				
F-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	18.20615	10%	Asymptotic: n=1000	3.51
		5%		4.16
		1%		4.79
k	1	10%	4.94	5.58
		5%		
		1%		
Actual Sample Size	26	10%	Finite Sample: n=35	3.757
		5%		4.53
		1%		6.48
		10%	Finite Sample: n=30	3.797
		5%		4.663
		1%		6.76

المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج *EViews 10*.

8- اختبار التشخيص

ان اختبارات التشخيص لأنموذج المقدر، تبين ان النتائج تكشف عن مدى صحتها، وعدم وجود أي مشكلات قياسية، والتي تؤثر بشكل سلبي على دقة النماذج، أي ان النتائج المقدرة متحيزة، من جدول (10) يمكن ان نستخرج النتائج الآتية:

جدول (10)
اختبار التشخيص

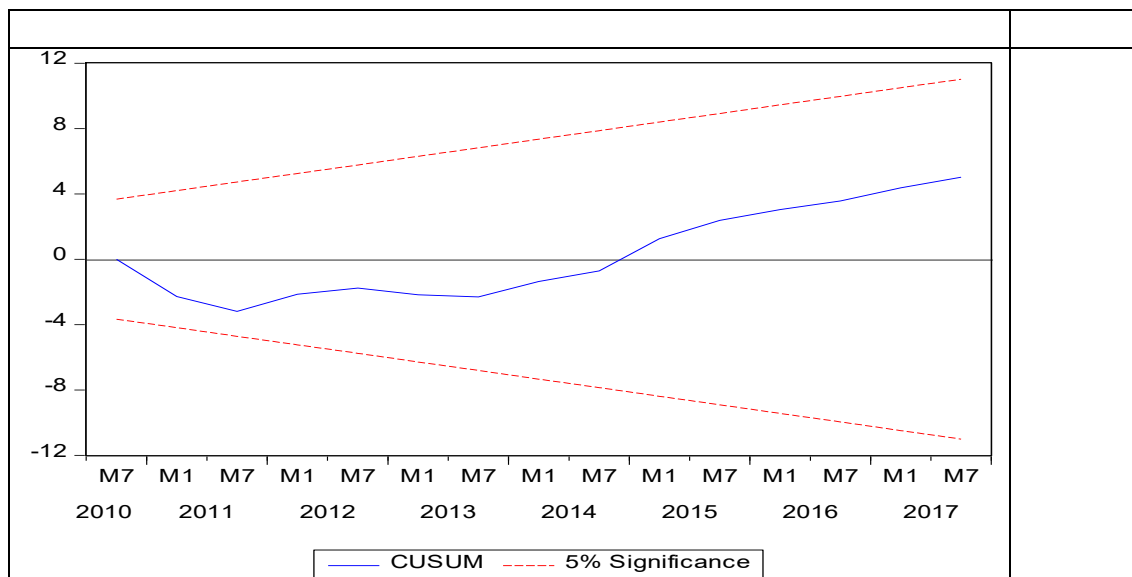
المشكلة	القرار
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: Null hypothesis: No serial correlation at up to 4 lags	عدم وجود مشكلة ارتباط ذاتي تسلسلي بين البواقي
F-statistic 1.213315 Prob. F(4,12) 0.3555 Obs*R-squared 7.487262 Prob. Chi-Square(4) 0.1123	
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey Null hypothesis: Homoskedasticity	تبليين الأخطاء متجانس
F-statistic 1.168468 Prob. F(9,16) 0.3759 Obs*R-squared 10.31148 Prob. Chi-Square(9) 0.3259 Scaled explained SS 4.632483 Prob. Chi-Square(9) 0.8651	

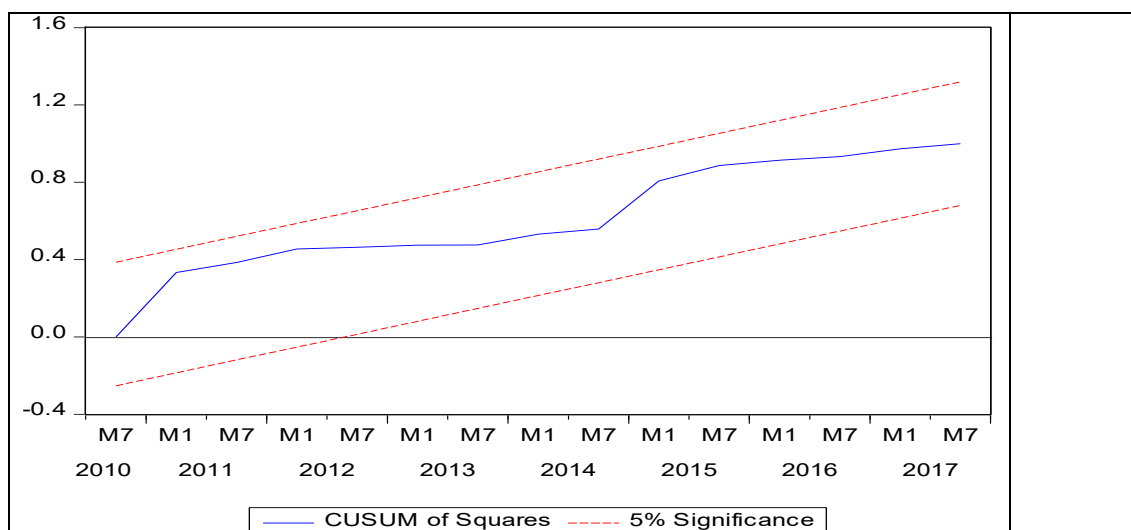
المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج *EViews 10*.
9- اختبار استقرارية المعلمات المقدرة للأنموذج

بالاعتماد على اختبارين الأول المجموع التراكمي للبواقي (cusum) والمجموع التراكمي لمربعات البواقي (SUSUMSQ)، ومن الشكل (4) ان الاختبارين يقعان داخل الحدود عند مستوى (5%)، عندها نقبل فرضية العدم التي تنص على سكون جميع المعلمات المقدرة أي ان المقدرات ثابتة عبر الزمن مقابل الفرضية البديلة التي تنص على عدم سكون جميع المعلمات المقدرة عند مستوى (5%)، وأن الشكلين البيانيين (4) يشير الى أن الاختبارين المذكورين يقعان داخل الحدود الحرجة ويتغيران حول القيمة الصفرية (الصفر). وبهذا فان الاختبارات الاحصائية هذه تثبت سكون المعلمات الطويلة والقصيرة الامد للأنموذج المقدر ARDL المستعمل في هذا البحث.

الشكل (4)

اختبار سكون المعلمات المقدرة





المصدر: من عمل الباحث بالاعتماد على برنامج *EViews 10*.
الاستنتاجات

1. وجود زيادة في معدلات النمو السنوي البسيط والمركب بالنسبة للقروض المدفوعة نسبة الى الودائع، مما يعني ان الزيادات في تلك القروض تأتي من مورد اخر غير الودائع.
2. وجود فجوة بين اجمالي الودائع والقروض المدفوعة مما يعني وجود ودائع معطلة وغير موجهة لأغراض منحها كقروض ليتسنى الاستفادة منها.
3. وجود علاقة طردية طويلة الاجل بين المتغيرات (LnD) و (LnL) أي أن ارتفاع المتغير المستقل (الودائع) بنسبة (1%) يؤدي الى ارتفاع في المتغير التابع (القروض) بنسبة (4.26%).

التوصيات:

- 1- من الضروري قيام المصرف بالعمل على استقطاب هذا المورد الهام والمتمثل بالودائع لأنه يمنح المصرف فرصة التوسع في منح القروض.
- 2- من الضروري الاستفادة من الودائع وعدم الاحتفاظ بها، لان ذلك يعد تعطيل لهذا المورد الذي يغذي الاقتصاد القومي بالموارد المالية اللازمة والضرورية.
- 3- دعوة المؤسسات الحكومية للاستفادة من الفوائض المالية لديها كودائع لدى المصرف.
- 4- دعوة البنك المركزي للتقليل من الاحتياطي النقدي الذي يتم الاحتفاظ به نسبة للودائع المودعة لدى المصرف.

المصادر:

- 1- الكبيسي، محمد صالح، ورشم، محمد حسن، مقدمة في الإحصاء الاقتصادي، المكتبة القانونية، بغداد، 2013.
- 2- أبو نابلة، أزهار حسن علي، قياس العلاقة بين التطور المصرفي والفقر في العراق للمدة (1980-2010) أطروحة مقدمة الى جامعة بغداد، 2014.
- 3- G.S MADDALA & Kajal Lahiri, *INTRODUCTION TO ECONOMETRICS*, John Wiley, England, 2009.
- 4- Gujarati, *Basic Econometrics*, Fourth Edition, 2004.
- 5- Bruce, E. Hansen, *Econometrics*, University of Wisconsin, 2018.
- 6- Emeka Nkoro and Aham Kelvin Uko, *Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation*, Journal of Statistical and Econometric Methods, vol.5, no.4, 2016.
- 7- DangThe Tung, *Remittances and Economic Growth in Vietnam: An ARDL Bounds Testing Approach*, Business and Economics Studies, Volume3, 2015.

8- <http://www.rafidain-bank.gov.iq/history.html>

9- http://www.uh.edu/~bsorensen/gra_caus.pdf

10- https://www.researchgate.net/publication/268398725_Demand_for_money_in_Hungary_An_ARDL_Approach.

11- تقارير المؤشرات المالية التحليلية للنشاط المالي للقطاع العام والخاص، وزارة التخطيط، الجهاز المركزي للإحصاء، وحدة الحسابات القومية.

