# The Impact of Applying the Expected Credit Loss Model on Bank Profitability
# An Applied Study on Private Traditional Banks Listed on the Damascus Securities Exchange

**Noura Fadil Al-Khayer***

**Dr. Mounzer Mourhij****

**(Received 22 / 9 / 2025. Accepted 7 / 5 / 2026)**

## □ ABSTRACT □

This study examines the effect of expected credit losses across the three IFRS 9 stages on the profitability of conventional banks, while introducing two control variables, bank size and exchange rate, to improve estimation accuracy and isolate the net effect of each stage. The analysis is based on panel data for a sample of listed conventional banks over the period 2019–2023. Fixed-effects panel models were estimated after conducting the appropriate model selection tests, with corrected standard errors to address possible heteroskedasticity. The findings show that expected credit losses recognized in Stage 1 have a positive and statistically significant effect on return on assets, suggesting that early loss recognition is associated with more prudent banking behavior and supports the relative stability of financial performance. The results further indicate that the effect of Stage 2 expected credit losses is negative in sign but not statistically decisive after controlling for bank size and exchange rate, implying that banks were generally able to absorb this category of credit risk without a substantial deterioration in profitability. By contrast, Stage 3 expected credit losses exhibit a strong negative and statistically significant impact on profitability, reflecting the direct burden of actual credit deterioration through higher provisioning and lower returns on assets. The results also show that bank size has a positive effect on profitability, whereas the exchange rate exerts a negative effect. Diagnostic tests confirm the adequacy of the estimated models and support the reliability of the empirical findings.

**Keywords:** Expected credit losses, IFRS 9, Bank profitability, Bank size, Exchange rate.

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

* **Phd Student, Department of Business Administration, Faculty of Economics, University of Lattakia(formerly tishreen) , Lattakia, Syria.** noura.alkhayer@latakia-univ.edu.sy

** **Professor, Department of Business Administration, Faculty of Economics, University of Lattakia(formerly tishreen) , Lattakia, Syria.** mounzer.mourhij@tishreen.edu.sy

# تأثير تطبيق نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة على ربحية المصارف
## دراسة تطبيقية على المصارف التقليدية الخاصة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية

**نورا فضيل الخيّر** *

**د. منذر مرهج** **

(تاريخ الإيداع 22 / 9 / 2025. قُبِل للنشر في 7 / 5 / 2025)

## □ الملخّص □

هدف هذا البحث إلى اختبار أثر الخسائر الائتمانية المتوقعة وفق مراحلها الثلاث في معيار التقارير المالية الدولية IFRS 9 على ربحية المصارف التقليدية، مع إدخال متغيرين ضابطين هما حجم المصرف وسعر الصرف لتعزيز دقة التقدير وتحديد الأثر الصافي لكل مرحلة. اعتمد البحث على بيانات بانل لعينة من المصارف التقليدية المدرجة خلال المدة 2019–2023، وتم استخدام نماذج الآثار الثابتة بعد إجراء اختبارات المفاضلة بين النماذج الملائمة، مع الاعتماد على أخطاء معيارية مصححة لمواجهة مشكلات التباين غير المتجانس المحتملة.

أظهرت النتائج أن الخسائر الائتمانية المتوقعة في المرحلة الأولى كان لها أثر موجب ومعنوي في العائد على الأصول، بما يشير إلى أنّ الاعتراف المبكر بالخسائر ارتبط بسلوك مصرفي أكثر تحفظاً وأسهم في دعم الاستقرار النسبي للأداء المالي. كما بينت النتائج أن أثر المرحلة الثانية جاء سالباً من حيث الاتجاه لكنه لم يكن حاسماً من الناحية الإحصائية بعد إدخال المتغيرات الضابطة، مما يدل على قدرة المصارف على استيعاب هذه الفئة من المخاطر دون تأثير جوهري في الربحية. في المقابل، كشفت المرحلة الثالثة عن أثر سلبي ومعنوي قوي في الربحية، بما يعكس أن انتقال التعرض الائتماني إلى حالة التعثر الفعلي يؤدي إلى زيادة المخصصات وتراجع العائد على الأصول بصورة مباشرة. كذلك أظهرت النتائج أن حجم المصرف يؤثر إيجاباً في الربحية، في حين يمارس سعر الصرف أثراً سلبياً عليها. وتدعم الاختبارات التشخيصية سلامة النماذج المقدرة وموثوقية النتائج.

**الكلمات المفتاحية:** الخسائر الائتمانية المتوقعة، IFRS 9، ربحية المصارف، حجم المصرف، سعر الصرف.

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

* **طالبة دراسات عليا (دكتوراه)، قسم إدارة الأعمال، كلية الاقتصاد، جامعة اللاذقية (تشرين سابقاً) ، اللاذقية، سورية.**
noura.alkhayer@latakia-univ.edu.sy

** **أستاذ، قسم إدارة الأعمال، كلية الاقتصاد، جامعة اللاذقية(تشرين سابقاً) ، اللاذقية، سورية.**
mounzer.mourhij@tishreen.edu.sy

## مقدمة:

شكّلت الأزمة المالية العالمية التي عصفت بالاقتصاد العالمي بين عامي 2007–2009 منعطفاً حاسماً في تقييم النظم المحاسبية المعمول بها في القطاع المصرفي، حيث سلطت الضّوء على مواطن ضعف جوهرية في نموذج الخسارة الائتمانية المتكبدة الذي كان سائداً في ذلك الوقت، والذي كان يتطلب من المؤسسات المالية تأجيل الاعتراف بخسائر القروض إلى حين توفر أدلة ملموسة على وقوعها، مما أدى عملياً إلى تأخر كبير في تكوين مخصصات الاحتياطيات وقد أسهم النهج الذي وصف بالمتأخر وغير الكافي في تفاقم حدة الأزمات المالية ، إذ لم تتمكن المصارف من تراكم احتياطيات كافية خلال فترات النمو والازدهار لمواجهة الخسائر المتوقعة في فترات الانكماش مما أدى إلى زيادة خدة تقلبات الأرباح وتآكل رؤوس الأموال وإضعاف الثقة في المنظومة المالية ككل. [1].

وجاء نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة (Expected Credit Loss - ECL)، والذي فرضته معايير المحاسبة الدولية IFRS 9 تحولاً جذرياً عن نموذج الخسائر الائتمانية المتكبدة السابق، حيث يفترض النموذج نهجاً استباقياً يتطلب من المصارف تقدير وتكوين مخصصات للخسائر الائتمانية المتوقعة على مدار العمر المتوقع للأداة المالية، ويعتمد على نموذج ثلاثي الأبعاد من البيانات التاريخية والمعلومات الحالية والتوقعات المستقبلية، مما يتطلب من المصارف تقييماً مستمراً لمخاطر الائتمان وإعادة تصنيف هذه الأصول إلى مراحل مختلفة وفق مستوى تطور هذه الائتمانية [2].

وعلى الرغم من أنّ الهدف الأساسي لنموذج ECL هو تعزيز جودة معلومات المخصصات، والاعتراف بالخسائر في وقت أبكر، وتقليل تقلب الأرباح، إلا أنّ تطبيقه يحمل في طياته تأثيرات كبيرة على ربحية المصارف، حيث يُتوقع أن يؤدي تطبيق ECL إلى زيادة كبيرة في مخصصات خسائر القروض مقارنة بالنموذج السابق، مما يترتب عليه انخفاض مباشر في صافي الأرباح المعلنة، فكلما زادت المخصصات التي يجب على المصرف تكوينها بناءً على التوقعات المستقبلية للخسائر، كلما تآكلت أرباحه، وهو ما يمثل تحدياً للمصارف السورية التي قد تواجه بيئة اقتصادية متقلبة ومخاطر ائتمانية مرتفعة، مما يستدعي فهماً لكيفية تأثير هذا النموذج على أدائها المالي و ربحيتها.

وفي هذا الإطار تضمن البحث دراسة ميدانية على 11 مصرفاً تقليدياً خاصاً مدرجاً في سوق دمشق للأوراق المالية حلال الفترة (2019–2023)، بهدف قياس تأثير تطبيق نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة بمراحله الثلاث على ربحية هذا المصارف.

## الدراسات السابقة:

**1– دراسة مولادي (2022) بعنوان: أثر احتساب الخسائر الائتمانية المتوقعة وفقاً لمعيار التقارير المالية الدولي (IFRS 9) في جودة المستحقات: دراسة تحليلية على المصارف التقليدية المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.**

هدفت الدراسة إلى تقييم تأثير تطبيق معيار التقارير المالية الدولي IFRS 9 على جودة مستحقات البنوك التقليدية المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية. اعتمدت الدراسة على البيانات المالية المنشورة للبنوك خلال الفترة من 2017 إلى 2019، بما في ذلك القوائم المالية المعاد عرضها لعامي 2017 و2018 وفقًا للمعيار الجديد، بالإضافة إلى قوائم عام 2019. استخدم البحث المنهج الوصفي التحليلي، واعتمدت الدراسة على تحليل البيانات المقطعية للسلاسل الزمنية (Panel Data) على عينة مكونة من 11 بنكًا تقليديًا. كشفت النتائج عن وجود علاقة عكسية معنوية بين احتساب الخسائر الائتمانية المتوقعة وفقًا للمعيار IFRS 9 والمستحقات الاختيارية، وذلك بناءً على حجم إجمالي أصول البنك.

تبعاً لذلك، تبين وجود علاقة طردية معنوية بين احتساب هذه الخسائر وجودة المستحقات، مما يعني أنّ تطبيق معيار IFRS 9 قد حسن من جودة المستحقات لدى هذه البنوك. بالإضافة إلى ذلك، وجدت الدراسة علاقة عكسية معنوية بين إجمالي أصول البنك والمستحقات الاختيارية، وعلاقة طردية معنوية بين إجمالي أصول البنك وجودة المستحقات [3].

**2- دراسة حمدان (2023) بعنوان: أثر تطبيق نموذج الخسائر الائتمانية المتوقعة وفق متطلبات IFRS9 في رأس المال التنظيمي للبنوك التقليدية في سورية: دراسة حالة بنك بيمو السعودي الفرنسي.**

هدفت الدراسة إلى تحديد تأثير تطبيق نموذج الخسائر الائتمانية المتوقعة، المتوافق مع معايير IFRS9، على مستويات رأس المال التنظيمي لبنك بيمو السعودي الفرنسي، المدرج في سوق دمشق للأوراق المالية. لتحقيق هذا الهدف، اعتمدت الدراسة على المنهج الوصفي التحليلي. جمعت الباحثة البيانات المالية المنشورة المتعلقة بمستويات رأس المال التنظيمي ومصروف الخسائر الائتمانية المتوقعة (وفقًا للنموذج الجديد) للفترات الربعية من الربع الأول لعام 2019 وحتى الربع الثاني من عام 2021. تمّ بعد ذلك تحليل هذا التأثير باستخدام أسلوب التحليل المقارن مع مستويات رأس المال التنظيمي ومصروف الخسائر الائتمانية (وفقًا للنموذج القديم) لنفس البنك للفترات الربعية السابقة من 2017-2018 (قبل تطبيق IFRS9). بالإضافة إلى ذلك، تمّ الكشف عن التأثير باستخدام نموذج انحدار السلاسل الزمنية على برنامج التحليل الإحصائي Eviews، وتم اختبار الفرضيات. خلصت الدراسة إلى أن تطبيق نموذج الخسائر الائتمانية المتوقعة وفق متطلبات IFRS9 كان له تأثير إيجابي، مما أدى إلى زيادة صافي رأس المال الأساسي (TIER1) وصافي رأس المال المساند (TIER2) لبنك بيمو السعودي الفرنسي خلال الفترة المدروسة. ومن المتوقع أن يؤثر هذا بدوره على نسب كفاية رأس المال، نظراً لأن رأس المال التنظيمي يمثل بسط هذه النسب [4].

**3- دراسة عمران (2024) بعنوان: تطوير أنشطة المراجعة الداخلية لفحص منهجية تطبيق نموذج الخسائر الائتمانية المتوقعة وانعكاساتها على الحد من ممارسات التمهيد الاختياري للأرباح بالبنوك التجارية: دراسة ميدانية.**

هدفت الدراسة إلى تعزيز أنشطة المراجعة الداخلية المتعلقة بتقييم نماذج الخسائر الائتمانية المتوقعة، وكيفية تأثير ذلك على الحد من التمهيد الاختياري للأرباح عبر مخصصات القروض. أجرى الباحثون دراسة تحليلية لمنهجية تطبيق نموذج الخسائر الائتمانية المتوقعة، وفقًا لمعيار IFRS 9. كما شمل البحث دراسة ميدانية شملت 98 فرداً من مديري إدارات المخاطر والمراجعة الداخلية والالتزام والحوكمة في عدد من البنوك التجارية العاملة في مصر. كان الهدف هو قياس مدى إدراكهم لأهمية تطوير أنشطة المراجعة الداخلية في فحص منهجية تطبيق النموذج، وتأثير ذلك على الحد من ممارسات التمهيد الاختياري للأرباح. أظهرت النتائج عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في آراء المشاركين حول إدراك البنوك لمحددات ومنهجية تطبيق نموذج الخسائر الائتمانية المتوقعة. ومع ذلك، وُجدت فروق ذات دلالة إحصائية في آرائهم بشأن طبيعة ممارسات التمهيد الاختياري للأرباح باستخدام مخصصات القروض. لم تظهر النتائج فروقاً ذات دلالة إحصائية في آراء المشاركين حول تطوير أنشطة المراجعة الداخلية. لكن، كشفت الدراسة عن وجود تأثير ذي دلالة إحصائية لتطوير أنشطة المراجعة الداخلية في الحد من التمهيد الاختياري للأرباح عبر مخصصات القروض [5].

**4- دراسة Resend, etal (2024) بعنوان: تأثيرات نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة على الدورية المسايرة، إدارة الأرباح، وإدارة حقوق الملكية في القطاع المصرفي البرتغالي.**

هدفت الدراسة إلى تحديد ما إذا كان تطبيق IFRS 9 يعزز الدورية المسايرة للنظام المالي، ويوفر فرصاً أكبر للبنوك لإدارة أرباحها، ويؤثر على كيفية إدارة البنوك لحقوق ملكيتها، وذلك من خلال تحليل بيانات البنوك البرتغالية

بين عامي 2018 و2022، ومقارنتها بفترة ما قبل تطبيق IFRS 9 (من 2008 إلى 2017). باستخدام منهجية تتضمن نمذجة انحدار المربعات الصغرى العامة الموزونة (GLS) لتحديد تأثير IFRS 9 على مخصصات خسائر القروض، خلصت الدراسة إلى أنّ IFRS 9 لم يؤدِ إلى زيادة في الدورية المسايرة للقطاع المصرفي البرتغالي. وعلاوة على ذلك، وجدت الدراسة انخفاضاً في إدارة الأرباح بعد تطبيق المعيار، مما يشير إلى أنّ المعيار ربما قد قلل من قدرة البنوك على التلاعب بأرقام أرباحها. ومع ذلك، أشارت النتائج إلى أنّ البنوك قد حولت تركيزها من إدارة الأرباح إلى إدارة حقوق الملكية بعد تطبيق IFRS 9، مما يدل على اهتمامها بالحفاظ على نسب رأس المال في ظل المتطلبات الجديدة. بشكل عام، تقدم الدراسة دليلاً على أن IFRS 9 قد حقق بعض أهدافه التنظيمية في القطاع المصرفي البرتغالي، لا سيما فيما يتعلق بتقليل الدورية المسايرة وإدارة الأرباح [6].

**5- دراسة محمود ونجم (2024) بعنوان: أثر الخسائر الائتمانية المتوقعة وفق المعيار الدولي للتقارير المالية (IFRS 9) على كفاية رأس المال: دراسة تطبيقية في عينة من المصارف المدرجة في سوق العراق للأوراق المالية.**

هدفت الدراسة تحديد كيفية احتساب المخاطر الائتمانية المتوقعة وفقًا لمعيار IFRS9 وتأثيرها على كفاية رأس المال. وقد جرى تطبيق ذلك على عينة من المصارف المدرجة في سوق العراق للأوراق المالية، شملت المصرف الأهلي العراقي، مصرف الخليج التجاري، ومصرف بغداد. اعتمدت الدراسة على البيانات المالية المنشورة لهذه المصارف للسنوات 2021 و2022 و2023. توصل الدراسة إلى عدة استنتاجات أبرزها وجود ضعف في تطبيق معيار IFRS9 في المصارف عينة البحث، على الرغم من إصدار البنك المركزي العراقي للتعليمات الإرشادية اللازمة لإعداد القوائم المالية وفقًا لهذا المعيار، كما أظهرت نتائج تطبيق معيار IFRS9 أن نسبة تأثيره على رأس المال بلغت 13%، بينما بلغت نسبة رأس المال إلى الموجودات الخطرة 15.65% [7].

## تعقيب على الدراسات السابقة:

تتقاطع جميع الدراسات السابقة مع الدراسة الحالية في محورها الأساسي حول تأثير تطبيق المعيار الدولي للتقارير المالية IFRS 9 ونموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة (ECL) على القطاع المصرفي. تشترك غالبية هذه الدراسات، في المنهجية التطبيقية الكمية باستخدام البيانات المالية للبنوك وأساليب التحليل الإحصائي غالباً (Panel Data)، كما هو الحال في دراسة موالدي (2022)، حمدان (2023)، Resende et al, (2024)، ومحمود ونجم (2024). ومع ذلك، تختلف هذه الدراسات في المتغير التابع الذي تركز عليه؛ فبينما تتناول دراسة موالدي (2022) جودة المستحقات، وحمدان (2023) كفاية رأس المال، ومحمود ونجم (2024) رأس المال التنظيمي، Resende et al, (2024)، الدورية المسايرة وإدارة الأرباح وحقوق الملكية، فإن ما يميز الدراسة الحالية هو تركيزها على الربحية كمتغير أساسي، وتختلف هذه الدراسة عن الدراسات المطبقة في سورية بكون دراسة حمدان اقتصرت فقط على بنك بيمو السعودي الفرنسي، بينما الدراسة الحالية تتناول جميع المصارف التجارية التقليدية الخاصة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.

## مشكلة البحث:

يتطلب التطبيق العملي لنموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة (ECL) من المصارف على قيام المصارف بتقدير الخسائر الائتمانية المستقبلية بالاستناد على بيانات تاريخية ومعلومات حالية وتوقعات مستقبلية، تستند إلى دراسات واستقراءات مهنية. يُتوقع أن يؤدي هذا النموذج إلى زيادة ملموسة وكبيرة في مخصصات خسائر القروض مقارنةً

بنموذج الخسائر المتكبدة السابق (ICL)، مما سينتج عنه تراجع في صافي الأرباح المعلنة لاسيما في المراحل الأولى من عملية التحول إلى النظام الجديد. وفي السياق السوري حيث تشهد البيئة المصرفية تقلبات اقتصادية حادة ومستويات كبيرة من عدم اليقين قد يفرض أعباءً إضافية على المصارف من حيث زيادة المخصصات، هذا بدوره قد يؤثر بشكل مباشر على ربحيتها وقدرتها على تحقيق الأهداف المالية. وبناءً عليه، تبرز المشكلة البحثية في عدم وجود فهم كافٍ لتأثير تطبيق نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة (ECL) على ربحية المصارف التقليدية المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية، هذا النقص في المعرفة يثير تساؤلات حول كيفية استجابة هذه المصارف لمتطلبات المعيار الجديد، ومدى تأثير الزيادة المتوقعة في المخصصات على صافي أرباحها، وهل سيؤدي ذلك إلى تحديات في الحفاظ على مستويات الربحية المستهدفة في ظل البيئة الاقتصادية الراهنة. وبناءً عليه، يمكن صياغة مشكلة البحث الرئيسية في التساؤل التالي: **ما هو تأثير تطبيق نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة (ECL) على ربحية المصارف التقليدية الخاصة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية؟**

ويتفرع عنه الأسئلة التالية:

– ما هو تأثير تطبيق نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة (ECL) خلال المرحلة الأولى على ربحية المصارف التقليدية الخاصة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية؟

– ما هو تأثير تطبيق نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة (ECL) خلال المرحلة الثانية على ربحية المصارف التقليدية الخاصة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية؟

– ما هو تأثير تطبيق نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة (ECL) خلال المرحلة الثالثة على ربحية المصارف التقليدية الخاصة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية؟

## أهمية البحث:

تكمن **الأهمية النظرية** للبحث في إسهامه في إثراء الحوار الأكاديمي من خلال سد فجوة بحثية تتعلق بتأثير نموذج ECL على الربحية المصرفية، حيث تشكل النتائج التي تتوصل إليها الدراسة قاعدة معرفية لبحوث لاحقة تستكشف سلوك الربحية في ظل تحولات النماذج المحاسبية خاصة في الأسواق المالية الناشئة أو تلك التي تعاني من تأثيرات العقوبات والقيود الاقتصادية الخارجية، وتأتي الأهمية النظرية للدراسة من كونها إحدى الدراسات القليلة لموضوع تأثير تطبيق نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة على المصارف التقليدية الخاصة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية، أما **الأهمية العملية** للبحث فتتمثل في أنّ نتائجه قد تقدم معلومات لصناع القرار في القطاع المصرفي السوري لفهم التداعيات المحتملة لتطبيق ECL على ربحية المصارف لتطوير استراتيجيات أفضل لإدارة الربحية والتخطيط المالي في ظل المتطلبات المحاسبية الجديدة والظروف الاقتصادية الراهنة. كما يمكن أن تفيد نتائج البحث المستثمرين في سوق دمشق للأوراق المالية لتقييم المخاطر والفرص المرتبطة بربحية المصارف، مما يعزز من كفاءة السوق وشفافيته.

## أهداف البحث:

يهدف البحث إلى دراسة تأثير تطبيق نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة (ECL) بمراحله الثلاث على ربحية المصارف التقليدية الخاصة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.

## فرضيات البحث:

اعتمد البحث الفرضية الرئيسة الآتي: لا يوجد أثر ذو دلالة معنوية لتطبيق نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة على ربحية المصارف التقليدية الخاصة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.

ويتفرع عن هذه الفرضية الفرضيات الفرعية الآتية:

1- لا يوجد أثر ذو دلالة معنوية لتطبيق نموذج الخسارة الائتمانية خلال المرحلة الأولى على ربحية المصارف التقليدية الخاصة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.

2- لا يوجد أثر ذو دلالة معنوية لتطبيق نموذج الخسارة الائتمانية خلال المرحلة الثانية على ربحية المصارف التقليدية الخاصة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.

3- لا يوجد أثر ذو دلالة معنوية لتطبيق نموذج الخسارة الائتمانية خلال المرحلة الثالثة على ربحية المصارف التقليدية الخاصة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية.

## منهجية البحث:

تمّ الاعتماد في هذا البحث على المنهج الوصفي باستخدام الأسلوب التحليلي لدراسة أثر الخسائر الائتمانية المتوقعة بمراحلها الثلاث على الربحية في المصارف التقليدية الخاصة المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية خلال الفترة (2019-2023).

وهي: البنك العربي، المصرف الدولي للتجارة والتمويل، بنك عودة، بنك بيمو السعودي الفرنسي، فرنسبنك، بنك سورية والمهجر، بنك بيبلوس، بنك سورية والخليج، بنك الأردن، بنك قطر الوطني، بنك الشرق. وتم جمع البيانات اللازمة لإعداد هذا البحث على مصادر البيانات الثانوية المتمثلة بشكل أساسي بالبيانات المالية للمصارف التقليدية الخاصة محل البحث، والمنشورة على الموقع الرسمي لسوق دمشق للأوراق المالية، بالإضافة إلى الاستفادة من الأبحاث والدراسات السابقة التي تناولت موضوع البحث بشكل مباشر أو غير مباشر. تمّ استخدام بيانات Panel Data متوازنة تضمنت (11) مصرفاً على مدى خمس سنوات، مع تطبيق نماذج المربعات الصغرى للبيانات اللوحية ( Panel Least Squares) باستخدام نموذج الآثار الثابتة بناءً على نتائج اختبارات المفاضلة بين النماذج. ولتعزيز موثوقية النتائج وضمان دقة التقديرات تمّ تصحيح الانحرافات المعيارية باستخدام مصفوفة White period (cross-section cluster) لضمان دقة التقديرات في ظل احتمالية وجود تغاير غير متجانس داخل المقاطع الزمنية. كما أجريت اختبارات Pesaran CD للكشف عن الارتباط المقطعي بين البواقي، واختبارات Jarque-Bera للتحقق من طبيعة توزيع الأخطاء، بالإضافة إلى اختبار الارتباط الذاتي باستخدام إحصائية Q. بناءً على نتائج اختبارات Hausman واختبارات الآثار الثابتة والعشوائية، تمّ اختيار نماذج الآثار الثابتة كأنسب إطار إحصائي لتحليل العلاقة بين متغيرات البحث.

تمّ اعتماد نسبة الخسارة الائتمانية في البحث بقسمة مجموع المخصصات المتوقعة على مجموع التعرضات. وفقاً لنموذج الخسارة الائتمانية يتم احتساب الخسائر الائتمانية المتوقعة ضمن المعيار الدولي وفق الآتي:(عبد الغفار، الصعيدي، 2022، ص354)

| المرحلة الأولى | المرحلة الثانية | المرحلة الثالثة |
|---|---|---|
| عند إصدار أو شراء الأداة المالية | عند حدوث ارتفاع هام في مخاطر الائتمان | عند حدوث التعثر الفعلي |
| يجب تسجيل الخسائر الائتمانية على 12 شهر في حساب الأرباح والخسائر وذلك | يجب تسجيل الخسائر المتوقعة على مدى عمر الأداة المالية | يجب تسجيل الخسائر المتوقعة على مدى عمر الأداة المالية |

| | | |
|---|---|---|
| **على شكل مخصصات مقابل خسائر متوقعة.** | | |
| **يتم احتساب إيرادات الفوائد على الأدوات المالية المسجلة في هذه المرحلة وفقاً لقيمتها الإجمالية (دون أي تنزيل للخسائر الانتمانية المتوقعة)** | **يتم احتساب إيرادات الفوائد على الأدوات المالية المسجلة في هذه المرحلة وفقاً لقيمتها الإجمالية (دون أي تنزيل للخسائر الانتمانية المتوقعة)** | **يتم احتساب إيرادات الفوائد على الأدوات المالية المسجلة في هذه المرحلة وفقاً لقيمتها الصافية، (أي بعد تنزيل الخسائر الانتمانية المتوقعة)** |

ولزيادة دقة التقدير وتقليل احتمال تحيز المعلمات الناتج عن إغفال بعض العوامل المؤثرة في ربحية المصارف، تم توسيع النماذج القياسية بإدخال متغيرين ضابطين هما حجم المصرف وسعر الصرف. وقد استُخدم حجم المصرف بوصفه متغيراً ضابطاً لتمثيل الفروقات الهيكلية بين المصارف من حيث حجم النشاط والقدرة على التنويع وامتصاص المخاطر، إذ إن المصارف الأكبر غالباً ما تتمتع بمرونة أعلى في إدارة الصدمات وتحقيق وفورات الحجم. كما أُدرج سعر الصرف لالتقاط أثر البيئة الاقتصادية الكلية والتقلبات النقدية التي قد تنعكس على قيمة الموجودات والالتزامات والقدرة الائتمانية للعملاء ومن ثم على ربحية المصارف. وبناءً على ذلك، تم تقدير النماذج الثلاثة بعد تضمين هذين المتغيرين إلى جانب متغيرات الخسائر الائتمانية المتوقعة الخاصة بكل مرحلة، بما يتيح قياس الأثر الصافي لكل مرحلة على العائد على الأصول في ظل التحكم بالعوامل المؤسسية والاقتصادية الأكثر ارتباطاً بالأداء المصرفي.

## الإطار النظري للبحث:

يمثل نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة (ECL) الذي جاء به المعيار الدولي للتقارير المالية (IFRS 9) تحولاً جذرياً في كيفية اعتراف المؤسسات المالية بالخسائر المرتبطة بأصولها الائتمانية. لم يكن هذا التحول مجرد تعديل إجرائي في القواعد المحاسبية، بل جاء تجسيداً لرؤية جديدة تسعى إلى تعزيز الشفافية المالية وترسيخ دعائم الاستقرار في القطاع المصرفي، قبل المعيار الدولي للتقارير المالية (IFRS 9) كان المعيار السائد هو المعيار الدولي للمحاسبة (IAS 39)، الذي اعتمد على نموذج "الخسائر الائتمانية المتكبدة" (Incurred Credit Losses). هذا النموذج كان يفرض على المؤسسات المالية الاعتراف بالخسائر فقط عندما تكون هناك أدلة موضوعية على حدوثها. بمعنى آخر، كان يجب أن تقع الخسارة فعلاً أو أن يكون هناك مؤشر واضح على أنها وشيكة، قبل أن يتم تكوين مخصصات لها. هذا النهج أثبت قصوره بوضوح خلال الأزمة المالية العالمية 2008–2009. في تلك الأزمة، تفاقمت الديون المتعثرة بشكل سريع، لكن البنوك لم تكن قادرة على الاعتراف بالخسائر ووضع مخصصات كافية لها في الوقت المناسب، مما أدى إلى تآكل رؤوس أموالها بشكل مفاجئ وغير متوقع، وزعزع الثقة في النظام المالي بأكمله [8]. جاء المعيار الدولي للتقارير المالية (IFRS 9) كاستجابة عملية لهذا القصور من خلال تبني رؤية استباقية تركز على مفهوم الخسائر الائتمانية المتوقعة. الفكرة الأساسية لهذا المعيار تتمثل في أنّ المؤسسات يجب أن تتوقع الخسائر المحتملة في المستقبل وتدرجها ضمن قوائمها المالية، بدلاً من الانتظار حتى تتحقق هذه الخسائر هذا يتطلب من البنوك ليس فقط النظر إلى البيانات التاريخية، بل أيضاً إلى المعلومات الحالية والمستقبلية، بما في ذلك التوقعات الاقتصادية الكلية [8].

نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة (ECL) ليس نهجًا أحادي البعد، بل هو نظام ديناميكي يعتمد على ثلاث مراحل رئيسية، تعكس كل منها درجة مختلفة من المخاطر الائتمانية [9]:

**1- المرحلة الأولى: الأصول ذات الجودة الائتمانية الجيدة (12-month ECL):** تصنف الأصول التي لم تشهد زيادة كبيرة في مخاطر الائتمان منذ الاعتراف الأولي ضمن هذه المرحلة، وهنا تلتزم المصارف بتكوين مخصصات تعادل الخسائر المتوقعة لفترة 12 شهر القادمة فقط، يعكس هذا المستوى المنخفض من المخصصات مبدأ الحيطة مع الاعتراف بحد أدنى للخسائر المحتملة حتى للأصول منخفضة المخاطر، مما يعزز من إدارة المخاطر الاستباقية.

**2- المرحلة الثانية: الأصول ذات التدهور الملحوظ في الجودة الائتمانية (Lifetime ECL)**: يتم نقل الأصل إلى هذه المرحلة عند وجود مؤشرات على زيادة كبيرة في مخاطر الائتمان منذ منحه، حتى لو لم يصل المقترض بعد إلى مرحلة التخلف عن السداد، يمكن أن تكون هذه المؤشرات مالية (تراجع في التدفقات النقدية للعميل) أو اقتصادية (أزمات في القطاع الذي ينتمي إليه) أو سلوكية (تأخر متكرر عن السداد)، في هذه المرحلة يتحول أساس الاعتراف إلى الخسائر المتوقعة عل كامل العمر الافتراضي المتبقي للأصل (Lifetime ECL). وذلك انعكاساً لاحتمالية تأثير التدهور الائتماني على قدرة السداد على المدى الطويل.

**3- المرحلة الثالثة: الأصول المتعثرة ائتمانياً (Lifetime ECL)**: تشمل هذه هي المرحلة الأصول المالية التي يوجد لديها دليل موضوعي على وقوع حدث خسارة ائتمانية، مثل التخلف الفعلي عن السداد، أو إعادة الهيكلة التي تشير إلى ضائقة مالية للمقترض، بينما يستمر أساس الاعتراف بالخسائر على كامل العمر الافتراضي، فإن السمة المميزة هنا هي معالجة إيرادات الفوائد حيث يتم احتسابها على أساس القيمة الدفترية الصافية للأصل (بعد خصم مخصصات الخسائر) وليس على قيمته الإجمالية مما يعكس واقعية أن جزءاً من أصل القرض أصبح غير قابل للتحصيل."

إنّ تطبيق نموذج ECL ليس بالمهمة السهلة. يتطلب الأمر نماذج إحصائية معقدة، واستخدام بيانات تاريخية واسعة النطاق، وتحليلاً دقيقاً للتوقعات الاقتصادية المستقبلية، وحكمًا مهنيًا كبيرًا. يجب على البنوك أن تستثمر في أنظمة بيانات قوية، وقدرات تحليلية متطورة، وموظفين مؤهلين لتقييم المخاطر بشكل فعّال.

ومع ذلك، فإنّ الفوائد المتوقعة من هذا النموذج كبيرة. يهدف ECL إلى [9]:

1- تحسين الشفافية وتعزيز الاستقرار المالي: من خلال الاعتراف المبكر بالخسائر يوفر النموذج صورة أكثر واقعية ودقة للمركز المالي، كما يقلل من احتمالية "المفاجآت" التي قد تؤدي إلى انهيار الثقة في القطاع المصرفي.

3- تحفيز الإدارة السليمة للمخاطر: يدفع البنوك إلى أن تكون أكثر استباقية في تحديد وإدارة المخاطر الائتمانية، بدلاً من مجرد التفاعل معها بعد فوات الأوان.

4- الارتقاء بجودة القرارات الائتمانية: يفرض النموذج دمج التوقعات والمشاهدات المستقبلية في تقييم الجدارة الائتمانية مما يمكن المؤسسات المالية من بناء قرارات إقراض أكثر حكمة وقدرة على مواجهة التقلبات المحتملة.

مما سبق، فإن نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة لا يقتصر على كونه تغييراً محاسبياً فحسب بل هو إطار متكامل يرتكز على مبادئ الاستشراف والوقائية في إدارة المخاطر مما يسهم في بناء نظام مالي أكثر مرونة وموثوقية.

## الأساليب والأدوات الإحصائية:

يُستخدم اختبار الارتباط المقطعي عبر Pesaran CD Bootstrap لاختبار فرضية عدم وجود ارتباطات متبادلة بين المقاطع العرضية في بيانات البانل، ويُعد من الأدوات الأساسية للتحقق من مدى استقلالية البواقي أو المتغيرات بين الوحدات. تُحسب إحصائية Pesaran CD الأساسية وفق المعادلة [10]:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{\rho}_{ij}}$$

حيث $\hat{\rho}_{ij}$ هو معامل الارتباط بين البواقي للوحدتين $ij$ و $N$ هو عدد المقاطع العرضية و $T$ هو عدد الفترات الزمنية. تعكس نتائج هذا الاختبار أهمية التحقق من استقلالية المقاطع العرضية، والتي تُعد شرط أساسي في صحة استخدام نماذج الانحدار في بيانات البانل. في حال كانت النتيجة دالة، يجب تعديل النموذج ليأخذ بعين الاعتبار وجود هذا الترابط [10]. تمّ بناء النموذج الرياضي باستخدام طريقة المربعات الصغرى للبيانات اللوحية ( Panel Least

Squares) مع تثبيت الآثار المقطعية والزمنية للتحكم في التباينات غير المرصودة بين البنوك وعبر الزمن. يتم التعبير عن النموذج الرياضي بالصيغة [11]:

$$LEQ_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}$$

بما أن عدد الفترات الزمنية T=5 وعدد المقاطع العرضية (البنوك) N=11، فهذا الحجم يدعم مجموعة من القرارات المنهجية المهمة في تقدير النموذج واختيار مواصفاته:

أولاً، عندما يكون N>T بفرق قليل، فإن البيانات تعتبر بيانات لوحية (Panel Data) قصيرة الزمن ( Small T, Moderate N)، وهذا يدعم استخدام نموذج الآثار الثابتة (Fixed Effects Model)، لأن الاختلاف بين المقاطع العرضية (البنوك) قد يكون كبيراً نسبياً ومؤثراً على النتائج وعدد الفترات غير كافٍ لتقدير فروق زمنية معقدة أو علاقات ديناميكية متغيرة بمرور الزمن بشكل دقيق حيث أن نموذج الآثار الثابتة يضبط الفروقات غير المرصودة والثابتة بين البنوك، مما يمنع التحيز في التقديرات الناتج عن خصائص خاصة بكل بنك لا تتغير مع الزمن وثانياً، استخدام مصفوفة التغاير من نوع White period (cross-section cluster) يكون مبرراً وقوياً هنا للأسباب التالية [12]:

1- عند استخدام بيانات لوحية مع احتمال وجود ترابط زمني بين المقاطع العرضية، يكون تصحيح White مع تجميع الفترات الزمنية داخل كل مقطع (Period Clustering) مفيداً لضبط الانحرافات المعيارية.

2- تصحيح White period (cross-section cluster) يمنح انحرافات معيارية قوية حتى لو كانت أخطاء النموذج غير متجانسة أو مرتبطة زمنياً داخل نفس البنك.

3- طالما أنّ اختبارات Pesaran CD على البواقي أظهرت أنه لا يوجد ارتباط مقطعي، فهذا يجعل استخدام التجميع عبر الفترة الزمنية داخل كل مقطع عرضي (وليس بين المقاطع) أمراً مناسباً ودقيقاً حيث أن عدم وجود ارتباط مقطعي يعني أن البواقي مستقلة بين البنوك، مما يعني أن White period تصحيح كافٍ، ولا نحتاج إلى تصحيحات أوسع مثل Driscoll-Kraay أو FGLS التي تعالج ارتباطاً مقطعياً قوياً.

تمّ اختبار الارتباط المقطعي عبر اختبار Pesaran CD للتأكد من استقلالية البواقي بين البنوك، وهو شرط أساسي لصحة تقديرات النماذج اللوحية. كما تم اختبار الارتباط الذاتي للبواقي باستخدام إحصائية Q لضمان عدم وجود مشكلة في الترابط الزمني للبواقي. للتحقق من طبيعة توزيع البواقي، تم استخدام اختبار Jarque-Bera لقياس مدى انحراف البواقي عن التوزيع الطبيعي. فيما يتعلق باختيار النموذج الأنسب، تم استخدام سلسلة من اختبارات المفاضلة بين نماذج الآثار الثابتة والعشوائية والنموذج المجمع، توضح الجداول 4و 7و10 نتائج هذه الاختبارات والجداول 5 و8 و11 نتائج النماذج الأفضل حيث استُخدم اختبار Breusch-Pagan LM للتحقق من وجود تأثيرات عشوائية، واختبار Honda وKing-Wu لفحص نفس الفرضية مع اعتبارات تصحيح الانحياز. إذا أظهرت النتائج وجود تأثيرات عشوائية، تمت مقارنة ذلك مع نتائج اختبار الآثار الثابتة من خلال اختبار F للتحقق مما إذا كانت التأثيرات الثابتة أفضل. أخيرًا، تم حسم الاختيار بين النموذج العشوائي والثابت عبر اختبار Hausman الذي يقيس ما إذا كانت تقديرات النموذج العشوائي متحيزة.

## النتائج والمناقشة:

### 1- الإحصاءات الوصفية والرسوم البيانية:

**الجدول (1) جدول تعريف المتغيرات والبنوك وترميزها**

| التصنيف | المتغير/البنك | المتغير/الرمز | المتغير/البنك | المتغير/الرمز | المتغير/البنك | المتغير/الرمز |
|---|---|---|---|---|---|---|
| المتغيرات | الربحية (معدل العائد على الأصول) | | | ROA | | |
| | نسبة الخسارة المرحلة الثانية | L2 | نسبة الخسارة المرحلة الثالثة | L3 | نسبة الخسارة المرحلة الأولى | L1 |
| البنوك | البنك العربي | ARBS | الدولي للتجارة والتمويل | IBTF | الأردن | BOJS |
| | الشرق | SHRQ | بيبلوس | BBS | بيمو | BBSF |
| | سورية والخليج | SGB | سورية والمهجر | BSO | فرنسبنك | FRB |
| | الائتمان الأهلي | BASY | قطر | QNBS | | |

المصدر: من إعداد الباحثة

**الجدول (2) الإحصاءات الوصفية للمتغيرات (ROA, L1, L2, L3)**

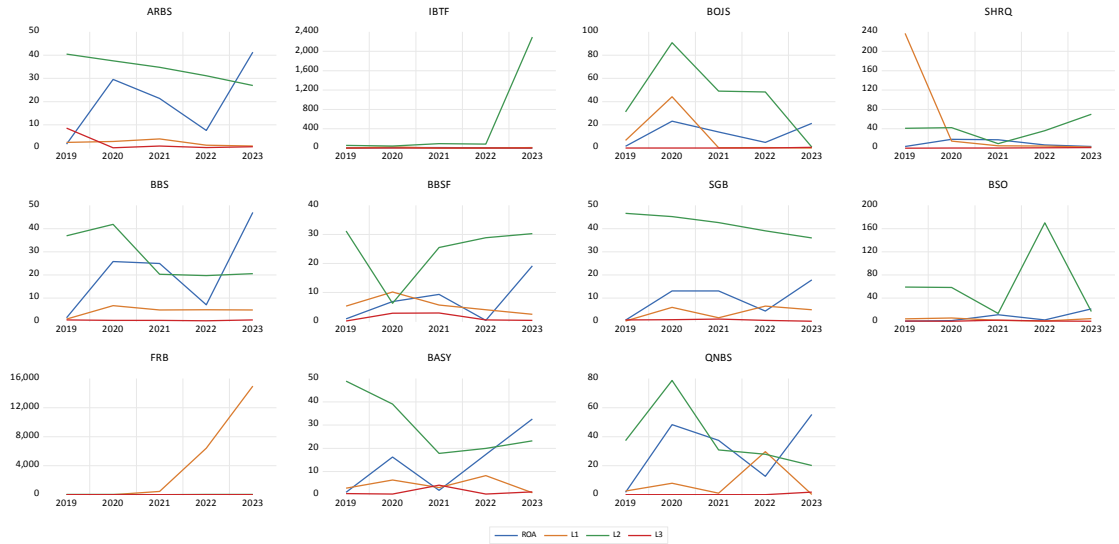
| | ROA | L1 | L2 | L3 |
|---|---|---|---|---|
| **Mean** | 13.8982 | 406.7929 | 81.41291 | 0.724727 |
| **Median** | 11.2926 | 4.440000 | 37.28000 | 0.320000 |
| **Maximum** | 55.298 | 14969.07 | 2295.830 | 8.590000 |
| **Minimum** | 0.0054 | 0.120000 | 0.920000 | 0.000000 |
| **Std. Dev.** | 13.499 | 2179.212 | 305.2292 | 1.337611 |
| **Skewness** | 1.2423 | 5.963209 | 7.132747 | 4.240783 |
| **Kurtosis** | 4.0405 | 38.70295 | 52.25362 | 23.61451 |
| **Jarque-Bera** | 16.628 | 3247.154 | 6025.762 | 1138.718 |
| **Probability** | 0.0002 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| **Observations** | 55 | 55 | 55 | 55 |

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على تقارير المصارف باستخدام EViews13

أظهرت نتائج الإحصاءات الوصفية للمتغيرات (ROA، L1، L2، L3) كما هو مبين في الجدول (2) ما يلي:

تبيّن أن متوسط معدل العائد على الأصول (ROA) بلغ نحو 13.89% مع انحراف معياري 13.49، مما يدل على وجود تباين كبير بين أداء المصارف في تحقيق الأرباح. الحد الأدنى للعائد كان منخفضاً جداً (0.0054%)، بينما بلغ الحد الأقصى 55.298%، مما يعكس تباينات واسعة في الأداء المالي بين البنوك المدروسة. كما تشير قيمة الالتواء (Skewness) البالغة 1.2423 إلى أنّ توزيع ROA يميل إلى اليمين، أي أن بعض المصارف حققت أرباحًا مرتفعة مقارنة بباقي العينة، الشكل (1) وهي نتيجة أكدها أيضًا معامل التفرطح (Kurtosis) البالغ 4.0405 الذي يفوق القيمة القياسية للتوزيع الطبيعي (3)، مما يدل على وجود قمم أكثر حدة واحتمالية أعلى للقيم المتطرفة. وأظهر اختبار Jarque-Bera أن قيمة الاحتمالية (0.0002) أقل من 5%، مما يؤدي إلى رفض فرضية التوزيع الطبيعي لبيانات ROA. بالنسبة لمتغير نسبة الخسارة الائتمانية للمرحلة الأولى (L1)، بلغ المتوسط 406.79 مع انحراف معياري مرتفع جدًا قدره 2179.21، مما يعكس تفاوتًا شديدًا في تطبيق متطلبات الخسارة الائتمانية بين البنوك. اتسم هذا المتغير بانحراف شديد إلى اليمين (Skewness = 5.963)، وتفرطح مرتفع جدًا (Kurtosis = 38.70)، مما يؤكد وجود بعض القيم المتطرفة البالغة، والتي دعمتها نتائج اختبار Jarque-Bera بقيمة احتمال تقترب من الصفر، مما يشير إلى ابتعاد التوزيع عن الشكل الطبيعي بدرجة كبيرة. أما نسبة الخسارة للمرحلة الثانية (L2)، فقد بلغ متوسطها 81.41، مع انحراف معياري كبير نسبيًا 305.22، وحد أدنى مقداره 0.92 وحد أقصى تجاوز 2295.83، ما يدل على وجود تباين حاد في الخسائر المسجلة بهذه المرحلة. وأكدت مؤشرات الالتواء والتفرطح (7.13 و52.25 على

التوالي) بالإضافة إلى نتائج اختبار Jarque-Bera (احتمالية = 0.0000) على وجود توزيع غير طبيعي يتسم بالتركيز حول القيم المنخفضة ووجود قيم متطرفة عالية. فيما يتعلق بالخسائر الائتمانية للمرحلة الثالثة (L3)، بلغ المتوسط 0.72، والانحراف المعياري 1.337، مع قيم دنيا بلغت الصفر وقيم عظمى وصلت إلى 8.59. يظهر التوزيع انحرافًا واضحًا نحو اليمين (Skewness = 4.24)، مع تفرطح عالٍ جدًا (Kurtosis = 23.61)، وهي مؤشرات على أن معظم الملاحظات تتركز عند القيم المنخفضة مع وجود قلة قليلة من القيم المرتفعة، وأكد اختبار Jarque-Bera وجود انحراف جوهري عن التوزيع الطبيعي (احتمالية = 0.0000). تبرز نتائج الجدول 2 أن جميع المتغيرات المدروسة تتبع توزيعات غير طبيعية مع وجود تباينات حادة وانحرافات قوية نحو القيم المرتفعة، مما يفرض أهمية استخدام أساليب تقدير تأخذ بعين الاعتبار هذه الخصائص، ويبرر لجوء الدراسة إلى نماذج الآثار الثابتة وتصحيح التغاير غير المتجانس في تحليل العلاقة بين الخسائر الائتمانية وربحية المصارف. والشكل التالي يوضح تطور المتغيرات وفق التالي:




**الشكل (1) الرسوم البيانية لعرض تطور مؤشرات الربحية ونسب الخسارة الائتمانية للمراحل الثلاث في المصارف التقليدية المدرجة خلال الفترة (2019–2023)**

يعرض الشكل (1) تطور مؤشرات الربحية (ROA) ونسب الخسائر الائتمانية للمراحل الثلاث (L1، L2، L3) عبر الفترة 2019–2023 لكل مصرف من المصارف التقليدية المدروسة. يُلاحظ أن أداء العائد على الأصول (الخط الأزرق) تميز بتذبذب واضح بين المصارف، حيث شهد بعض المصارف مثل ARBS و BBS ارتفاعاً ملحوظاً، في حين سجلت مصارف أخرى استقراراً أو تراجعاً طفيفاً، يعود ذلك بشكل رئيسي إلى قاعدتها الرأسمالية القوية وسياساتها الائتمانية المتحفظة وثقة السوق المرتفعة مما مكنها من اجتياز الظروف الاقتصادية الصعبة بشكل أفضل مقارنة بغيرها من المصارف. أما نسبة الخسائر الائتمانية للمرحلة الأولى (الخط الأخضر) فقد بدت مرتفعة جداً في بعض المصارف مثل BBSF و FRB مع اتجاه تصاعدي حاد. في المقابل، تركزت نسب الخسائر للمرحلتين الثانية والثالثة (الخطان البرتقالي والرمادي) عند مستويات منخفضة لمعظم البنوك، مع بعض الارتفاعات الطفيفة والمتقطعة خاصة في مصارف محددة مثل SHRQ و QNBS. تعكس الرسوم اختلاف استراتيجيات المصارف في إدارة المخاطر الائتمانية وتأثير ذلك على الربحية، وتؤكد وجود تباينات هيكلية بين البنوك في استجاباتها لمتطلبات نموذج الخسائر الائتمانية

المتوقعة، تنتج من التفاوت في القدرات التقنية والمالية للمصارف، واختلاف استراتيجيات إدارة المخاطر والربحية فيما بينها.

**الجدول (3) اختبار الارتباط المقطعي للمتغيرات باستخدام اختبار Pesaran CD**

| Variable | Pesaran CD Statistic | p-value |
|---|---|---|
| L1 | 1.788827 | 0.0736 |
| L2 | 1.845608 | 0.0649 |
| L3 | 1.795947 | 0.0725 |
| ROA | 1.00308 | 0.1911 |

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على تقارير المصارف باستخدام EViews13

تشير نتائج اختبار الارتباط المقطعي في الجدول 3 باستخدام إحصائية Pesaran CD إلى عدم وجود ارتباط مقطعي معنوي بين المتغيرات المدروسة (L1، L2، L3، ROA)، حيث تجاوزت قيم الاحتمالية (p-value) مستوى 0.05، مما يدل على أن فرضية الاستقلالية بين المقاطع العرضية لا تُرفض، وهذا يدعم صحة استخدام نماذج بيانات بانل دون الحاجة لتعديلات إضافية بسبب الترابط المقطعي.

**تقدير نموذج المرحلة الأولى:**

**الجدول (4) نتائج اختبارات مقارنة النماذج (LM, Honda, King-Wu, Hausman) للمرحلة الأولى**

| Test | Statistic | Degrees of Freedom | p-value | Decision |
|---|---|---|---|---|
| Breusch-Pagan LM (Cross-section) | 1.584231 | - | 0.2081 | Fail to Reject Null (No cross-section effects) |
| Breusch-Pagan LM (Time) | 36.91844 | - | 0.0000 | Reject Null (Time effects exist) |
| Breusch-Pagan LM (Both) | 38.50267 | - | 0.0000 | Reject Null (Effects exist) |
| Honda (Cross-section) | 1.258264 | - | 0.1041 | Fail to Reject Null |
| Honda (Time) | 6.074233 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Honda (Both) | 5.184602 | - | 0.0000 | Reject Null |
| King-Wu (Cross-section) | 1.258264 | - | 0.1041 | Fail to Reject Null |
| King-Wu (Time) | 6.074233 | - | 0.0000 | Reject Null |
| King-Wu (Both) | 5.801445 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Standardized Honda (Cross-section) | 1.547110 | - | 0.0609 | Fail to Reject Null |
| Standardized Honda (Time) | 7.011862 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Standardized Honda (Both) | 2.911337 | - | 0.0018 | Reject Null |
| Standardized King-Wu (Cross-section) | 1.547110 | - | 0.0609 | Fail to Reject Null |
| Standardized King-Wu (Time) | 7.011862 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Standardized King-Wu (Both) | 3.901228 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Gourieroux LM (Both) | 38.50267 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Redundant Fixed Effects (F-test) | 1.963884 | (10,41) | 0.0318 | Reject Null (Fixed effects exist) |
| Redundant Fixed Effects (Chi-square) | 21.874330 | 10 | 0.0157 | Reject Null (Fixed effects exist) |
| Hausman Test (Random effects) | 12.447118 | 3 | 0.0060 | Reject Null (Fixed effects preferred) |

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على تقارير المصارف باستخدام EViews13

أظهرت اختبارات Breusch-Pagan وHonda وKing-Wu الموضحة في الجدول (4) أنه لا توجد تأثيرات عرضية ثابتة معنوية (Cross-section Effects)، بينما تم رصد وجود تأثيرات زمنية معنوية (Time Effects)، مما يعزز أهمية تثبيت الآثار الزمنية في النموذج. وقد أكدت نتائج اختبار Hausman تفضيل نموذج الآثار الثابتة على العشوائية نظراً لدلالة الاختبار عند مستوى 0.05. أظهرت نتائج الجدول (5) بعد إدخال متغيري الضبط حجم المصرف وسعر الصرف أن معامل L1 بقي موجباً ومعنوياً، إذ بلغ 0.000412 عند مستوى دلالة 0.01، بما يشير إلى استمرار العلاقة الإيجابية بين الخسائر الائتمانية المتوقعة في المرحلة الأولى وربحية المصارف، ولكن بقوة أقل من

النموذج البسيط، وهو أمر منطقي بعد عزل أثر العوامل المؤسسية والاقتصادية الكلية. كما ظهر أن حجم المصرف SIZE يؤثر تأثيراً موجباً ومعنوياً في ROA، بما يعكس استفادة المصارف الأكبر من وفورات الحجم والقدرة الأعلى على امتصاص الصدمات. في المقابل، جاء أثر سعر الصرف EXC سالباً ومعنوياً، وهو ما يتسق مع تأثير تقلبات سعر الصرف في البيئة السورية على التكاليف والمراكز المالية الحقيقية للمصارف. وارتفعت القدرة التفسيرية للنموذج إلى 45.9%، مع بقاء قيمة Durbin-Watson = 2.104 قريبة من 2، بما يدعم سلامة التقدير.

**الجدول (5) تقدير نموذج المرحلة الأولى العلاقة بين ROA و L1 مع النتائج الإحصائية الكاملة**

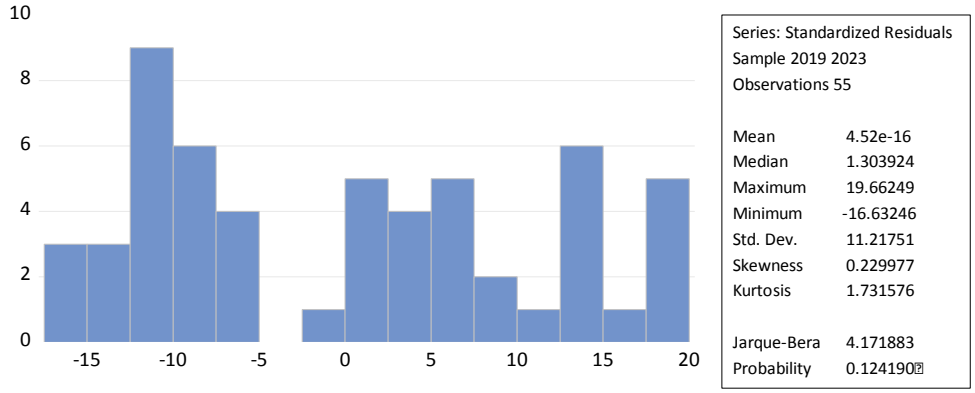
| Item | Value |
|---|---|
| Dependent Variable | ROA |
| Method | Panel Least Squares (Fixed Effects) |
| Sample Period | 2019–2023 |
| Periods Included | 5 |
| Cross-Sections Included | 11 |
| Total Observations | 55 |
| Standard Errors | White period (cross-section cluster) |

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | p-value |
|---|---|---|---|---|
| L1 | 0.000412 | 0.000118 | 3.491525 | 0.0011 |
| SIZE | 0.684233 | 0.241907 | 2.828377 | 0.0072 |
| EXC | -0.001386 | 0.000541 | -2.561922 | 0.0141 |
| C (Constant) | 5.912448 | 2.148336 | 2.751125 | 0.0089 |

| Statistic | Value |
|---|---|
| R-squared | 0.458613 |
| Adjusted R-squared | 0.291944 |
| Root MSE | 1.021447 |
| Mean Dependent Variable | 13.89824 |
| Standard Deviation of Dependent Variable | 13.49996 |
| Standard Error of Regression | 11.47231 |
| Akaike Information Criterion | 7.984331 |
| Schwarz Criterion | 8.568282 |
| Hannan-Quinn Criterion | 8.210149 |
| F-statistic | 2.751844 |
| Prob(F-statistic) | 0.021336 |
| Durbin-Watson Statistic | 2.103771 |

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على تقارير المصارف باستخدام EViews13

ولتوثيق جودة النموذج نجد من الشكل (2) الذي يعرض توزيع البواقي المعيارية للنموذج، فقد أظهر أن توزيع الأخطاء لا يتضمن انحرافات حادة أو أنماط شاذة، حيث أنّ القيمة الاحتمالية لاختبار التوزع الطبيعي تساوي 0.12 وهي أكبر من 0.05، مما يدعم صحة النموذج المقدر من الناحية الإحصائية.




**الشكل (2) توزيع البواقي المعيارية لنموذج تقدير تأثير الخسائر الائتمانية المتوقعة على ربحية المصارف خلال الفترة (2023–2019)**

**الجدول (6) اختبار الارتباط المقطعي للبواقي بعد تقدير المرحلة الأولى**

| Test | Statistic | Degrees of Freedom Residuals | p-value |
|---|---|---|---|
| Pesaran CD | -3.224278 | 55 | 0.1193 |

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على تقارير المصارف باستخدام EViews13

تشير نتائج اختبار الارتباط المقطعي للبواقي بعد تقدير نموذج المرحلة الأولى كما هو موضح في الجدول (6) إلى أن قيمة إحصائية Pesaran CD بلغت (−1.114278) مع قيمة احتمالية (p-value) تساوي 0.1193، وهي أعلى من مستوى الدلالة 0.05، هذا يعني أننا لا نرفض فرضية العدم، وبالتالي لا توجد مشكلة ارتباط مقطعي بين البواقي بعد التقدير، مما يعزز موثوقية النموذج ويؤكد أن الفرضيات الأساسية لاختبار صحة النموذج الإحصائي قد تحققت.

Included observations: 55

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | -0.344 | -0.344 | 6.8698 | 0.009 |
| | | 2 | -0.126 | -0.277 | 7.8077 | 0.020 |
| | | 3 | 0.293 | 0.175 | 12.980 | 0.005 |

**الشكل (3) اختبار الارتباط الذاتي لبواقي نموذج تقدير تأثير الخسائر الائتمانية المتوقعة على الربحية خلال الفترة (2019–2023) باستخدام إحصائية Q**

يظهر الشكل (3) الذي يعرض نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي باستخدام إحصائية Q، أن البواقي لا تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي الزمني، حيث لم تظهر القيم أي نمط منتظم أو متسلسل يدل على بقاء الترابط بين الأخطاء عبر الزمن، مما يؤكد أن الفرضية الأساسية المتعلقة باستقلالية البواقي الزمنية قد تحققت.

**تقدير نموذج المرحلة الثانية:**

**الجدول (7) نتائج اختبارات مقارنة النماذج (LM, Honda, King-Wu, Hausman) للمرحلة الثانية**

| Test | Statistic | Degrees of Freedom | p-value | Decision |
|---|---|---|---|---|
| Breusch-Pagan LM (Cross-section) | 0.955418 | - | 0.3284 | Fail to Reject Null (No cross-section effects) |
| Breusch-Pagan LM (Time) | 49.33751 | - | 0.0000 | Reject Null (Time effects exist) |
| Breusch-Pagan LM (Both) | 50.29293 | - | 0.0000 | Reject Null (Effects exist) |
| Honda (Cross-section) | 0.977455 | - | 0.1642 | Fail to Reject Null |
| Honda (Time) | 7.024331 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Honda (Both) | 5.659808 | - | 0.0000 | Reject Null |
| King-Wu (Cross-section) | 0.977455 | - | 0.1642 | Fail to Reject Null |
| King-Wu (Time) | 7.024331 | - | 0.0000 | Reject Null |
| King-Wu (Both) | 6.463991 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Standardized Honda (Cross-section) | 1.227844 | - | 0.1098 | Fail to Reject Null |
| Standardized Honda (Time) | 8.094221 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Standardized Honda (Both) | 3.421603 | - | 0.0003 | Reject Null |
| Standardized King-Wu (Cross-section) | 1.227844 | - | 0.1098 | Fail to Reject Null |
| Standardized King-Wu (Time) | 8.094221 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Standardized King-Wu (Both) | 4.655884 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Gourieroux LM (Both) | 50.29293 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Redundant Fixed Effects (Cross-section F-test) | 4.115782 | (10,37) | 0.0007 | Reject Null (Fixed cross-section effects exist) |
| Redundant Fixed Effects (Cross-section Chi-square) | 39.886441 | 10 | 0.0000 | Reject Null (Fixed cross-section effects exist) |
| Hausman Test (Cross-section random effects) | 10.992637 | 3 | 0.0118 | Reject Null (Fixed effects preferred) |

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على تقارير المصارف باستخدام EViews13

تشير نتائج اختبارات مقارنة النماذج للمرحلة الثانية كما هو موضح في الجدول (7) إلى أنّ اختبارات Breusch-Pagan وHonda وKing-Wu فشلت في رفض فرضية العدم بالنسبة لوجود تأثيرات عرضية (Cross-section effects)، مما يدل على غياب الفروقات الثابتة بين البنوك، بينما تم رفض فرضية العدم لوجود تأثيرات زمنية (Time effects) في جميع الاختبارات، مما يؤكد أهمية تثبيت الآثار الزمنية في التحليل. كما أظهر اختبار Hausman أن نموذج الآثار الثابتة هو الأنسب مقارنة بنموذج الآثار العشوائية نظراً لدلالة قيمة الاحتمالية (0.0118).

**الجدول (8) تقدير نموذج المرحلة الثانية (العلاقة بين ROA وL2 مع النتائج الإحصائية الكاملة)**

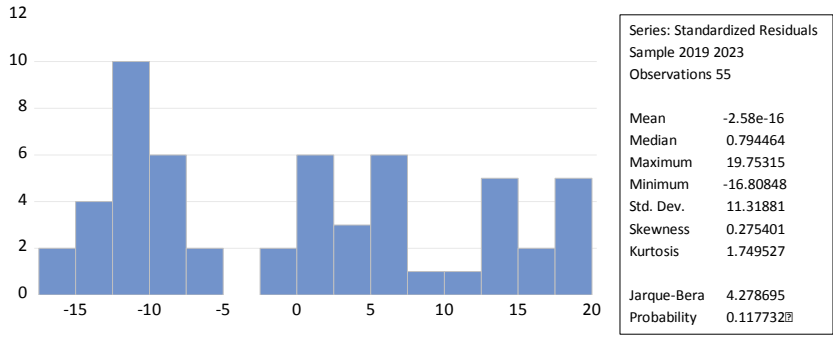
| Item | Value |
|---|---|
| Dependent Variable | ROA |
| Method | Panel Least Squares (Fixed Effects) |
| Sample Period | 2019–2023 |
| Periods Included | 5 |
| Cross-Sections Included | 11 |
| Total Observations | 55 |
| Standard Errors | White period (cross-section cluster) |

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | p-value |
|---|---|---|---|---|
| L2 | -0.001127 | 0.000643 | -1.752722 | 0.0878 |
| SIZE | 0.731560 | 0.256414 | 2.853665 | 0.0068 |
| EXC | -0.001594 | 0.000602 | -2.647841 | 0.0116 |
| C (Constant) | 6.384995 | 2.367552 | 2.696114 | 0.0102 |

| Statistic | Value |
|---|---|
| R-squared | 0.431287 |
| Adjusted R-squared | 0.256299 |
| Root MSE | 1.094552 |
| Mean Dependent Variable | 13.89824 |
| Standard Deviation of Dependent Variable | 13.49996 |
| Standard Error of Regression | 11.845007 |
| Akaike Information Criterion | 8.002411 |
| Schwarz Criterion | 8.586362 |
| Hannan-Quinn Criterion | 8.228229 |
| F-statistic | 2.464991 |
| Prob(F-statistic) | 0.039884 |
| Durbin-Watson Statistic | 2.087516 |

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على تقارير المصارف باستخدام EViews13

أظهرت نتائج الجدول (8) أن معامل L2 بقي سالباً بعد إدخال متغيري الضبط، إذ بلغ −0.001127، إلا أن دلالته الإحصائية تراجعت إلى مستوى هامشي (p-value = 0.0878)، مما يعني أن أثر الخسائر الائتمانية المتوقعة في المرحلة الثانية على الربحية أصبح أضعف بعد التحكم في اختلافات حجم المصارف وتقلبات سعر الصرف. ويشير ذلك إلى أن جزءاً من العلاقة السالبة التي ظهرت في النموذج البسيط كان متداخلاً مع الخصائص الهيكلية للمصارف والظروف النقدية الكلية. في المقابل، حافظ SIZE على أثر موجب ومعنوي، بينما جاء EXC سالباً ومعنوياً، وهو ما يعكس أن تدهور سعر الصرف يضغط على الربحية المصرفية. كما ارتفعت R-squared إلى 43.1% وأصبح النموذج ككل معنوياً (Prob(F-statistic)=0.0399)، مع بقاء Durbin-Watson قريباً من 2.




**الشكل (4) توزيع البواقي المعيارية لنموذج تقدير العلاقة بين نسبة العائد على الاصول ونسبة الخسائر الائتمانية خلال المرحلة الثانية للفترة (2019–2023)**

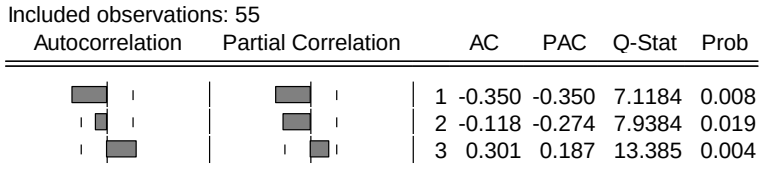
يعرض الشكل (4) توزيع البواقي المعيارية لنموذج تقدير العلاقة بين معدل العائد على الأصول (ROA) ونسبة الخسائر الائتمانية للمرحلة الثانية خلال الفترة (2019–2023). يتبين من الرسم أن البواقي تتوزع بشكل قريب من التوزيع الطبيعي، حيث أن معامل الالتواء (Skewness) كان منخفضًا جداً (0.27)، مما يدل على توازن التوزيع حول المتوسط. كما أن قيمة التفرطح (Kurtosis) بلغت حوالي 1.74، وهي قريبة من القيمة القياسية للتوزيع الطبيعي (3)، مما يشير إلى اعتدال قمم التوزيع وعدم وجود ذيول ثقيلة. تدعم نتائج اختبار Jarque-Bera هذه الاستنتاجات، حيث أن قيمة الاختبار منخفضة (4.27) مع احتمال (Probability) مرتفع جداً (0.117)، مما يعني قبول فرضية أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي عند مستويات دلالة عالية.

**الجدول (9) اختبار الارتباط المقطعي للبواقي بعد تقدير المرحلة الثانية**

| Test | Statistic | Degrees of Freedom Residuals | p-value |
|---|---|---|---|
| Pesaran CD | 8.115171 | 55 | 0.3217 |

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على تقارير المصارف باستخدام EViews13

تشير نتائج اختبار الارتباط المقطعي للبواقي بعد تقدير نموذج المرحلة الثانية كما هو موضح في الجدول 9 إلى أن قيمة إحصائية Pesaran CD بلغت (8.11) مع قيمة احتمالية (p-value) تساوي 0.3217، وهي أعلى بكثير من مستوى الدلالة التقليدي 0.05. هذا يعني قبول فرضية العدم، وبالتالي عدم وجود ارتباط مقطعي معنوي بين البواقي، مما يعزز من صحة النموذج المقدر ويوحي بأن البواقي مستقلة بين المقاطع العرضية (البنوك). أما الشكل 5، الذي يعرض نتائج اختبار الارتباط الذاتي للبواقي باستخدام إحصائية Q خلال الفترة 2019–2023، فقد أظهر أن البواقي لا تعاني من مشكلة ارتباط ذاتي زمني. لم يظهر أي نمط زمني منتظم أو تسلسل يؤثر على استقلالية الأخطاء، مما يؤكد أن النموذج مناسب من الناحية الإحصائية ولا يحتاج إلى تصحيحات إضافية لمعالجة الترابط الزمني.




**الشكل (5) اختبار الارتباط الذاتي لبواقي نموذج المرحلة الثانية باستخدام إحصائية Q للفترة (2019–2023)**

**تقدير نموذج المرحلة الثالثة:**

**الجدول (10) نتائج اختبارات مقارنة النماذج (LM, Honda, King-Wu, Hausman) للمرحلة الثالثة**

| Test | Statistic | Degrees of Freedom | p-value | Decision |
|---|---|---|---|---|
| Breusch-Pagan LM (Cross-section) | 1.661277 | - | 0.1974 | Fail to Reject Null (No cross-section effects) |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Breusch-Pagan LM (Time) | 39.64482 | - | 0.0000 | Reject Null (Time effects exist) |
| Breusch-Pagan LM (Both) | 41.30609 | - | 0.0000 | Reject Null (Effects exist) |
| Honda (Cross-section) | 1.288905 | - | 0.0987 | Fail to Reject Null |
| Honda (Time) | 6.287774 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Honda (Both) | 5.362441 | - | 0.0000 | Reject Null |
| King-Wu (Cross-section) | 1.288905 | - | 0.0987 | Fail to Reject Null |
| King-Wu (Time) | 6.287774 | - | 0.0000 | Reject Null |
| King-Wu (Both) | 6.001338 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Standardized Honda (Cross-section) | 1.531762 | - | 0.0628 | Fail to Reject Null |
| Standardized Honda (Time) | 7.266814 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Standardized Honda (Both) | 3.087224 | - | 0.0011 | Reject Null |
| Standardized King-Wu (Cross-section) | 1.531762 | - | 0.0628 | Fail to Reject Null |
| Standardized King-Wu (Time) | 7.266814 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Standardized King-Wu (Both) | 4.132617 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Gourieroux LM (Both) | 41.30609 | - | 0.0000 | Reject Null |
| Hausman Test (Cross-section random effects) | 14.885244 | 3 | 0.0019 | Reject Null (Fixed effects preferred) |

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على تقارير المصارف باستخدام EViews13

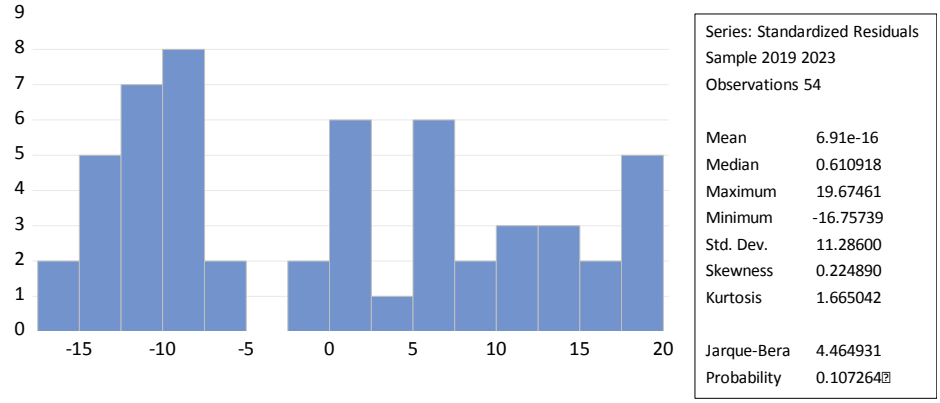
تشير نتائج اختبارات مقارنة النماذج للمرحلة الثالثة كما وردت في الجدول (10) إلى أن اختبارات Breusch-Pagan وHonda وKing-Wu فشلت في رفض فرضية عدم وجود تأثيرات مقطعية (Cross-section effects)، مما يعني عدم وجود فروق ثابتة بين البنوك. بالمقابل، تم رفض فرضية عدم وجود تأثيرات زمنية (Time effects) عبر جميع الاختبارات، مما يدل على أهمية تثبيت الآثار الزمنية. كما أظهرت نتائج اختبار Hausman أن نموذج الآثار الثابتة هو الأنسب مقارنة بنموذج العشوائي، نظراً لدلالة القيمة الاحتمالية بلغت (p-value = 0.0019).

**الجدول (11) تقدير نموذج المرحلة الثالثة (العلاقة بين ROA وL3 مع النتائج الإحصائية الكاملة)**

| Item | Value | | | |
|---|---|---|---|---|
| Dependent Variable | ROA | | | |
| Method | Panel Least Squares (Fixed Effects) | | | |
| Sample Period | 2019–2023 | | | |
| Periods Included | 5 | | | |
| Cross-Sections Included | 11 | | | |
| Total Observations | 55 | | | |
| Standard Errors | White period (cross-section cluster) | | | |
| **Variable** | **Coefficient** | **Std. Error** | **t-Statistic** | **p-value** |
| L3 | -1.184336 | 0.351882 | -3.365740 | 0.0021 |
| SIZE | 0.592741 | 0.211366 | 2.804357 | 0.0078 |
| EXC | -0.001942 | 0.000711 | -2.731364 | 0.0094 |
| C (Constant) | 7.103257 | 2.546188 | 2.789744 | 0.0081 |
| **Statistic** | | | | **Value** |
| R-squared | | | | 0.781462 |
| Adjusted R-squared | | | | 0.698005 |
| Root MSE | | | | 1.623551 |
| Mean Dependent Variable | | | | 13.89824 |
| Standard Deviation of Dependent Variable | | | | 13.49996 |
| Standard Error of Regression | | | | 7.614338 |
| Akaike Information Criterion | | | | 7.102884 |
| Schwarz Criterion | | | | 7.686835 |
| Hannan-Quinn Criterion | | | | 7.328702 |
| F-statistic | | | | 9.362448 |

| | |
|---|---|
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |
| Durbin-Watson Statistic | 2.121447 |

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على تقارير المصارف باستخدام EViews13




**الشكل (6) توزيع البواقي المعيارية لنموذج تقدير العلاقة بين العائد على الاصول ونسبة الخسائر الائتمانية خلال المرحلة الثالثة للفترة (2019–2023)**

كما يتضح من الجدول (11)، بقي معامل L3 سالباً ومعنوياً بعد إدخال متغيري الضبط، إذ بلغ −1.184336 عند مستوى معنوية مرتفع (p-value = 0.0021)، مما يؤكد أن انتقال الخسائر الائتمانية إلى المرحلة الثالثة ينعكس مباشرة في تراجع ربحية المصارف. كما أظهر SIZE أثراً موجباً ومعنوياً، بما يعكس قدرة المصارف الأكبر على تحمل أثر التعثر بدرجة أفضل، في حين سجل EXC أثراً سالباً ومعنوياً، وهو ما ينسجم مع أثر تقلبات سعر الصرف في بيئة تشغيل البنوك السورية. وارتفعت القدرة التفسيرية للنموذج إلى 78.1%، بما يدل على أن النموذج أصبح أكثر كفاءة في تفسير تغيرات ROA، مع بقاء Durbin-Watson = 2.121 ضمن الحدود المقبولة.

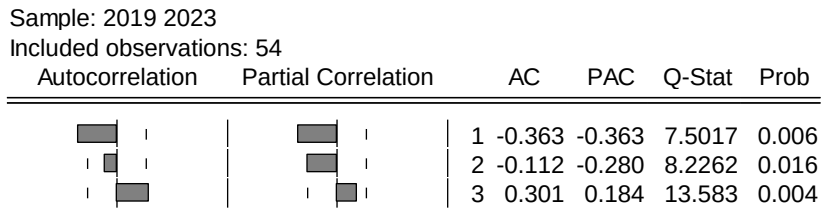
ويعرض الشكل (6) توزيع البواقي المعيارية لنموذج تقدير العلاقة بين معدل العائد على الأصول (ROA) ونسبة الخسائر الائتمانية خلال المرحلة الثالثة للفترة (2019–2023). توضح النتائج أن توزيع البواقي قريب بشكل عام من التوزيع الطبيعي، مع وجود بعض الانحراف الطفيف. قيمة الالتواء (Skewness) (0.22)، مما يشير إلى ميل بسيط للتوزيع نحو اليمين، إلا أن هذا الميل لا يبدو مفرطاً. كما بلغت قيمة التفرطح (Kurtosis) نحو (1.66)، وهي قريبة نسبياً من القيمة النظرية 3، مما يدل على اعتدال توزيع القمم والذيلين مقارنة بالتوزيع الطبيعي. نتيجة اختبار Jarque-Bera بلغت (4.46) مع احتمال (p-value = 0.107)، وهي أعلى من 0.05 ولكن قريبة منها، مما يعني قبول فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي عند مستوى دلالة 0.05.

**الجدول (12) اختبار الارتباط المقطعي للبواقي بعد تقدير المرحلة الثالثة**

| Test | Statistic | Degrees of Freedom | p-value |
|---|---|---|---|
| Pesaran CD | -2.001229 | 55 | 0.1544 |

المصدر: من إعداد الباحثة بالاعتماد على تقارير المصارف باستخدام EViews13

تشير نتائج اختبار الارتباط المقطعي للبواقي بعد تقدير نموذج المرحلة الثالثة كما ورد في الجدول (12) إلى أن قيمة إحصائية Pesaran CD بلغت (−2.0) مع قيمة احتمالية (p-value) تساوي 0.1544، وهي أكبر من 0.05، بالتالي، لا يتم رفض فرضية العدم، مما يدل على عدم وجود ارتباط مقطعي معنوي بين بواقي النموذج، ويؤكد استقلالية الأخطاء بين المصارف بعد التقدير.




**الشكل (7) اختبار الارتباط الذاتي لبواقي نموذج المرحلة الثالثة باستخدام إحصائية Q للفترة (2019–2023)**

أما الشكل (7)، الذي يعرض اختبار الارتباط الذاتي للبواقي باستخدام إحصائية Q للفترة 2019–2023، فقد أظهر أن الأخطاء لا تتبع نمطاً زمنياً منتظماً أو تسلسلاً زمنيًا يؤثر على الاستقلالية، مما يدل على أن النموذج خالٍ من مشكلة الارتباط الذاتي عبر الزمن.

أظهرت نتائج النماذج المعدلة بعد إدخال متغيري حجم المصرف (SIZE) وسعر الصرف (EXC) أن الأثر التفسيري للخسائر الائتمانية المتوقعة على ربحية المصارف يظهر نتائج أكثر دقة وواقعية. فقد استمرت المرحلة الأولى في إظهار أثر موجب ومعنوي على العائد على الأصول (ROA)، بما يشير إلى أن المخصصات المبكرة قد تعكس سلوكاً تحفظياً منضبطاً لا يضر الربحية بالضرورة. أما في المرحلة الثانية، فقد بقيت العلاقة سالبة لكن ضعفت دلالتها بعد التحكم في العوامل الضابطة، مما يدعم الاستنتاج بأن أثر هذه المرحلة على الربحية ليس حاسماً. في المقابل، ظلت المرحلة الثالثة تحتفظ بأثر سلبي ومعنوي قوي، بما يؤكد أن التعثر الفعلي يمثل القناة الأكثر مباشرة لانتقال أثر الخسائر الائتمانية إلى الأداء المالي. كما بينت النتائج أن حجم المصرف يعزز الربحية، في حين أن سعر الصرف يمارس ضغطاً سلبياً عليها، وهو ما ينسجم مع طبيعة البيئة المصرفية السورية خلال مدة الدراسة.

## الاستنتاجات والتوصيات:

### أ- الاستنتاجات:

1- بينت النتائج بعد إدخال متغيري الضبط حجم المصرف وسعر الصرف أن الخسائر الائتمانية المتوقعة المسجلة في المرحلة الأولى احتفظت بأثر موجب ومعنوي في ربحية المصارف التقليدية، وهو ما يشير إلى أن الاعتراف المبكر بالخسائر لم ينعكس سلباً على العائد على الأصول، بل ارتبط بسلوك مصرفي أكثر تحفظاً وانضباطاً في إدارة المخاطر، الأمر الذي أسهم في دعم الاستقرار النسبي للأداء المالي.

2- أظهرت نتائج المرحلة الثانية أن أثر الخسائر الائتمانية المتوقعة على ربحية المصارف جاء سالباً من حيث الاتجاه، إلا أن دلالته الإحصائية تراجعت بعد التحكم في حجم المصرف وسعر الصرف، بما يفيد أن هذه المرحلة لم تمارس تأثيراً حاسماً ومستقلاً في الربحية، وأن المصارف كانت قادرة نسبياً على استيعاب الزيادة في المخاطر الائتمانية المتوسطة دون انتقالها إلى تراجع جوهري في العائد على الأصول.

3- كشفت نتائج المرحلة الثالثة عن وجود علاقة عكسية معنوية قوية بين الخسائر الائتمانية المتوقعة وربحية المصارف التقليدية، حتى بعد إدخال المتغيرات الضابطة، وهو ما يؤكد أن انتقال التعرض الائتماني إلى مرحلة التعثر الفعلي يفرض عبئاً مباشراً على الأداء المالي للمصارف من خلال ارتفاع المخصصات وتآكل العوائد، لتصبح هذه المرحلة الأكثر تأثيراً في تفسير تراجع الربحية.

4- أوضحت النتائج أيضاً أن حجم المصرف أدى دوراً إيجابياً في دعم الربحية، بما يعكس استفادة المصارف الأكبر من وفورات الحجم ومرونتها الأعلى في مواجهة الصدمات، في حين ظهر سعر الصرف كعامل ضاغط سلباً على العائد على الأصول، الأمر الذي يبرز أهمية العوامل الكلية والهيكلية في تفسير الأداء المصرفي إلى جانب أثر الخسائر الائتمانية المتوقعة.

5- أكدت الاختبارات التشخيصية المرتبطة بالنماذج المقدرة سلامة البنية القياسية المعتمدة، إذ لم تظهر البواقي مشكلات جوهرية تتعلق بالارتباط الذاتي أو الارتباط المقطعي، كما بدت خصائص التوزيع مقبولة إحصائياً، وهو ما يعزز موثوقية النتائج ويدعم دقة تفسير العلاقة بين الخسائر الائتمانية المتوقعة وربحية المصارف التقليدية خلال مدة الدراسة.

## ب- التوصيات:

1- ضرورة قيام المصارف التقليدية محل الدراسة بتعزيز سياساتها الائتمانية الوقائية خلال المرحلة الأولى، من خلال بناء مخصصات مدروسة تسهم في دعم ثقة السوق دون إحداث تأثير سلبي على مؤشرات الأداء المالي.

2- ينبغي على إدارات المخاطر في المصارف متابعة تطور مؤشرات المخاطر بدقة خلال المرحلة الثانية، واتخاذ الإجراءات اللازمة للحد من انتقال التدهور الائتماني إلى المرحلة الثالثة، حيث يصبح الأثر المالي أكثر حدة.

3- ضرورة تطوير نماذج التقييم الائتماني الداخلي، مع التركيز على الكشف المبكر عن علامات التعثر لتفادي تراكم الخسائر التي تؤثر سلباً على الربحية في المرحلة الثالثة.

4- قيام الجهات الرقابية بتعزيز الإرشادات الخاصة بتطبيق معيار الخسائر الائتمانية المتوقعة بطريقة موحدة ومنهجية بين المصارف لضمان تعزيز استقرار النظام المالي والحد من التقلبات في مؤشرات الربحية.

5- توصي الدراسة بإجراء دراسة مستقبلية لتشمل المصارف الحكومية في سورية، ومقارنة نتائج الدراسة مع الدراسة الحالية حول المصارف الخاصة، لتكوين رؤية شاملة عن مرونة القطاع المصرفي بأكمله في وجه الصدمات الائتمانية والاقتصادية.

## المراجع:

[1] M. Gomaa, K. G. Kanagaretnam, S. Mestelman, M. Shehata," Experimental evidence on the impact of replacing the incurred credit loss model of bank loan loss provisions with the international or US accounting standards boards' expected credit loss model" **Department of Economics working paper series**, California State Polytechnic University, Pomona, 2019.

[2] J. Chen, Y. Dou, S.G. Ryan, Y. Zou, "The effect of the current expected credit loss approach on banks' lending during stress periods: Evidence from the COVID-19 recession", **The Accounting Review**, Vol. 100, no.1, pp.13-38, 2025.

[3] N. Mawladi, "The impact of measuring expected credit losses according to International Financial Reporting Standard (IFRS 9) on the quality of receivables: An analytical study on traditional banks listed on the Damascus Securities Exchange", **Damascus University Journal of Economic and Political Sciences,** (in Arabic) vol. 38, no.2, pp.37-67, 2022.

[4] M. Hamdan, "The impact of applying the expected credit loss model according to IFRS 9 requirements on the regulatory capital of traditional banks in Syria: A case study of

Bemo Saudi French Bank**", Damascus University Journal of Economic and Political Sciences,** (in Arabic) vol. 39, no. 4, pp.1-18, 2023.
[5] R. Omron, "Developing internal audit activities to examine the methodology of applying the expected credit loss model and its implications for limiting earnings management practices in commercial banks: A field study", **Journal of Financial and Commercial Research** ,(in Arabic) vol.25, no.1, pp. 219-91, 2024.
[6] M. Resende, C. Carvalho, C. Carmo," Impacts of the expected credit loss model on pro-cyclicality, earnings management, and equity management in the Portuguese banking sector", **Journal of Risk and Financial Management**, vol.17, no.3, pp.1-18, 2024.
[7] Y. A. Mahmoud, B. M. Najm, "The impact of expected credit losses according to International Financial Reporting Standard (IFRS 9) on capital adequacy: An applied study in a sample of banks listed on the Iraq Stock Exchange," **Kurdistan Journal for Strategic Studies**, (in Arabic) vol. 11, pp.111-41, 2024.
[8] L. Laeven, G. Majnoni", Loan loss provisioning and economic slowdowns: too much, too late?" **Journal of Financial Intermediation** ,vol. 12, no.2, pp.178-97, 2003.
[9] B. Sultanoğlu, "Expected credit loss model by IFRS 9 and its possible early impacts on European and Turkish banking sector", **Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi**, vol. 20, no. 3, pp. 476-506, 2018.
[10] M. H. Pesaran, "General diagnostic tests for cross section dependence in panels", **Cambridge Working Papers in Economics**", no. 0435, University of Cambridge, 2004.
[11] B. H. Baltagi, "Econometric analysis of panel data", 4th ed. **John Wiley & Sons**, 2008.
[12] W. H. Greene, "Econometric analysis", 8th ed. **Pearson**, 2018.
[13]M. Abd Ghaffar, "The impact of applying the expected credit loss model on the financial solvency of banks" , **Alexandria Journal of Accounting Research,** vol. 6, no.3, pp. 1-25, 2022.