مجلة جامعة طرطوس للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (٨) العدد (٨) ٢٠٢٤
Tartous University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (8) No. (8) 2024

# دراسة قياسية للعوامل المؤثرة على السيولة في المصارف الخاصة التقليدية العاملة في سورية

**الدكتور أيمن شيحا***
**الدكتور ولاء زريقا****
**مجد بسام طنوس*****

**(تاريخ الإيداع ٦/٢٤/ ٢٠٢٤ – تاريخ النشر ٩/٢٩/ ٢٠٢٤)**

□ **ملخّص** □

هدف البحث إلى دراسة تأثير مجموعة العوامل (الودائع، معدل الفائدة، السياسة الائتمانية، السياسة الاستثمارية، التكاليف والخدمات التسويقية) على السيولة في المصارف الخاصة التقليدية العاملة في سورية. اعتمد البحث على منهج التحليل الوصفي والإحصائي لاختبار الفرضيات وتحقيق هدف الدراسة من خلال جمع بيانات من نوع البانل ( Panel Data) لدراسة العوامل المؤثرة على السيولة في المصارف الخاصة التقليدية في سورية خلال الفترة ٢٠٠٧-٢٠٢٠. وهدفت هذه المنهجية إلى دراسة التأثيرات قصيرة وطويلة الأجل لمجموعة من العوامل محددة، مع الأخذ بعين الاعتبار التفاعلات بين المقاطع العرضية (المصارف) والفترات الزمنية (السنوات). وتتضمن منهجية البحث الخطوات التالية: التحليل الاستكشافي، الارتباط الذاتي المقطعي، الارتباط الخطي، اختبارات الاستقرارية، نموذج الانحدار الذاتي للمتباطئات الزمنية الموزعة (ARDL)، تحليل الصدمات باستخدام نظام معادلات شعاع الانحدار الذاتي (VAR)، اختبار جودة النموذج. وتمّ التطبيق باستخدام برنامج EViews10 لتحليل البيانات.

أشارت نتائج البحث إلى وجود تأثير سلبي لكل من الودائع، والسياسة الائتمانية، والتكاليف والخدمات التسويقية على السيولة في المصارف التقليدية الخاصة في سورية، ووجود تأثير إيجابي للسياسة الاستثمارية على السيولة، وعدم وجود تأثير لمعدل الفائدة على السيولة.

**كلمات مفتاحية:** المصارف التقليدية الخاصة، السيولة المصرفية، الودائع، معدل الفائدة، السياسة الائتمانية، السياسة الاستثمارية، التكاليف والخدمات التسويقية.

* أستاذ، قسم إدارة الأعمال، كلية الاقتصاد، جامعة طرطوس، طرطوس، سورية.
** أستاذ مساعد، قسم إدارة الأعمال، كلية الاقتصاد، جامعة طرطوس، طرطوس، سورية.
** طالب دراسات عليا (ماجستير)، قسم إدارة الأعمال، كلية الاقتصاد، جامعة طرطوس، طرطوس، سورية.

مجلة جامعة طرطوس للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (٨) العدد (٨) ٢٠٢٤
Tartous University Journal for Research and Scientific Studies -Economic and Legal Sciences Series Vol. (8) No. (8) 2024

# Standard Study of the Determinants of Liquidity in Conventional Private Banks Operating in Syria

**Dr. Aymane Chiha** [*]
**Dr. Walaa Zrika** [**]
**Majd Bassam Tannous** [***]

**(Received 24/6/2024.Accepted 29/9/2024)**

□**ABSTRACT** □

The aim of this research is to investigate the impact of a group of factors (deposits, interest rate, credit policy, investment policy, costs, and marketing services) on liquidity in traditional private banks operating in Syria. The research relied on the descriptive and statistical analysis approach to test the hypotheses and achieve the research objective by collecting panel data to study the factors affecting liquidity in traditional private banks in Syria for the period 2007-2020.

This methodology aimed to study the short- and long-term effects of a set of specific factors, taking into account the interactions between cross-sections (banks) and time periods (years). The research methodology includes the following steps: exploratory analysis, cross-sectional autocorrelation, linear correlation, stability tests, autoregressive distributed lag (ARDL) model, shock analysis using the vector autoregression (VAR) system, and model quality test. The application was done using EViews10 software to analyze the data.

Research findings indicate a negative impact of deposits, credit policy, costs, and marketing services on liquidity in traditional private banks in Syria. In contrast, investment policy has a positive impact on liquidity, while interest rates have no significant effect.

**Keywords:** Traditional private banks, bank liquidity, deposits, interest rate, credit policy, investment policy, marketing costs and services.

[*] Professor, Department of Business Administration, Faculty of Economics, University of Tartous, Tartous, Syria.
[**] Assistant Professor, Department of Business Administration, Faculty of Economics, University of Tartous, Tartous, Syria.
[***] Graduate student (Master's), Department of Business Administration, Faculty of Economics, University of Tartous, Tartous, Syria.

## المقدمة:

يُعدّ القطاع المصرفي عصبًا حيويًا في أي اقتصاد، فهو يُشكل حلقة الوصل بين فائض الأموال لدى الأفراد والمؤسسات واحتياجات الاستثمار والتمويل، وبفضل قدرته على استقطاب وتوجيه المدخرات نحو القطاعات المُنتجة، يلعب القطاع المصرفي دورًا رئيساً في دفع عجلة التنمية الاقتصادية. ولكن لضمان سلامة واستقرار هذا القطاع الحيوي، تأتي الحاجة إلى رقابة فعّالة تضمن حماية حقوق المودعين والمساهمين على حدٍ سواء، وتُشكل هذه الرقابة حجر الأساس لضمان سلامة تنفيذ السياسة النقدية وتحقيق التوازن بين احتياجات التنمية الاقتصادية والمخاطر المصاحبة لها. ومن أهم أدوات الرقابة المصرفية، التأكد من كفاءة إدارة موجودات ومطلوبات المصارف، بما يُعزز قدرتها على الوفاء بالتزاماتها ومواجهة متطلبات كفاية رأس المال، كما تُولي الرقابة اهتماماً خاصاً بنسبة السيولة، ضماناً لقدرة المصارف على تلبية احتياجات عملائها في أي وقت. ولإدارة هذه العمليات بكفاءة، تُصبح الحاجة ملحة لوجود إدارات كفؤة تُوازن بذكاء بين متطلبات السيولة اليومية وبين فرص الاستثمار المُدرّة للأرباح مع مراعاة المخاطر المُحتملة.

مما سبق، تُعدُّ السيولة في المصارف التجارية حجر الأساس لاستقرار النظام الماليٍ وتنمية الاقتصاد؛ فمن خلال فهم العوامل التي تُؤثر على السيولة، يمكننا ضمان عمل المصارف بكفاءة وتلبية احتياجات العملاء بشكل فعّال، ما يُساهم في تحقيق التنمية المستدامة والازدهار الاقتصاديٍ.

## مشكلة البحث:

في ظل العولمة والمنافسة الشديدة، وظروف الحرب على سورية منذ عام ٢٠١١، تتمثل مشكلة البحث في أنّ المصارف التقليدية الخاصة في سورية أصبحت عرضة للعديد من العوامل كالمخاطر والأزمات المصرفية، التي تنشأ نتيجة لعوامل داخلية مرتبطة بنشاط المصرف نفسه أو لعوامل خارجية كالبيئة التي يعمل بها، لذلك يتعين على المصارف التجارية أن تأخذ في الاعتبار العوامل التي تؤثر على سيولتها من أجل تحديد هيكلها وضمان عائد مرض من استخدام مواردها وحماية الموردين ومراقبة العوامل التي تُعتبر محدداً محتملاً للسيولة المصرفية. لذلك وانطلاقاً مما أكدته الأدبيات السابقة فيما يتعلق بالعوامل التي قد تؤثر على السيولة في المصارف التجارية، يمكن تحديد مشكلة البحث في التساؤل الآتي:

ما هو تأثير العوامل (الودائع، معدل الفائدة، السياسة الائتمانية، السياسة الاستثمارية، التكاليف والخدمات التسويقية) على السيولة في المصارف الخاصة التقليدية العاملة في سورية؟

## أهمية البحث وأهدافه:

تتمثل أهمية البحث النظرية من أهمية دراسة السيولة المصرفية في المصارف التجارية لتجنب وقوعها في مخاطر عديدة؛ حيث أنّ انخفاضها يولد مشكلة عدم القدرة على الوفاء بالالتزامات المالية أمام المودعين والمقترضين، مما ينعكس سلباً على سمعة المصرف ومكانته في السوق المصرفي؛ أما ارتفاعها وعدم الاستفادة منها، سوف ينتج عنه انخفاض في توظيف الأموال في استثمارات تحقق فائدة للمصرف، كما تتمثل الأهمية العملية للبحث بتناولها عوامل مؤثرة على السيولة المصرفية لم تتناولها الدراسات المحلية، وخصوصاً التكاليف والخدمات التسويقية.

أما الأهمية العملية للبحث فتتمثل في أنّ نتائجه قد تساعد في فهم أعمق لمفهوم السيولة في المصارف التجارية والعوامل المؤثرة عليها، مما يسهم في تعزيز هذا المفهوم ودوره في استقرار واستدامة القطاع المصرفي، بالإضافة إلى مساعدة المصارف محل الدراسة على اتخاذ قرارات استثمارية وإدارية أكثر كفاءة فيما يتعلق بإدارة السيولة.

يهدف البحث إلى دراسة تأثير مجموعة العوامل (الودائع، معدل الفائدة، السياسة الائتمانية، السياسة الاستثمارية، التكاليف والخدمات التسويقية) على السيولة في المصارف الخاصة التقليدية العاملة في سورية.

## فرضيات البحث:

الفرضية الرئيسة للبحث: لا يوجد أثر ذو دلالة معنوية لمجموعة العوامل (الودائع، معدل الفائدة، السياسة الائتمانية، السياسة الاستثمارية، التكاليف والخدمات التسويقية) على السيولة في المصارف الخاصة التقليدية العاملة في سورية. ويتفرع عن هذه الفرضية الفرضيات الفرعية الآتية:

١- لا يوجد أثر ذو دلالة معنوية للودائع على السيولة في المصارف الخاصة التقليدية العاملة في سورية.

٢- لا يوجد أثر ذو دلالة معنوية لمعدل الفائدة على السيولة في المصارف الخاصة التقليدية العاملة في سورية.

٣- لا يوجد أثر ذو دلالة معنوية للسياسة الائتمانية على السيولة في المصارف الخاصة التقليدية العاملة في سورية.

٤- لا يوجد أثر ذو دلالة معنوية للسياسة الاستثمارية على السيولة في المصارف الخاصة التقليدية العاملة في سورية.

٥- لا يوجد أثر ذو دلالة معنوية للتكاليف والخدمات التسويقية على السيولة في المصارف الخاصة التقليدية العاملة في سورية.

## منهجية البحث:

اعتمد البحث على منهج التحليل الوصفي والإحصائي لاختبار الفرضيات من خلال جمع بيانات من نوع البانل (Panel Data) لدراسة العوامل المؤثرة على السيولة في المصارف المصارف الخاصة التقليدية العاملة في سورية، وعددها (١١) مصرفاً، وهي: (المصرف الدولي للتجارة والتمويل، المصرف العربي سورية، مصرف بيمو السعودي الفرنسي، مصرف الائتمان الأهلي، مصرف بيبلوس سورية، مصرف سورية والمهجر، مصرف الأردن سورية، مصرف سورية والخليج، مصرف الشرق، فرنسبنك سورية، مصرف قطر الوطني سورية). دراسة التأثيرات قصيرة وطويلة الأجل لمجموعة من العوامل محددة، مع الأخذ بعين الاعتبار التفاعلات بين المقاطع العرضية (المصارف) والفترات الزمنية (السنوات). وقد تمّ اعتماد سلسلة زمنية سنوية تمتد من العام ٢٠٠٧ (سنة تأسيس أغلب المصارف)، لغاية العام ٢٠٢٠، لكونها أقصى مدة زمنية تمكن الباحث من الحصول على بياناتها من التقارير السنوية الصادرة عن المصارف محل الدراسة. تمّ اعتماد مجموعة العوامل الآتية: (الودائع، معدل الفائدة، السياسة الائتمانية، السياسة الاستثمارية، التكاليف والخدمات التسويقية) كعوامل مؤثرة على السيولة المصرفية، وتمّ قياس متغيرات البحث وفق الآتي:

نسبة السيولة = الأصول المتداولة ÷ الخصوم المتداولة (AlAli, 2019)

الودائع = إجمالي الودائع ÷ إجمالي الأصول (ŞİT, 2022).

السياسة الائتمانية = صافي التسهيلات الائتمانية ÷ إجمالي الموجودات (ŞİT, 2022)

السياسة الاستثمارية = القيمة الدفترية ÷ القيمة السوقية (Fama and French, 1995)

وتتضمن منهجية البحث الخطوات التالية:

١. **التحليل الاستكشافي:** تمّ استخدام الرسوم البيانية والإحصاء الوصفي لوصف البيانات والتعرف على خصائصها. واختبار التوزيع الطبيعي للبيانات باستخدام اختبار Jarque–Bera للتأكد من صحة الفرضيات.

٢. **الارتباط الذاتي المقطعي:** اختبار وجود الارتباط الذاتي بين المقاطع العرضية باستخدام اختبار Peseran لتحديد وجود علاقات مشتركة بين المصارف تؤثر على السيولة، وتجنب فقدان كفاءة المقدر واختبارات مضللة.

٣. **الارتباط الخطي:** اختبار وجود الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة باستخدام مصفوفة الارتباط.

٤. **اختبارات الاستقرارية:** اختبار جذر الوحدة (Unit Root Test) لضمان استقرار البيانات باستخدام اختبار Bai and Ng's (2004) PANIC لمتغيرات الاقتصاد الجزئي، واختبار ADF لسلاسل زمنية لمتغيرات الاقتصاد الكُلي (معدل الفائدة).

٥. **نموذج الانحدار الذاتي للمتباطئات الزمنية الموزعة (ARDL):** اختبار وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات باستخدام اختبار Bounds Test (Pesaran et al., 1999). وتقدير معاملات تصحيح الخطأ (ECM) لتحديد سرعة العودة إلى التوازن الطويل. وتقدير نموذج ARDL باستخدام مقاربة PMG (Pesaran and Shin, 2007) لبيانات البانل.

٦. **تحليل الصدمات باستخدام نظام معادلات شعاع الانحدار الذاتي (VAR):** تقدير نموذج VAR ودراسة تأثير الصدمات على السيولة. وفرض قيود هيكلية (Structural Restrictions) باستخدام تحليل Cholesky لتحليل الصدمات.

٧. **اختبار جودة النموذج:** من خلال اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج باستخدام اختبار Jarque–Bera. واختبار الارتباط الذاتي لبواقي النموذج. واختبار تجانس التباين لبواقي النموذج. واختبار استقرارية البواقي باستخدام اختبار ADF. وتمّ التطبيق باستخدام برنامج EViews10 لتحليل البيانات.

**الدراسات السابقة:**

**1- دراسة (Parvin & Nitu, 2016)، بعنوان:**

**Factors Affecting the Liquidity Level of Commercial Banks in Bangladesh.**

**العوامل المؤثرة على مستوى السيولة في البنوك التجارية في بنغلاديش.**

**هدف الدراسة:** هدفت الدراسة الى تحديد العوامل المؤثرة على مستوى السيولة للبنوك التجارية في بنغلاديش، وفحص ما إذا كانت عوامل مستوى البنك التقليدي تختلف عن البنك الاسلامي. تمّ جمع البيانات من المصادر الأولية والثانوية، حيث تمّ جمع المصادر الأولية باستخدام طريقة أخذ العينات الحكمية مباشرة من (١٠٠) مصرف من البنوك التقليدية والإسلامية من خلال استبيان منظم تمّ اجراءه باستخدام مقياس من خمس نقاط. أظهرت نتائج الدراسة أنّ حجم البنك وتصميمه وموقعه والتكنولوجيا الحديثة، والسياسة النقدية للحكومة، والمنافسة في الصناعة، وسياسة القروض، والاستثمار من أكثر العوامل تأثيراً، في حين أنّ نمو الناتج المحلي الإجمالي، توسع الفرع، غرف المقاصة، هي أقل عوامل السيولة تأثيراً في الصناعة المصرفية في بنغلاديش.

**٢- دراسة (Bhati, etal, 2019)، بعنوان:**

**Factors affecting the liquidity of commercial banks in India: a longitudinal analysis.**

**العوامل المؤثرة على السيولة في البنوك التجارية في الهند: دراسة طولية.**

هدفت الدراسة إلى تحديد التأثير طويل المدى للعديد من العوامل التنظيمية الخاصة بالبنك والاقتصاد الكلي على تحديد السيولة في البنوك الهندية. استخدمت الدراسة نموذج انحدار بيانات لوحة التأثير العشوائي واختباره مع بيانات عن البنوك الهندية لمدة ٢١ عام ممتدة ما بين عام ١٩٩٦ وعام ٢٠١٦ يأخذ النموذج في الاعتبار تأثير العوامل التنظيمية ونسبة الاحتياطي النقدي والسيولة القانونية ويتضمن أربع نسب مختلفة للسيولة خاصة بالسيناريو المصرفي الهندي وهي (نسبة الأصول السائلة إلى إجمالي الأصول، نسبة الأصول السائلة الى المطلوبات مثل الودائع والقروض والسندات، نسبة سيولة القروض إلى إجمالي الأصول، نسبة سيولة القروض إلى إجمالي الودائع والقروض والسندات). تظهر نتائج التحليل علاقات متناقضة بين المتغيرات المستقلة والتابعة المقاسة بأربع نسب سيولة، فمن المثير للاهتمام أن نلاحظ أنّ البنوك الهندية تعتمد بشكل أكبر على السيولة القائمة على الأصول وبدرجة أقل على السيولة القائمة على المسؤولية وبشكل أكثر تحديداً اظهرت أهم نسبة سيولة من نسبة الصول السائلة إلى إجمالي الأصول علاقة كبيرة مع متغيرات الاقتصاد الكلي، مثل معدلات الخصم وأسعار معدل الطلب والاحتياطي وسعر الصرف ومؤشر أسعار المستهلك والناتج الاجمالي المحلي. وأظهرت نسبة الأصول السائلة إلى إجمالي الأصول أيضاً علاقة مهمة مع المتغيرات الخاصة بالبنك لرأس المال إلى إجمالي الأصول وحجم البنك، ومع ذلك فإنّ العوامل التنظيمية لنسبة الاحتياطي النقدي والربحية المحددة من خلال العائد على حقوق الملكية والأرصدة غير العاملة ليس لها أي تأثير على سيولة البنوك الهندية.

**٣- دراسة (Nour Aldeen, etal, 2020)، بعنوان:**

**Determinants of Bank liquidity in Syria: A Comparative Study Between Islamic and Conventional banks**

**محددات السيولة المصرفية في سورية: دراسة مقارنة بين المصارف الإسلامية والمصارف التقليدية.**

هدفت الدراسة إلى تقييم مخاطر السيولة من خلال تحليل مقارن بين البنوك الإسلامية والتقليدية في سورية، تمّ استخدام اختبار t للعينات المزدوجة والانحدار مع تقدير المربعات الصغرى العادية. تمّ جمع البيانات الثانوية على مدى ٢٠١١-٢٠١٧، لقطاع البنوك الخاصة بأكمله في سورية. بحثت الدراسة في أهمية حجم البنك والعديد من النسب المالية على سيولة البنوك. أظهرت النتائج وجود فرق ضئيل بين البنوك الإسلامية والتقليدية من حيث السيولة. علاوة على ذلك، كانت مؤشرات إدارة مخاطر السيولة في البنوك الإسلامية مهمة ونسبة التمويل المتعثر (NPF) وحجم البنك عند مستوى ١٠٪. بينما في نظرائها كانت جميع المتغيرات المختارة في النموذج مؤشرات مهمة عند ٥٪. تظهر النتائج أيضاً أنّ عوامل مختلفة في مستويات مهمة مختلفة تؤثر على مخاطر السيولة في كل بنك.

**٤- دراسة (الفاضلي ومفتاح، ٢٠٢٢)، بعنوان: العوامل المؤثرة على سيولة المصارف التجارية: دليل تجريبي من دول مجلس التعاون الخليجي.**

هدفت الدراسة إلى التعرف على أهم العوامل المؤثرة على سيولة المصارف التجارية العاملة في دول مجلس التعاون الخليجي. اعتمد الجزء التجريبي من الدراسة على تحليل الانحدار المتعدد لبيانات بانل متوازنة تمّ الحصول عليها من (٦١) مصرفاً تجارياً مدرجاً في أسواق الأوراق المالية بالمنطقة قيد الدراسة للفترة الممتدة من ٢٠١١ إلى ٢٠٢٠. أظهرت نتائج الدراسة أنّ متغيري الودائع إلى إجمالي الأصول وجودة الأصول لهما تأثير إيجابي وذو دلالة على سيولة المصرف، كما أظهرت النتائج أنّ متغيري العائد على متوسط حقوق الملكية

ونسبة التكلفة إلى الدخل لهما تأثير سلبي وذو دلالة على سيولة المصرف. كما تؤكد النتائج أيضاً وجود أثر إيجابي ومعنوي لكل من معدل التضخم والنمو الاقتصادي وأسعار النفط على سيولة المصارف التجارية العاملة في دول مجلس التعاون الخليجي.

**٥- دراسة (Alyousef, 2022)، بعنوان:**

**The Determinants of Private Banks' Liquidity in Syria During the Syrian Crisis.**

**محددات السيولة لدى المصارف الخاصة في سورية خلال الأزمة السورية.**

هدفت الدراسة إلى تحديد محددات السيولة للبنوك السورية الخاصة خلال أزمة الأزمة السورية، تمّ إجراء التحليل على أساس ربع سنوي خلال الفترة الأكثر حدة من الأزمة بين عامي ٢٠١١ و٢٠١٨ باستخدام مقدر التأثيرات الثابتة على بيانات اللوحة لجميع البنوك السورية الخاصة البالغ عددها ١٤ بنكًا. يأخذ البحث في الاعتبار المتغيرات الخاصة بالبنوك المحسوبة من التقارير المالية المؤقتة والسنوية المنشورة لجميع البنوك السورية الخاصة، بالإضافة إلى متغير للأزمة السورية يقاس بالعوامل الكلية التالية: أسعار صرف الليرة السورية مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة المدروسة، وعدد السوريين الذين فروا من البلاد كلاجئين أو طالبي لجوء، وعدد الضحايا المرتبطين بالأزمة. وباستخدام نسبة القروض إلى الأصول كمتغير تابع، توصلت نتائج البحث إلى أنّ رأس مال البنك والودائع وحجم البنك وتكلفة التمويل وجودة الأصول لها تأثير إيجابي كبير على السيولة بنسبة ١٪، في حين أنّ الربحية لها تأثير سلبي كبير على السيولة بنسبة ١٪. علاوة على ذلك، فإنّ المتغير الكلي للأزمة السورية له تأثير إيجابي كبير على السيولة بنسبة ٥٪.

**٦- دراسة (مريم وأحمد، ٢٠٢٣)، بعنوان: إدارة السيولة المصرفية ودورها في تخفيض من خطر السيولة.**

هدفت الدراسة إلى تقييم دور إدارة السيولة المصرفية التي يمكن أن تساهم في تدنية مخاطر السيولة إلى أدنى حد ممكن والتحكم فيها بشكل أكبر. اعتمدت الدراسة المنهج الوصفي التحليلي، وذلك من خلال التعرف على السيولة المصرفية والعوامل المؤثرة عليها، وتحديد أدوات وتقنيات إدارة السيولة المصرفية ومعايير قياسها، بالإضافة إلى التركيز على الممارسات السليمة لإدارة مخاطر السيولة حسب لجنة بازل لرقابة المصرفية. توصلت هذه الدارسة إلى أنّ مخاطر السيولة من أهم المخاطر المتسببة في حدوث خسائر مالية ضخمة، يمكن أن تؤدي إلى انهيار المصرف وحدوث أزمات مالية، وعلى المصرف أن يهتم بمراقبة مستويات وأحجام السيولة لديه حتى يتجنب الوقوع في وضعية عجز أو مخالفة التشريعات التي تفرضها هيئات مراقبة نشاط المصارف حول مستويات السيولة الواجب الاحتفاظ بها لدى البنك المركزي أو في خزينة البنك التجاري.

**٧- دراسة (Alimardon & Khayot, 2024)، بعنوان:**

**Factors Affecting the Liquidity of Commercial Banks.**

**العوامل المؤثرة على سيولة البنوك التجارية.**

هدفت الدراسة إلى تحليل تأثير العوامل الداخلية والخارجية على سيولة المصارف التجارية في أوزبكستان خلال الفترة من عام ٢٠١٠ إلى عام ٢٠٢٠. استخدم الباحثون نموذجًا قياسيًا باستخدام طريقة اللحظات المعممة (GMM) على بيانات لوحية. تمّ تضمين عدد من المتغيرات في النموذج، بما في ذلك الودائع إلى إجمالي الأصول، وجودة الأصول، ونسبة العائد على متوسط حقوق الملكية (ROAE)، ونسبة التكلفة إلى الدخل، ومعدل الفائدة. تُشير نتائج الدراسة إلى أنّ المصارف التي تتمتع بنسب عالية من الودائع إلى إجمالي الأصول وجودة الأصول تميل إلى أن تكون أكثر سيولة من تلك التي تتمتع بنسب منخفضة من هذه المتغيرات، كما أنّ المصارف التي تُحقق عائدات عالية على

حقوق الملكية أو تتحمل تكاليف عالية نسبيًا تميل إلى أن تكون أقل سيولة. لا تقدم الدراسة دليلًا على وجود تأثير لمعدل الفائدة على سيولة المصارف التجارية في أوزبكستان.

**من خلال استعراض الدراسات السابقة:** نلاحظ أنّ جميع الدراسات المذكورة تركز على تحليل مفهوم سيولة المصارف، وأهميتها، وعوامل تأثيرها، باستثناء دراسة (مريم وأحمد، ٢٠٢٣) التي ركزت على دور إدارة السيولة في تخفيض خطر السيولة، وتعتمد على نماذج قياسية لتقييم العوامل المؤثرة على سيولة المصارف، وتناولت دور العديد من العوامل في التأثير على سيولة المصارف، مثل: الودائع، معدل الفائدة، التكاليف والخدمات التسويقية، السياسة الائتمانية، السياسة الاستثمارية، الاحتياطي الإلزامي، العمليات في السوق المفتوحة، بالإضافة إل تأكيدها على أهمية إدارة السيولة الفعالة من قبل المصارف لضمان استقرارها واستدامتها.

وتتميز الدراسة الحالية بأنها جديدة في البيئة المحلية من ناحية تناولها بعض المتغيرات المؤثرة على السيولة المصرفية وبشكل خاص متغير التكاليف والخدمات التسويقية، وقد استفاد الباحث من الدراسات السابقة في تحديد أهم العوامل التي تؤثر على سيولة المصارف التجارية بما يخدم أغراض البحث الحالي.

## النتائج والمناقشة:

تمّ في هذا القسم اختبار الفرضيات باستخدام الأدوات الإحصائية المناسبة بالاعتماد على برنامج EViews10.

تمّ ترميز المتغيرات المستخدمة في اختبار الفرضيات وفق الجدول الآتي:

**الجدول (١) ترميز المتغيرات**

| QUK | CDP | BCP | INV | INT | MKG |
|---|---|---|---|---|---|
| السيولة | الودائع | السياسة الائتمانية | السياسة الاستثمارية | معدل الفائدة | التكاليف والخدمات التسويقية |

ويتم ترميز المصارف وفق الجدول الآتي:

**الجدول (٢) ترميز البنوك**

| JOR | ITF | SHR | ARB | BIB | BBS | SGB | BSO | BAS | FSB | QNB |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| الأردن | الدولي للتجارة والتمويل | الشرق | العربي | بيبلوس | بيمو | سورية والخليج | سورية والمهجر | عودة | فرنسبنك | قطر |

**أولاً: الإحصاءات الوصفية:**

يبين الجدول الآتي الإحصاءات الوصفية والتوزيع الاحتمالي للمتغيرات وفق الآتي:

**الجدول (٣) الإحصاءات الوصفية للمتغيرات المستخدمة في الدراسة**

| المتغير | QUK | CDP | BCP | INV | MKG | INT |
|---|---|---|---|---|---|---|
| عدد المشاهدات | ١٥٠ | 148 | ١٤٨ | ١٢٩ | ١٤٩ | 154 |
| المتوسط الحسابي | 2.042 | 0.733 | 0.250 | 1.422 | 19702430 | 0.087 |
| الانحراف المعياري | 2.113 | 0.183 | 0.146 | 2.165 | 24115222 | 0.012 |
| أكبر قيمة | 14.207 | 0.943 | 0.601 | 17.720 | 183811145 | 0.1 |
| أدنى قيمة | 1.012 | 0.178 | 0.011 | 0 | 635200 | 0.062 |
| الالتواء | 3.192 | −1.821 | 0.305 | 6.180 | 3.429 | −0.541 |
| التفرطح | 14.598 | 5.525 | 3.362 | 44.64 | 19.243 | 1.949 |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Jarque–Bera (التوزيع الطبيعي) | 000 | 000 | 0.090 | 000 | 000 | 000 |

**المصدر: إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج EViews**

يعرض الجدول (٣) وصفاً إحصائياً لمتغيرات الدراسة، حيث نلاحظ وجود تشتت في البيانات لأنّ القيم العليا والدنيا لمتغيرات الدراسة بعيدة نسبياً عن قيم المتوسط الحسابي، الأمر الذي ينعكس على الانحراف المعياري لجميع المتغيرات ويؤدي إلى وجود قيم خارج حدود القيم التي من الممكن أن يأخذها التوزيع الطبيعي $(\pm 3\sigma)$. حيث بلغت أكبر قيمة لمتغير نسبة السيولة (QUK) (الموجودات إلى المطلوبات) ١٤.٢٠٧ والتي تعود لبنك بيبلوس عام ٢٠٠٩ وتدل على قوة المركز المالي للبنك خلال تلك الفترة، مقابل أصغر قيمة 1.012 والتي تعودً لبنك سورية والخليج عام ٢٠١٧ وهي نسبة غير مقبولة تدل على وجود خلل وضعف في المركز المالي للبنك، بسبب شبه إيقاف لنشاطات البنك المصرفية خلال تلك الفترة، في حين بلغت أكبر قيمة لنسبة الودائع (CDP) (إجمالي الودائع إلى الموجودات) ٠.٩٤٣ لبنك سورية والخليج عام ٢٠١٨ وهي نسبة عالية تدل على أنّ البنك يعتمد بشكل كبير في تمويل أصوله على الدائنين وبالتالي تحمل مخاطرة كبيرة في السوق، وأدناها 0.178 والتي تعود لبنك قطر عام ٢٠١٤، في حين بلغت أكبر قيمة لمتغير السياسة الائتمانية (صافي التسهيلات إلى إجمالي الموجودات) (BCP) 0.601 والتي تعود للبنك العربي عام ٢٠١١ والتي تدل على قدرة مرتفعة للبنك لتجنب مخاطر السوق وتغطيتها وأقلها ٠.٠١١ والتي تعود لبنك قطر عام ٢٠١٥ والتي تشير إلى إيقاف كبير في خدمات ونشاطات المصرف وعدم قدرته على تغطية مخاطر السوق. وبلغت أكبر قيمة لمتغير السياسة الاستثمارية (القيمة الدفترية إلى القيمة السوقية) (INV) ١٧.٧٢ عام ٢٠١٦ لبنك سورية والخليج والتي تعطي قراراً جيداً للمستثمرين بشأن الاستثمار في أسهم هذا البنك، وأقل قيمة ٠ عامي ٢٠٠٧ و٢٠٠٨ لبنك بيبلوس مع بداية تأسيسه. أما بالنسبة لمتغير الخدمات والتكاليف التسويقية (MKG) فبلغت أكبر قيمة ١٨٣٨١١١٤٥ ليرة سورية لبنك بيبلوس عام ٢٠١٩ مع التضخم الكبير في تكاليف الخدمات، وأقلها ٦٣٥٢٠٠ ليرة سورية لبنك الشرق عام ٢٠٠٨، وكانت أعلى قيمة لمتغير معدل الفائدة (INT) المعبر عن السياسة النقدية ٠.١ عام ٢٠١٧ وأدنى قيمة ٠.٠٦٢ عام ٢٠١٠ والتي تشير إلى تغيرات كبيرة في السياسة النقدية لمصرف سورية المركزي تبعاً للمتغيرات الاقتصادية في سورية ومحاولة لكبح جماح التضخم خلال تلك الفترة. إنّ الفرق الكبير بين أكبر وأدنى قيمة للمتغيرات والتشتت في البيانات يعكس وجود قيم متطرفة تؤثر على التوزيع الاحتمالي للمتغيرات، حيث يتبين من الجدول أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية Jarque Bera أقل من مستوى معنوية ٠.٠٥ لجميع المتغيرات ماعدا متغير السياسة الائتمانية فهي أقل من مستوى معنوية ٠.١٠، وبالتالي نرفض فرضية التوزيع الطبيعي لجميع متغيرات الدراسة، ونجد أنّ عدم التوزيع الطبيعي لمتغيرات الدراسة يؤثر في شكل التوزيع، حيث يتضح ذلك من خلال قيم معامل الالتواء والتفرطح. كما يبين الجدول القيم السالبة لمعامل الالتواء لمتغيرات (CDP–INT) يعكس ذلك أنّ التكرارات التي قيمها أقل من المتوسط أكبر من التكرارات التي لها قيم أكبر ويؤدي ذلك إلى التواء التوزيع نحو اليسار بينما نجد لمتغيرات (QUK – BCP – INV – MKG) التواء موجب وبالتالي التكرارات التي لها قيم أكبر من المتوسط أكبر من التكرارات الأصغر والتواء التوزيع نحو اليمين. كما نلاحظ أنّ قيمة معامل التفرطح لجميع المتغيرات ما عدا متغير معدل الفائدة أكبر من التفرطح الطبيعي (3) يدل على درجة تدبب كبيرة لقمة توزيع المتغيرات مع وجود قيم بعيدة عن المتوسط الحسابي، كما أنّ معامل قيمة التفرطح لمتغير معدل الفائدة (INT) أقل من التفرطح الطبيعي (٣) مما يدل على عدم وجود تدبب أي أنّ القيم أقل بعداً عن المتوسط الحسابي.

يُؤثر عدم توزع متغيرات الدراسة توزيعاً طبيعياً على أدوات الاستدلال الإحصائي ومؤشرات الاختبار، لكن في حالة عدد المشاهدات لدينا فإنه حسب قانون الأعداد الكبيرة كلما ازداد تكرار البيانات كانت نتائج التقدير أقل انحرافاً عن القيم الفعلية، كما أنه وفي حالة بيانات بانل فإنّ إحصائية F مقدر حصين (Robust) حسب نتائج المحاكاة لـ (Baltagi, 2001, p71)، وفي هذه الحالة يمكن التحقق من مدى اتساق نتائج التقدير من خلال الاختبارات التشخيصية لبواقي النماذج المستهدف تقديرها.

بما أنّ متغير الخدمات والتكاليف التسويقية يقاس بالأرقام المطلقة ولتحقيق التوازن والتلاؤم مع المتغيرات الأخرى التي هي عبارة عن معدلات من أجل صحة النموذج الإحصائي نقوم بإدخال المتغير في النموذج بمستواه اللوغاريتمي.

**ثانياً: الارتباط الذاتي الفردي (Cross Section Dependence):**

نقوم باختبار فرضية عدم وجود ارتباط بين المقاطع لكل متغير من متغيرات الدراسة، ونحصل على النتائج المبينة في الجداول (٤، ٥، ٦، ٧، ٨)، حيث نلاحظ ما يلي:

يبين الجدول (٤) أنّ القيم الاحتمالية لإحصائية الاختبار أقل من مستوى معنوية ٠.٠٥، وبالتالي نستطيع أن نرفض فرضية العدم، ونستنتج وجود ارتباط ذاتي فردي (بين المقاطع) لمتغير نسبة السيولة.

ويبين الجدول (٥) أنّ القيم الاحتمالية لإحصائية الاختبار أقل من مستوى معنوية ٠.٠٥، وبالتالي نستطيع أن نرفض فرضية العدم، ونستنتج وجود ارتباط ذاتي فردي (بين المقاطع) لمتغير نسبة الودائع.

**الجدول (٤) اختبار وجود ارتباط فردي لمتغير نسبة السيولة**

Cross-Section Dependence Test
Series: QUK
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation)
Sample: 2007 2020
Periods included: 14
Cross-sections included: 11
Total panel (unbalanced) observations: 150
Note: non-zero cross-section means detected in data
Test employs centered correlations computed from pairwise samples

| Test | Statistic | d.f. | Prob. |
|---|---|---|---|
| Breusch-Pagan LM | 268.3026 | 55 | 0.0000 |
| Pesaran scaled LM | 20.33760 | | 0.0000 |
| Bias-corrected scaled LM | 19.91453 | | 0.0000 |
| Pesaran CD | 2.284559 | | 0.0223 |

**الجدول (٥) اختبار وجود ارتباط فردي لمتغير نسبة الودائع**

Cross-Section Dependence Test
Series: CDP
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation)
Sample: 2007 2020
Periods included: 14
Cross-sections included: 11
Total panel (unbalanced) observations: 148
Note: non-zero cross-section means detected in data
Test employs centered correlations computed from pairwise samples

| Test | Statistic | d.f. | Prob. |
|---|---|---|---|
| Breusch-Pagan LM | 234.8993 | 55 | 0.0000 |
| Pesaran scaled LM | 17.15272 | | 0.0000 |
| Bias-corrected scaled LM | 16.72965 | | 0.0000 |
| Pesaran CD | 5.860614 | | 0.0000 |

**الجدول (٦) اختبار وجود ارتباط فردي للسياسة الائتمانية**

Cross-Section Dependence Test
Series: BCP
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation)
Sample: 2007 2020
Periods included: 14
Cross-sections included: 11
Total panel (unbalanced) observations: 148
Note: non-zero cross-section means detected in data
Test employs centered correlations computed from pairwise samples

| Test | Statistic | d.f. | Prob. |
|---|---|---|---|
| Breusch-Pagan LM | 418.7357 | 55 | 0.0000 |
| Pesaran scaled LM | 34.68084 | | 0.0000 |
| Bias-corrected scaled LM | 34.25776 | | 0.0000 |
| Pesaran CD | 19.92381 | | 0.0000 |

**الجدول (٧) اختبار وجود ارتباط فردي للسياسة الاستثمارية**

Cross-Section Dependence Test
Series: INV
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation)
Sample: 2007 2020
Periods included: 14
Cross-sections included: 11
Total panel (unbalanced) observations: 129
Note: non-zero cross-section means detected in data
Test employs centered correlations computed from pairwise samples

| Test | Statistic | d.f. | Prob. |
|---|---|---|---|
| Breusch-Pagan LM | 253.6772 | 55 | 0.0000 |
| Pesaran scaled LM | 18.94312 | | 0.0000 |
| Bias-corrected scaled LM | 18.52005 | | 0.0000 |
| Pesaran CD | 13.43710 | | 0.0000 |

**الجدول (٨) اختبار وجود ارتباط فردي لمتغير الخدمات والتكاليف التسويقية**

Cross-Section Dependence Test
Series: MKG
Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation)
Sample: 2007 2020
Periods included: 14
Cross-sections included: 11
Total panel (unbalanced) observations: 149
Note: non-zero cross-section means detected in data
Test employs centered correlations computed from pairwise samples

| Test | Statistic | d.f. | Prob. |
|---|---|---|---|
| Breusch-Pagan LM | 186.0199 | 55 | 0.0000 |
| Pesaran scaled LM | 12.49225 | | 0.0000 |
| Bias-corrected scaled LM | 12.06918 | | 0.0000 |
| Pesaran CD | 9.735971 | | 0.0000 |

**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

يبين الجدول (٦) أنّ القيم الاحتمالية لإحصائية الاختبار أقل من مستوى معنوية ٠.٠٥، وبالتالي نستطيع أن نرفض فرضية العدم، ونستنتج وجود ارتباط ذاتي فردي (بين المقاطع) لمتغير السياسة الائتمانية.

ويبين الجدول (٧) أنّ القيم الاحتمالية لإحصائية الاختبار أقل من مستوى معنوية ٠.٠٥، وبالتالي نستطيع أن نرفض فرضية العدم، ونستنتج وجود ارتباط ذاتي فردي (بين المقاطع) لمتغير السياسة الاستثمارية.

ويبين الجدول (٨) أنّ القيم الاحتمالية لإحصائية الاختبار أقل من مستوى معنوية ٠.٠٥، وبالتالي نستطيع أن نرفض فرضية العدم، ونستنتج وجود ارتباط ذاتي فردي (بين المقاطع) لمتغير الخدمات والتكاليف التسويقية.

أما بالنسبة لمتغير معدل الفائدة فهو متغير اقتصاد كُلي وموحد لجميع البنوك، وبالتالي لا يتم تطبيق هذا الاختبار على هذا المتغير.

**ثالثاً: اختبارات الاستقرارية (Stationary):**

تبين من خلال الرسوم البيانية (المبينة في ملحق البحث) لمتغيرات الدراسة أنّ بعضها مستقر حول ثابت (Intercept) دون اتجاه عام (السياسة الاستثمارية، معدل الفائدة) كما تبين وجود اتجاه عام (Trend) لبعض المقاطع العرضية في متغيرات (نسبة السيولة، نسبة الودائع، السياسة الائتمانية، الخدمات والتكاليف التسويقية) وهو ما يساعدنا على اختيار النموذج المناسب في دراسة الاستقرارية. كما تبين من خلال اختبارات (Cross Section Dependence) وجود ارتباط فردي بين المقاطع لجميع متغيرات الاقتصاد الجزئي، حيث أنّ المقاطع العرضية هنا تتأثر بقوى مشتركة تسمى العوامل (Factors) بحيث ترتبط التحركات فيها مع المقاطع العرضية في المتغير، تُسمى اختبارات الاستقرارية التي تدعم افتراض الارتباط الفردي المقطعي باختبارات الجيل الثاني (Second Generation)، لذلك تمّ استخدام مساهمة (Bai and Ng, 2004) لدراسة استقرارية متغيرات الدراسة، وهو ما يدعم اختبار استقرارية المكونات الفردية (Idiosyncratic) لمتغيرات الدراسة ونحصل على النتائج الآتية:

**الجدول (٩) اختبار الاستقرارية لمتغير نسبة السيولة**

Panel unit root tests with cross-sectional dependence: Bai and Ng - PANIC
Series: QUK
Date: 08/03/22 Time: 21:19
Sample: 2007 2020
Cross-sections: 11
Balanced observations: 12
Total observations: 132
Deterministics: Constant and trend
Probabilities simulated using 1000 obs. and 10000 Monte Carlo replications.

Idiosyncratic elements: Cross-section specific ADF unit root tests
Null hypothesis: Unit root for specified cross-section
Lag selection: AIC with maxlag=2

| Cross-section | ADF lags | t-stat | p-value |
|---|---|---|---|
| JOR | 0 | -2.18074 | 0.14340 |
| ITF | 0 | -1.83275 | 0.27420 |
| SHR | 0 | -1.69075 | 0.34810 |
| ARB | 0 | -2.19679 | 0.13810 |
| BAS | 0 | -1.73790 | 0.32230 |
| BBS | 2 | -0.70906 | 0.95930 |
| BSO | 0 | -1.86533 | 0.25990 |
| FSB | 0 | -2.51905 | 0.06500 |
| QNB | 0 | -1.88866 | 0.25040 |
| BIB | 0 | -1.79005 | 0.29460 |
| SGB | 0 | -1.70042 | 0.34200 |

**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

يبين الجدول (٩) عدم استقرارية جميع الوحدات المقطعية لمتغير نسبة السيولة، حيث أنّ القيمة الاحتمالية أكبر من مستوى معنوية ٠.٠٥، وبالتالي لا نستطيع رفض فرضية وجود جذر الوحدة في المتغير لجميع الوحدات المقطعية.

**الجدول (١٠) اختبار الاستقرارية لمتغير نسبة الودائع**

Panel unit root tests with cross-sectional dependence: Bai and Ng - PANIC
Series: CDP
Date: 08/03/22 Time: 21:25
Sample: 2007 2020
Cross-sections: 11
Balanced observations: 11
Total observations: 121
Deterministics: Constant and trend
Probabilities simulated using 1000 obs. and 10000 Monte Carlo replications.

Idiosyncratic elements: Cross-section specific ADF unit root tests
Null hypothesis: Unit root for specified cross-section
Lag selection: AIC with maxlag=2

| Cross-section | ADF lags | t-stat | p-value |
|---|---|---|---|
| JOR | 0 | -0.75289 | 0.94300 |
| ITF | 0 | -5.51760 | 0.00000 |
| SHR | 1 | -1.13789 | 0.72040 |
| ARB | 0 | -0.74946 | 0.94420 |
| BAS | 0 | -0.98444 | 0.82020 |
| BBS | 0 | -0.92410 | 0.85610 |
| BSO | 0 | -1.23064 | 0.65330 |
| FSB | 0 | -0.85157 | 0.89850 |
| QNB | 1 | -1.18684 | 0.68730 |
| BIB | 0 | -1.80437 | 0.29140 |
| SGB | 0 | -0.91974 | 0.85810 |

**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

يبين الجدول (١٠) عدم استقرارية جميع الوحدات المقطعية بالنسبة لمتغير نسبة الودائع، حيث أنّ القيمة الاحتمالية أكبر من مستوى معنوية ٠.٠٥، إلا بالنسبة لبنك التجارة الدولي فنلاحظ أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أقل من مستوى دلالة ٠.٠٥، فنلاحظ أنّ الوحدة المقطعية مستقرة عند المستوى.

**الجدول (١١) اختبار الاستقرارية لمتغير السياسة الائتمانية**

Panel unit root tests with cross-sectional dependence: Bai and Ng - PANIC
Series: BCP
Date: 08/03/22 Time: 21:38
Sample: 2007 2020
Cross-sections: 11
Balanced observations: 10
Total observations: 110
Deterministics: Constant
Probabilities simulated using 1000 obs. and 10000 Monte Carlo replications.

Idiosyncratic elements: Cross-section specific ADF unit root tests
Null hypothesis: Unit root for specified cross-section
Lag selection: AIC with maxlag=2

| Cross-section | ADF lags | t-stat | p-value |
|---|---|---|---|
| JOR | 0 | -2.00151 | 0.20610 |
| ITF | 1 | -2.26580 | 0.11710 |
| SHR | 1 | -2.83656 | 0.02740 |
| ARB | 0 | -2.47408 | 0.07460 |
| BAS | 1 | -0.81256 | 0.91750 |
| BBS | 1 | -3.01357 | 0.01650 |
| BSO | 1 | -0.96013 | 0.83440 |
| FSB | 1 | -0.96013 | 0.83440 |
| QNB | 1 | -1.30203 | 0.60770 |
| BIB | 0 | -2.27311 | 0.11570 |
| SGB | 0 | -1.42985 | 0.52300 |

**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

يبين الجدول (١١) أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى معنوية ٠.٠٥ لجميع الوحدات المقطعية، وبالتالي عدم استقرارها في المستوى ما عدا (بنك الشرق، بنك بيمو السعودي الفرنسي)، حيث نجد أنّ القيمة الاحتمالية لها أقل من مستوى معنوية ٠.٠٥، وبالتالي هي مستقرة في المستوى.

**الجدول (١٢) اختبار الاستقرارية لمتغير السياسة الاستثمارية**

Panel unit root tests with cross-sectional dependence: Bai and Ng - PANIC
Series: INV
Date: 08/03/22 Time: 21:43
Sample: 2007 2020
Cross-sections: 11
Balanced observations: 9
Total observations: 99
Deterministics: Constant
Probabilities simulated using 1000 obs. and 10000 Monte Carlo replications.

Idiosyncratic elements: Cross-section specific ADF unit root tests
Null hypothesis: Unit root for specified cross-section
Lag selection: AIC with maxlag=2

| Cross-section | ADF lags | t-stat | p-value |
|---|---|---|---|
| JOR | 2 | -0.19045 | 0.61850 |
| ITF | 2 | 3.11754 | 0.99940 |
| SHR | 0 | 2.19926 | 0.99290 |
| ARB | 2 | -0.23341 | 0.60280 |
| BAS | 0 | 0.48088 | 0.81550 |
| BBS | 2 | -0.36581 | 0.55500 |
| BSO | 0 | -0.06277 | 0.66180 |
| FSB | 0 | 1.62948 | 0.97430 |
| QNB | 2 | 2.10434 | 0.99050 |
| BIB | 1 | 2.21914 | 0.99320 |
| SGB | 2 | 1.36113 | 0.95400 |

**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

يبين الجدول (١٢) أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى معنوية ٠.٠٥ لجميع الوحدات المقطعية، وبالتالي لا نستطيع أن نرفض الفرضية العدم، ونجد أنّ المتغير غير مستقر في المستوى.

**الجدول (١٣) اختبار الاستقرارية لمتغير التكاليف والخدمات التسويقية**

Panel unit root tests with cross-sectional dependence: Bai and Ng - PANIC
Series: MKG
Date: 06/03/22 Time: 22:03
Sample: 2007 2020
Cross-sections: 11
Balanced observations: 11
Total observations: 121
Deterministics: Constant and trend
Probabilities simulated using 1000 obs. and 10000 Monte Carlo replications.

Idiosyncratic elements: Cross-section specific ADF unit root tests
Null hypothesis: Unit root for specified cross-section
Lag selection: AIC with maxlag=2

| Cross-section | ADF lags | t-stat | p-value |
|---|---|---|---|
| JOR | 0 | -2.55264 | 0.05810 |
| ITF | 1 | -1.56388 | 0.42350 |
| SHR | 2 | -1.61658 | 0.39110 |
| ARB | 0 | -4.04176 | 0.00040 |
| BAS | 0 | -2.17978 | 0.13530 |
| BBS | 2 | -1.86996 | 0.24980 |
| BSO | 0 | -1.86095 | 0.25450 |
| FSB | 0 | -2.22121 | 0.12510 |
| QNB | 1 | -2.66928 | 0.04400 |
| BIB | 0 | -1.92734 | 0.22300 |
| SGB | 0 | -2.22305 | 0.12460 |

**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

يبين الجدول (١٣) أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى معنوية ٠.٠٥ لجميع الوحدات المقطعية لمتغير التكاليف والخدمات التسويقية، وبالتالي نستنتج عدم استقرارها في المستوى.

أما بالنسبة لمتغير الاقتصاد الكُلي (معدل الفائدة) فنقوم باستخدام اختبار ديكي فولر المعدل ADF ونحصل على النتائج المبينة في الجدولين (١٤، ١٥)، حيث يبين الجدول (١٤) أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى معنوية ٠.٠٥ بالنسبة لمتغير معدل الفائدة، وبالتالي المتغير غير مستقر في المستوى، ونقوم بحساب الفرق الأول للمتغير ونختبر الاستقرارية، حيث يبين الجدول (١٥) أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أصغر من مستوى معنوية ٠.٠٥، وبالتالي نستطيع أن نرفض الفرضية العدم، ونستنتج أنّ متغير معدل الفائدة مستقر عند الفرق الأول.

**الجدول (١٤) اختبار الاستقرارية لمتغير معدل الفائدة**

Null Hypothesis: INT has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | 0.653026 | 0.8414 |
| Test critical values: | 1% level | -2.792154 | |
| | 5% level | -1.977738 | |
| | 10% level | -1.602074 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

**الجدول (١٥) اختبار الاستقرارية لمتغير معدل الفائدة عند الفرق الأول**

Null Hypothesis: D(INT) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -3.253511 | 0.0040 |
| Test critical values: | 1% level | -2.792154 | |
| | 5% level | -1.977738 | |
| | 10% level | -1.602074 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

**رابعاً: الارتباط الخطي:**

للتحقق من عدم وجود هذه المشكلة نحسب مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المستقلة المستخدمة في التقدير، حيث يبين الجدول (١٦) أنّ مستوى الدلالة لمعامل درجة الارتباط بين المتغيرات المستقلة بين كل من السياسة الاستثمارية والائتمانية وبين كل من الودائع ولوغاريتم التكاليف والخدمات التسويقية والسياسة الائتمانية ولوغاريتم التكاليف والخدمات التسويقية والسياسة الاستثمارية ولوغاريتم التكاليف والخدمات التسويقية وبين الودائع ومعدل الفائدة وبين السياسة الاستثمارية ومعدل الفائدة أكبر من مستوى دلالة ٠.٠٥، وبالتالي لا نستطيع أن نرفض الفرضية العدم، ونستنتج عدم وجود ارتباط ذو دلالة إحصائية بين هذه المتغيرات، ونجد أنّ مستوى الدلالة لمعامل درجة الارتباط بين الودائع والسياسة الائتمانية وبين الودائع والسياسة الاستثمارية وبين الودائع ومعدل الفائدة وبين لوغاريتم الخدمات والتكاليف التسويقية وبين معدل الفائدة أقل من مستوى دلالة ٠.٠٥، وبالتالي نستطيع أن نرفض الفرضية العدم ونستنتج وجود ارتباط ذو دلالة إحصائية بين هذه المتغيرات، وأنّ أكبر درجة ارتباط كانت بين لوغاريتم الخدمات والتكاليف التسويقية وبين معدل الفائدة حيث بلغت درجة الارتباط 0.485- وهي درجة ارتباط ضعيفة، وبالتالي نستنتج عدم وجود مشكلة ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة، حيث تظهر هذه المشكلة عندما تكون درجة الارتباط بين المتغير شبه تامة (أكبر من ٠.٩٥).

**الجدول (١٦) اختبار الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة**

Covariance Analysis: Ordinary
Date: 07/21/22 Time: 21:42
Sample: 2010 2020
Included observations: 129
Balanced sample (listwise missing value deletion)

| Correlation<br>Probability | CDP | BCP | INV | LMKG | INT |
|---|---|---|---|---|---|
| CDP | 1.000000<br>---- | | | | |
| BCP | 0.331169<br>0.0001 | 1.000000<br>---- | | | |
| INV | 0.259655<br>0.0030 | -0.017854<br>0.8408 | 1.000000<br>---- | | |
| LMKG | 0.123569<br>0.1630 | 0.008653<br>0.9225 | -0.031301<br>0.7247 | 1.000000<br>---- | |
| INT | -0.080361<br>0.3653 | -0.444975<br>0.0000 | -0.000867<br>0.9922 | -0.484064<br>0.0000 | 1.000000<br>---- |

**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

**خامساً: تقدير النموذج:**تبين من خلال اختبارات الاستقرارية أنّ المكونات المشتركة غير مستقرة في المستوى لجميع المتغيرات، مع وجود وحدات مقطعية فردية مستقرة في المستوى، ومنها غير مستقر في المستوى؛ وفقاً للنتائج

السابقة فإنّ النموذج الملائم للتقدير والمتوافق مع النتائج السابقة هو نموذج الانحدار الذاتي للمتباطئات الزمنية ARDL وذلك لعدة أسباب: ١) يمكن تطبيق النموذج في حال وجود متغيرات مختلفة في درجة استقرارها. ٢) تستخدم في تقدير نموذج ARDL مقاربة Pooled Mean Groups والتي تقوم على الجمع بين المكونات الفردية والمشتركة لمعاملات الانحدار من خلال تقدير جزء غير مشترك مرتبط بالأثر قصير الأجل وجزء مشترك يقدر بالأثر طويل الأجل، وبالتالي أخذ الارتباط الذاتي المقطعي بعين الاعتبار.

نقوم في الخطوة الأولى من اختبار مدى تحقق توازن طويل المدى في الصناعة المصرفية في سورية، من خلال تقدير النموذج التالي، حيث نقوم بإجراء انحدار للمتغيرات المستقلة على معدل السيولة:

**الجدول (١٧) نتائج تقدير نموذج ARDL لاختبار تأثير المتغيرات المستقلة على معدل السيولة**

Dependent Variable: D(QUK)
Method: ARDL
Date: 07/28/22 Time: 04:42
Sample: 2011 2020
Included observations: 118
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (1 lag, automatic): BCP CDP INT INV LMKG
Fixed regressors:
Number of models evalulated: 1
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 1, 1, 1)
Note: final equation sample is larger than selection sample

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|---|
| **Long Run Equation** | | | | |
| BCP | 1.124988 | 1.513189 | 0.743455 | 0.4602 |
| CDP | -4.911560 | 5.220206 | -0.940875 | 0.3507 |
| INT | 45.30721 | 47.54044 | 0.953025 | 0.3445 |
| INV | 0.328740 | 0.394235 | 0.833867 | 0.4078 |
| LMKG | 0.076678 | 0.024673 | 3.107749 | 0.0029 |
| **Short Run Equation** | | | | |
| COINTEQ01 | -0.015862 | 0.012270 | -1.292794 | 0.2012 |
| D(BCP) | -0.301378 | 0.237709 | -1.267845 | 0.2099 |
| D(CDP) | -1.653308 | 1.091888 | -1.514174 | 0.1354 |
| D(INT) | -1.819274 | 1.399232 | -1.300195 | 0.1987 |
| D(INV) | 0.065953 | 0.076178 | 0.865786 | 0.3902 |
| D(LMKG) | -0.038173 | 0.024889 | -1.533729 | 0.1305 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| Mean dependent var | -0.054003 | S.D. dependent var | 0.402017 |
| S.E. of regression | 0.234786 | Akaike info criterion | -3.130309 |
| Sum squared resid | 3.197225 | Schwarz criterion | -1.556304 |
| Log likelihood | 272.9049 | Hannan-Quinn criter. | -2.490759 |

**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

يبين الجدول (١٧) أنّه تمّ اختيار النموذج بدون قاطع (Intercept) وبدون اتجاه (Non Trend)، مع (١) فترة ابطاء (Lagged) لكل متغير تحت افتراض أنّ البيانات سنوية وحسب معايير المعلومات (Akaike) بما يحقق أفضل نموذج وبأقل أخطاء. كما يبين الجدول (١٧) أنّ قيمة معامل تصحيح الخطأ (سرعة العودة إلى وضع التوازن) سالبة ولكنها غير معنوية عند ٠.٠٥ (COINTEQ01 = −0.015)، ومع عدم معنوية معاملات معادلة الأجل الطويل لا نستطيع أن نرفض الفرضية العدم، ونستنتج عدم وجود تأثير طويل الأجل للمتغيرات المستقلة في المتغير التابع.

**مرحلة إعادة التقدير:** مع عدم وجود توليفة تأثير خطي للمتغيرات المستقلة على المتغير التابع تمّ دراسة تأثير الصدمات من خلال توليفة غير خطية باستخدام نموذج شعاع الانحدار الذاتي VAR.

البيانات التي لدينا سنوية وهي ذات عدد قليل وبالتالي نقوم بتعيين درجة الإبطاء إلى (١). نقوم بتقدير النموذج ونحصل على النتائج الآتية:

**الجدول (١٨) نتائج تقدير نظام معادلات شعاع الانحدار الذاتي VAR**

Vector Autoregression Estimates
Date: 07/28/22 Time: 04:57
Sample (adjusted): 2008 2020
Included observations: 118 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

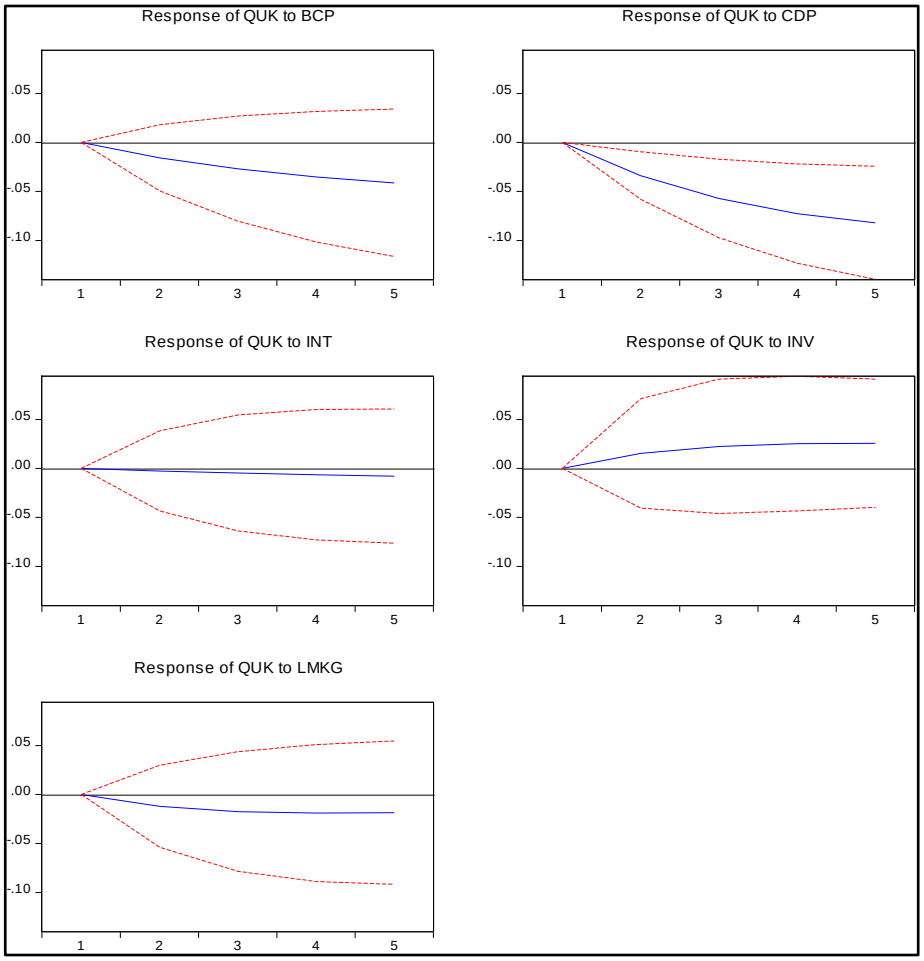
| | QUK | BCP | CDP | INT | INV | LMKG |
|---|---|---|---|---|---|---|
| QUK(-1) | 0.809921 | -0.002268 | -0.008696 | 0.000495 | -0.047193 | -0.031730 |
| | (0.02246) | (0.00527) | (0.00419) | (0.00053) | (0.14535) | (0.04803) |
| | [36.0595] | [-0.43058] | [-2.07711] | [0.92732] | [-0.32469] | [-0.66063] |
| BCP(-1) | -0.060795 | 0.706975 | 0.076174 | 0.013124 | -0.740989 | -2.512237 |
| | (0.25479) | (0.05975) | (0.04749) | (0.00605) | (1.64877) | (0.54483) |
| | [-0.23861] | [11.8319] | [1.60404] | [2.16834] | [-0.44942] | [-4.61102] |
| CDP(-1) | -0.684952 | 0.009167 | 0.867982 | 0.000141 | 2.037446 | 0.430997 |
| | (0.21714) | (0.05092) | (0.04047) | (0.00516) | (1.40514) | (0.46433) |
| | [-3.15444] | [0.18003] | [21.4467] | [0.02728] | [1.44999] | [0.92822] |
| INT(-1) | -1.064629 | -2.678129 | 0.888055 | 0.646019 | 14.67428 | -11.30883 |
| | (3.17215) | (0.74391) | (0.59124) | (0.07535) | (20.5275) | (6.78326) |
| | [-0.33562] | [-3.60005] | [1.50201] | [8.57314] | [0.71486] | [-1.66717] |
| INV(-1) | 0.007613 | 0.001582 | -0.001346 | -0.000459 | 0.365854 | -0.045034 |
| | (0.01376) | (0.00323) | (0.00256) | (0.00033) | (0.08905) | (0.02943) |
| | [0.55320] | [0.49006] | [-0.52474] | [-1.40297] | [4.10635] | [-1.53039] |
| LMKG(-1) | -0.019736 | -0.000449 | 0.000467 | -0.001429 | -0.084815 | 0.668148 |
| | (0.03433) | (0.00805) | (0.00640) | (0.00082) | (0.22218) | (0.07342) |
| | [-0.57482] | [-0.05575] | [0.07291] | [-1.75203] | [-0.38174] | [9.10059] |
| C | 1.214065 | 0.298211 | -0.000817 | 0.052751 | -0.317853 | 6.889253 |
| | (0.76692) | (0.17985) | (0.14294) | (0.01822) | (4.96288) | (1.63997) |
| | [1.58304] | [1.65807] | [-0.00571] | [2.89553] | [-0.06405] | [4.20084] |
| R-squared | 0.945472 | 0.755975 | 0.883868 | 0.562652 | 0.204454 | 0.592752 |
| Adj. R-squared | 0.942524 | 0.742784 | 0.877591 | 0.539012 | 0.161452 | 0.570739 |
| Sum sq. resids | 11.30118 | 0.621531 | 0.392600 | 0.006377 | 473.2491 | 51.67657 |
| S.E. equation | 0.319081 | 0.074829 | 0.059472 | 0.007580 | 2.064826 | 0.682316 |
| F-statistic | 320.7738 | 57.31181 | 140.8020 | 23.80044 | 4.754471 | 26.92691 |
| Log likelihood | -29.03386 | 142.0942 | 169.1985 | 412.2625 | -249.3820 | -118.7196 |
| Akaike AIC | 0.610743 | -2.289733 | -2.749127 | -6.869196 | 4.345458 | 2.130841 |
| Schwarz SC | 0.775106 | -2.125370 | -2.584764 | -6.704833 | 4.509821 | 2.295204 |
| Mean dependent | 1.732201 | 0.231437 | 0.732748 | 0.091783 | 1.419568 | 16.25745 |
| S.D. dependent | 1.330939 | 0.147544 | 0.169984 | 0.011164 | 2.254859 | 1.041417 |

| | |
|---|---|
| Determinant resid covariance (dof adj.) | 1.36E-10 |
| Determinant resid covariance | 9.42E-11 |
| Log likelihood | 357.4326 |
| Akaike information criterion | -5.346314 |
| Schwarz criterion | -4.360139 |
| Number of coefficients | 42 |

**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

وفقاً لنتائج نموذج VAR نلاحظ وجود ٦ معادلات ووجود ٥ متغيرات مستقلة، وبالتالي معلمات النموذج غير صالحة للتفسير بسبب وجود مشكلة ارتباط ذاتي بين بواقي النماذج وعدم وجود ترتيب سببي لعلاقة المتغيرات الاقتصادية. وهو ما يتطلب فرض قيود (Restriction) على النموذج بتحويل البواقي إلى بواقي هيكلية وتقليص عدد المعلمات المجهولة. نستخدم قيود الإشارة Sign وفق افتراضاتنا الاقتصادية بأنّ المكونات الرئيسية في الاقتصاد تدفع إيجاباً النمو الاقتصادي على الأجل الطويل، من خلال فرض القيود الهيكلية باستخدام تحليل Cholesky نحصل على النتائج الآتية:

**الشكل (٧) نتائج تأثير صدمات المتغيرات المستقلة في نسبة السيولة وفق قيود الإشارة**




**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

يبيّن الشكل (٧) تأثير صدمات المتغيرات المستقلة باتجاه المتغير التابع (معدل السيولة)، حيث نلاحظ أنّ استجابة متغير معدل السيولة QUK لنسبة الودائع CDP جاءت سلبية وتظهر بعد سنة، حيث تبين أنّ تأثير معدل الودائع يؤدي إلى انخفاض بنسبة ٠.٠٥ في نسبة السيولة بعد سنتين ونسبة ٠.٠٦ بعد ٤ سنوات و٠.٠٧٥ بعد ٥ سنوات. كما تبين أنّ صدمات متغير السياسة الائتمانية تؤثر سلبياً في متغير نسبة السيولة وبمعدل ٠.٠٩ حتى ٥ سنوات. كما تبين أنّ استجابة نسبة السيولة لمتغير السياسة الاستثمارية INV جاءت طردية حيث تؤدي صدمات السياسة الاستثمارية إلى ارتفاع في معدل السيولة بنسبة ٠.٠٢ ابتداء من سنتين وحتى ٥ سنوات. كما تبين أنّ استجابة نسبة السيولة لصدمات التغير في معدل الفائدة مقاربة للصفر أو شبة معدومة على طول ٥ سنوات. كما تبين وجود استجابة سلبية لنسبة السيولة لمعدلات لوغاريتم التكاليف والخدمات التسويقية وبنسبة ٠.٠٢ من السنة الثانية حتى الخامسة من الصدمة.

**سادساً: اختبار جودة النموذج:**

للتأكد من صحة وموثوقية النتائج التي تمّ التوصل إليها نحتاج إلى التحقق من جودة النموذج:

التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج: تعتمد طرق التقدير على عدة فرضيات ترتبط بالبواقي، أهمها أن تكون البواقي تتوزع طبيعياً، نقوم باختبار التوزيع الطبيعي للبواقي ونحصل على:

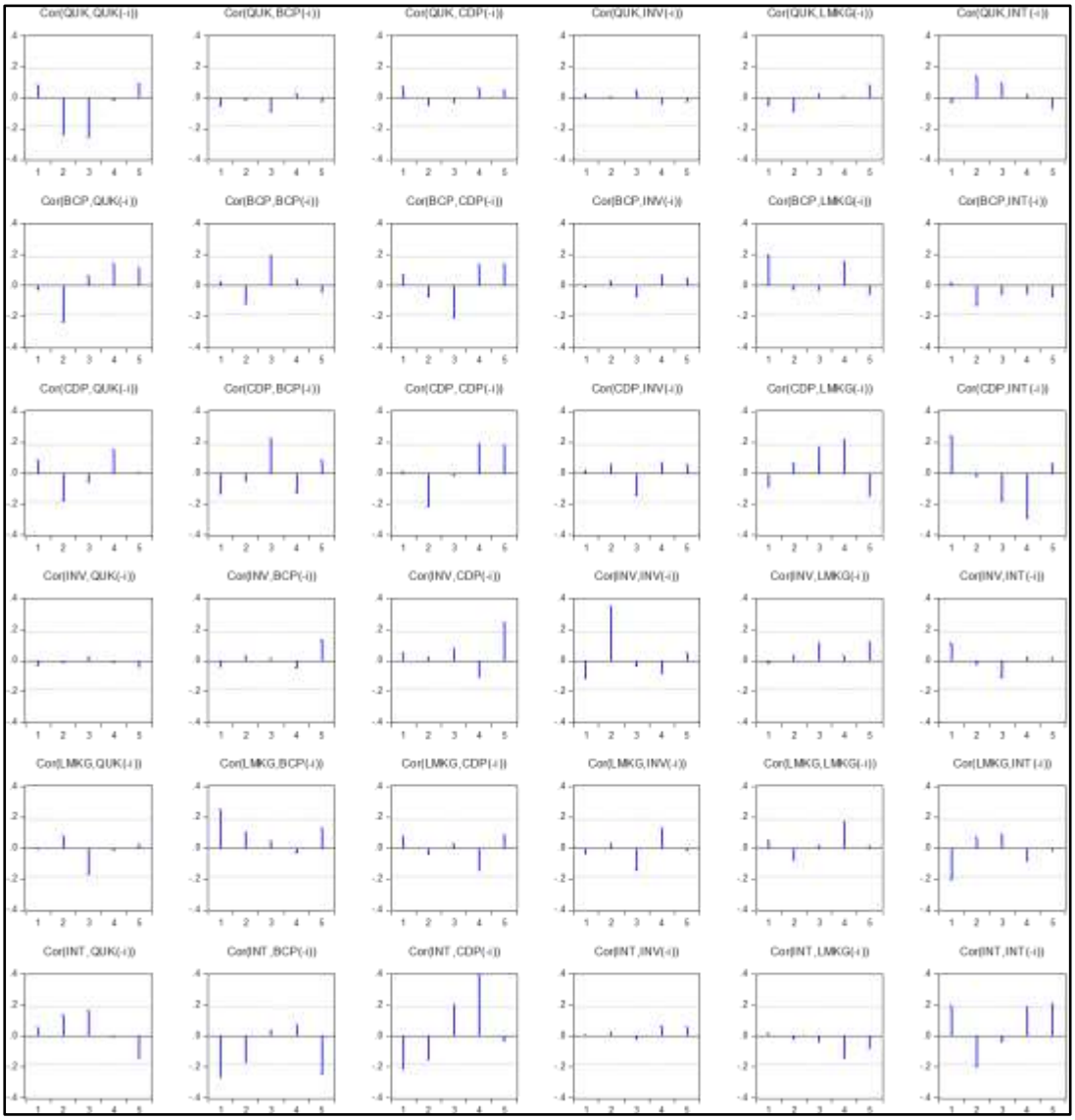
**الجدول (١٩) اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج**

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|---|---|---|---|
| 1 | 148.2548 | 2 | 0.4722 |
| 2 | 40.78156 | 2 | 0.3944 |
| 3 | 14.04576 | 2 | 0.8912 |
| 4 | 7.822463 | 2 | 0.1583 |
| 5 | 11529.18 | 2 | 0.9009 |
| 6 | 11.44147 | 2 | 0.3277 |
| Joint | 12355.82 | 182 | 0.5722 |

المصدر: مخرجات برنامج EViews

يبين الجدول (١٩) أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار لجميع المعادلات (Prob = 0.5722) وهي أكبر من مستوى دلالة ٠.٠٥، وبالتالي لا نستطيع أن نرفض الفرضية العدم، ونستنتج أنّ قيم البواقي موزعة وفق التوزيع الطبيعي. ولاختبار فرضية عدم وجود ارتباط ذاتي بين قيم البواقي (Autocorrelation) نستخدم اختبار Correllegram (دالة الارتباط) ونحصل على النتائج الآتية:

**الشكل (٨) نتائج اختبار الارتباط الذاتي لبواقي النموذج**



**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

نلاحظ من الشكل (٨) أنّ خطوط الارتباط تقع داخل القيم الحرجة لجميع فترات الإبطاء، وبالتالي لا نستطيع أن نرفض الفرضية العدم، ونستنتج عدم وجود ارتباط ذاتي بين قيم البواقي.

نختبر فرضية تجانس التباين بين قيم البواقي في المستوى ووفق التربيع ونحصل على النتائج الآتية:

**الجدول (٢٠) نتائج اختبار تجانس التباين لبواقي النموذج**

VAR Residual Heteroskedasticity Test...
Date: 07/28/22 Time: 05:12
Sample: 2007 2020
Included observations: 118

Joint test:

| Chi-sq | df | Prob. |
|---|---|---|
| 1001.262 | 567 | 0.5904 |

**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

يبين الجدول (٢٠) أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار أكبر من مستوى معنوية ٠.٠٥، وبالتالي لا نستطيع أن نرفض الفرضية العدم للاختبار، ونستنتج وجود تجانس بين تباين قيم البواقي. ولاختبار فرضية عدم وجود جذر الوحدة في سلسلة البواقي (استقرار البواقي (Stationarity)) نستخرج سلسلة البواقي ونقوم بتطبيق منهجية اختبار ديكي فولر المطور (ADF) ونحصل على النتائج الآتية:

**الجدول (٢١) نتائج اختبار استقرارية البواقي**

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: RESID01, RESID02, RESID03, RESID04, RESID05
Date: 05/20/22 Time: 09:50
Sample: 1990 2019
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1
Total number of observations: 139
Cross-sections included: 5

| Method | Statistic | Prob.** |
|---|---|---|
| ADF - Fisher Chi-square | 103.929 | 0.0000 |
| ADF - Choi Z-stat | -8.91444 | 0.0000 |

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

**المصدر: مخرجات برنامج EViews**

يبين الجدول (٢١) أنّ القيمة الاحتمالية لإحصائية الاختبار (Prob = 000) وهي أصغر من مستوى دلالة ٠.٠٥، وبالتالي نستطيع أن نرفض الفرضية العدم، ونجد أن سلسلة البواقي مستقرة في المستوى.

وبالتالي وفقاً للنتائج السابقة نستطيع اعتماد نتائج تحليل تأثير الصدمات للمتغيرات المستقلة، ومدى استجابة المتغير التابع لها من دالة الاستجابة النبضية.

## الاستنتاجات والتوصيات:

### أ- الاستنتاجات:

**١- تأثير نسبة الودائع (CDP) على السيولة (QUK):** تم رفض فرضية العدم (H0). أظهر التحليل أنّ صدمات متغير نسبة الودائع تؤدي إلى انخفاض في نسبة السيولة بمعدل ٠.٠٧ بعد خمس سنوات، يُعزى ذلك إلى تحمل البنوك لمخاطر السوق العالية خلال فترة الحرب، حيث يميل البنك الذي يعتمد بشكل كبير على الودائع ليكون أكثر عرضة لخطر سحب الودائع، مما يؤثر سلبًا على سيولته.

**٢- تأثير السياسة الائتمانية (BCP) على السيولة (QUK):** تم رفض فرضية العدم (H0). أظهر التحليل أن صدمات متغير السياسة الائتمانية تؤثر سلبياً في نسبة السيولة وتؤدي إلى انخفاضات متزايدة في المتغير حتى ٥ سنوات وبنسبة ٠.٠٠٩. يُعزى ذلك إلى انخفاض كبير في الخدمات والنشاطات المصرفية المقدمة من قبل المصارف خلال الفترة المدروسة، مما يؤثر سلبًا على سيولتها.

**٣- تأثير السياسة الاستثمارية (INV) على السيولة (QUK):** تمّ رفض فرضية العدم (H0). أظهر التحليل أن صدمات السياسة الاستثمارية تؤثر طردياً في نسبة السيولة وتؤدي إلى ارتفاعات في نسبة السيولة بنسبة ٢% من ٢ إلى ٥ سنوات. يُعزى ذلك إلى أن استراتيجية الاستثمار الجيدة تُمكن البنك من تحويل أصوله إلى سيولة بسهولة، مما يُعزز سيولته.

**٤- تأثير تكاليف وخدمات التسويق (MKG) على السيولة (QUK):** تم رفض فرضية العدم (H0). أظهر التحليل أن ارتفاع لوغاريتم الخدمات والتكاليف التسويقية يؤدي إلى انخفاضات في نسبة السيولة بمقدار ١% حتى ٥ سنوات. يُعزى ذلك إلى التضخم الكبير في الأسعار خلال الفترة المدروسة، مما أدى إلى ارتفاع تكاليف التشغيل، وخاصة تكاليف التسويق، مما أثر سلبًا على سيولة البنوك.

**٥- تأثير معدل الفائدة (INT) على السيولة (QUK):** تم قبول فرضية العدم (H0). لم تُظهر النتائج وجود تأثير ذو دلالة إحصائية عند مستوى معنوية ٠.٠٥ لصدمات معدل الفائدة في نسبة السيولة. يُعزى ذلك إلى ضعف وعدم مرونة التغير في السياسات النقدية من قبل مصرف سورية المركزي مع تغيرات السوق، مما أثر على استجابة السيولة لتغيرات معدل الفائدة.

**ب- التوصيات:**

على ضوء النتائج التي تمّ التوصل إليها، فيما يلي مجموعة من المقترحات التي تُسهم في تحسين واقع السيولة في المصارف التقليدية الخاصة في سورية:

**أ- فيما يتعلق بالودائع:**

١- تعزيز الثقة في القطاع المصرفي من خلال تحسين الشفافية والحوكمة الرشيدة وضمان سلامة الودائع.

٢- تقديم منتجات وخدمات ودائع مبتكرة تلبي احتياجات العملاء المختلفة وتُقدم عائدات مجزية.

٣- تحسين كفاءة عمليات جمع الودائع من خلال خفض التكاليف وتوسيع قنوات الدفع.

**ب- فيما يتعلق بالسياسة الائتمانية:**

١- تبني سياسة ائتمانية متحفظة تركز على المخاطر وتُقلل من التعرض للقروض المتعثرة.

٢- تنويع محفظة القروض من خلال إقراض قطاعات ومجالات اقتصادية مختلفة.

٣- تحسين معايير تقييم المخاطر لضمان قدرة المقترضين على سداد القروض.

**ج- فيما يتعلق بالتكاليف والخدمات التسويقية:**

١- ترشيد النفقات من خلال مراجعة العمليات وتحسين الكفاءة التشغيلية.

٢- استخدام قنوات تسويقية فعّالة تُحقق أقصى استفادة من الميزانية التسويقية.

٣- تقديم عروض وخصومات تنافسية لجذب العملاء الجدد والحفاظ على العملاء الحاليين.

**د- فيما يتعلق بالسياسة الاستثمارية:**

١- زيادة الاستثمارات في الأصول ذات السيولة العالية، مثل الأوراق المالية الحكومية وعقود إعادة الشراء.

٢- البحث عن فرص استثمارية جديدة في قطاعات واعدة ذات مخاطر محسوبة.

٣- التعاون مع المؤسسات المالية الأخرى لتوزيع المخاطر وتحقيق عوائد أفضل.

**هـ- فيما يتعلق بمعدل الفائدة:**

١- العمل مع المصرف المركزي السوري لتنسيق سياسات أسعار الفائدة ودعم استقرار السوق المصرفية.

٢- تقديم منتجات وخدمات ذات أسعار فائدة تنافسية لجذب العملاء والاحتفاظ بهم.

## المراجع:

**أ- المراجع العربية:**

١- الفاضلي، عبد الله رجب؛ ومفتاح، مصطفى أبو زيد (٢٠٢٢). *العوامل المؤثرة على سيولة المصارف التجارية: دليل تجريبي من دول مجلس التعاون الخليجي*، مجلة آفاق اقتصادية، المجلد (٨)، العدد (١٦)، ١٣٤-١٥١.

٢- مريم، صديقي؛ وأحمد، زناقي سيد (٢٠٢٣). *إدارة السيولة المصرفية ودورها في تخفيض من خطر السيولة*، مجلة الإدارة واستراتيجية المنظمات، المجلد (٥)، العدد (١)، ٩٣-١٠٤.

**ب- المراجع الأجنبية:**

3- AlAli, Musaed S.; Al-Yatama, Sundus (2019*). Analyzing the financial soundness of Kuwaiti banks using CAMELS framework*, Financial Risk and Management Reviews, 5 (1), 55-69.

4- Alimardon, Abdurakhmanov; Khayot, Baratov (2024*). Factors Affecting the Liquidity of Commercial Banks*. European Journal of Business Startups and Open Society, Vol. 4 No. 1(Jan - 2024): EJBSOS, 23-28.

5- Alyousef, Osama (2022). *The Determinants of Private Banks' Liquidity in Syria During the Syrian Crisis*, International Journal of Social Science Research and Review 5 (12), 489-502

6- Bai, Jushan, and Serena Ng (2004*). A PANIC attack on unit roots and cointegration.* Econometrica, 72, 1127–1177.

7- Baltagi, Badi. (2001*) Econometric analysis of panel data*, 2nd ed. 72.

8- Bhati, Shyam S.; Zoysa, Anura De; Jitaree, Wisuttorn (2019*). Factors affecting the liquidity of commercial banks in India: a longitudinal analysis*. Faculty of Business - Papers (Archive). Banks and Bank Systems, Volume 14, Issue 4, 78-88.

9- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (1995*). Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns, the journal of financ*e, Vol. l, No. 1, 131-155.

10- Narayan, P. K. (2005). *The saving and investment nexus for china: evidence from cointegration tests*. Applied Economics., Vol 37, No 17. 1979-1990.

11- Nour Aldeen, K.; Siswahto, E.; Herianingrum, S.; Al Agawany, Z. (2020). *Determinants of Bank liquidity in Syria: A Comparative Study Between Islamic and Conventional banks*, International Journal of Accounting, Finance and Business (IJAFB), Volume: 5 Issues: 26, 33-49.

12- Parvin, Afroza; Nitu, Alrafa Akter (2016). *Factors Affecting the Liquidity Level of Commercial Banks in Bangladesh.* ASA University Review, Vol. 10 No. 2, July–December, 15-23.

13- Pesaran, M Hashem (2007*). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependenc*e, Journal of Applied Econometrics, 22, 265–312.

14- Pesaran, M. H; and Shin, Y. (1999). *An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis*. Chapter 11 in S. Strom (ed.), Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge.

15- Pradhan, R and Norman, N., and Badir, Y and Samadhan, B. (2013*). Transport infrastructure, foreign direct investment and economic growth interactions in india*: The ARDL Bounds testing approach. Social and behavioral sciences, Vol 104, 914-921.

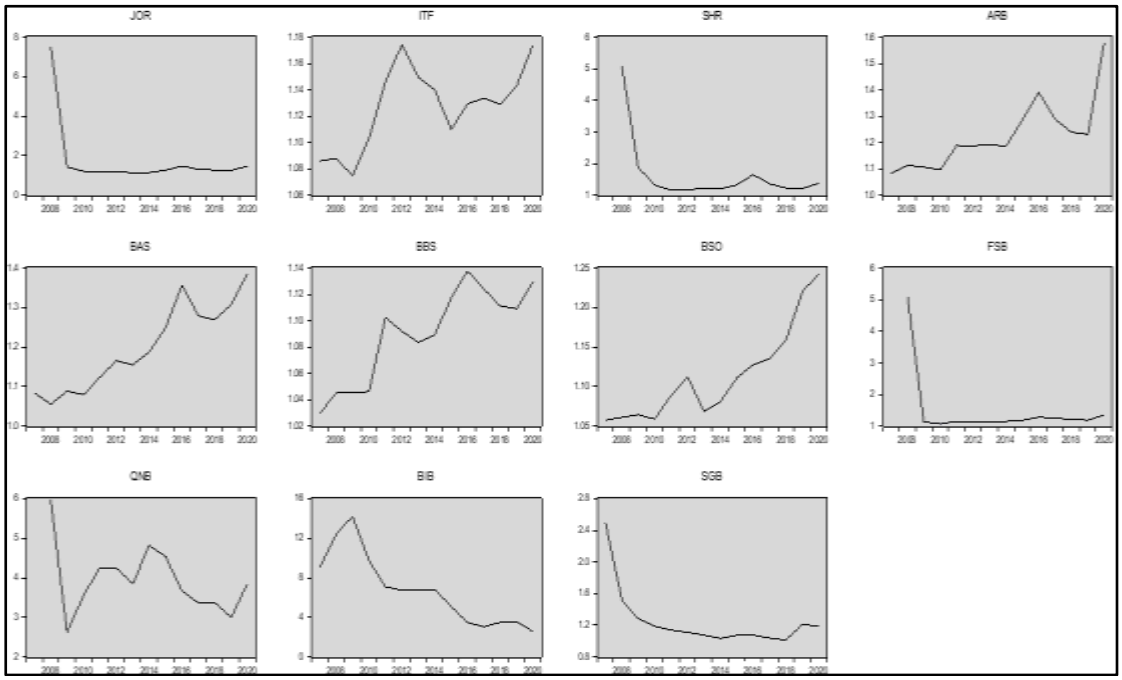
16- Şit, A. (2022). *The effect of the financial soundness index on the financial performance of banks: An application in Turkey*. Journal of Economics Business and Political Researches, 7(17), 129-140.

## ملحق البحث:

### الرسوم البيانية:

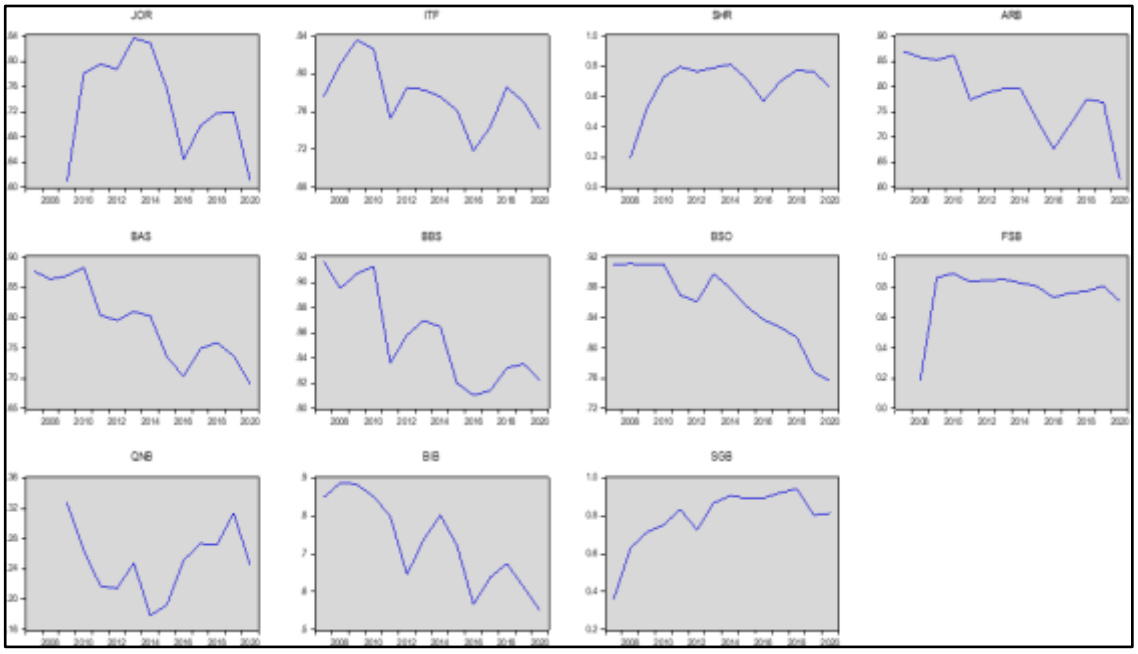
يُعد التصوير المرئي لمتغيرات الدراسة من أهم مراحل التحليل الإحصائي، حيث يساعد على فهم اتجاه تطور المتغيرات خلال الفترة المدروسة ومدى تأثير قوى الاتجاه العام، أي إنّ كانت تحتوي على متوسط ثابت خلال الفترة الزمنية المدروسة (Individual intercept) أو تتطور وفق اتجاه عام (Individual intercept With Trend) وهو ما يعطي فكرة عن مدى استقرارية المتغيرات:

**الشكل (١) تطور متغير نسبة السيولة خلال الفترة الزمنية لكل بنك**



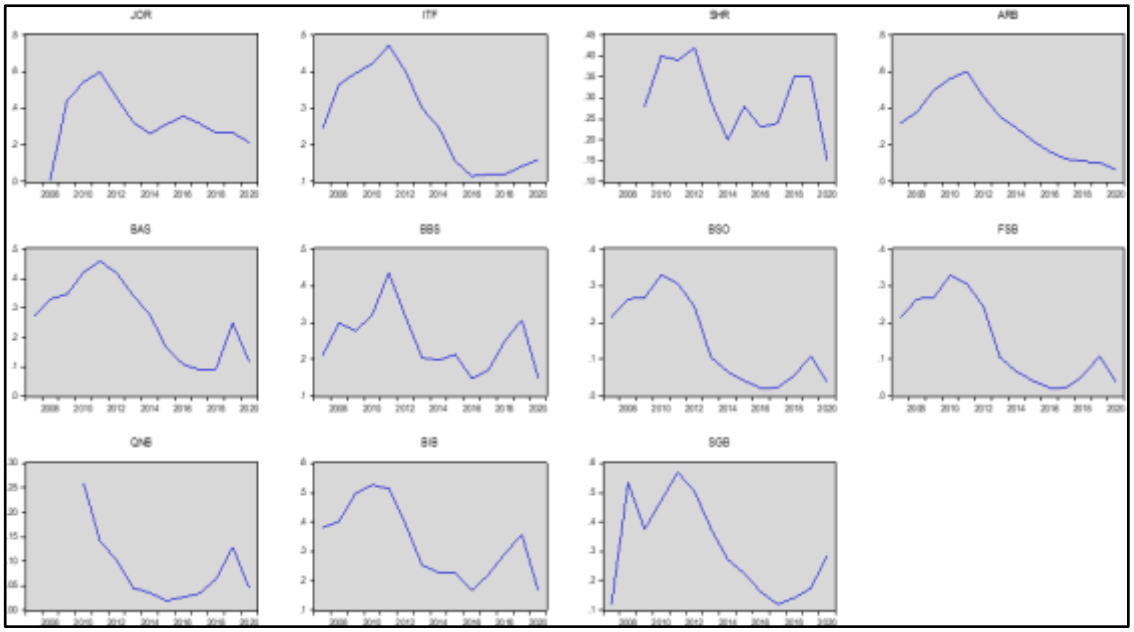

يبين الشكل (١) أنّ متغير نسبة السيولة لديه اتجاه عام عشوائي لجميع البنوك بالانخفاض أو الارتفاع، حيث نلاحظ ارتفاعه بعد عام ٢٠١٠ بالنسبة لكل من بنوك (الدولي للتجارة والتمويل، العربي، عودة، بيبلوس، سورية والمهجر)، كما نلاحظ وجود اتجاه عام منخفض لدى بقية البنوك بعد عام ٢٠١١، وبالتالي نلاحظ وجود اتجاه عام عشوائي لجميع البنوك Trend.

**الشكل (٢) تطور متغير نسبة الودائع خلال الفترة الزمنية لكل بنك**



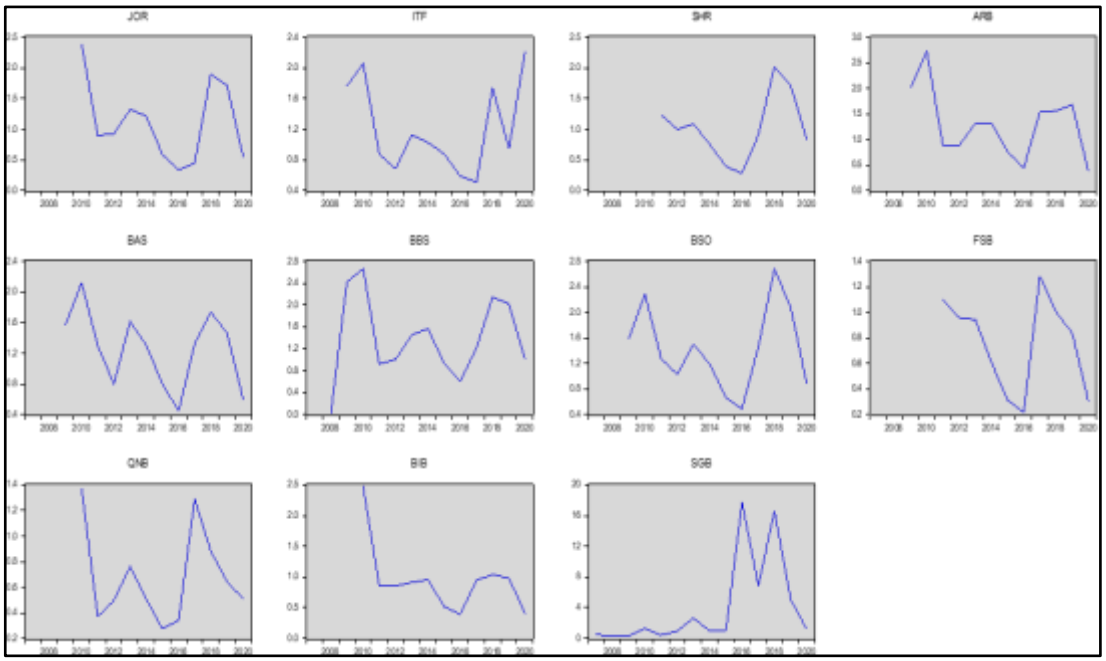

يبين الشكل (٢) وجود اتجاه عام Trend هابط لمتغير نسبة الودائع لجميع البنوك خلال الفترة المدروسة باستثناء بنك سورية والخليج فنلاحظ ارتفاعه خلال الفترة المدروسة.

**الشكل (٣) تطور متغير السياسة الائتمانية خلال الفترة الزمنية لكل بنك**



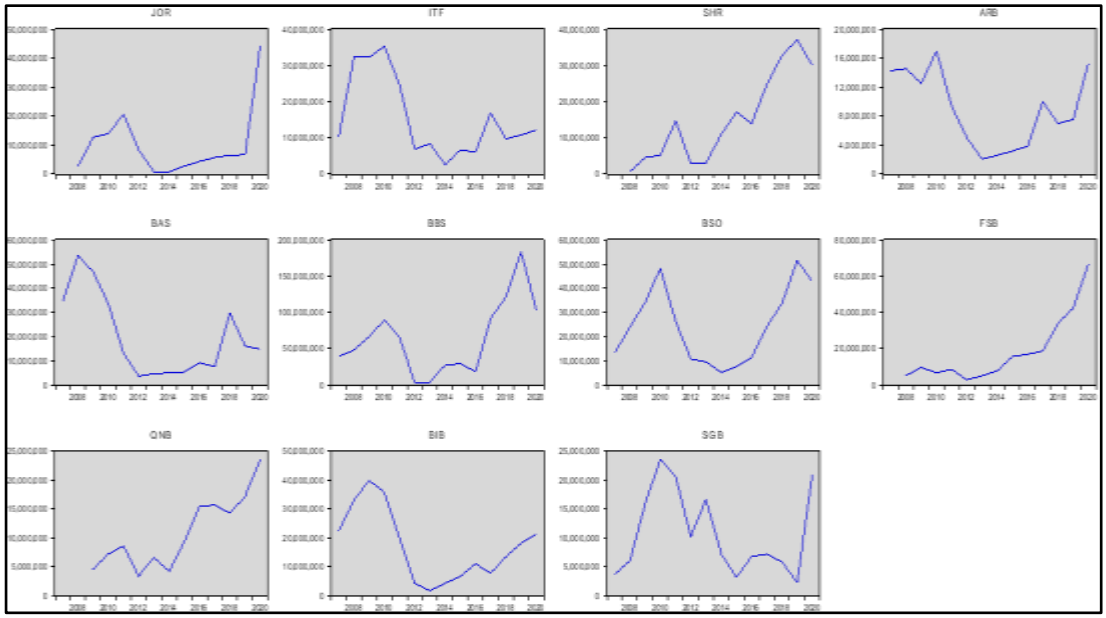

يبين الشكل (٣) وجود اتجاه عام عشوائي Trend بالانخفاض لمتغير السياسة الائتمانية لجميع البنوك خلال الفترة الزمنية المدروسة، ويأخذ هذا المتغير بالانخفاض بعد عام ٢٠١١ لجميع البنوك ما عدا بنك سورية والخليج فإنه يبدأ بالانخفاض بعد عام ٢٠١٢.

**الشكل (٤) تطور متغير السياسة الاستثمارية خلال الفترة الزمنية لكل بنك**



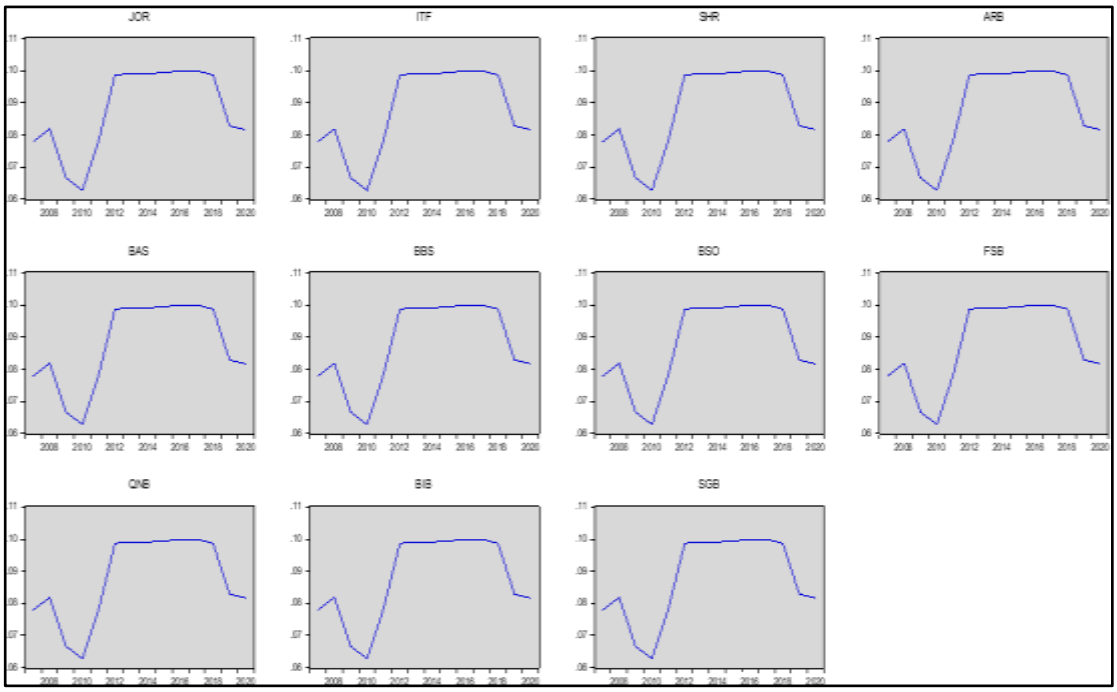

يبين الشكل (٥) عدم وجود اتجاه عام عشوائي واضح يأخذه متغير السياسة الاستثمارية لدى جميع البنوك، وهي بشكل عام تتقلب حول متوسط ثابت خلال الفترة الزمنية المدروسة (Individual intercept).

**الشكل (٥) تطور متغير الخدمات والتكاليف التسويقية خلال الفترة الزمنية المدروسة**




يبين الشكل (٥) استقرار متغير الخدمات والتكاليف التسويقية حول ثابت (Individual intercept) لكل من بنوك (الدولي للتجارة والتمويل، العربي، سورية والمهجر، سورية والخليج) مع وجود اتجاه عام عشوائي Trend صاعد لكل من بنك (الأردن، الشرق، بيبلوس، قطر)، واتجاه عام عشوائي هابط لكل من بنك (التجارة والتمويل، عودة، بيبلوس، سورية والخليج)، مع وجود بعض القيم المتطرفة.

**الشكل (٦) تطور متغير معدل الفائدة خلال الفترة الزمنية لكل بنك**




يبين الشكل (٦) أنّ متغير معدل الفائدة هو نفسه لجميع البنوك باعتباره متغير اقتصاد كُلي، نلاحظ وبشكل عام عدم وجود اتجاه عام عشوائي لتطور معدل الفائدة خلال الفترة المدروسة، فبعد ارتفاع معدل الفائدة المفروض من قبل مصرف سورية المركزي إلى ١٠% بعد عام ٢٠١١ واستقراره على هذا المعدل حتى عام ٢٠١٨، ثم انخفاضه بعد ذلك إلى ٦% حتى عام ٢٠٢٠ وبالتالي المتغير بشكل عام مستقر حول قاطع خلال فترة الدراسة.