Impact of Working Capital Management on Market Value in Conventional Banks: Evidence from Damascus Securities Exchange

Alaa Naous[*]

Dr. Oubay Mahmoud[**]

(**Received 8 / 3 / 2026. Accepted 25 / 3 / 2026**)

▼ ABSTRACT ▼

This study investigates the impact of working capital management – WCM on equity market value for a sample of 11 conventional banks listed on the Damascus Securities Exchange (2009–2023). The methodology was applied to panel data for 165 observations using Pooled OLS enhanced by robust Arellano and Driscoll–Kraay standard errors to control for autocorrelation and cross-sectional dependence.

Results reveal a pricing mechanism that rewarded conservative WCM policies; the Cash Holding Ratio (CHR) showed a positive impact on market value at the 5% significance level, while excessive credit expansion (LDR) appeared with a significant negative effect. Bank size growth $\Delta ln(TA)$ also emerged as a structural driver of valuation. Conversely, the Net Working Capital to Total Assets ratio (NWCTA) showed a significant positive effect consistent with robustness tests, but its statistical significance was sensitive to the error correction method. However, the inclusion of time-fixed effects indicated that the ability of working capital management indicators to explain variance declined against the dominance of common systemic shocks during years of severe instability.

Keywords: Working Capital Management; Market Value; Conventional Banks; Damascus Securities Exchange; Panel Data.

Copyright **:**Latakia University journal (formerly tishreen) -Syria, The authors retain the copyright under a CC BY-NC-SA 04

[*] **Postgraduate Student Student, Finance & Banking Sciences Specialization, Finance & Banking Sciences Dept., Faculty Of Economics, Latakia University.**
alaa.naous@latakia-univ.edu.sy

[**] **Assistant Profeesor , Business Administration Dept, Faculty Of Economics, Latakia University.**
oubay.mahmoud@latakia-univ.edu.sy

أثر إدارة رأس المال العامل في القيمة السوقية للبنوك التقليدية: دليل من سوق دمشق للأوراق المالية

علاء نعوس*

د. أُبَي محمود**

(تاريخ الإيداع 8 / 3 / 2026. قُبِل للنشر في 25 / 3 / 2026)

▼ ملخّص ▼

بَحَثَت هذه الدراسةُ في أثر إدارة رأس المال العامل في القيمة السوقية لحقوق الملكية لدى عينة شَمَلَت 11 بنكاً تقليدياً مُدرجاً في سوق دمشق للأوراق المالية خلال الفترة (2009–2023). طُبِّقَت المنهجيةُ على بيانات السلاسل الزمنية المقطعية (Panel Data) لـ 165 مشاهدة عبر نموذج المربعات الصغرى المجمعة (Pooled OLS) المُعزز بأخطاء (Arellano) و(Driscoll–Kraay) المتينة لضبط مشكلات الارتباط والاعتماد المقطعي.

كَشَفَتِ النتائجُ عن آليةِ تسعيرٍ مَنَحَت علاوةً للسياسة التحفظية في إدارة رأس المال العامل؛ إذ أظهرت نسبةُ النقدية (CHR) أثراً طردياً في القيمة السوقية عند مستوى معنوية 5%، بينما ظَهَر التوسعُ الائتماني المفرط (LDR) بأثرٍ سلبي دال، كما ظهر نمو حجم البنك ($\Delta ln(TA)$) بوصفهِ مُحركاً هيكلياً للتقييم. ظَهَرَت نسبةُ صافي رأس المال العامل إلى إجمالي الأصول (NWCTA) في المقابل بأثرٍ موجبٍ ودالٍ بما ينسجم مع اختبارات المتانة، إلا أن دلالتها الإحصائية كانت حساسةً لطريقة تصحيح الأخطاء المعيارية. ومع ذلك، بَيَّنَ إدراجُ التأثيرات الزمنية الثابتة (Time–Fixed Effects) أن قُدرة مؤشرات إدارة رأس المال العامل على تفسير التباين في القيمة السوقية تراجعت أمام هيمنة الصدمات النظامية المشتركة خلال سنوات الاضطراب الشديد.

الكلمات المفتاحية: إدارة رأس المال العامل؛ القيمة السوقية؛ البنوك التقليدية، سوق دمشق للأوراق المالية؛ بيانات السلاسل الزمنية المقطعية.

حقوق النشر : مجلة جامعة اللاذقية (تشرين سابقاً)– سورية، يحتفظ المؤلفون بحقوق النشر بموجب الترخيص CC BY–NC–SA 04

* **طالب ماجستير، تخصص علوم مالية ومصرفية، قسم العلوم المالية والمصرفية، كلية الاقتصاد، جامعة اللاذقية ، سوريا.**
alaa.naous@latakia-univ.edu.sy

** **مُدرس في قسم إدارة الأعمال، كلية الاقتصاد، جامعة اللاذقية ، سوريا.**
oubay.mahmoud@latakia-univ.edu.sy

مقدمة:

تُواجهُ البنوكُ التجارية مُفاضلةً تشغيليةً دائمة بين سيولةٍ تَحفَظُ قدرتها على الوفاء الفوري بالتزاماتها، وربحيةٍ تُبرّر وظيفتها الاقتصادية وتُعظّم قيمةَ المساهمين. وتَأخُذ هذه المُفاضَلة في القطاع المصرفي مَعنىً يختلفُ عن معناها في الشركات غير المالية؛ إذ يقوم البنك جوهرياً على تحويل آجال الاستحقاق عبر تمويل أصول أقل سيولة، مثل القروض، بخصوم أكثر سيولة، مثل الودائع، وهو ما يُعرّضه بنيوياً لمخاطر السحب والتعثر ويجعل السيولة شرطاً للاستمرارية لا مجرد خيارٍ محاسبي [1,2].

يُمكن تنظيم العلاقة بين إدارة رأس المال العامل والقيمة السوقية لحقوق الملكية عبر ثلاث قنوات مترابطة. تتمثل القناة الأولى في الأمان والاستمرارية؛ إذ تقلل هوامش السيولة والمراكز الوقائية احتمال اضطراب التمويل وتعزز القدرة على الوفاء عند الصدمات، مما قد ينعكس على علاوة المخاطرة التي يطلبها المستثمرون. وتتمثل القناة الثانية في تكلفة الفرصة البديلة؛ إذ قد يعني التحفظ المفرط تعطيل موارد يمكن توظيفها في أصول أعلى عائداً، فتتراجع توقعات الربحية وينخفض التقييم. وتتمثل القناة الثالثة في خلق السيولة؛ إذ لا تقتصر وظيفة البنك على الاحتفاظ بالسيولة، بل تشمل خلقها للاقتصاد عبر هيكلة الأصول والخصوم، مما يجعل إدارة رأس المال العامل جزءاً من القدرة التنافسية ومرونة نموذج الأعمال، ويرتبط كذلك بالاستقرار والأداء خلال الأزمات [3,4].

يُضاف إلى ذلك منطق التسعير السوقي بوصفه آليةً لالتقاط الإشارات؛ فعدم تماثل المعلومات بين الإدارة والمستثمرين يجعل قرارات إدارة رأس المال العامل قابلة للتحول إلى إشارات عن جودة الإدارة وقدرة البنك على ضبط المخاطر. إذ قد يقرأ السوق سياسةً متوازنة بوصفها دلالة متانة، وقد يقرأ الإفراط في التحفظ بوصفه ضُعفاً في الكفاءة، وقد يقرأ التوسع الائتماني غير المنضبط بوصفه ارتفاعاً في المخاطرة [5,6]. وتُترجم هذه الإشارات داخل التقييم عبر سعر السهم، ضمن تصور يرى أن القيمة السوقية تعكس توقعات التدفقات النقدية والمخاطر المستقبلية لا نتائج محاسبية آنية فقط [7].

تظل هذه العلاقة مشروطةً ببيئتها وتحت ظل الاقتصاد الكلي؛ إذ قد تهيمن في الأسواق المعرضة لصدماتٍ متكررة استجابةٌ جماعيةٌ لصدمة السنة، مثل تغيرات سعر الصرف والتضخم والقيود الكلية وتغيرات التنظيم، مما قد يضعف أثر الفروق الدقيقة في جودة الإدارة مقارنةً بأثر المخاطر المشتركة [8]. ومن هنا تبرز الفجوة المعرفية التي تستهدفها الدراسة: اختبار ما إذا كان سوق دمشق للأوراق المالية خلال 2009–2023 يلتقط فعلياً جودة إدارة رأس المال العامل في تسعير حقوق الملكية، أم أن هذا الالتقاط يتراجع عندما تصبح الصدمة الكلية العامل المهيمن على التقييم.

مشكلة البحث:

تتجسد مشكلة البحث في الأسئلة الآتية:

1. ما هو أثر مؤشرات إدارة رأس المال العامل في القيمة السوقية لحقوق الملكية لدى البنوك التقليدية المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية؟
2. هل تُسعِّر السوق أسهم البنوك محل الدراسة على أساس جودة إدارة رأس المال العامل؟
3. هل تتسم نتائج أثر مؤشرات إدارة رأس المال العامل في القيمة السوقية بالمتانة والثبات عند اختبارها عبر مواصفات قياسية وخيارات استدلال بديلة؟

أهمية البحث وأهدافه:

تتجلّى الأهمية النظرية للدراسة في معالجة فجوة بحثية عبر تطبيق مفهوم إدارة رأس المال العامل على القطاع المصرفي، واختبار أثر مؤشراته في القيمة السوقية ضمن بيئة ناشئة تتسم بارتفاع عدم اليقين. وتتمثل الأهمية التطبيقية في مساعدة إدارات البنوك على موازنة متطلبات الأمان مع تعظيم القيمة، بالإضافة إلى تزويد المستثمرين بأدوات لتمييز أثر الكفاءة الإدارية عن أثر الحجم عند تحليل أسعار الأسهم في سوق دمشق للأوراق المالية.

تسعى الدراسة الى الإجابة عن أسئلة البحث من خلال الوصول الى أهداف البحث الآتية:

1. قياس أثر مؤشرات إدارة رأس المال العامل في القيمة السوقية لحقوق الملكية لدى البنوك التقليدية المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.
2. اختبار ما إذا كان سلوك التسعير يعكس تقييماً لجودة إدارة رأس المال العامل بعد ضبط أثر حجم البنك.
3. فحص متانة النتائج عبر بدائل في مواصفات النموذج وخيارات الاستدلال للتحقق من ثبات الأثر.

الدراسات السابقة:

بيَّنت الدراساتُ السابقة أنَّ تفسيرَ الصلة بين إدارة رأس المال العامل والقيمة السوقية في البنوك انقسم غالباً إلى مسارين متكاملين: ركَّز المسار الأول على مؤشرات السيولة وإدارة رأس المال العامل لشرح مؤشرات الأداء المحاسبي، ثم انتقل المسار الثاني إلى اختبار ما إذا كانت بنية السيولة والتمويل تُترجَم إلى فروقٍ في تقييم السوق لحقوق الملكية عبر سعر السهم أو معامل Tobin's Q.

اختبر **Yahaya and Bala (2015)** في دراسة بعنوان «***Working Capital Management and Financial Performance of Deposit Money Banks in Nigeria***» أثرَ إدارة رأس المال العامل في الأداء المالي لبنوك الودائع في نيجيريا. واعتمدت الدراسةُ المنهج الوصفي التحليلي، واستندت إلى بياناتٍ ثانوية من التقارير السنوية لعينة شملت 13 بنكاً مدرجاً خلال 2007–2013. وقاست الأداء المالي بالعائد على الأصول، وربطته بنسبة التداول والنسبة السريعة ونسبة النقدية وحجم المنشأة. وقدّرت الدراسةُ الانحدار بالمربعات الصغرى OLS، ثم دعّمته بنموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية لملاءمة بيانات السلاسل الزمنية المقطعية ومعالجة عدم التجانس غير المشاهد بين البنوك، مع تطبيق اختبار Hausman واختبار LM واختبارات تشخيصية للتحقق من ملاءمة المواصفة. وأظهرت النتائج أثراً موجباً ودالاً لكل من نسبة التداول ونسبة السيولة السريعة على العائد على الأصول، وأثراً سالباً ودالاً لنسبة النقدية، مع اختلافٍ جزئي في بعض الدلالات باختلاف النموذج المقدّر [9].

اختبَرَ **Edem *et al.* (2018)** في دراسة بعنوان «***The Inter-Play between Financial Ratios and Stock Market Prices of Deposit Money Banks in Nigeria***» أثر النِّسَب المالية في سعر السهم لدى بنوك الودائع في نيجيريا. اعتمدت الدراسةُ تصميماً لاحقاً للحدث، واستندت إلى بيانات ثانوية لعينة من 10 بنوك مدرجة خلال 2009–2015. وقدَّرت الدراسةُ انحداراً خطياً متعدداً باستخدام المربعات الصغرى ضمن بيانات السلاسل الزمنية المقطعية لالتقاط العلاقة طويلة الأجل بعد تمهيدٍ قياسي شمل اختبار جذر الوحدة LLC واختبار PP–Fisher ثم اختبار التكامل المشترك. وأظهرت النتائج أثراً سالباً دالاً لنسبة النقد إلى الودائع وأثراً موجباً دالاً لربحية السهم، بينما جاء أثر

العائد على الأصول موجباً غير دال، وجاء أثر نسبة الدين إلى إجمالي الأصول وصافي الأصول للسهم سالباً غير دال، بما دلّ على انتقائية السوق في تسعير مؤشرات السيولة والربحية المباشرة [10].

حلّل **هاشم (2020)** في دراسة بعنوان « ***أثر مخاطر السيولة في القيمة السوقية للمصارف التقليدية المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية*** » أثر مخاطر السيولة في القيمة السوقية للمصرف، مع اختبار ما إذا كانت مؤشرات الربحية تُسهم في تفسير هذا الأثر. واعتمدت الدراسةُ بيانات ثانوية تخص 11 مصرفاً خلال 2011–2017 جُمعت من موقع سوق دمشق للأوراق المالية ومن القوائم المالية وأسعار الأسهم، وقاست مخاطر السيولة بمؤشري القروض إلى الودائع والأصول السائلة إلى الودائع، مع إدراج العائد على الأصول والعائد على حقوق الملكية. وقدَّرت الدراسةُ نماذج انحدار بسيطة ومتعددة ضمن بيانات السلاسل الزمنية المقطعية. وأظهرت النتائج علاقةً عكسية دالّة بين مخاطر السيولة والقيمة السوقية؛ إذ جاء أثر نسبة القروض الى الودائع سلبياً وجاء أثر الأصول السائلة الى الودائع موجباً، ما يعني أن تحسن سيولة الأمان ارتبط بارتفاع القيمة السوقية، كما لم يظهر أثر معنوي لمخاطر السيولة في الربحية، بينما ظهر أثر سلبي معنوي لمؤشري الربحية في القيمة السوقية، مما أشار إلى حساسية أعلى تجاه السيولة والأمان خلال الفترة [11].

هدفت دراسة **زاهر وآخرون (2021)** بعنوان « ***أثر مخاطر السيولة المصرفية في الأداء المالي للمصارف التجارية الخاصة في سورية*** » إلى قياس أثر مخاطر السيولة في الأداء المالي للمصارف التجارية الخاصة السورية. واعتمدت الدراسةُ بيانات سنوية لعينة من 11 مصرفاً خلال 2008–2018. وقاست مخاطر السيولة بنسبة الودائع المستقرة إلى إجمالي الودائع ونسبة صافي القروض إلى إجمالي الودائع، وقاست الأداء بالعائد على حقوق الملكية والعائد على الأصول ونسبة الرفع المالي. وقدّرت الدراسةُ نماذج الانحدار التجميعي PRM والتأثيرات الثابتة FEM والتأثيرات العشوائية REM، ثم حسمت الاختيار باختبار F ثم اختبار Hausman، وانتهت إلى اعتماد نموذج التأثيرات العشوائية. وأظهرت النتائج أثراً سالباً لمؤشري المخاطر في العائد على حقوق الملكية وأثراً موجباً في العائد على الأصول دون أثر معنوي في نسبة الرفع المالي [12].

من جهة أخرى، بحَثَ **الحلبي وكنجو (2021)** في دراستهم بعنوان « ***دراسة قدرة مؤشر القيمة الاقتصادية المضافة في تفسير التغيرات الحاصلة في القيمة السوقية للأسهم: دراسة تطبيقية على مصرف بيبلوس*** » في اختبار قدرة القيمة الاقتصادية المضافة على تفسير تغيرات القيمة السوقية لسهم مصرف بيبلوس خلال 2010–2018. واعتمدت الدراسةُ منهج دراسة الحالة، وحسبت القيمة الاقتصادية المضافة انطلاقاً من الربح بعد الضريبة والمتوسط المرجح لتكلفة رأس المال ورأس المال المستثمر، ثم ربطتها بالقيمة السوقية المقاسة بمتوسط أسعار الإغلاق السنوية. وقدّرت الدراسةُ انحداراً خطياً بسيطاً. وأظهرت النتائج علاقةً سالبة غير دالّة، مع قدرة تفسيرية محدودة لم تتجاوز 4%، ما أشار إلى ضعف ملاءمة لتفسير تقلبات السعر في الحالة المدروسة [13].

هَدَفَ **Senan *et al.* (2021)** في دراستهم بعنوان «***Working Capital Management and Banks' Performance: Evidence from India***» إلى قياس أثر محددات إدارة رأس المال العامل في أداء البنوك التجارية الهندية واقتراح ما يحسّن هذا الأداء. واعتمدت الدراسةُ بيانات اللوحة المتوازنة لعينة من 98 بنكاً خلال 2008–2018 بواقع 1078 مشاهدة، وقاست الأداء بمؤشري العائد على الأصول والعائد على حقوق الملكية، وربطتهم بمحدداتٍ شملت دورة رأس المال العامل والربح بعد الضريبة وحجم الأصول والرفع المالي والنسبة السريعة ونسبة

التداول والعائد على رأس المال المستخدم والعائد على إجمالي الأصول وهامش صافي الربح وسعر السياسة النقدية. وقدّرت الدراسةُ نماذج Pooled OLS و Fixed Effects و Random Effects، ثم رجّحت Fixed Effects باختبار Hausman، ودعّمت نتائجها باختبارات المتانة بطريقة العزوم المعممة GMM مع اختبارات Sargan و Arellano–Bond إلى جانب فحص التعدد الخطي والاستقرارية. وأظهرت النتائج معنوية كل من هامش صافي الربح NPM و الربح بعد الضريبة PAT وسعر السياسة النقدية ودورة رأس المال العامل في تفسير العائد على الأصول، وأثراً موجباً معنوياً لكل من نسبة التداول وحجم الأصول وهامش صافي الربح والعائد على رأس المال المستخدم في العائد على حقوق الملكية، مع اختلافٍ جزئي في قوة بعض العلاقات في ظل اختبار GMM [14].

وسَّع عمل **Aayale *et al.* (2022)** في دراسة بعنوان «***Financial Indicators, Stock Prices and Returns: Evidence from Banks Listed on the Stock Exchange of an Emerging Market***» مسارَ الأدلة التي انتقلت من قياس الأداء المحاسبي إلى اختبار تسعير السوق لمؤشرات الإدارة المالية في بيئة سوق ناشئ. إذ هَدَفَتِ الدراسةُ إلى تحليل العلاقة بين أسعار الأسهم وعوائدها والمؤشرات المالية لدى البنوك المدرجة في بورصة الدار البيضاء خلال 2011–2020 لعينة من 6 بنوك، مع اعتماد متوسط السعر السنوي للسهم متغيراً تابعاً وربطه بمؤشرات الملاءة والسيولة وجودة الأصول والربحية والحجم، مع تضمين نسبة القروض إلى الودائع وإدراج الناتج المحلي الإجمالي والتضخم كمتغيرات ضابطة. واعتمدت الدراسةُ نموذج التأثيرات الثابتة بعد استبعاد نموذج التأثيرات العشوائية باختبار Hausman، وسَبَقَت التقدير بفحص الارتباط لتقييم التعدد الخطي. وأظهرت النتائج عدم دلالة معظم المؤشرات، بينما ظهر أثر سالب دال لنسبة القروض الى الودائع عند مستوى 10%، مما دلّ على أن ارتفاع توظيف الودائع في القروض قد قُوبِلَ بخصمٍ سعري ضمن عينة الدراسة [15].

قدّم عمل **Oladunni (2025)** في دراسة بعنوان «***Liquidity Management and Market Value of Listed Deposit Money Banks in Nigeria***» توسعاً في نفس اتجاه الدراسة السابقة عبر ربط إدارة السيولة مباشرةً بمقاييس القيمة السوقية بدل الاقتصار على الربحية، إذ هدفت الدراسة إلى قياس أثر إدارة السيولة في قيمة بنوك الودائع المدرجة في نيجيريا باستخدام معامل Tobin's Q وسعر السهم خلال 2011–2022 لعينة من 12 بنكاً. وربطت الدراسةُ القيمة السوقية بنسبة القروض إلى الودائع ونسبة التداول ونسبة الاحتياطي النقدي مع متغيرات ضابطة شملت حجم البنك وعمره ونمو الإيرادات، ثم قدّرت نموذجين منفصلين لكل مقياس. وحسمت الدراسةُ البنية باستخدام اختباري Chow و Hausman، وانتهت إلى اعتماد نموذج التأثيرات العشوائية لعدم دلالة Hausman، مع تنفيذ اختبارات VIF للتعدد الخطي و Wooldridge للارتباط التسلسلي و Breusch–Pagan/Cook–Weisberg لعدم تجانس التباين واعتماد أخطاء معيارية متينة. وأثبتت النتائج أثراً سالباً معنوياً لنسبة القروض الى الودائع في كلٍّ من معامل Tobin's Q وسعر السهم، وعدم دلالة نسبة التداول، وتباين أثر نسبة الاحتياطي النقدي باختلاف مقياس القيمة، مما أكد على حساسية تسعير مكونات إدارة السيولة لمؤشر القيمة السوقية المستخدم [16].

تتمثل مساهمة الدراسة في كونها المحاولة الأولى محلياً على حد علم الباحثَين، التي تنقل مفهوم إدارة رأس المال العامل من سياقه التقليدي في الشركات التجارية والصناعية إلى البيئة المصرفية في سورية. وتبرز أهمية هذه الخطوة في مراعاة خصوصية النشاط المصرفي؛ حيث تُمثل الأصول السائلة والالتزامات قصيرة الأجل جوهر العمليات اليومية والمنتج الأساسي للبنك في الوقت ذاته. وتتجسد القيمة المضافة أيضاً في الدمج الفريد بين

مؤشرات السيولة ومؤشرات بنية التمويل، لاختبار أثرهما المشترك في تعظيم القيمة السوقية لحقوق الملكية. وبذلك، تتجاوز الدراسة الدراسات السابقة التي ركزت غالباً على مخاطر السيولة بمعزل عن بنية التمويل، أو اقتصرت على قياس الأثر في الأداء المحاسبي الداخلي. كما توفر الدراسة بُعداً تفسيرياً مزدوجاً من خلال الفصل بين أثر الكفاءة الإدارية الخاصة بكل بنك، وبين أثر الظروف الاقتصادية العامة التي تفرض تحركات جماعية للسوق ككل.

فرضيات البحث:

اختبرت الدراسة الفرضيات الآتية:

الفرضية الأولى: تؤثر مؤشرات إدارة رأس المال العامل تأثيراً معنوياً في القيمة السوقية لحقوق الملكية لدى البنوك التقليدية المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.

الفرضية الثانية: يعكس سلوك التسعير في سوق دمشق للأوراق المالية تقييماً لمستوى جودة إدارة رأس المال العامل لدى البنوك محل الدراسة، وذلك بعد ضبط أثر حجم البنك.

الفرضية الثالثة: لا يختلف أثر مؤشرات إدارة رأس المال العامل في القيمة السوقية باختلاف النموذج والاستدلال.

منهجية البحث:

1.1. مواصفات عينة الدراسة

يوضح الجدول (1) مواصفات عينة الدراسة وبياناتها.

جدول 1: مواصفات عينة الدراسة وبياناتها

عينة الدراسة: البنوك التقليدية المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية (DSE)	
البنك العربي– سورية ARBS	فرنسبنك – سورية FSBS
بنك الائتمان الأهلي BASY	المصرف الدولي للتجارة والتمويل IBTF
بنك بيبلوس BBS (شهبا حالياً)	بنك قطر الوطني– سورية QNBS
بنك بيمو السعودي الفرنسي BBSF	بنك سورية والخليج SGB
بنك الأردن – سورية BOJS	بنك الشرق SHRQ
بنك سورية والمهجر BSO	
بيانات العينة: النوع: قصدية (11 بنكاً) | المشاهدات: 165 (Panel Data) | الفترة: 2009–2023 (15 عاماً)	

2.1. متغيرات الدراسة وطرق قياسها

يوضح الجدول (2) متغيرات الدراسة وطرق قياسها:

جدول 2: متغيرات الدراسة وطرق قياسها

رمز المؤشر	اسم المؤشر	الصيغة الرياضية	طريقة الحساب (البنود والمعايير والمرجع)	مصدر البيانات
CHR	نسبة النقدية	$CHR = \frac{CashEq}{CL}$	CashEq من إيضاح النقد وما في حكمه: أرصدة الخزينة ولدى المركزي بعد استبعاد الاحتياطي الإلزامي + أرصدة لدى المصارف تستحق ≤ 3 أشهر (صافي)، والمقام CL ≥ سنة [9,17].	التقارير السنوية: إيضاح النقد وما في حكمه وتحليل استحقاق المطلوبات (≤ سنة).
LQAD	الأصول السائلة إلى ودائع العملاء	$LQAD = \frac{LA}{CD}$	LA (Liquid Assets) = النقد وما في حكمه والاستثمارات قصيرة الأجل وأوراق مالية قابلة للتداول (معيار قابلية التسييل). CD = ودائع العملاء المصنفة ≥ سنة فقط (استحقاق زمني) [18].	التقارير السنوية: إيضاح النقد وما في حكمه وبنود الاستثمارات/الأوراق المالية وتحليل استحقاق المطلوبات لودائع العملاء ≥ سنة.

رمز المؤشر	اسم المؤشر	الصيغة الرياضية	طريقة الحساب (البنود والمعايير والمرجع)	مصدر البيانات
LDR	القروض إلى الودائع	$LDR = \frac{Loans}{Deposits}$	إجمالي صافي التسهيلات الائتمانية مقسوماً على إجمالي ودائع العملاء [19].	التقارير السنوية: الإيضاحات لبنود القروض وودائع العملاء.
NWC	صافي رأس المال العامل	$NWC = CA - CL$	يُحتسب كفرق بين الأصول المتداولة والالتزامات المتداولة بعد تجميعهما وفق التصنيف الزمني ≤ سنة (قيمة مشتقة) [20].	التقارير السنوية: تحليل الاستحقاق (موجودات/مطلوبات) واستخراج CA و CL ثم احتساب الفرق.
NWCTA	صافي رأس المال العامل إلى إجمالي الأصول	$NWCTA = \frac{NWC}{TA}$	NWC كما سبق، و TA = إجمالي الموجودات من الميزانية العمومية (قيمة إجمالية) [20].	التقارير السنوية: تحليل الاستحقاق لحساب NWC والميزانية العمومية لاستخراج TA.
ln(TA)	اللوغاريتم الطبيعي لإجمالي الأصول	$ln(TA) = ln(TotalAssets)$	يُستخرج إجمالي الموجودات (TA) كما يظهر في الميزانية العمومية لكل بنك–سنة، ثم يُطبّق عليه التحويل اللوغاريتمي الطبيعي.	التقارير السنوية المنشورة: الميزانية العمومية (بند إجمالي الموجودات).
ln(EMV)	اللوغاريتم الطبيعي للقيمة السوقية لحقوق الملكية	$ln(EMV) = ln(EquityMarketValue$	ناتج ضرب السعر السوقي للسهم في نهاية كل سنة بعدد الأسهم المكتتب فيها لكل بنك. ثم أخذ اللوغاريتم الطبيعي لتحسين خصائص التوزيع وتقليل أثر القيم المتطرفة.	تقارير سوق دمشق للأوراق المالية – الشركات المُدرجة

3.1. الأساليب القياسية المتبعة

نُفِّذت كافةُ عمليات معالجة البيانات، والاختبارات الإحصائية والقياسية، ونمذجة السلاسل الزمنية المقطعية (Panel Data)، والرسوم البيانية الواردة في هذه الدراسة باستخدام البيئة البرمجية RStudio.

1.3.1. معالجة البيانات

اعتمدت الدراسةُ الاستيفاءَ الخطي بوصفه إجراءً قياسياً لتقدير القيم المفقودة بافتراض تغيّر خطي بين نقطتين متتاليتين في السلسلة الزمنية [21]. وطُبِّق هذا الإجراء لمعالجة ثماني مشاهداتٍ مفقودة (أقل من 5% من العينة) نتجت عن الإدراج الأوّلي لبعض البنوك في عام 2009 وتأخّر بَدْء التداول الفعلي إلى أواخر 2009 أو 2010. وبُني الاستكمال على منطقٍ محافظٍ بإسناد سعر سنة الإدراج غير المرصود إلى أول سعر تداولٍ معلوم، ما جعل $(\Delta(EMV))$ مساوياً للصفر في تلك الفترة وحدّ من احتمال توليد نموٍّ اصطناعي. وحافظ هذا الخيار على الحد الأدنى للطول الزمني $(T = 15)$، إذ كان حذف السنوات المفقودة سيقلّص الفترة إلى 13 سنة مما قد يضعف متانة اختبارات جذر الوحدة ويؤثر في سلامة احتساب الفروق الأولى في النماذج اللاحقة [22,23]. ويتم تقدير القيمة المستوفاة (y) عند اللحظة الزمنية (x) الواقعة بين نقطتين معلومتين (x_1, y_1) و (x_0, y_0) وفق الصيغة التالية [21]:

$$y = y_0 + (x - x_0)\frac{y_1 - y_0}{x_1 - x_0}$$

حيث يمثل التعبير $\frac{y_1 - y_0}{x_1 - x_0}$ معدل التغير الخطي (Slope) الواصل بين المشاهدتين المعلومتين، مما يضمن تقريباً رياضياً يتسق مع الاتجاه العام للبيانات دون إحداث صدمات إحصائية غير مبررة في السلسلة.

2.3.1. اختبار الاستقرارية وجذر الوحدة

نفّذتِ الدراسةُ اختبار Levin–Lin–Chu (LLC)، الذي يختبر وجود جذر وحدة مشترك عبر الوحدات المقطعية، ويقيس ما إذا كانت السلاسل تتّبع مساراً غير مستقرّ على نحوٍ جماعي، مع تميّزه بقوةٍ اختبارية ملحوظة في لوحاتٍ

ذات بُعدٍ زمنيٍّ محدود. وفَحَصَتِ الدراسةُ المتغيراتِ أولاً عند مستوياتها تحت الفرضية العدمية H_0 التي تفترض عدم استقرار السلسلة (وجود جذر وحدة)، ثم انتقلتْ عند الفشل في رفض H_0 إلى فحص الفروق الأولى [24].

جدول3 : نتائج اختبار Levin–Lin–Chu (LLC) للمتغيرات الرئيسية البيانات

Variable	Adjusted t* Statistic (z)	p-value	Stationarity Status
ln(EMV)	-0.9849	0.1623	Non-stationary
ln(TA)	4.8982	1.0000	Non-stationary
NWCTA	-5.2163	0.0000	Stationary

Note: The Null Hypothesis (H0) assumes the presence of a common unit root (Non-stationary). | Deterministic specifications: Individual Intercepts and Trend. Lags = 0 (Fixed).

جدول4 : نتائج اختبار جذر الوحدة Levin–Lin–Chu (LLC) عند الفرق الأول

Variable	Adjusted t* Statistic (z)	p-value	Stationarity Status
Δ ln(EMV)	-5.9050	0.0000	Stationary I(1)***
Δ ln(TA)	-1.4439	0.0744	Stationary I(1)*

Note: Δ denotes the first difference operator. H0: Presence of a common unit root. | *** Significant at 1% level; * Significant at 10% level.

أظهر اختبار جذر الوحدة في الجدول (3) أن القيمة السوقية $(\ln(EMV))$ وحجم البنك $(\ln(TA))$ غير مُستقرّين عند مستوياتهما الأساسية بقيم احتمالية بلغت $(p = 0.1623)$ و $(p = 1.000)$ على التوالي، بينما ثبت استقرار نسبة صافي رأس المال العامل NWCTA عند مستواها بدلالة قوية $(p < 0.01)$. كما أشارت نتائج الاختبار نفسه إلى استقرارية بقية المتغيرات النسبية التفسيرية المستخدمة في النموذج عند مستوياتها الأساسية ضمن نفس المواصفة. وحوَّلت الدراسةُ المتغيرات غير المستقرة إلى الفروق الأولى، فأصبح $(\Delta \ln(EMV))$ مُستقراً عند مستوى دلالة 1% $(p < 0.01)$ ، واستقر $(\Delta \ln(TA))$ عند مستوى دلالة 10% $(p = 0.0744)$ كما يوضح الجدول (4).

3.3.1. مواصفة النموذج القياسي

تحدّدت مواصفة النموذج كما يأتي بعد معالجةُ عدم الاستقرارية بأخذ الفرق الأوّل للمتغيرات غير المستقرة:

$$\Delta\, ln(EMV)_{it} = \beta_0 + \beta_1 CHR_{it} + \beta_2 NWCTA_{it} + \beta_3 LDR_{it} + \beta_4 LQAD_{it} + \beta_5 \Delta\, ln(TA)_{it} + u_{it}$$

حيث:

- $\Delta \ln(EMV)_{it}$ مثّلت معدّل نموّ القيمة السوقية للبنك i في الزمن t، وتمثّل المتغير التابع.
- $CHR_{it}, NWCTA_{it}, LDR_{it}, LQAD_{it}$ مثّلت مؤشرات إدارة رأس المال العامل.
- $\Delta\, ln(TA)_{it}$ مثّلت معدّل نموّ إجمالي الأصول، وأُدرِجت باعتبارها متغيراً ضابطاً لالتقاط أثر الحجم والتّوسع في الأصول.
- β_0 مثّل الثابت. $\beta_1 \leftarrow \beta_5$ معاملات النموذج.
- يمثل u_{it} حدَّ الخطأ العشوائي.

4.3.1. معايير المفاضلة والتشخيص القياسي

اتَّبَعَتِ الدراسةُ نهجاً تَصاعُدِيّاً في بناء نموذج البيانات، فتمَّ اختبارُ الفروض المتعلقة ببنية النموذج وخصائص الأخطاء قبل تبنّيها، ثم كُيِّفَ أسلوبُ التقدير والاستدلال وفق ما تُظهره التشخيصات، بما يحدّ من تحيز المواصفة والاستدلال غير الصحيح [22,25,26].

أُجريت المفاضلةُ بين النماذج البديلة عبر ثلاث مراحل مترابطة: قُورِنَ الانحدار المُجمَّع Pooled OLS بنموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effects (FE) باستخدام اختبار F لجدوى التأثيرات الثابتة F-test for Fixed Effects للتحقق من أهمية الفروق الفردية غير المرصودة؛ ثم مُيِّزَ بين نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effects (FE) ونموذج التأثيرات العشوائية Random Effects (RE) باستخدام اختبار Hausman للتحقق من اتساق التأثيرات العشوائية (RE) عند احتمال ارتباط التأثيرات غير المرصودة بالمُفسّرات؛ ثم اختُبِرَ ما إذا كان تباين الأثر الفردي العشوائي بين البنوك مختلفاً عن الصفر عبر اختبار مضاعِف Lagrange Multiplier (LM) من نوع Breusch–Pagan LM test للتمييز بين (RE) و Pooled OLS [27,28].

بعدَ اختيارِ النموذج القياسي الملائم بناءً على نتائج المفاضلة، خضعت البواقي للاختبارات التشخيصية للتحقق من سلامة الفروض الجوهرية؛ حيث استُخدم اختبار Breusch–Pagan للكشف عن عدم تجانس التباين، واختبار Breusch–Godfrey للتحقق من الارتباط الذاتي. ونظراً لأن الإخلال بهذه الفروض يؤدي إلى عدم كفاءة الأخطاء المعيارية وتحيّز نتائج الاستدلال الإحصائي التقليدي [25,28]، فقد وظّفَتِ الدراسةُ مُقَدّرات الأخطاء المعيارية المتينة، وتحديداً مصفوفة Arellano (1987) لقدرتها على توفير استدلال متين يُعالج أثر عدم تجانس التباين والارتباط الذاتي المتزامن داخل الوحدات المقطعية [29,30].

5.3.1. اختبارات المتانة وتحليلات الحساسية

أولاً: التحقق من حساسية هيكل البيانات

أُجريت إعادة تقدير للنموذج باستخدام البيانات غير المتوازنة للتحقق من استقلالية العلاقات الإحصائية عن أثر معالجة القيم المفقودة، وضمان عدم تأثر النتائج بتقليل التباين الطبيعي للسلاسل الذي قد يكون ناتجاً عن عملية الاستيفاء الخطي. ويهدف هذا الإجراء إلى تأكيد ثبات اتجاه الاستنتاجات حيال التغير في هيكل العينة وحجمها. وعُززت المنهجية بإعادة فحص استقرارية السلاسل عبر اختبار Fisher– ADF Maddala–Wu؛ لكونه اختباراً مرناً يلاءم البيانات غير المتوازنة، ويسمح باستيعاب التغاير (Heterogeneity) في ديناميكيات جذر الوحدة بين الوحدات المقطعية [31,32].

ثانياً: معالجة الاعتماد المقطعي

اختبرت الدراسةُ احتمالَ ترابط أخطاء البنوك فيما بينها بحكم الطبيعة النظامية للقطاع المصرفي وتعرّضه لصدمات كلية مشتركة، ونُفِّذ هذا الاختبار باستخدام اختبار Pesaran CD للاعتماد المقطعي [33]. وأُعيد الاستدلال عند الاشتباه بوجود اعتماد مقطعي باستخدام أخطاء Driscoll–Kraay لأنها متينة في آن واحد ضد عدم تجانس التباين والارتباط الذاتي والاعتماد المقطعي [30].

ثالثاً: عزل أثر الصدمات الكلية

أعادت الدراسةُ تقديرَ مواصفة النموذج باستخدام التأثيرات الزمنية الثابتة (Time Fixed Effects) لعزل الصدمات السنوية المشتركة والمخاطر المنهجية التي تصيب القطاع ككل، وللتحكم في أثر الدورات الاقتصادية الكلية ومنع تحيز المعاملات المقدرة لمؤشرات إدارة رأس المال العامل الناتج عن المتغيرات الزمنية المحذوفة. وقد تكامل هذا التقدير مع استخدام مقدرات Driscoll–Kraay لضمان متانة الأخطاء المعيارية وكفاءة الاستدلال الإحصائي في ظل الاعتماد المقطعي [22,30].

النتائج والمناقشة:

4.1. الإحصاءات الوصفية

جدول5 : الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة

Variable	Mean	Standard Deviation	Min	Max
Equity Market Value (Millions SYP)	58,997.260	137,336.622	2,362.500	1,101,033.450
Total Assets (Millions SYP)	293,129.411	661,877.030	5,025.623	6,210,146.787
Net Working Capital (Millions SYP)	26,234.558	224,958.803	−409,787.787	1,642,303.465
ln(EMV)	23.621	1.385	21.583	27.727
ln(TA)	25.349	1.339	22.338	29.457
Cash Holding Ratio (CHR)	0.551	0.396	0.077	3.305
Net Working Capital to TA (NWCTA)	−0.086	0.287	−0.505	1.004
Loan to Deposit Ratio (LDR)	0.392	0.255	0.000	1.396
Liquid Assets to Deposits (LQAD)	1.171	2.905	0.110	37.036

كشف الجدول (5) تبايناً هيكلياً كبيراً في القيمة السوقية وإجمالي الأصول، مما يبرر استخدام التحويل اللوغاريتمي لضبط القيم المتطرفة، كما عكس نزعةً تحفظية في العينة عبر ارتفاع متوسط نسبة الاحتفاظ بالنقد CHR 55% مقابل انخفاض متوسط نسبة القروض إلى الودائع LDR 39%. وأظهر الجدول نفسه متوسطاً سالباً لصافي رأس المال العامل إلى إجمالي الأصول NWCTA عند $0.086-$ مع مدى واسع $[1.00 \rightarrow 0.50-]$، مما دلّ على اختلاف أساليب إدارة رأس المال العامل بين البنوك المدروسة.

جدول6 : مصفوفة الارتباط بين متغيرات الدراسة (معامل بيرسون)

Variable	ln(EMV)	CHR	NWCTA	LDR	LQAD	ln(TA)
ln(EMV)	1.000	0.322	0.459	−0.424	0.121	0.883
CHR	0.322	1.000	0.507	−0.307	0.624	0.220
NWCTA	0.459	0.507	1.000	−0.157	0.376	0.271
LDR	−0.424	−0.307	−0.157	1.000	−0.179	−0.495
LQAD	0.121	0.624	0.376	−0.179	1.000	−0.099
ln(TA)	0.883	0.220	0.271	−0.495	−0.099	1.000

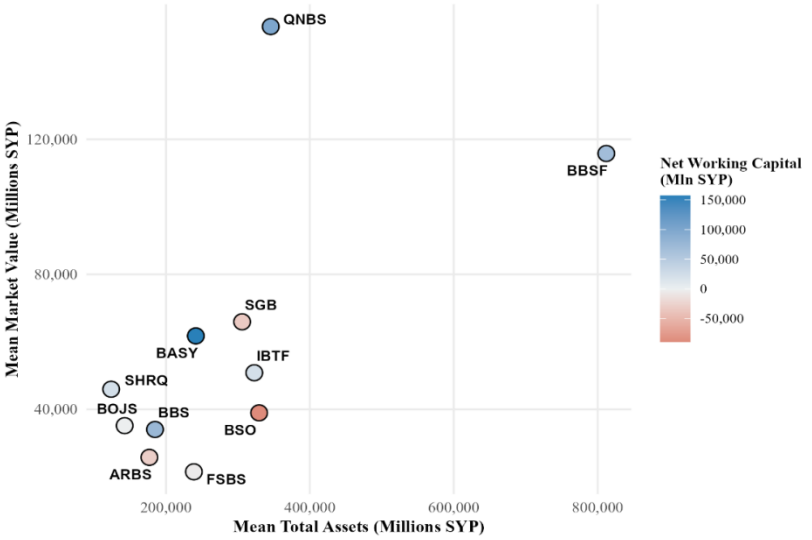
يُظهر الجدول (6) ارتباطاً طردياً قوياً جداً بين حجم المصرف والقيمة السوقية بنسبة (0.883)، مما يُعزّز فرضيةَ الحجم كملاذ آمن في تسعير الأصول المصرفية. كما تتسق إشارات الارتباط مع اتجاه فرضيات الدراسة؛ حيث ارتبطت مؤشرات إدارة رأس المال العامل ($NWCTA$ وCHR) إيجاباً بالقيمة السوقية، بينما ظهر أثر سلبي

واضح لنسبة القروض إلى الودائع (LDR). ومن جهةٍ أخرى، يُشير تدني قيم الارتباط بين المتغيرات المستقلة (بقاءها دون مستوى 0.80) إلى خلو النموذج من مشكلة التعدد الخطي (Multicollinearity).

جدول7 : قيم معامل تضخم التباين (VIF) للتحقق من الارتباط الخطي المتعدد

Variable VIF Value	VIF Value	Collinearity Status
CHR	1.448	Low (Safe)
NWCTA	2.733	Low (Safe)
LDR	1.142	Low (Safe)
LQAD	2.658	Low (Safe)
Δ ln(TA)	1.179	Low (Safe)

VIF < 5 indicates that multicollinearity does not significantly bias the model estimates.



الشكل 1: خريطة التشتت للعلاقة بين حجم البنك وقيمته السوقية بدلالة رأس المال العامل خلال الفترة (2009–2023)

يُثبت الجدول (7) خلوّ النموذج من مشكلات الارتباط الخطي المتعدد الجوهرية، حيث جاءت كافة قيم معامل تضخم التباين (VIF) ضمن النطاق الآمن (أقل من 5)، متراوحةً بين (1.14) و(2.73). وتُعد هذه النتيجة مؤشراً حاسماً على استقلالية المتغيرات المُفسّرة، وقدرة كل منها على تقديم مساهمة إحصائية منفردة في تفسير تباين القيمة السوقية دون تداخل مُضلل.

يُظهر الشكل (1) ارتباطاً طردياً واضحاً بين حجم الأصول والقيمة السوقية، ويمكن القول إن تموضع BBSF وQNBS بعيداً عن كتلة المصارف الأخرى في النطاق الأعلى يدعم السعي إلى التحقق من مركزية الحجم في تفسير التقييم السوقي. ونلاحظ أن نمط إدارة رأس المال العامل لا يتطابق بالضرورة مع الحجم؛ إذ تتجاور داخل شريحة البنوك ذات الحجم الأقل حالات عجزٍ في صافي رأس المال العامل، مثل ARBS وBSO مع حالات سيولةٍ موجبة لدى BASY، مما يشير إلى تباينٍ فعلي في أساليب إدارة رأس المال العامل ويبرّر اختبار أثره المستقل.

يوضح الشكل (2) التطور الزمني لمتوسط اللوغاريتم الطبيعي للقيمة السوقية، حيث يظهر ارتفاعٌ حادٌ بعد عام 2016. ويُعزى هذا الاتجاه التصاعدي إلى انعكاس الصدمات الكلية وتضخم القيمة الاسمية للأصول، مما يشير إلى هيمنة المتغيرات الكلية الاقتصادية على تباين القيمة السوقية بصورة تفوق الأثر النوعي للكفاءة الإدارية الفردية للبنوك.

5.1. نتائج المفاضلة والتشخيص القياسي

جدول8 : نتائج معايير اختيار النموذج

Test	Null Hypothesis (H0)	Statistic	p-value	Decision
Chow Test (F-test)	Pooled OLS is adequate	F = 0.6184	0.7962	Accept H0
Hausman Test	Random Effects is preferred	Chi-sq = 5.1852	0.3937	Accept H0
Breusch-Pagan LM Test	No Panel Effects (Pooled OLS)	Chi-sq = 1.5683	0.2105	Accept H0

Note: Sample size (N) = 165 observations. | Significance levels: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

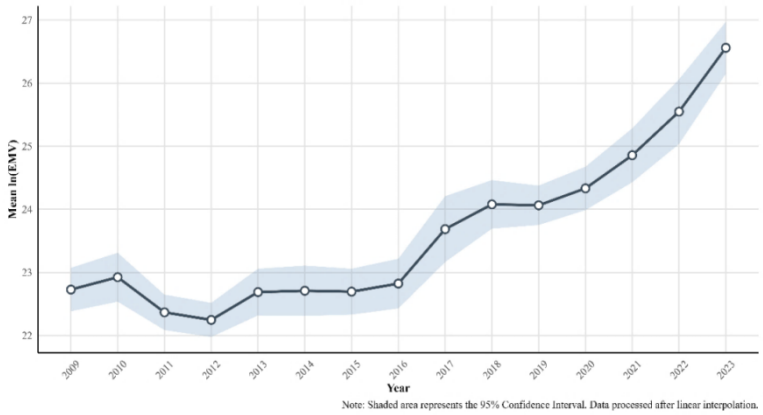
جدول9 : الفحوصات التشخيصية لنموذج المربعات الصغرى المجمعة Pooled OLS

Test	Purpose	Statistic	p-value	Result
Breusch-Pagan Test	Heteroscedasticity Check	BP = 4.0378	0.5440	Passed
Breusch-Godfrey Test	Serial Correlation Check	Chi-sq = 37.0274	0.0007***	Failed

Sample size (N) = 165 observations. | Significance levels: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. | Breusch-Godfrey test was performed with 14 degrees of freedom based on the panel structure.

تمّت المفاضلة بين نماذج بانل عبر ثلاث اختباراتٍ بنيوية، هي اختبار Chow واختبار Hausman واختبار Breusch-Pagan LM، ثم استكملت التحقق التشخيصي لفروض البواقي باستخدام اختبار Breusch-Pagan لاختبار عدم تجانس التباين، واختبار Breusch-Godfrey لاختبار الارتباط الذاتي.

أظهرت القيمُ الاحتمالية لاختبار Chow ($p = 0.7962$) في الجدول (8) قبولَ الفرضية العدمية الداعمة لكفاية نموذج الانحدار المجمّع بالمربعات الصغرى Pooled OLS مقارنةً بنموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effects، كما أظهرت القيمُ الاحتمالية لاختبار Hausman ($p = 0.3937$) قبولَ الفرضية العدمية المرتبطة بعدم تفضيل Fixed Effects على نموذج التأثيرات العشوائية Random Effects. وأكد اختبار Breusch-Pagan LM انسجام هذه النتيجة في اتجاه كفاية البنية المجمّعة ضمن بيانات الدراسة. وعلى المستوى التشخيصي، أظهر الجدول (9) نتائج اختبار Breusch-Pagan الخاص بتجانس التباين، بقيمة احتمالية بلغت ($p = 0.5440$) ما يدعم غياب مشكلة عدم تجانس التباين، في حين كشف اختبار Breusch-Godfrey عن



الشكل 2: المتوسط السنوي للوغاريتم القيمة السوقية لحقوق الملكية في البنوك المدروسة خلال الفترة (2009-

وجود ارتباط ذاتي في البواقي بدلالةٍ قوية عند $(p = 0.0007)$. اعتمدت الدراسة بناءً على ذلك على نموذج الانحدار المجمّع بالمربعات الصغرى Pooled OLS، مع تثبيت الاستدلال عبر أخطاء معيارية متينة، وتحديداً متانة Arellano ومتانة Driscoll–Kraay، لضمان موثوقية النتائج في ضوء الارتباط الذاتي المكتشف.

6.1. نتائج اختبار النموذج النهائي

جدول10 : نتائج تقدير النموذج النهائي باستخدام أخطاء Arellano المعيارية

Independent Variable	Model (1) Standard Pooled OLS	Model (2) Robust (Arellano HAC)
(Intercept)	0.3189** (0.0325)	0.3189*** (0.0017)
CHR	0.2451* (0.0611)	0.2451** (0.0147)
NWCTA	0.1576 (0.4566)	0.1576** (0.0402)
LDR	−0.6024*** (0.0002)	−0.6024*** (0.0007)
LQAD	−0.0610 (0.4390)	−0.0610* (0.0565)
Δ ln(TA)	0.3911*** (0.0001)	0.3911*** (0.0000)

Sample size (N) = 165. Dependent Variable: Δln(EMV). | Adjusted R^2: 0.2501 | F−statistic: 11.2066 (p−value: 3.5767e−09).
Significance levels: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

أولاً: ملاءمة النموذج وقوة تفسيره

أثبتت الإحصائية المعنوية الكلية للنموذج دلالةً قوية عند مستوى 1% كما في الجدول (10)، إذ بلغت قيمة اختبار $(F = 11.2066)$ مع قيمة احتمالية شديدة الانخفاض $(p = 3.5767e^{-09})$، مما دلّ على أن المتغيرات المستقلة مجتمعةً فسّرت تغيّرات القيمة السوقية بصورة معنوية. وأظهر معامل التحديد المُعدَّل Adjusted R^2 مقداراً يساوي 0.2501، مما يعني أن قُرابة 25% من تباين القيمة السوقية للبنوك فُسِّر ضمن النموذج، وهو مستوى تفسيري متسق مع طبيعة بحوث القيمة السوقية التي تتأثر أيضاً بعوامل خارجية لا تُلتقط بالضرورة داخل المواصفة، مثل مخاطر الائتمان والربحية وتوقعات المستثمرين والظروف المؤسسية والسوقية.

كشف التصحيح عبر Arellano HAC عن دلالةٍ أكثر انضباطاً لعددٍ من المؤشرات، وفي مقدمتها صافي رأس المال العامل إلى إجمالي الأصول NWCTA. وأكدت هذه الملاحظة ما أشارت إليه نتائج دراسات سابقة من أن اختلاف المُقدِّرات قد يغيّر دلالة المؤشرات وقوتها [9,14].

ثانياً: مناقشة نتائج التقدير

أثبتَ صافي رأس المال العامل إلى إجمالي الأصول NWCTA أثراً موجباً ومعنوياً عند $(\beta = 0.1576)$ و$(p = 0.0402)$، ما يدل على أن زيادة صافي الأصول المتداولة نسبياً اقترن بارتفاع القيمة السوقية، وهو ما يمكن تفسيره بوصفه قراءةً سوقيةً لإدارة أكثر تحفّظاً في رأس المال العامل تُعزّز السيولة التشغيلية المتاحة وتزيد هامش الأمان، ويمكن تفسير النتيجة بأن أثر رأس المال العامل يتشكل وفق البيئة المؤسسية ودرجة عدم اليقين، مما يرجّح أن السوق قد يُكافئ التحفّظ والسيولة في بيئات عالية المخاطرة.

أظهرَت نسبة القروض إلى الودائع LDR أثراً سالباً قوياً ومعنوياً عند $(\beta = -0.6024)$ و$(p = 0.0007)$، ما يشير إلى أن ارتفاع هذه النسبة ينعكس في السعر السوقي بوصفه توسعاً ائتمانياً على حساب الاستقرار التمويلي،

فتراجَعَ التقييم السوقي تبعاً لذلك. اتسقت هذه الإشارة مع الأدلة المحلية التي ربطت مخاطر السيولة سلباً بالقيمة السوقية [11]، كما تقاطعت مع نتائج في أسواق ناشئة تُظهر أن السوق قد يُسعّرُ سلباً الميل الائتماني العدواني [15].

بيّنت نسبة الاحتفاظ بالنقد CHR أثراً موجباً ومعنوياً عند ($\beta = 0.2451$) و($p = 0.0147$)، مما يدعم تفسير علاوة الأمان التي قد يمنحها المستثمر للسيولة الفورية بوصفها صمام حماية في بيئات عدم اليقين. وأظهر مؤشر الأصول السائلة إلى ودائع العملاء LQAD أثراً سالباً هامشياً عند مستوى 10% عند ($\beta = -0.0610$)، وهو ما قدّم تفصيلاً مهماً مفاده أن السوق لم يُكافئ زيادة السيولة على نحوٍ مطلق؛ إذ إن الإفراط في تسييل ودائع مستقرة ضمن أصول سائلة منخفضة العائد قد يرفع تكلفة الفرصة البديلة ويضغط على الكفاءة، فتظهر الإشارة السالبة بوصفها توازناً بين منطق السيولة كأمان ومنطق السيولة كتعطيل أموال. خَلُص التحليل بناءً عليه إلى قبول الفرضية الأولى، أي ثبوت وجود تأثيرٍ معنوي لمؤشرات إدارة رأس المال العامل في القيمة السوقية لحقوق الملكية ضمن عينة البنوك المدروسة.

أثبت متغيرُ نمو حجم البنك ($\Delta \ln(TA)$) أثراً موجباً ومعنوياً بدرجةٍ عالية عند ($\beta = 0.3911$) و($p = 0.0000$)، مما دلّ على منح السوق علاوةَ تقييمٍ للبنوك الأكبر حجماً، ما ينسجم مع تفسير المرونة الأعلى والقدرة الأوسع على امتصاص الصدمات. وأظهرت النتائج في الوقت نفسه أن هذه العلاوة الحجمية لم تُلغِ تسعير مؤشرات إدارة رأس المال العامل والسيولة، إذ حافظت نسبة صافي رأس المال العامل إلى إجمالي الأصول NWCTA ونسبة القروض إلى الودائع LDR ونسبة الاحتفاظ بالنقد CHR على دلالتها ضمن أخطاء Arellano HAC، كما بقيت دلالة الأصول السائلة إلى ودائع العملاء LQAD عند مستوى هامشي، مما يشير إلى أن السوق لم يختزل التقييم في الحجم وحده، بل عاملَ جودة إدارة رأس المال العامل باعتبارها إشارات مستقلة.

دعمت هذه النتيجة الدراسات التي نقلت التحليل من العلاقة بين السيولة والأداء المحاسبي إلى اختبار قنوات السيولة والتمويل في التقييم السوقي، كما ظهر في دراستي [10,16]، اللتان أبرزتا أن تسعير السوق لمكونات السيولة قد يختلف باختلاف مقياس القيمة ومواصفة النموذج. وأيدت النتيجة أيضاً الاتجاه الذي رصدته الأدلة السورية حول ارتباط القيمة السوقية بمؤشرات السيولة ومخاطرها [11]، مع بقاء احتمال ضعف انتقال بعض مقاييس خلق القيمة إلى السوق في بيئات معينة [13]. خَلُص التحليل بناءً عليه إلى قبول الفرضية الثانية، أي أن التسعير في سوق دمشق للأوراق المالية عَكَسَ تقييماً لجودة إدارة رأس المال العامل بعد ضبط أثر حجم البنك.

قدَّمت النتائجُ خلاصةً تفسيريةً مفادها أن المستثمر في سوق دمشق للأوراق المالية مَنَحَ علاوةَ تقييمٍ للبنوك التي حقّقت مزيجاً متوازناً بين السيولة الفورية والأمان عبر نسبة الاحتفاظ بالنقد وبين التحفّظ التشغيلي المعقول عبر صافي رأس المال العامل إلى إجمالي الأصول، في حين خَصَمَ الميلَ إلى مخاطر السيولة والتمويل المرتبطة بالتوسع الائتماني غير المدعوم كما عكسته نسبة القروض إلى الودائع. وأظهرت النتائج في المقابل أن التحفّظ المفرط عبر تكديس أصول سائلة منخفضة العائد مقابل ودائع العملاء قد ارتبط بإشارةٍ سالبة هامشية كما عكسها مؤشر الأصول السائلة إلى ودائع العملاء، مما دلّ على أن السوق ميّز بين سيولةٍ تُعزّز القدرة على الوفاء والمرونة، وسيولةٍ تُضعف كفاءة التوظيف وترفع تكلفة الفرصة البديلة. وأكّدت هذه الصورة مجتمعةً أن القيمة السوقية في سوق دمشق لم تنعكس عن الحجم وحده، بل سعّرت أيضاً جودة إدارة رأس المال العامل بوصفها إشارات مستقلة تُنتج علاوةً أو خصماً في تقييم حقوق الملكية.

7.1. نتائج اختبارات المتانة

1.7.1. نتائج التحقق من حساسية هيكل البيانات

جدول11 : نتائج اختبار (Maddala–Wu) لجذر الوحدة للبيانات غير المتوازنة

Variable	Chi–sq Statistic	p–value	Conclusion
ln(EMV)	26.0481	0.2496	Non–stationary I(1)
ln(TA)	0.5345	1.0000	Non–stationary I(1)

Note: H0: All series have a unit root.

جدول12 : مقارنة نتائج التقدير بين البيانات المتوازنة (المُعالجَة) والبيانات الخام (غير المتوازنة)

Variable	Model A (Balanced Panel)	Model B (Unbalanced Panel)
(Intercept)	0.3189*** (0.0017)	0.3012*** (0.0056)
CHR	0.2451** (0.0147)	0.2427** (0.0126)
NWCTA	0.1576** (0.0402)	0.1585** (0.0274)
LDR	−0.6024*** (0.0007)	−0.5586*** (0.0088)
LQAD	−0.0610* (0.0565)	−0.0596* (0.0593)
Δ ln(TA)	0.3911*** (0.0000)	0.4131*** (0.0000)

Fisher–type (Maddala–Wu) applied on unbalanced data (N = 157). | Unbalanced sample size (Model B) = 146 observations after first differences. | Both models utilize Pooled OLS with Arellano (HAC) Robust Standard Errors to correct for autocorrelation and heteroscedasticity. | Significance levels: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

طبَّقتِ الدراسةُ اختبارَ جذرِ الوحدة من نوع Fisher–type ADF Maddala–Wu على البيانات غير المتوازنة، فأثبتت النتائج عند $(p < 0.01)$ أن المتغيرات الجوهرية تستقر عند الفرق الأول $I(1)$، مما يدعم سلامة التقدير. وأظهر التحويلُ إلى الفروق الأولى انخفاضاً في حجم العينة غير المتوازنة من 157 إلى 146 مشاهدة نتيجة فقدان أول مشاهدة لكل بنك عند احتساب (Δ)، دون أن يعكس ذلك مشكلة في جودة البيانات. وأكدت المقارنةُ بين النموذجين المعتمدين على البيانات المتوازنة والبيانات غير المتوازنة ثبات إشارات المعاملات وتقارب مستويات المعنوية للمتغيرات الرئيسة، ولا سيما NWCTA و$\Delta \ln(TA)$ وLDR، مما يدل على أن الاستيفاء الخطي لم يغيّر البنية الاقتصادية للعلاقة بل حسّن كفاءة التقدير فقط.

2.7.1. نتائج معالجة الاعتماد المقطعي

نفّذَتِ الدراسةُ اختبارَ Pesaran CD لفحص الارتباط المتبادل بين وحدات اللوحة، فأظهرت النتائج اعتماداً مقطعياً قوياً ودالاً إحصائياً، إذ بلغت قيمة الإحصائية $(z = 11.5074)$ مع $(p\text{-value} = 0.0000)$ كما في الجدول (13)، مما دلّ على أن أخطاء البنوك لا تتحرك بصورة مستقلة بفعل تعرضها لصدمات مشتركة.

جدول13 : نتائج اختبار Pesaran CD للاعتماد المقطعي

Test	H0	Statistic	p–value	Decision
Pesaran CD Test	No cross–sectional dependence (Errors are independent)	z = 11.5074	0.0000***	Reject H0 (CSD Detected)

N = 165 Observations. Cross–sectional dependence (CSD) requires the use of Driscoll–Kraay robust standard errors.

جدول14 : نتائج التقدير النهائي للنموذج باستخدام أخطاء (Driscoll–Kraay) المعيارية

Variable	D–K Robust Coefficient (p–value)

Variable	D-K Robust Coefficient (p-value)
(Intercept)	0.3189** (0.0352)
CHR	0.2451** (0.0225)
NWCTA	0.1576 (0.3347)
LDR	−0.6024** (0.0266)
LQAD	−0.0610 (0.4149)
Δ ln(TA)	0.3911** (0.0238)

Sample size (N) = 165 observations. | Estimation uses D-K. | Significance levels: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

أعادتِ الدراسةُ تقديرَ الاستدلال باستخدام أخطاء Driscoll–Kraay لملاءمته عند اجتماع الاعتماد المقطعي مع الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين. وأظهرت المقارنةُ مع أخطاء Arellano HAC ثباتَ مُعاملات النّموذج وعدم تغيّر إشاراتها، مع اختلافٍ مُتوقَّع في قوة الدلالة الإحصائية. إذ اتضح وفق الجدول (14)، أن المؤشرات التي كانت أكثر دلالة، والتي تُمثّل مؤشرات هامة لإدارة رأس المال العامل في البنوك المدروسة، قد حافظت على دلالتها عند مستوى 5%، حيث بقيت نسبة النقدية $(p = 0.0225)$ ونسبة القروض إلى الودائع $(p = 0.0266)$، بالإضافة إلى نمو حجم البنك $(\Delta \ln(TA))$ $(p = 0.0238)$، في حين تراجعت دلالة صافي رأس المال العام إلى إجمالي الأصول $(p = 0.3347)$ ونسبة الأصول السائلة إلى ودائع العملاء $(p = 0.4149)$ تحت هذا التصحيح. وتُظهِر هذه النتيجة أن السوق قد يلتقط المؤشرات الأكثر صلةً مباشرةً بسيولة التشغيل ومخاطر التمويل وكفاءة التحويل الائتماني، حيث يعكس ارتفاع النقدية قدرةً أعلى على امتصاص الصدمات والوفاء قصير الأجل، بينما تشير نسبة القروض إلى الودائع إلى مفاضلة العائد–المخاطرة واحتمال هشاشة التمويل عند الارتفاع المفرط، كما أن نمو الحجم يدعم القدرة على التوسع والتنويع. أما عدم صمود معنوية نسبة صافي رأس المال العامل ونسبة الأصول السائلة فيوحي بأن أثرهما، رغم بقاء اتجاهه، أكثر حساسيةً للصدمات المشتركة والارتباطات القطاعية.

3.7.1. التحليل باستخدام أثر الزمن الثابت

جدول15 : نتائج اختبار مضاعف لاغرانج (Breusch-Pagan LM) للتحقق من وجود التأثيرات الزمنية

Test Type	Null Hypothesis (H0)	Statistic_Type	Statistic	p-value	Final Decision
Breusch-Pagan Lagrange Multiplier	No significant time-specific effects	Chi-squared	98.177	0.0000***	Reject H0 (Significant Time Effects)

Note: Significant p-value (< 0.05) indicates that time-specific shocks are present, justifying the use of Time-Fixed Effects models.

جدول16 : مقارنة نتائج النموذج الأساسي مع نموذج المتانة باستخدام التأثيرات الزمنية الثابتة

Variable	Model (1) Base Pooled OLS (Arellano HAC)	Model (2) Time-Fixed Effects (Driscoll-Kraay)
(Intercept)	0.3189*** (0.0017)	---
CHR	0.2451** (0.0147)	0.0610 (0.5765)
NWCTA	0.1576** (0.0402)	−0.0160 (0.8913)
LDR	−0.6024*** (0.0007)	−0.0899 (0.5764)
LQAD	−0.0610* (0.0565)	−0.0086 (0.8975)
Δ ln(TA)	0.3911*** (0.0000)	0.2820 (0.1219)

Model (1) is the baseline estimation on balanced panel data. | Model (2) is the robustness check isolating year-specific shocks using the within-time estimator. | Significance levels: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

مثّل اختبارُ المتانة الأقصى اختبارَ إجهادٍ للمواصفة عبر الانتقال من نموذج Pooled OLS إلى إدراج التأثيرات الزمنية الثابتة Time Fixed Effects لعزل صدمات السنة المشتركة في سوق دمشق خلال 2009–2023. أظهرت النتائجُ تراجعَ دلالة مؤشرات إدارة رأس المال العامل التي كانت موجبة ودالّة في النماذج الأساسية، ولا سيما صافي رأس المال العامل إلى إجمالي الأصول NWCTA ونسبة الاحتفاظ بالنقد CHR، مما دلّ على أن أثر السنة تحوّل إلى محدِّدٍ مهيمن للتقييم عند اشتداد الصدمات الكلية، وهو ما دعمته دلالة اختبار مضاعِف لاغرانج Lagrange Multiplier المشار إليها في الجدول (15). وأثبت نمو حجم البنك صموداً أعلى تحت هذه القيود، بما ينسجم مع تفسيره بوصفه إشارة أمانٍ ومرونةٍ في فترات الاضطراب. واتسق هذا النمط مع الأدلة السابقة التي تُظهر حساسية دلالات مؤشرات السيولة ورأس المال العامل لمواصفات التقدير ومعالجة الاعتماد الزمني [9,14]، ومع الأدلة المحلية التي أشارت إلى حساسية القيمة السوقية للصدمات الكلية ومخاطر السيولة [11].

أكّدت اختبارات المتانة والحساسية صِحّةَ الفرضية الثالثة جزئياً؛ إذ صَمَدت معظم النتائج تحت بدائل الاستدلال، بينما ظهر التحدي الأكبر في عزل الأثر المستقل لإدارة رأس المال العامل عن صدمات السنة المشتركة.

الاستنتاجات والتوصيات:

أظهرت نتائجُ الدراسة أن السوق سَعَّر إدارة رأس المال العامل عبر إشاراتٍ متباينة؛ إذ ارتبطت نسبة الاحتفاظ بالنقد CHR بأثرٍ موجب عَكَسَ عَلاوة متانةٍ وقدرةً أعلى على امتصاص الصدمات، بينما ارتبطت نسبة القروض إلى الودائع LDR بأثرٍ سالب عَكَسَ خَصم مخاطرة التمويل عند الارتفاع المفرط. واتخذت مؤشرات أخرى مثل صافي رأس المال العامل إلى الأصول NWCTA و الأصول السائلة إلى ودائع العملاء LQAD اتجاهاتٍ منسجمة مع حالة الأمان وتكلفة الفرصة البديلة، غير أن دلالتها الإحصائية بدت أقل ثباتاً تحت التصحيحات الأكثر تحفظاً.

أكّدت النتائجُ كذلك مركزيةَ حجم البنك بوصفهِ محركاً هيكلياً للتقييم عبر علاوةٍ للبنوك الأكبر حجماً، ثم دعمت اختباراتُ الحساسية الاستنتاجات العامة من حيث ثبات إشارات المعاملات تحت بدائل في هيكل البيانات وتصحيحاتٍ صارمة للأخطاء المعيارية. وأبرزت متانة Driscoll–Kraay تبايناً في قوة الدلالة بين المؤشرات، مما استوجب ترجيح النتائج التي صمدت عبر التصحيحات المتحفظة. وكشفت التأثيرات الزمنية الثابتة من جهة أخرى، هيمنةَ الصّدمات الكلية السنوية، إذ تراجعت قدرة الفروق الإدارية في إدارة رأس المال العامل على تفسير التباين السوقي أمام التحرك الجماعي للقيمة السوقية.

بناءً عليه، تُوصي الدراسة إدارات البنوك بتبني سياسات إدارة رأس مال عامل تتسم بالمرونة، بحيث توازن بين الحفاظ على مستويات سيولة نقدية كافية لتعزيز إشارات الأمان لدى المستثمرين، وبين ضبط التوسع الائتماني عند المستويات التي تُجنب البنك خصومات المخاطرة المرتبطة بالارتفاع المفرط في نسبة القروض إلى الودائع. كما توفر النتائج مبرراً للمستثمرين والمحللين لدمج مؤشرات رأس المال العامل ضمن نماذج تقييم جودة الإدارة المالية كمتغيرات تفسيرية مستقلة عن حجم الأصول. أما على صعيد الآفاق البحثية المستقبلية، فتقترح الدراسة التوسع نحو إدراج المتغيرات الاقتصادية الكلية صراحةً كالتضخم وأسعار الصرف بدلاً من الاكتفاء بعزل

أثر الزمن، فضلاً عن أهمية البحث في وجود علاقات غير خطية تُحدّد نقاط العتبة التي تتحول عندها السيولة من ميزة تنافسية إلى تكلفة فرصة بديلة تضغط على التقييم الرأسمالي.

References:

[1] D. W. Diamond and R. G. Rajan, "Liquidity Risk, Liquidity Creation, and Financial Fragility: A Theory of Banking," **Journal of Political Economy**, vol. 109, no. 2, pp. 287–327, Apr. 2001, doi: 10.1086/319552.

[2] D. W. Diamond and P. H. Dybvig, "Bank runs, deposit insurance, and liquidity," **Journal of Political Economy**, vol. 91, no. 3, pp. 401–419, 1983.

[3] A. N. Berger and C. H. S. Bouwman, "Bank Liquidity Creation," **Review of Financial Studies**, vol. 22, no. 9, pp. 3779–3837, Sep. 2009, doi: 10.1093/rfs/hhn104.

[4] A. N. Berger and C. H. S. Bouwman, "Financial Crises and Bank Liquidity Creation," **SSRN Electronic Journal**, 2009, doi: 10.2139/ssrn.1364962.

[5] M. Spence, "Job Market Signaling," **The Quarterly Journal of Economics**, vol. 87, no. 3, pp. 355–374, 1973, doi: 10.2307/1882010.

[6] S. A. Ross, "The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signalling Approach," **The Bell Journal of Economics**, vol. 8, no. 1, pp. 23–40, 1977, doi: 10.2307/3003485.

[7] J. Tobin, "A General Equilibrium Approach To Monetary Theory," **Journal of Money, Credit and Banking**, vol. 1, no. 1, pp. 15–29, 1969, doi: 10.2307/1991374.

[8] S. Claessens and A. Kose, "Macroeconomic implications of financial imperfections : a survey," Washington, D.C., **WPS 8260**, 2017.

[9] A. Yahaya and H. Bala, "Working capital management and financial performance of deposit money banks in Nigeria," **Research Journal of Finance and Accounting**, vol. 6, no. 16, pp. 57–73, 2015.

[10] I. N. Edem, M. C. Ekwe, and J. U. B. Azubike, "The Inter-Play between Financial Ratios and Stock Market Prices of Deposit Money Banks in Nigeria," **Accounting and taxation review**, vol. 2, no. 2, pp. 117–130, 2018.

[11] N. Hashem, "The Effect of Liquidity Risk on The Market Value of Conventional Banks Listed at Damascus Securities Exchange," **Al-Baath University Journal, Economic Series**, (in Arabic) vol. 42, no. 21, pp. 55–90, 2020.

[12] L. Zaher, A. Khalaf, and O. Nakkar, "The Effect of Banking Liquidity Risk in the Financial Performance of Private Commercial Banks in Syria," **Journal of Hama University**, (in Arabic) vol. 3, no. 13, 2021.

[13] J. AL-Halabi and K. Kanjo, "A Study of Ability of The Economic Value Added Indicator to Explain Changes on The Market Value of Stocks ' An Applied Study on Byblos Bank,'" **Journal of Hama University**, (in Arabic) vol. 3, no. 13, 2021.

[14] N. A. M. Senan, S. Anagreh, B. O. A. Al-Dalaien, F. Almugari, A. S. D. Khaled, and E. A. Al-Homaidi, "Working Capital Management and Banks ' Performance : Evidence from India," **Journal of Asian Finance, Economics and Business**, vol. 8, no. 6, pp. 747–758, 2021, doi: 10.13106/jafeb.2021.vol8.no6.0747.

[15] J. Aayale, M. Seffar, and J. Koutene, "Financial Indicators, Stock Prices and Returns: Evidence from Banks Listed on the Stock Exchange of an Emerging Market (CSE)," **International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics**, vol. 3, no. 2–2, pp. 533–551, 2022.

[16] O. A. Oladunni, "Liquidity Management and Market Value of Listed Deposit Money Banks in Nigeria," **UMYU Journal of Accounting and Finance Research**, vol. 8, no. 1, pp. 310–324, Jun. 2025, doi: 10.61143/umyu-jafr.8(1)2025.021.

[17] Mairafi. S. L., Idris. A. A, and Oladejo. G. T., "Effect of Current and Cash Ratios on the Financial Performance of Listed Insurance Companies in Nigeria," **International Journal of Economics, Business and Management Research**, vol. 09, no. 08, pp. 96–111, 2025, doi: 10.51505/IJEBMR.2025.9805.

[18] C. Deléchat, C. Henao, P. Muthoora, and S. Vtyurina, "The Determinants of Banks' Liquidity Buffers in Central America," **WP/12/301**, Dec. 2012.

[19] A. O. Adenuga, J. A. Mohammed, C. V. Laniyan, A. A. Akintola, and O. C. Asuzu, "Measuring the impact of loan-to-deposit ratio (LDR) on Banks' liquidity in Nigeria," **CBN Economic and Financial Review (EFR)**, vol. 59, no. 2, pp. 43–59, 2021.

[20] N. K. M. Jaradat, "The Reliability of Bankruptcy Forecasting Based on Financial Ratio Analysis in The United Kingdom," **Ph.D dissertation**, Aberystwyth University, UK, 2024.

[21] S. Moritz and T. Bartz-Beielstein, "imputeTS: Time Series Missing Value Imputation in R," **The R Journal**, vol. 9, no. 1, p. 207, 2017, doi: 10.32614/RJ-2017-009.

[22] J. H. Stock, M. W. Watson, J. M. Wooldridge, and J. M. Wooldridge, Introductory Econometrics: A Modern Approach. **Prentice Hall**, 2013.

[23] D. N. Gujarati and D. C. Porter, Basic econometrics, 5th ed. NYC, USA: **McGraw-Hill**, 2009.

[24] A. Levin, C.-F. Lin, and C.-S. James Chu, "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties," **Journal of Econometrics**, vol. 108, no. 1, pp. 1–24, May 2002, doi: 10.1016/S0304-4076(01)00098-7.

[25] J. M. Wooldridge, Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, 2nd ed. Cambridge, MA.: **MIT Press**, 2010.

[26] B. H. . Baltagi, Econometric analysis of panel data, Sixth. Cham, Switzerland: **Springer**, 2021.

[27] J. A. Hausman, "Specification Tests in Econometrics," **Econometrica**, vol. 46, no. 6, p. 1251, Nov. 1978, doi: 10.2307/1913827.

[28] T. S. Breusch and A. R. Pagan, "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics," T**he Review of Economic Studies**, vol. 47, no. 1, p. 239, Jan. 1980, doi: 10.2307/2297111.

[29] M. Arellano, "Practitioners' Corner: Computing Robust Standard Errors for Within-groups Estimators," **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, vol. 49, no. 4, pp. 431–434, Nov. 1987, doi: 10.1111/j.1468-0084.1987.mp49004006.x.

[30] J. C. Driscoll and A. C. Kraay, "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data," **The Review of Economics and Statistics**, vol. 80, no. 4, pp. 549–560, 1998, [Online]. Available: http://www.jstor.org/stable/2646837

[31] G. S. Maddala and S. Wu, "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test," **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, vol. 61, no. s1, pp. 631–652, Nov. 1999, doi: 10.1111/1468-0084.61.s1.13.

[32] D. A. Dickey and W. A. Fuller, "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root," **Journal of the American Statistical Association**, vol. 74, no. 366a, pp. 427--431, 1979.

[33] M. H. Pesaran, "'General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels,'" **Cambridge Working Papers in Economics**, 2004, Accessed: Feb. 24, 2026. [Online]. Available: https://ideas.repec.org/p/cam/camdae/0435.html