

## السيولة المصرفية ودورها في تطوير القطاع المصرفي

### *The Bank Liquidity and Its Role in Developing Banking Sector*

أ.م.د. سرمد عبد الجبار الخير الله<sup>(١)</sup>

Assist. Prof. Sarmad A. Al-khair Allah

Zinah N. Hammadi

زينه ناظم حمادي<sup>(٢)</sup>

#### المستخلص

حظت السيولة المصرفية ولا تزال تحظى باهتمام الباحثين والمصارف على حد سواء بوصفها هدفاً رئيسياً من أهداف واداة حيوية لمواجهة الالتزامات المالية للمصارف، وتتلخص فكرة البحث اثر السيولة على تطور القطاع المصرفي ولتحقيق ذلك تم استخدام مؤشرات السيولة المصرفية (نسبة الاحتياط القانوني، نسبة السيولة القانونية، نسبة الرصيد النقدي، نسبة التوظيف، والتي كانت ذلك على عينة من المصارف العراقية التجارية وهي (مصرف بغداد، مصرف الاهلي التجاري العراقي، مصرف سومر التجاري، مصرف دار السلام للاستثمار، مصرف الخليج التجاري، مصرف الائتمان العراقي، مصرف بابل) وعليه قام البحث على جملة من الاهداف اهمها (تحليل العلاقة بين متغيرات الدراسة باستعمال النموذج الانحدار الذاتي للابطاء الموزع ((ARDL)).

الكلمات المفتاحية: السيولة المصرفية، البنك المركزي، المصارف العراقية التجارية، النموذج الانحدار الذاتي.

#### Abstract

Urged the liquidity banking still Sarifice interest the researcher banks both as a goal master of objective and performance of vitality to meet the obligation financial banks that are summarized idea find the impact of

١- جامعة كربلاء/ كلية الادارة والاقتصاد.  
٢- جامعة كربلاء/ كلية الادارة والاقتصاد.

liquidity on the evolution of the banking sector in order to achieve this is the use of indicators liquidity banking (percentage legal reserve, percentage liquidity legal, percentage cash balance, percentage of employment) which was on his eye of Iraqi banks commercial a (bank of Baghdad, bank national trade, bank of the business of Iraq, bank of Sumer commercial, bank Darussalam investment, bank of business bay, bank credit Iraq, the bank of Babylon) so the find on sentences of targets the most important analysis relationship between variables study using model regression self-slow distributor (ARDL).

## المقدمة

يعد موضوع السيولة من المواضيع الجوهرية اذ اشغل الكثير من عمل الباحثين والدارسين كما تحتل السيولة المصرفية مكانة مهمة في الدراسات الاقتصادية ويأتي هذا من طبيعة الدور الذي تؤديه في المعاملات الاقتصادية المختلفة، كما يمثل الجهاز المصرفي ركيزة اساسية ولازمة لأقتصاد اي دولة كانت ذات اقتصاد متشابك ومركب او دولة نامية لاتزال اليات اقتصادياتها في طور التطوير والنمو فإذا كان القطاع المصرفي واحداً من اهم القطاعات الاقتصادية، فأن البنك المركزي يمثل المحور الرئيسي بهذا القطاع وذلك لما يقوم من ادارة للسياسة النقدية والمصرفية والحفاظ على الاستقرار الاقتصادي والمالي، وبالتالي ارساء اسس نمو اقتصادي قابل للاستقرار.

## مشكلة البحث

تبين مشكلة البحث قياس وبيان الاثر الذي تتركه السيولة المصرفية في متغيرات الدراسة اذ ان السيولة المصرفية هي اداة مهمة تستعملها السياسة النقدية في تحقيق الاستقرار الاقتصادي.

## هدف البحث

يهدف البحث الى ما يأتي:-

- 1- الاطار النظري للأساليب القياسية والاختبارات المستخدمة في التحليل
- 2- المتغيرات الداخلة في النموذج.
- 3- التوصيف النظري للنموذج القياسي.
- 4- تحليل العلاقة بين متغيرات الدراسة باستعمال انموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL).
- 5- اختبار استقرارية المتغيرات.
- 6- تقدير الدوال باستعمال انموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL).

## فرضية البحث

يستند البحث الى فرضية مفادها: ان السيولة المصرفية يمكن السيطرة عليها من خلال الادوات غير المباشر للسياسة النقدية لذا يمكن للسيولة العامة ان تؤثر في مؤشرات الاستقرار الاقتصادي.

## حدود البحث

١- الحدود الزمنية:- امتدت الحدود الزمنية للبحث من (٢٠٠٥-٢٠١٦).  
٢- الحدود المكانية:- تمثلت الحدود المكانية بدراسة تسعة مصارف عراقية هي (المصرف الاهلي التجاري، المصرف التجاري العراقي، مصرف الخليج التجاري، مصرف سومر التجاري، مصرف دار السلام للاستثمار، مصرف الائتمان العراقي، مصرف بغداد، المصرف الاهلي التجاري وذلك لتوفر البيانات اللازمة للبحث عن هذه الدراسة.

## المبحث الاول: الاطار النظري للأساليب القياسية والاختبارات المستخدمة في التحليل

### المطلب الاول:- المتغيرات الداخلة في الانموذج

تتبع أهمية مؤشرات السيولة المصرفية وفعاليتها في تحفيز النشاط الاقتصادي ودعم الاستقرار النقدي أهمية كبرى في التأثير بالوضع الاقتصادي في البلد، بالنظر لما تمتلكه هذه المؤشرات من تأثير في الوضع المالي وتجنب المشاكل المعقدة المرافقة لتحركات الدورة الاقتصادية وحتى يمكن التعرف على جدوى فعالية هذه المؤشرات يجب إثبات الآلية التي عن طريقها نستخدم الاساليب القياسية الملائمة، وقبل الخوض في الاطار النظري للأساليب القياسية المستخدمة في الدراسة يجب التعرف على المتغيرات الداخلة في عملية التحليل من الرموز الأتية:-

GDP:- الناتج المحلي الاجمالي

LI:- السيولة القانونية

U:- المتغير العشوائي

CB:- الارصدة النقدية

RE:- التوظيف

### المطلب الثاني:- التوصيف النظري للانموذج القياسي:

اختبار استقرارية السلاسل الزمنية (Stability Testing of Time Series):- ان تحليل السلاسل الزمنية يعد جزءاً من الطرائق الاحصائية المهمة والتي تتناول سلوك الظواهر وتفسيرها بمدد (فترات) زمنية متعددة، عليه فالسلاسل الزمنية تكون مستقرة بشكل تام اذا توفرت فيها الشروط التالية<sup>(٣)</sup>:

$$1- \text{ ثبات الوسط الحسابي: } E(X_t) = U$$

$$2- \text{ ثبات قيمة التباين: } \text{Var}(X_t) = \sigma_x^2$$

٣- امتلاك السلسلتين  $(X_{t+k}, X_t)$  ارتباطاً مشتركاً ومعتمداً على الازاحة K أي أن التباين المشترك

هو:-

٣- عبد اللطيف حسن شومان وعلي عبد الزهرة حسن، تحليل العلاقة التوازنية طويلة الاجل باستعمال اختبارات جذر الوحدة واسلوب دمج النماذج المرتبطة ذاتياً ونماذج توزيع الانبعاث (ARDL)، مجلة العلوم الاقتصادية، العدد ٤٣ المجلد التاسع، ٢٠١٣، ص١٧٦.

$$Y_k = \text{Cov}(X_t, X_{t+k}) = E [(X_t - U)(X_{t+k} - U)]$$

إذ يهدف إختبار الاستقرار الى فحص خواص السلاسل الزمنية للمتغيرات، والتأكد من مدى سكونها، وتحديد رتبة تكامل كل متغير على جهة فإذا كانت السلسلة مستقرة اصلاً أي أن السلسلة متكاملة من الرتبة (صفر) وهي بذلك لا تحمل جذر الوحدة (0) ١، اما اذا استقرت السلسلة بعد أخذ الفرق الاول فإن السلسلة تكون متكاملة من الرتبة (١) اي (١) ١ وهكذا حتى تستقر السلسلة، ويقصد باستقرارية السلاسل الزمنية من الناحية الاحصائية أن يكون الوسط الحسابي والتباين ثابتين، أي أن السلسلة تكون مستقرة اذا تذبذبت عن وسط حسابي ثابت، مع تباين ثابت ليس له علاقة بالزمن<sup>(٤)</sup>، ويمكن للسلاسل الزمنية غير الساكنة أن تصبح ساكنة عن طريق اضافة متغير الزمن الى عمليات التحليل المتعددة العوامل لإزالة الاتجاه العام، واطافة متغير وهي وتحويل البيانات الشكل الاسي أو اللوغارتمي<sup>(٥)</sup>. إن معظم السلاسل الزمنية تتسم بعدم الاستقرار والسبب في ذلك يعود الى احتوائها على جذر الوحدة إذ يؤدي وجود هذا الجذر في اي سلسلة زمنية للمتغيرات الى عدم استقرار تباين ومتوسط هذه المتغيرات خلال الزمن، وتجدر الاشارة هنا الى أنه عند القيام بإجراء تحليل الانحدار على سلاسل زمنية وتحتوي على جذر الوحدة دون معالجتها سيؤدي الى وجود ارتباط زائف بينها فضلاً عن حدوث جملة من المشاكل في عملية التحليل<sup>(٦)</sup>. لذا عند إجراء أي تحليل قياسي لا بد من القيام بأجراء اختبار خصائص السلاسل الزمنية المستخدمة للتأكد فيما بعد اذا كانت السلاسل الزمنية مستقرة او غير مستقرة، فإذا كانت غير مستقرة واخضعناها لعملية التحليل ستظهر لدينا مشكلة الانحدار الزائف والذي لا يعطي اي معنى حقيقي للنتائج ولا يقدم تفسيراً اقتصادياً لها<sup>(٧)</sup> والمقصود بالانحدار الزائف (هو وجود اتجاه عام في السلاسل الزمنية للمتغيرات قد يؤدي الى وجود علاقة معنوية بين هذه المتغيرات حتى ولو كان الاتجاه العام هو الشيء الوحيد المشترك بينها)<sup>(٨)</sup>. وتجدر الاشارة إلى أن عدم استقرار السلاسل الزمنية والتي تمثل بيانات حقيقية يعود الى شكل او نمط هذه السلاسل فهي إما تكون من نمط (Trend Stationary) أو من نمط (Difference Stationary) ويمكن توضيحها كالآتي<sup>(٩)</sup>:-

١- النمط الاول Ts:- يعني أنها سلاسل زمنية غير متغيرة لها معادلة باتجاه عام محددة مع شكل عشوائي مستقر توقعه صفر وتباينه ثابت.

4- Gity Melard, Methode Deper vision Acurt Terme, Bruscelles, Educa Tion Ellipses, 1990, P,281.

٥- احمد السيد عبد اللطيف حسن، تقدير دالة الطلب على النقود في مصدر خلال الفترة (١٩٨١-٢٠١١)، بحوث اقتصادية عربية، العدد ٦٧-٦٨، ٢٠١٤، ص٢٧.

6- Paresn Narayan and Russell Smyth, Energy Energy Consumption And Real GDP in G7 Countries: New Evedidnce From Panel cointegration with struct ural breaks, Energy Economics, 30, 2008, P.230-235.

٧- نوال محمود حمود، استخدام منهج تحليل التكامل المشترك لبيان اثر المتغيرات النقدية والحقيقية في التضخم، مجلة جامعة الانبار للعلوم الاقتصادية والادارية، المجلد ٤، العدد ٧، ٢٠١١، ص١٨١.

٨- نبيل مهدي الجنابي، نماذج السياسات النقدية والمالية مع تطبيق معادلة (st.louis) على الاقتصاد العراقي للمدة ٢٠٠٣-٢٠١١، مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية، السنة الثامنة، العدد ٢٢، ص٦٢.

٩- عثمان نقار واخرون منهجية (Box - Jenkins) في تحليل السلاسل الزمنية والنمو دراسة تطبيقية، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، العدد ٣، المجلد ٢٧، ٢٠١١، ص١٢٩.

٢- النمط الثاني  $DS$ : - هي سلاسل زمنية غير مستقرة وذات اتجاه عام عشوائي، ويتميز بوجود جذر الوحدة ومن أجل جعلها مستقرة يتم اختيارها عن طريق اختبار ديكي فولر البسيط او الموسع. ولأختبار سلسلة زمنية معينة توجد عدة اختبارات احصائية أهمها اختبار ديكي فولر البسيط والذي يتضمن أنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة (١)  $AR$  اذ انه يأخذ الشكل:  $Y_t = \emptyset Y_{t-1} + U_t$ ، اذ ان  $U_t$  هي الخطأ العشوائي، لذا فإن التغير في  $Y_t$  يساوي:-

$\Delta Y_t = (\emptyset - 1) Y_{t-1} + U_t$  يساوي طأ العشوائي، لذا فإن التغير في ائمة اهمها اختبار ديكي فولر البسيط والذي يتضمن نموذج الاعدار الذاتي من الدرجة اختبار ديكي، على اعتبار انه ذو وسط حساب معدوم وتباين ثابت وعليه فإن فرضية الاختبار تكون بالشكل الاتي<sup>(١٠)</sup>:-

$$H_0: |\emptyset| = 1$$

$$H_1: |\emptyset| < 1$$

وتقدر هذه الفرضية عن طريق صيغ الانحدار والتي تأخذ الانحدار بالصيغة البسيطة ثم الانحدار مع الحد الثابت وآخرها الانحدار مع الحد الثابت والاتجاه العام وهي:-

$$\Delta Y_t = (\emptyset - 1) Y_{t-1} + U_t \quad \text{١- الأنموذج البسيط}$$

$$\Delta Y_t = (\emptyset - 1) Y_{t-1} + C + U_t \quad \text{٢- الأنموذج مع حد ثابت}$$

$$\Delta Y_t = (\emptyset - 1) Y_{t-1} + bt + C + U_t \quad \text{٣- الأنموذج مع حد ثابت واتجاه عام}$$

عن طريق النماذج والفرضيات المذكورة آنفاً فإذا تحققت فرضية العدم ( $H_0$ ) في احد هذه النماذج فإن السلسلة توصف بأنها غير مستقرة وبالعكس بالنسبة للفرضية ( $H_1$ )، وتجدر الاشارة هنا الى ان هذا الاختبار يقترن بالتطبيق فقط في حالة الانحدار البسيط او من الدرجة الاولى (١)  $AR$ .

اما اختبار جذر الوحدة الثاني يطلق عليه اختبار ديكي فولر الموسع ( $ADF$ ) والذي يتميز بأنه لا يبقى خطأ الارتباط بين المتبقيات فضلاً عن استخدامه في نماذج السلاسل الزمنية المعقدة والكبيرة، اذ طور عام ١٩٨١ معادلات الانحدار التي طرحها في الاختبار البسيط إذ اصبحت بالصيغة الأتية<sup>(١١)</sup>:-

١- بدون حدث ثابت واتجاه زمني

$$\Delta Y_t = (P - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k P_f \Delta Y_{t-j} + \xi_t$$

٢- بدون اتجاه زمني

$$\Delta Y_t = a + (P - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k P_f \Delta Y_{t-j} + \xi_t$$

١٠- سليم حمود، دراسة تطبيقية قياسية للتنبؤ بدالة الطلب على النقد في الجزائر، ابحاث ادارية واقتصادية، العدد ١٢، ٢٠١٢، ص٤٤.

١١- كنعان عبد اللطيف عبد الرزاق واخرون، دراسة مقارنة في طرائق تقدير انحدار التكامل المشترك مع تطبيق عملي، المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية، السنة العاشرة، العدد ٣٣، ٢٠١٢، ص١٥٣.

$$\Delta Y_t = a + \beta T + (P - 1)Y_{t-1} + \sum_j^k P_f \Delta Y_{t-j} + \xi_t$$

ويهدف هذا الاختبار الى التأكد من الفرضيات عن طريق اختبار وجود معنوية او عدم وجودها للثابت (C)، كذلك احتواء السلسلة او عدم احتوائها على معلمة الاتجاه العام (b) بمعنى<sup>(١٢)</sup>:

- الثابت ليس له معنوية  $H_0: C = 0$

- الثابت له معنوية  $H_1: C \neq 0$

- السلسلة لا تحتوي على معلمة الاتجاه العام  $H_0: b = 0$

- السلسلة تحتوي على معلمة الاتجاه العام  $H_1: b \neq 0$

فضلاً عن بعد عملية تقدير معاملات معادلة الانحدار، يتم اختبار الفرضيتين كالاتي<sup>(١٣)</sup>:-

السلسلة ( $Y_t$ ) غير مستقرة ( $Y_t$  تحتوي على جذر الوحدة)  $H_0: P = 1$

السلسلة ( $Y_t$ ) مستقرة ( $Y_t$  لا تحتوي على جذر الوحدة)  $H_1: P < 1$

وبعد مقارنة قيمة ( $t_c$ ) المحتسبة مع ( $t_i$ ) الجدولية عند مستوى معنوية معين، فإذا كانت ( $t_c$ ) المحتسبة أكبر من الجدولية ( $t_i$ ) نرفض فرضية العدم ( $H_0$ ) اي ان السلسلة ( $Y_t$ ) مستقرة وهذا يعني ان المتغير ساكن عن هذا المستوى وخلو المعادلة من جذر الوحدة، وخلافه تعد السلسلة غير مستقرة اي ان المتغير غير ساكن وعليه نأخذ الفرق الاول للسلسلة الزمنية ومن ثم اعادة الاختبار، فاذا كانت غير مستقرة في الفرق الاول يتم اخذ الفرق الثاني واختيارها، وهكذا الى ان يتم الحصول على سلسلة مستقرة.

## المبحث الثاني

تحليل العلاقة بين متغيرات الدراسة باستعمال نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL) عرض نتائج النموذج وتحليله.

### اولاً:- اختبار استقرارية المتغيرات

سيتم باختبار استقرارية متغيرات الدراسة باستعمال برنامج Eviews.9 واجراء اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) من اجل معرفة هل أن المتغيرات مستقرة ام غير مستقرة اي تحتوي على جذر الوحدة مع تحديد رتبة التكامل، وبعد اجراء الاختبار للمتغيرات حصلنا على المخرجات الموضحة بالجدول (١):-

جدول (1) اختبار ديكي فولر الموسع لجذر الوحدة

المتغير	رتبة التكامل	المستوى			الفرق الاول		
		A	B	Non	A	B	Non

١٢- عطية عبد القادر محمد، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، الاسكندرية، ٢٠٠٥، ص٦٥٧.

١٣- صفاء يونس الصفاوي واخرون، تحليل العلاقة بين الاسعار العالمية للنفط- البرو والذهب باستخدام متجه الانحدار الذاتي (VAR)، المجلة العراقية للعلوم الاحصائية، العدد ١٤، ٢٠٠٨، ص١٩.

GDP	I(0)	-1.9033	-3.4202*	0.5958			
CPI	I(0)	-18.6584	-13.833*	0.4444			
CB	I(1)	0.3146	-1.5127	1.1271	-2.2899	-5.4432*	-1.9720*
LI	I(1)	1.4435	-2.2584	1.0635	-3.8352*	-4.4555*	-3.8638*
RE	I(1)	-2.1408	-2.9776	-1.5298	-4.1941*	-4.0942*	-4.4223*

a تعني الانحدار يحتوي على قاطع فقط

b تعني الانحدار يحتوي على قاطع واتجاه عام

non تعني الانحدار لا يحتوي على قاطع ولا اتجاه عام

\* تعني معنوي عند مستوى معنوية ٥%

\*\* تعني معنوي عند مستوى معنوية ١٠%

المصدر من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج 9 Eviews.

نلاحظ من الجدول (١) أن بعض السلاسل الزمنية كانت مستقرة عند المستوى (Level) سواء بوجود قاطع ام بوجود قاطع واتجاه عام اي انما خالية من جذر الوحدة ولا تحتوي على الانحدار الزائف وهذه المتغيرات هي (GDP, CPI) عند مستوى معنوية ٥% و ١٠% وستكون متكاملة من الدرجة (١,٠) في حين كانت بقية المتغيرات غير مستقرة لذلك تم اجراء الاختبار بعد اخذ الفروق الاولى (- First difference) للسلاسل الاصلية وتبين انما استقرت عند مستوى ٥% و ١٠% وستكون متكاملة من الدرجة I(1) سواء بوجود قاطع ام قاطع واتجاه عام وهذه المتغيرات هي (CB, LI, RE).

### ثانياً:- تقدير الدوال باستعمال انموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع (ARDL)

#### ١. العلاقة بين الناتج المحلي الاجمالي والسيولة القانونية

يتكون الانموذج من متغير واحد مستقل ومتغير تابع إذ تم احتساب قيم المعلمات باللوغاريتم وفقاً للصيغة الآتية:

$$GDP = B_0 + B_1 \log(LI) + U$$

إذ أن:

GDP: يمثل الناتج المحلي الاجمالي

LI: السيولة القانونية

U: المتغير العشوائي

أ- تقدير انموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL لهذه الدالة وبمدد ابطاء (٢) اذ حصلنا على النتائج الآتية:

جدول (٢) مخرجات انموذج ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
----------	-------------	------------	-------------	--------

GDP(-1)	0.080022	0.317265	0.252224	
LI	7.973311	2.156042	3.698124	
C	-1.202976	3.507644	-0.342959	
R-squared	0.631600	Adjusted R-squared	0.539499	
F-statistic	6.85775	Durbin-Watson stat	2.293956	

المصدر من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews. 10  
يوضح الجدول (٢) مخرجات اختبار ARDL إذ نلاحظ ان القدرة التفسيرية للانموذج المقدر  $R^2$  كانت (٦٣%) اي المتغيرات المستقلة الداخلة في الانموذج تفسر (٦٣%) من التغيرات بالمتغير التابع والمتبقي يعود الى متغيرات اخرى غير داخلة في الانموذج، اذ كانت قيمة F المحتسبة (٦,٨٥) وهي معنوية عند مستوى ٥% اي ان الانموذج المقدر معنوي ما يعني عدم امكانية رفض الفرضية البديلة والقبول بوجود علاقة توازنية طويلة الاجل.

ب- اختبار الحدود (Bounds.Test) للدالة من اجل اختبار وجود علاقة تكامل مشترك اي وجود علاقة توازنية طويلة الاجل، وتم الحصول على المخرجات الموضحة بالجدول (٣).

جدول (٣) اختبار الحدود (Bounds Test) للانموذج المقدر

Test Stat.	Value	K
F- Stat	11.20059	1
Signi.	I0 Bound	I1 Bound
10%	4.04	4.78
5%	4.94	5.73
2.5%	5.77	6.68
1%	6.84	7.84

المصدر من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews. 10  
من الجدول (٣) نلاحظ ان قيمة F المحتسبة بلغت (١١,٢٠) وهي اكبر من القيمة الجدولية العظمى البالغة (٥,٧٣) والصغرى البالغة (٤,٩٤) عند مستوى معنوية ٥% وعليه لا نقبل فرضية العدم و نقبل الفرضية البديلة بوجود علاقة توازنية طويلة الاجل.

ج- نتقل الى اختبار الارتباط الذاتي للانموذج المقدر والتأكد من خلوه من المشاكل القياسية وبعد اجراء الاختبار حصلنا على المخرجات الموضحة بالجدول (٤)

جدول (٤) اختبار الارتباط الذاتي للانموذج المقدر

Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Prob*	Q-Stat	PAC	AC	Partial Correlation	Autocorrelation
-------	--------	-----	----	---------------------	-----------------



0.529	0.3966	-0.167	-0.167	1	. *   .	. *   .
0.709	0.6866	0.110	0.135	2	.   * .	.   * .
0.700	1.4243	-0.172	-0.203	3	. *   .	. *   .
0.831	1.4771	-0.126	-0.051	4	. *   .	.   .
0.798	2.3594	-0.192	-0.192	5	. *   .	. *   .
0.809	3.0022	-0.256	-0.150	6	. **   .	. *   .
0.777	4.0281	0.109	0.169	7	.   * .	.   * .
0.846	4.1254	-0.059	-0.045	8	.   .	.   .
0.903	4.1263	-0.182	0.003	9	. *   .	.   .
0.941	4.1263	-0.054	0.000	10	.   .	.   .

\*Probabilities may not be valid for this equation specification.

المصدر من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews. 10 يوضح الجدول (٤) عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي كون النسب الاحتمالية غير معنوية عند مستوى ٥%.

د- سنقوم باختبار الانموذج المقدر والتأكد من خلوه من الارتباط التسلسلي وعدم تجانس التباين وبعد اجراء الاختبارات حصلنا على المخرجات الموضحة بالجدولين (٥).  
جدول (٥) اختبار الارتباط التسلسلي وعدم تجانس التباين

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F- statistic	0.523692	Prop. F	0.6171
Obs*R-squared	1.634823	Prob. Chi-Square	0.4416
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.387407	Prob. F	0.6909
Obs*R-squared	0.971297	Prob. Chi-Square	0.6153
Scaled explained SS	1.306095	Prob. Chi-Square	0.5205

المصدر من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews. 10 الجدول (٤) يبين ان الانموذج المقدر خالي من الارتباط التسلسلي إذ ان قيمة إختبار F و Chi-Square غير معنوية عند مستوى ٥% إذ سنقبل فرضية عدم وجود الارتباط التسلسلي وكذلك خلو الانموذج من مشكلة عدم تجانس التباين لان المؤشرات الاحصائية كانت غير معنوية اي قبول فرضية عدم.

هـ - بعد اختبار النموذج المقدر والتأكد من خلوه من المشاكل القياسية سنقوم بتقدير نموذج تصحيح الخطأ والعلاقة طويلة الاجل وتم الحصول على المخرجات الموضحة بالجدول (٦).

جدول (٦) مخرجات نموذج تصحيح الخطأ والعلاقة طويلة الاجل

الاجل القصير				
Variable	Coefficient	Std. error	t-stat	Prob
C	-1.202976	0.277916	-4.328562	0.0025
CoIntEq(-1)	-0.919978	0.183259	-5.020093	0.0010
الاجل الطويل				
Variable	Coefficient	Std. error	t-stat	Prob
LI	8.8666849	3.824850	2.265932	0.0502
EC = GDP - (8.8666849*L I)				

المصدر من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews. 10 من الجدول (٦) نلاحظ انه في الاجل القصير وعن طريق اختبار t كانت السيولة القانونية معنوية عند مستوى 5%.

اما في الاجل الطويل نلاحظ ان العلاقة بين الناتج المحلي الاجمالي والسيولة القانونية للسنة الحالية علاقة طردية اي ان زيادة السيولة القانونية بوحدة واحدة سيؤدي الى زيادة الناتج المحلي الاجمالي بمقدار (٨,٨٦) وحدة، اما معلمة تصحيح الخطأ فقد بلغت (-٠,٩١) وهي ايضا معنوية عند مستوى ٥% وهنا لا تقبل فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة اي وجود علاقة توازنية طويلة الاجل اي ان (٩١%) من الانحراف يتم تصحيحه في المدة نفسها.

## ٢. العلاقة بين الناتج المحلي الاجمالي والارصدة النقدية

يتكون النموذج من متغير واحد مستقل ومتغير تابع اذ تم احتساب قيم المعلمات باللوغاريتم وفقاً للصيغة الآتية:

$$GDP = B0 + B1LOG(CB) + U$$

اذ ان:

GDP: يمثل الناتج المحلي الاجمالي

CB: الارصدة النقدية

U: المتغير العشوائي

أ- اختبار استقرارية المتغيرات تم تقدير نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL لهذه الدالة وبمدد

إبطاء (٢) اذ حصلنا على المخرجات الآتية:

جدول (٧) مخرجات نموذج ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
GDP(-1)	-0.049542	0.341167	-0.145213	0.8881
CB	5.416314	1.638330	3.305996	0.0108
C	3.487825	3.017183	1.155987	0.2810
R-squared	0.578148	Adjusted R-squared	0.472685	
F-statistic	5.482002	Durbin-Watson stat	2.281075	

المصدر من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج 10 Eviews. يوضح الجدول (٧) مخرجات اختبار ARDL إذ نلاحظ أن القدرة التفسيرية للانموذج المقدر  $R^2$  كانت (٥٧%) اي المتغيرات المستقلة الداخلة في الانموذج تفسر (٥٧%) من التغيرات بالمتغير التابع والمتبقي يعود الى متغيرات اخرى غير داخلة في الانموذج، اذ كانت قيمة F المحتسبة (٥,٤٨) وهي معنوية عند مستوى ٥% اي ان الانموذج المقدر معنوي.

ب- اختبار الحدود (Bounds.Test) للدالة من اجل اختبار وجود علاقة تكامل مشترك اي وجود علاقة توازنية طويلة الاجل، وتم الحصول على المخرجات الموضحة بالجدول (٨).

جدول (٨) اختبار الحدود (Bounds Test) للأنموذج المقدر

Test Stat.	Value	K
F- Stat	9.274578	1
Signi.	I0 Bound	I1 Bound
10%	4.04	4.78
5%	4.94	5.73
2.5%	5.77	6.68
1%	6.84	7.84

المصدر من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج 10 Eviews. من الجدول (٨) نلاحظ ان قيمة F المحتسبة بلغت (٩,٢٧) وهي اكبر من القيمة الجدولية العظمى البالغة (٥,٧٣) والقيمة الجدولية الصغرى البالغة (٤,٩٤) عند مستوى معنوية ٥% وعليه لا نقبل فرضية العدم و نقبل الفرضية البديلة بوجود علاقة توازنية طويلة الاجل.

ج- نتقل الى اختبار الارتباط الذاتي للانموذج المقدر والتأكد من خلوه من المشاكل القياسية وبعد اجراء الاختبار حصلنا على المخرجات الموضحة بالجدول (٩).

جدول (٩) اختبار الارتباط الذاتي للانموذج المقدر

Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Prob*	Q-Stat	PAC	AC	Partial Correlation	Autocorrelation
-------	--------	-----	----	---------------------	-----------------

0.479	0.5007	-0.187	-0.187	1	. *   .	. *   .
0.764	0.5375	-0.086	-0.048	2	. *   .	.   .
0.735	1.2733	-0.239	-0.203	3	. **   .	. *   .
0.839	1.4276	-0.203	-0.087	4	. *   .	. *   .
0.921	1.4309	-0.139	-0.012	5	. *   .	.   .
0.963	1.4458	-0.169	-0.023	6	. *   .	.   .
0.978	1.6193	-0.083	0.070	7	. *   .	.   .
0.986	1.8149	-0.020	0.064	8	.   .	.   .
0.981	2.5025	-0.169	-0.098	9	. *   .	. *   .
0.990	2.5845	-0.075	0.024	10	. *   .	.   .

\*Probabilities may not be valid for this equation specification.

المصدر من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews. 10 يوضح الجدول (٩) عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي كون النسب الاحتمالية غير معنوية عند مستوى ٥%، ننتقل الى اختبار الانموذج المقدر والتأكد من خلوه من الارتباط التسلسلي وعدم تجانس التباين وبعد اجراء الاختبارات حصلنا على المخرجات الموضحة بالجدولين (٩-١٠).  
جدول (١٠) اختبار الارتباط التسلسلي وعدم تجانس التباين

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F- statistic	0.625321	Prop. F	0.5667
Obs*R-squared	1.897358	Prob. Chi-Square	0.3873
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.387407	Prob. F	0.7929
Obs*R-squared	0.971297	Prob. Chi-Square	0.7335
Scaled explained SS	1.306095	Prob. Chi-Square	0.6204

المصدر من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews. 10 الجدول (١٠) يبين ان الانموذج المقدر خالٍ من الارتباط التسلسلي اذ ان قيمة اختبار F و Chi-Square غير معنوية عند مستوى ٥% اي سنقبل فرضية العدم اي عدم وجود الارتباط التسلسلي وكذلك خلوه الانموذج من مشكلة عدم تجانس التباين لان المؤشرات الاحصائية كانت غير معنوية ايضا اي قبول فرضية العدم.

د- بعد اختبار النموذج المقدر والتأكد من خلوه من المشاكل القياسية سنقوم بتقدير نموذج تصحيح الخطأ والعلاقة طويلة الاجل وتم الحصول على المخرجات الموضحة بالجدول بالجدول (١١).  
جدول (١١) مخرجات نموذج تصحيح الخطأ والعلاقة طويلة الاجل

الاجل القصير				
Variable	Coefficient	Std. error	t-stat	Prob
C	3.487825	0.748355	4.660652	0.0016
CointEq(-1)	-1.049542	0.229753	-4.568129	0.0018
الاجل الطويل				
Variable	Coefficient	Std. error	t-stat	Prob
CB	5.160645	2.174505	2.373250	0.0450
EC = GDP - (5.1606*CB)				

المصدر من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews. 10 من الجدول (١١) نلاحظ انه في الاجل القصير وعن طريق اختبار t كانت السيولة القانونية غير معنوية عند مستوى 5%.

اما في الاجل الطويل نلاحظ ان العلاقة بين الناتج المحلي الاجمالي والارصدة النقدية للسنة الحالية علاقة طردية اي ان زيادة الارصدة النقدية بوحدة واحدة سيؤدي الى زيادة الناتج المحلي الاجمالي بمقدار (٥,١٦) وحدة، اما معلمة تصحيح الخطأ فقد بلغت (-١,٠٤) وهي ايضا معنوية عند مستوى ٥% وهنا لا نقبل فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة اي وجود علاقة توازنية طويلة الاجل اي ان (١٠٠%) من الانحراف يتم تصحيحه في المدة نفسها.

### ٣. العلاقة بين الناتج المحلي الاجمالي و التوظيف

يتكون النموذج من متغير واحد مستقل ومتغير تابع إذ تم احتساب قيم المعلمات باللوغاريتم وفقاً للصيغة الآتية:

$$GDP = B_0 + B_1 \text{LOG}(RE) + U$$

إذ أن:

GDP: يمثل الناتج المحلي الاجمالي

RE: التوظيف

U: المتغير العشوائي

أ- اختبار استقرارية المتغيرات تم تقدير نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL لهذه الدالة وبمحدد ابطاء (٢) اذ حصلنا على المخرجات الآتية:

جدول (١٢) مخرجات نموذج ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
GDP(-1)	-3.938415	1.199727	-3.282760	0.0168
GDP(-2)	-0.466098	0.394461	-1.181607	0.2821
RE	2.972727	0.852805	3.485824	0.0130
C	42.58677	11.21776	3.796371	0.0090
R-squared	0.677084	Adjusted R-squared	0.515626	
F-statistic	4.193565	Durbin-Watson stat	1.422948	

المصدر من إعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews. 10

يوضح الجدول (١٢) مخرجات اختبار ARDL إذ نلاحظ أن القدرة التفسيرية للأنموذج المقدر  $R^2$  كانت (٦٧%) أي المتغيرات المستقلة الداخلة في الأنموذج تفسر (٦٧%) من التغيرات بالمتغير التابع والمتبقي يعود الى متغيرات أخرى غير داخلة في الأنموذج، إذ كانت قيمة F المحتسبة (٤,١٩) وهي معنوية عند مستوى ٥% أي ان الأنموذج المقدر معنوي.

ب- اختبار الحدود (Bounds.Test) للدالة من اجل اختبار وجود علاقة تكامل مشترك اي وجود علاقة توازنية طويلة الاجل، وتم الحصول على المخرجات الموضحة بالجدول (١٣).  
جدول (١٣) اختبار الحدود (Bounds Test) للأنموذج المقدر

Test Stat.	Value	K
F- Stat	7.185242	1
Signi.	I0 Bound	I1 Bound
10%	4.04	4.78
5%	4.94	5.73
2.5%	5.77	6.68
1%	6.84	7.84

المصدر من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews. 10

من الجدول (١٣) نلاحظ أن قيمة F المحتسبة بلغت (٧,١٨) وهي أكبر من القيمة الجدولية العظمى البالغة (٥,٧٣) والقيمة الجدولية الصغرى البالغة (٤,٩٤) عند مستوى معنوية ٥% وعليه لا نقبل فرضية العدم و نقبل الفرضية البديلة بوجود علاقة توازنية طويلة الاجل.

د- نتقل الى اختبار الارتباط الذاتي للأنموذج المقدر والتأكد من خلوه من المشاكل القياسية وبعد اجراء الاختبار حصلنا على المخرجات الموضحة بالجدول (١٤).

جدول (١٤) اختبار الارتباط الذاتي للأنموذج المقدر

Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Prob*	Q-Stat	PAC	AC		Partial Correlation	Autocorrelation
0.747	0.1043	0.088	0.088	1	.  * .	.  * .
0.632	0.9175	-0.243	-0.233	2	. **  .	. **  .
0.817	0.9359	0.085	0.033	3	.  * .	.   .
0.875	1.2188	0.052	0.119	4	.   .	.  * .
0.785	2.4435	-0.237	-0.226	5	. **  .	. **  .
0.693	3.8787	-0.140	-0.219	6	. *  .	. **  .
0.725	4.4616	-0.220	-0.121	7	. **  .	. *  .
0.737	5.1891	0.080	0.110	8	.  * .	.  * .
0.787	5.5147	-0.114	-0.052	9	. *  .	.   .

\*Probabilities may not be valid for this equation specification.

المصدر من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews. 10  
يوضح الجدول (١٤) عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي كون النسب الاحتمالية غير معنوية عند مستوى ٥%.  
هـ - سنقوم باختبار الارتباط التسلسلي وعدم تجانس التباين للانموذج المقدر والتأكد من خلوه من المشاكل القياسية وبعد اجراء الاختبارات حصلنا على المخرجات الموضحة بالجدولين (١٥)  
جدول (١٥) اختبار الارتباط التسلسلي وعدم تجانس التباين

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F- statistic	0.590893	Prop. F	0.5959
Obs*R-squared	2.280654	Prob. Chi-Square	0.3197
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.695954	Prob. F	0.2662
Obs*R-squared	4.588677	Prob. Chi-Square	0.2045
Scaled explained SS	1.339860	Prob. Chi-Square	0.7197

المصدر من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews. 10  
الجدول (١٥) يبين ان الانموذج المقدر خالٍ من الارتباط التسلسلي اذ ان قيمة اختبار F و Chi-Square غير معنوية عند مستوى ٥% اي سنقبل فرضية عدم وجود الارتباط التسلسلي وكذلك خلوه من مشكلة عدم تجانس التباين لان المؤشرات الاحصائية كانت غير معنوية اي قبول فرضية عدم.

و- بعد اختبار الانموذج المقدر والتأكد من خلوه من المشاكل القياسية سنقوم بتقدير انموذج تصحيح الخطأ والعلاقة طويلة الاجل وتم الحصول على المخرجات الموضحة بالجدول بالجدول (١٦).

جدول (١٦) مخرجات انموذج تصحيح الخطأ والعلاقة طويلة الاجل

الاجل القصير				
Variable	Coefficient	Std. error	t-stat	Prob
C	42.58677	10.37269	4.105665	0.0063
D(GDP(-1))	0.466098	0.339874	1.371382	0.2193
CointEq(-1)*	-1.404513	1.319920	-4.094577	0.0064
الاجل الطويل				
Variable	Coefficient	Std. error	t-stat	Prob
RE	0.550045	0.053401	10.30026	0.0000
EC = GDP - (0.550045*RE)				

المصدر من اعداد الباحثة بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews. 10  
من الجدول (١٦) نلاحظ انه في الاجل القصير وعن طريق اختبار t كانت نسبة التوظيف غير معنوية عند مستوى 5%.

اما في الاجل الطويل نلاحظ ان العلاقة بين الناتج المحلي الاجمالي ونسبة التوظيف للسنة الحالية علاقة طردية اي ان زيادة نسبة التوظيف بوحدة واحدة سيؤدي الى زيادة الناتج المحلي الاجمالي بمقدار (٠,٥٥) وحدة، اما معلمة تصحيح الخطأ فقد بلغت (-١,٤٠) وهي ايضا معنوية عند مستوى ٥% وهنا لا تقبل فرضية العدم وتقبل الفرضية البديلة اي وجود علاقة توازنية طويلة الاجل اي ان (١٠٠%) من الانحراف يتم تصحيحه في المدة نفسها.

## الاستنتاجات

- ١- نلاحظ وجود علاقة قوية بين الناتج المحلي الاجمالي والسيولة القانونية وهي علاقة طردية تربط بين الناتج المحلي الاجمالي والسيولة.
- ٢- من خلال النظر الى العلاقة بين الناتج المحلي والاجمالي والارصدة النقدية نلاحظ هناك علاقة توازنية طويلة الاجل.
- ٣- من خلال النظر الى العلاقة التي تربط بين الناتج المحلي الاجمالي ونسبة التوظيف نلاحظ وجود علاقة توازنية طويلة الاجل وهي معنوية عند مستوى ٥% وهنا ستفرض فرضية العدم وتقبل الفرضية البديلة.

## التوصيات

- ١- العمل على خلق التوازن بين المصادر النقدية للمصارف (المبحوثة عنه) وذلك لتقليل المخاطر التي تتعرض لها استثماراتها.



- ٢- العمل على تبني اعداد دراسة تناول المعلومات والبيانات المتوفرة لدى المصارف قبل البدء بأي سياسة استثمارية او تسويقية معينة وذلك لغرض الحصول على افضل الفرص الاستثمارية والعمل على تحسين جودة الخدمات المصرفية.
- ٣- العمل على ضرورة اعتماد مؤشرات السيولة في الحكم على المخاطر التي نشأت للمصرف وتحليلها من قبل المصرف وهذا يعمل على تحديد مستويات ودرجات الامان لتجنب المخاطر.
- ٤- اصلاح القطاع المصرفي والتي تبدأ من دراسة الواقع والسعي لتذليل الصعوبات التي يواجهها ومعالجة التشوهات والاختلالات الراهنة ثم بحث سبل تفعيل دور المصارف في التنمية الاقتصادية.

## المصادر

١. عبد اللطيف حسن شومان وعلي عبد الزهرة حسن، تحليل العلاقة التوازنية طويلة الاجل باستعمال اختبارات جذر الوحدة واسلوب دمج النماذج المرتبطة ذاتياً ونماذج توزيع الابطاء (ARDL)، مجلة العلوم الاقتصادية، ٢٠١٣.
٢. Gity Melard, Methode Deper vision Acurt Terme, Bruscelles, Educa Tion Ellipses, 1990.
٣. احمد السيد عبد اللطيف حسن، تقدير دالة الطلب على النقود في مصدر خلال الفترة (١٩٨١-٢٠١١)، بحوث اقتصادية عربية، ٢٠١٤.
٤. Paresh Narayan and Russell Smyth, Energy Energy Consumption And Real GDP in G7 Countries: New Eveidwncce From Panel cointegration with struct ural breaks, Energy Economics, 2008.
٥. نوال محمود حمود، استخدام منهج تحليل التكامل المشترك لبيان اثر المتغيرات النقدية والحقيقية في التضخم، مجلة جامعة الانبار للعلوم الاقتصادية والادارية، ٢٠١١.
٦. نبيل مهدي الجنابي، نماذج السياسات النقدية والمالية مع تطبيق معادلة (st.louis) على الاقتصاد العراقي للمدة ٢٠٠٣-٢٠١١، مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية.
٧. عثمان نزار واخرون منهجية (Box - Jenkins) في تحليل السلاسل الزمنية والنبؤ دراسة تطبيقية، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، ٢٠١١.
٨. سليم حمود، دراسة تطبيقية قياسية للنبؤ بدالة الطلب على النقد في الجزائر، ابحاث ادارية واقتصادية، ٢٠١٢.
٩. كنعان عبد اللطيف عبد الرزاق واخرون، دراسة مقارنة في طرائق تقدير انحدار التكامل المشترك مع تطبيق عملي، المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية، ٢٠١٢.
١٠. عطية عبد القادر محمد، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، الاسكندرية، ٢٠٠٥.
١١. صفاء يونس الصفواوي واخرون، تحليل العلاقة بين الاسعار العالمية للنفط- البرو والذهب باستخدام متجه الانحدار الذاتي (VAR)، المجلة العراقية للعلوم الاحصائية، ٢٠٠٨.

