مجلة جامعة طرطوس للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (٥) العدد (٤) ٢٠٢١
Tartous University Journal for Research and Scientific Studies –Economic and Legal Sciences Series Vol. (٥) No. (٤) ٢٠٢١

أثر المخاطر الائتمانية في القيمة السوقية للمصارف
(دراسة تطبيقية على المصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية)

زينة اسماعيل

(تاريخ الإيداع ١٣ / ٤ / ٢٠٢١. قُبِل للنشر في ٢ / ٨ / ٢٠٢١)

□ ملخّص □

يهدف هذا البحث إلى دراسة أثر المخاطر الائتمانية في القيمة السوقية للمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية خلال الفترة ٢٠١٠– ٢٠١٨. تمّ استخدام قاعدة بيانات بانل مؤلفة من سلاسل زمنية ربع سنويّة لـ ١١ مصرفاً. لتحقيق هدف الدراسة تمّ بدايةً اختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات المدروسة، ومن ثم تقدير نماذج الدراسة باستخدام نموذج الانحدار المتعدد وباستخدام طريقة تقدير الأخطاء المعيارية المصحّحة في بيانات بانل (PCSE) والتي تأخذ بعين الاعتبار وجود ارتباط للأخطاء.

أفضت نتائج الدراسة التطبيقية إلى عدم وجود معنوية لأثر المخاطر الائتمانية مقاسةً بمؤشر الأصول المرجّحة في القيمة السوقية للمصارف. بالمقابل، بينت النتائج أنّ المقياس الآخر للمخاطر الائتمانية والمتمثل بنسبة مخصص خسائر القروض له أثر معنوي وسلبي في القيمة السوقية للمصارف.

الكلمات المفتاحية: المخاطر الائتمانية، الأصول المرجّحة بمخاطر الائتمان، مخصص خسائر القروض، القيمة السوقية، بيانات بانل، الأخطاء المعيارية المصحّحة في بانل.

مجلة جامعة طرطوس للبحوث والدراسات العلمية _ سلسلة العلوم الاقتصادية والقانونية المجلد (5) العدد (٤) 2021
Tartous University Journal for Research and Scientific Studies –Economic and Legal Sciences Series Vol. (5) No. (٤) 2021

The Effect of Credit Risk on Banks Market Value (An Empirical Study of the Private Traditional Commercial Banks operating in Syria)

(Received 13 / 4 / 2021 . Accepted 2 / 8 / 2021)

□ ABSTRACT □

This study aims to investigate the effect of credit risk on market value in the private traditional commercial banks operating in Syria during the period 2010-2018. A quarterly Panel data of 11 banks is used. To achieve the purpose of study, stationarity tests are implemented and multiple regression models are estimated using Panel-Corrected Standard Errors (PCSEs) method to take in consideration contemporaneous correlation across errors.

The results indicate that there is no effect of credit risk weighted assets ratio (RWA) on Market Value. However, it appears that the other measure of credit risks represented by loans loss provision ratio (LLP) has a negative impact on Market Value.

Key words: credit Risk, credit Risk Weighted Assets, Loans Loss Provision, Market Value, Panel Data, Panel-Corrected Standard Errors (PCSEs).

١. مقدمة:

يعد القطاع المصرفي من أهم القطاعات التي تقوم بدور حيوي في اقتصاد الدول، إذ تكمن أهميته من خلال دور الوساطة الذي يقوم به والمتمثل بتحويل الأموال من أصحاب الفوائض إلى أصحاب العجز، أي تجميع الأموال من المدخرين وتوجيهها نحو القنوات الاستثمارية المختلفة التي تسهم في النهاية بتنمية الاقتصاد الوطني. وقد تنامى دور المؤسسات المصرفية مع التطورات الكثيرة التي شهدها هذا القطاع ليصبح من أهم القطاعات التي تسيطر على الأسواق المالية في العديد من الدول، مما يجعل من نموها واستقرارها انعكاساً لاستقرار النظام المالي، خاصةً وأنّ العديد من الأزمات المالية التي شهدها الاقتصاد العالمي أثبتت سرعة انتقال هذه الأزمات من القطاع المصرفي إلى السوق المالية.

ونظراً لدور القطاع المصرفي في تحقيق استقرار الأسواق المالية، أصبحت دراسة العوامل المؤثرة في القيمة السوقية للمصارف من الأمور الهامة التي يسعى المستثمرون وإدارة المؤسسات المالية إلى تحليلها ومعرفتها، فالتغيرات في أسعار الأسهم واتجاه هذه التغيرات له أهمية كبيرة في التأثير على قيمة المنشآت المصرفية واستمراريتها.

في هذا السياق، تعتبر المخاطر المصرفية وتحديداً المخاطر الائتمانية من أهم العوامل التي يمكن أن تؤثر في تحركات أسعار الأسهم في السوق، إذ تكمن أهميتها باعتبارها من المؤشرات التي تعكس أداء المصرف وكفاءته في توظيف أمواله في الأنشطة الائتمانية بكفاءة عالية. فارتفاع جودة محفظة القروض وانخفاض مخاطرها، يمكن أن ينعكس بشكل ايجابي على ربحية المصارف وبالتالي على أسعار أسهمها في السوق (Hashem *et al.*, 2017). كما تعتبر دراسة أثر هذه المخاطر من أكثر الدراسات جدلاً بين الباحثين نظراً لتشابكها واختلاف تأثيرها بين البيئات الاقتصادية المختلفة. إذ تناولت العديد من الأدبيات التجريبية المخاطر الائتمانية ودورها في تفسير تحركات أسعار الأسهم السوقية في العديد من الأسواق المالية للدول (Philip and John, 2018; Mwaurah *et al.*, 2017; Basarır and Ulker, 2015; Owolabi and Enyi, 2014). بالتالي الاختلاف في النتائج التي توصلت إليها هذه الدراسات جعل من الأهمية إعادة دراستها في العديد من البيئات الاقتصادية المختلفة ومنها سورية، وهو ما يهدف إليه هذا البحث.

٢. مشكلة البحث وهدفه:

يمكن التعبير عن مشكلة البحث بالتساؤل الرئيسي:

هل يوجد أثر لمخاطر الائتمان في القيمة السوقية للمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية؟ والذي يتفرع عنه التساؤلين الفرعيين التاليين:

- هل يوجد أثر لمخاطر الائتمان مقاسةً بنسبة الأصول المرجّحة بالمخاطر الائتمانية في القيمة السوقية للمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية؟
- هل يوجد أثر لمخاطر الائتمان مقاسةً بنسبة مخصص خسائر القروض في القيمة السوقية للمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية؟

يهدف هذا البحث إلى الإجابة على هذه التساؤلات من خلال اختبار أثر المخاطر الائتمانية مقاسةً بكل من نسبة الأصول المرجّحة بالمخاطر الائتمانية ونسبة مخصص خسائر القروض، وذلك في القيمة السوقية للمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية خلال الفترة (٢٠١٠-٢٠١٨).

٣. فرضيات البحث:

- يوجد أثر لمخاطر الائتمان مقاسةً بنسبة الأصول المرجّحة بالمخاطر الائتمانية في القيمة السوقية للمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية.
- يوجد أثر لمخاطر الائتمان مقاسةً بنسبة مخصص خسائر القروض في القيمة السوقية للمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية.

٤. أهمية البحث:

تكمن أهمية البحث النظرية من خلال تناوله لأثر المخاطر الائتمانية، مقاسةً باستخدام مؤشرين، في القيمة السوقية للمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية، وذلك في ظل ندرة الدراسات التي تناولت هذه العلاقة. إذ تتميز الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة التي تناولت الموضوع في سورية باستخدام فترة زمنية أطول خلال فترة شهدت فيها أسعار الأسهم تقلبات في قيمتها بسبب الظروف الاقتصادية والسياسية التي تمر بها سورية، وبتطبيقها على جميع المصارف التقليدية الخاصة البالغ عددها ١١ مصرفاً، إضافة إلى إدخال مجموعة من المتغيرات الضابطة. كما تستخدم هذه الدراسة مؤشرين للتعبير عن المخاطر الائتمانية وتطبق طريقة تقدير تراعي مشاكل الارتباط بين الأخطاء في بيانات بانل. حيث اقتصرت دراسة اليوسف (٢٠١٦) على الفترة ٢٠١٠-٢٠١٥ وعلى عينة من ستة مصارف فقط وباستخدام أسعار الأسهم كمتغير تابع.

بينما تبرز الأهمية العملية من خلال التوصيات التي يمكن تقديمها بالاستناد إلى نتائج هذا البحث للمستثمرين في سوق دمشق للأوراق المالية بما يساعدهم باتخاذ القرار بشراء أو بيع الأسهم استناداً للنتائج التي سيتم التوصل إليها. بالإضافة إلى تقديم التوصيات لإدارة المصارف ومسؤولي إدارة المخاطر فيها فيما يتعلق بالمخاطر الائتمانية ومدى تأثيرها في القيمة السوقية بما يوجههم لضرورة التخفيف من أثرها في الأسعار السوقية للأسهم.

٥. المراجعة الأدبية:

١.٥. مفهوم القيمة السوقية وطريقة قياسها

تعد القيمة السوقية الإجمالية للمصرف، والتي تقاس من خلال حاصل ضرب سعر السهم العادي في السوق في عدد الأسهم المصدرة (Pavone, 2019)، مقياساً للثروة. إذ تشير إلى مقدار ما تدره وحدات الأعمال من ثروة للمالك أو حملة الأسهم (عثمان، ٢٠٠٨). ويُعتبر هدف تعظيم قيمة المصرف أي تعظيم قيمة حقوق المساهمين من خلال تعظيم أسعار الأسهم في الأسواق المالية أحد الأهداف الاستراتيجية التي تسعى إدارة المصارف إلى تحقيقها. إذ يشير ارتفاع أسعار الأسهم في السوق إلى ارتفاع قيمة المصارف، مما يعطي مؤشراً عن مدى قوتها ونجاحها وقدرتها على تحقيق عوائد مرتفعة للمستثمرين (Al-Afeef, 2020).

عرّف السعر السوقي للسهم من قبل العديد من الباحثين بأنه القيمة النقدية التي يدفعها المستثمر في فترة زمنية محددة، والتي تتحدد وفقاً لقوى العرض والطلب في السوق المالية (Altahtamouni, 2018). كما عرّف بأنه القيمة الحالية للأوراق المالية والتي تسجل وفقاً لسعر الاغلاق في السوق المالية (Abdalla, 2014).

تجدر الإشارة إلى أن القيمة السوقية للسهم تختلف عن القيم الأخرى للسهم كالقيمة الأسمية والقيمة الدفترية والقيمة الحقيقة. فالقيمة الاسمية هي القيمة الثابتة في وثيقة الورقة المالية والمنصوص عليها في عقد التأسيس. بينما القيمة الدفترية هي القيمة الثابتة في سجلات الشركة، والتي تمثل حصة كل سهم من حقوق الملكية (Altahtamouni, 2018). وتعرف القيمة الحقيقية بأنها سعر التوازن الذي يعكس قيمة الأصول ويتضمن كافة المعلومات المتاحة لجميع

المستثمرين وفي الوقت ذاته، أي السعر الذي يحصل عليه المستثمر في ظل السوق الكفء Owolabi and Enyi, (2014).

يهتم المستثمرون بالقيمة الحقيقة نتيجة لتمثيلها للقيمة التي يجب أن يكون عليها السهم وغالباً ما تختلف القيمة الحقيقة عن القيمة السوقية للسهم، وذلك يتوقف على مدى كفاءة السوق المالية. إذ إنه في ظل السوق الكفوء يفترض أن تتساوى القيمة الحقيقة للسهم مع قيمته السوقية، إلا أنه نادراً ما تتساوى هاتين القيمتين، لأنه من الصعوبة أن تتحقق الكفاءة الكاملة للسوق (الهاشمي والجبوري، ٢٠١٧).

٢.٥. الإطار النظري لأثر المخاطر الائتمانية في القيمة السوقية

نالت القيمة السوقية للمصارف اهتماماً كبيراً من قبل الباحثين باعتبارها مؤشراً هاماً من مؤشرات الأداء، ولكونها تمثل الدور الحيوي للمصارف واستمراريتها في بيئة الأعمال. فزيادة تلك القيمة لا ينعكس أثره على أصحاب الأسهم فقط بل يؤثر على العديد من الأطراف التي تربطهم علاقة بالمصرف. انطلاقاً من ذلك، فإن الدور الذي يقوم به مديرو المصارف هو اتخاذ القرار الذي من شأنه تعظيم قيمة المصرف أي تعظيم قيمة حقوق المساهمين (اليوسف، ٢٠١٦).

تتحدد القيمة السوقية للأسهم كما ذكرنا سابقاً من خلال تداولها في الأسواق المالية، وبناءً على قوى العرض والطلب في السوق. ويتخذ المستثمرون القرار بالاستثمار في أسهم مصرف ما بعد تحليل وتقييم العديد من المؤشرات الخاصة بهذا المصرف. من هذه المؤشرات، مؤشرات الأداء المالي المستخلصة من القوائم المالية للمصارف، ومن أهمها مؤشر المخاطر الائتمانية باعتباره عاملاً مهماً في تحديد مدى الاستقرار المالي للقطاع المصرفي. إذ إن منح المصرف للقروض والتسهيلات ذات الجودة الائتمانية المرتفعة، ينعكس بانخفاض مخاطرها واحتمال تعثرها، مما يؤثر بشكل ايجابي على ربحية المصرف وبالتالي على أسعار أسهمه (Hashem et al., 2017).

عموماً يمكن أن يظهر أثر المخاطر الائتمانية في القيمة السوقية للمصارف من خلال الأثر المباشر أو الأثر غير المباشر الذي يحدثه ارتفاع حجم هذه المخاطر في الطلب على أسعار الأسهم ومنه في القيمة السوقية الإجمالية للمصارف:

١. **الأثر المباشر:** يظهر هذا الأثر عندما تستجيب الأسواق المالية لأي معلومة عن الوضع المالي للمصارف وخاصة السلبية منها من خلال استنفاذ القيم السوقية لأسهم المصارف. فالإعلان عن ارتفاع نسبة القروض المتعثرة أو المشكوك فيها أو الإعلان عن تأجيل سداد بعض الديون، يعتبر إشارة سلبية تنقل إلى السوق وبالتالي يتم تعديل أسعار أسهم المصارف بالانخفاض بناءً على هذه المعلومة كاستجابة سريعة للسوق. ومع ذلك قد لا يقتصر رد الفعل السلبي على المصارف التي لديها قروض مستحقة، وإنما قد تشهد جميع المصارف انخفاضاً مماثلاً في أسعار الأسهم نتيجة لوجود أثر عدوى في سوق الأسهم المصرفية (Owolabi and Enyi, 2014).
٢. **الأثر غير المباشر:** يظهر هذا الأثر من خلال تأثير المخاطر الائتمانية على العديد من العوامل، والتي تؤثر بدورها في قرار المستثمرين بالطلب على الأسهم ومنه في القيمة السوقية للمصرف. ومن هذه العوامل (Mwaurah, 2019; Philip and John, 2018; Cai and Zhang, 2017; kalvakuntla and Reddy, 2015):

- ✓ التأثير على الربحية: ينتج ارتفاع مخاطر الائتمان عن تعثر المقترضين وعدم تسديد التزاماتهم، والذي بدوره يؤثر على ربحية المصارف. إذ يحتل دخل الفوائد من القروض الجزء الأكبر والأهم من دخل المصارف، لذلك فإن انخفاض هذا الدخل سيؤثر على صافي الدخل القابل للتوزيع على المساهمين ومنه انخفاض ربحية السهم.

- ✓ التأثير على السيولة: يحد ارتفاع المخاطر الائتمانية من قدرة المصارف على إعادة تدوير الأموال ويسبب مشاكل مالية ويفرض ضغوطاً على السيولة. إذ يسبب ارتفاع هذه المخاطر انخفاضاً في إيرادات المصرف، وبالتالي انخفاض حجم السيولة المتاحة لديه للقيام بعملياته التشغيلية وسداد التزاماته قصيرة الأجل. فضلاً عن فقدان ثقة المودعين بالمصرف نتيجة ارتفاع مخاطره، مما يدفعهم لسحب ودائعهم من المصرف، وتعرضه لمزيد من المشاكل المالية.
- ✓ الكفاءة التشغيلية: يشير ارتفاع المخاطر الائتمانية أيضاً إلى انخفاض الكفاءة التشغيلية للمصرف نتيجة عدم كفاءة سياسة الاقراض وإدارة العملية الائتمانية المتبعة من قبل إدارة المصرف، والتي تنتج بدورها عن ضعف الأساليب والتقنيات المستخدمة لتقييم طلبات الائتمان ومتابعة العملاء في تسديد أقساط القروض أو عن عدم كفاءة أنظمة الرقابة الداخلية والضعف في كفاءة كوادر الإدارة. بحيث تسهم هذه العوامل في انخفاض الطلب على أسهم هذه المصارف.
- ✓ مخصص خسائر القروض: يقوم المستثمرون عادةً بمراقبة اتجاهات مؤشرات مخصصات خسائر القروض عند اتخاذ قرارات الاستثمار، باعتبارها مؤشر على جودة أصول المصارف. إذ يشير المستوى المرتفع من مخصصات خسائر القروض إلى ارتفاع المخاطر الائتمانية، نتيجة انخفاض جودة قروض المصرف أو الرغبة المفرطة لدى الإدارة بالاستثمار والإقراض في أصول مرتفعة المخاطر. الأمر الذي سيؤثر على أرباحه نتيجة انخفاض دخل الفوائد وارتفاع المخصصات، وبالتالي التأثير سلباً على توزيعات أرباح المساهمين.

بالنهاية، يمكن أن يؤثر كل ما سبق على قرارات المستثمرين المتعلقة بالاستثمار في الأسوق المالية، بحيث ينخفض الطلب على أسهم المصارف التي تشهد تدهوراً في مؤشرات أدائها المتعلقة بالربحية، السيولة، الكفاءة وجودة الأصول، الأمر الذي ينتج عنه انخفاض في قيمة هذه الأسهم وبالتالي تدهور القيمة السوقية للمصرف. والعكس صحيح في حال شهدت المؤشرات السابقة نمواً وتحسناً، بحيث يزداد الطلب على أسهم المصارف وترتفع قيمتها السوقية.

٣.٥. الدراسات التجريبية لأثر المخاطر الائتمانية في القيمة السوقية

بناءً على ما سبق، ونظراً للأهمية النظرية لدور المخاطر الائتمانية في تفسير القيمة السوقية للمصارف، تناولت العديد من الدراسات التجريبية دراسة أثر هذه المخاطر في تفسير تحركات أسعار الأسهم، وذلك في العديد من القطاعات المصرفية والبيئات الاقتصادية المختلفة. من هذه الدراسات، دراسة Hashem *et al.*, (2017) التي تناولت أثر القروض غير العاملة في أسهم المصارف في الأردن خلال الفترة (٢٠٠٥-٢٠١٥). توصل الباحثون إلى أن زيادة القروض المتعثرة تسبب انخفاض الأداء المالي وربحية المصارف، وبالتالي انخفاض أسعار الأسهم السوقية. تتوافق هذه النتيجة مع دراسة Mwaurah *et al.*, (2017) التي تناولت تأثير المخاطر الائتمانية مقاسةً من خلال نسبتي القروض غير العاملة ومخصص خسائر القروض في عوائد أسهم المصارف المدرجة في سوق نيروبي للأوراق المالية خلال الفترة (٢٠١٥-٢٠٠٦). توصل الباحثون إلى وجود أثر سلبي لنسبة القروض غير العاملة في عوائد الأسهم، إذ يسبب تراكم القروض المتعثرة في انخفاض ربحية المصارف. بينما تبين أن مخصص خسائر القروض يرتبط إيجاباً مع عوائد الأسهم، حيث ينظر المستثمرون إلى المخصصات المرتفعة باعتبارها مؤشر يحمي ويعزز من رغبة المصرف بالإقراض المحفوف بالمخاطرة، والذي يرتبط بأرباح مرتفعة وبالتالي توزيعات وعوائد أعلى.

بالمقابل، توصلت بعض الدراسات إلى نتائج مخالفة لما سبق كوجود علاقة طردية بين المخاطر الائتمانية والقيم السوقية لأسهم المصارف، كدراسة Philip and John (2018) التي تناولت تأثير القروض غير العاملة في أسعار

أسهم المصارف العامة والخاصة في الهند، خلال الفترة (٢٠٠٦-٢٠١٦). توصل الباحثان إلى وجود علاقة قوية بين القروض غير العاملة وأسعار الأسهم لدى المصارف الخاصة، فالزيادة في المخاطر ترتبط مع زيادة الأسعار، وقد عزى الباحثان هذه النتيجة إلى سلوك القطيع والتأثير العاطفي في السوق. بينما تبين غياب هذه العلاقة لدى المصارف العامة على الرغم من أن حجم القروض غير العاملة لديها أكبر، وذلك نتيجة الثقة المفرطة لدى المستثمرين بمصارف القطاع العام وبأنها لن تفشل. وهو أيضاً ما توصلت إليه دراسة Basarır and Ulker (2015) التي تطرقت إلى علاقة مؤشرات الأداء المالي، ومنها مؤشر المخاطر الائتمانية مقاساً بنسبة القروض غير العاملة في عوائد أسهم المصارف المدرجة في بورصة اسطنبول خلال الفترة (٢٠٠٢-٢٠١٣). إذ توصل الباحثان إلى وجود أثر إيجابي للمخاطر الائتمانية في عوائد الأسهم، فالزيادة في المخاطر ترافقت مع نمو المؤشرات الأخرى المدروسة كالسيولة والربحية والكفاءة، والذي أدى بالنهاية إلى زيادة عوائد الأسهم.

على النقيض من الدراسات التجريبية المذكورة أعلاه والتي بينت وجود أثر هام للمخاطر الائتمانية في القيمة السوقية للأسهم، فقد توصلت بعض الدراسات الأخرى إلى عدم وجود علاقة هامة بين مخاطر الائتمان وأسعار الأسهم كدراسة Mirsa and Muda (2018) التي تناولت تأثير بعض النسب المالية ومنها مخاطر الائتمان مقاسة بالقروض المتعثرة في عوائد أسهم المصارف المدرجة في سوق إندونيسيا للأوراق المالية خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠١٢). إذ تبين أن المستثمرين يستثمرون في أسهم المصارف التي تحقق أرباحاً مرتفعةً، دون الأخذ بعين الاعتبار مؤشر المخاطر الائتمانية. توافقت هذه النتيجة أيضاً مع دراسة اليوسف (2016) التي تناولت أثر مخاطر الائتمان مقاسةً بنسبة الديون غير المنتجة ونسبة مخصص الخسائر الائتمانية في أسعار أسهم المصارف المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية خلال الفترة (٢٠١٠-٢٠١٥). فسّر الباحث غياب هذه العلاقة نتيجة ضآلة حجم سوق دمشق للأوراق المالية وانخفاض كفاءتها. كما توصلت دراسة Owolabi and Enyi (2014) إلى نفس النتيجة السابقة، إذ درس الباحثان أثر التعرض لمخاطر الائتمان في القيمة السوقية للمصارف في نيجيريا خلال الفترة (٢٠٠٦-٢٠١٢). وقد فسّر الباحثان غياب هذه العلاقة نتيجة وجود مشكلة عدم تماثل المعلومات وعدم التزام المصارف بقوانين تشكيل المخصصات وهيكل إدارة المخاطر. فضلاً عن تجاهل هذه المخاطر من قبل المستثمرين والتي سببت خسارة لاستثماراتهم في السوق عند حدوث الأزمة المالية عام ٢٠٠٨، والتي تأثر بها القطاع المصرفي في نيجيريا وسبب فشل العديد من المصارف.

تختلف الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة بتطبيقها على بيئة القطاع المصرفي التقليدي الخاص في سورية خلال الفترة (٢٠١٠-٢٠١٨) باستخدام مؤشر الأصول المرجحة بمخاطر الائتمان والمستخدم من قبل لجنة بازل لقياس المخاطر الائتمانية، فضلاً عن استخدام مؤشر مخصص خسائر القروض. كما تم إدخال مجموعة من المتغيرات الضابطة بهدف ضبط العلاقة بين هذه المتغيرات كربحية السهم، مخاطر السيولة، كفاية رأس المال، معدل النمو وسعر الصرف والتي لم تستخدمها الدراسات السابقة.

٦. البيانات وطرائق البحث

٦.١.البيانات:

تمت الدراسة باستخدام بيانات بانل ذات بعد زمني يعتمد على بيانات ربعية خلال الفترة (٢٠١٠-٢٠١٨)، بينما البعد الفردي فيتعلق بالمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية والمدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية والبالغ عددها ١١ مصرفاً، وهي: (المصرف الدولي للتجارة والتمويل، بنك سورية والمهجر، بنك بيمو السعودي

الفرنسي، البنك العربي، بنك عودة، بنك بيبلوس، بنك سورية والخليج، بنك الأردن، فرنسبنك، بنك الشرق وبنك قطر).
وتتمثل المتغيرات المستخدمة في البحث بالمؤشرات المعروضة في الجدول (١):

تتضمن نماذج الدراسة المتغيرات الآتية:

النموذج الأول:

$$MV_{it} = C + \sum_{l=0}^{p_{rwa}} \beta_1 RWA_{it} + \sum_{l=0}^{p_{EPS}} \beta_2 EPS_{it} + \sum_{l=0}^{p_{CAR}} \beta_3 CAR_{it} + \sum_{l=0}^{p_{LAR}} \beta_4 LAR_{it-l} + \sum_{l=0}^{p_{ER}} \beta_5 ER_t + \sum_{l=0}^{p_{RGDP}} \beta_6 RGDP_t + \varepsilon_{it}.$$

النموذج الثاني:

$$MV_{it} = C + \sum_{l=0}^{p_{LLP}} \beta_1 LLP_{it} + \sum_{l=0}^{p_{EPS}} \beta_2 EPS_{it} + \sum_{l=0}^{p_{CAR}} \beta_3 CAR_{it} + \sum_{l=0}^{p_{LAR}} \beta_4 LAR_{it-l} + \sum_{l=0}^{p_{ER}} \beta_5 ER_t + \sum_{l=0}^{p_{RGDP}} \beta_6 RGDP_t + \varepsilon_{it}.$$

حيث: ***RWA***: الأصول المرجحة بمخاطر الائتمان، ***LLP***: مخصص خسائر القروض، ***EPS***: ربحية السهم، ***CAR***: كفاية رأس المال، ***LAR***: مخاطر السيولة، ***ER***: سعر الصرف، ***RGDP***: معدل نمو الناتج.

β_1: معاملات مؤشرات الأصول المرجحة بمخاطر الائتمان ومخصص خسائر القروض، β_2: ربحية السهم، β_3: كفاية رأس المال، β_4: مخاطر السيولة، β_5: سعر الصرف، β_6: معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي.

p_{RGDP}، p_{ER} ، p_{LAR}، p_{CAR}، p_{EPS} ، p_{LLP} ، p_{rwa}: فترات الإبطاء للأصول المرجحة بمخاطر الائتمان، مخصص خسائر القروض، ربحية السهم، كفاية رأس المال، مخاطر السيولة، سعر الصرف، معدل النمو على التوالي.

ε_{it}: حد الخطأ العشوائي.

الجدول رقم (١): متغيرات البحث

نوع المتغير	المتغير	الرمز	طريقة القياس	مصدر البيانات
تابع	القيمة السوقية	MV	اللوغاريتم الطبيعي لعدد الأسهم العادية مضروبة بسعر السهم السوقي	موقع سوق دمشق للأوراق المالية
مستقل	الأصول المرجحة بمخاطر الائتمان	RWA	الأصول المرجحة بمخاطر الائتمان/الأصول	نشرات الإفصاح الخاصة بالمصارف والمنشورة على موقع سوق دمشق للأوراق المالية
مستقل	مخصص خسائر القروض	LLP	مخصص خسائر التسهيلات الائتمانية/ التسهيلات الائتمانية	
ضابط	ربحية السهم	EPS	صافي الدخل بعد الضريبي/عدد الأسهم	
ضابط	مخاطر السيولة	LAR	القروض الممنوحة/ إجمالي الأصول	
ضابط	كفاية رأس المال	CAR	رأس المال / الأصول المرجحة بالمخاطر	
ضابط	سعر الصرف	ER	سعر صرف الليرة السورية مقابل الدولار الأمريكي	سلسلة نشرات أسعار الصرف حسب المصارف، مصرف سورية المركزي
ضابط	معدل نمو الناتج الاجمالي الحقيقي	RRGDP	$\Delta RGDP = \frac{RGDP_{it} - RGDP_{it-1}}{RGDP_{it-1}}$	قاعدة بيانات مكتب سورية المركزي للإحصاء

المصدر: من إعداد الباحثين.

٢.٦.طرائق البحث:

اختبارات جذر الوحدة Unit Root Test:

من أجل تقدير النموذج المناسب لابدّ بدايةً من دراسة استقرارية السلاسل الزمنية والمقطعية لمتغيرات البحث، وذلك بهدف التأكد من استقرارها عبر الزمن. إذ يقصد باستقرار السلسة الزمنية أن يكون المتوسط الحسابي والتباين لهذه السلسة ثابتان عبر الزمن. في إطار هذا البحث، سيتم تطبيق اختبارات جذر الوحدة للبيانات من نوع بانل (LLC(2002), IPS، ADF–Fisher، PP–Fisher). أيضاً سيتم اعتماد نتائج اختبارات جذر الوحدة لبيانات السلاسل الزمنية (ADF، PP، KPSS). وسيتم اتخاذ القرار بشأن استقرارية المتغيرات بناءً على نتيجة أغلب الاختبارات المطبقة.

طريقة Panel–Corrected Standard Errors (PCSE)[١]

تتميز بيانات بانل والتي تتضمن بيانات السلاسل الزمنية والبيانات المقطعية Time–series–cross–section (TSCS) بوجود مشاهدات متكررة عبر الزمن لدى مجموعة من المفردات (قد تكون دول أو مصارف). ينتج عن هذه المشاهدات المتكررة بين المفردات وجود ارتباط بين مفردات الدراسة والذي بدوره يسبب ظهور مشاكل في بواقي النماذج المقدّرة. لذلك، يفضل في مثل هذه الحالات استخدام طرق تقدير تأخذ بعين الاعتبار وجود ارتباط للأخطاء وتعمل على تصحيحها تلقائياً، وبالتالي تحسين كفاءة الاستدلال والوصول إلى نتائج تقدير متّسقة. يتم اتباع طريقة تقدير الأخطاء المعيارية المصحّحة في بانل (PCSE) لهذه الغاية، حيث يتم استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية Ordinary Least Squares (OLS) المقترحة من قبل Beck and Katz (1995) لتقدير نماذج الدراسة. تأخذ الصيغة الأساسية لمعادلة انحدار بانل الشكل الآتي (Bailey and Katz, 2011):

$$y_{it} = x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (١)$$

حيث: y_{it}: المتغير التابع. x_{it}: مصفوفة المتغيرات المستقلة (nT×K)، حيث K: المعلمات المراد تقديرها. β: متجه للمعلمات المراد تقديرها. $i = 1,2 \dots N$: تعبر عن الوحدات المفردة. $t = 1,2 \dots .T$: تعبر عن فترات الزمن. ε_{it}:حد الخطأ العشوائي للمفردة i والفترة t.

---

[١] تجدر الإشارة إلى أنه استناداً إلى نتائج اختبار جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة، وبعد التوصل من خلالها إلى وجود اختلاف في رتب الاستقرارية لهذه المتغيرات، تمّ تقدير نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed Lag (ARDL) لكونه لا يشترط أن تكون جميع المتغيرات مستقرة من نفس الدرجة. تمّ تقدير النموذجين الأساسيين للدراسة:

Model 1: Dynamic regressors (3 lag, automatic): MV RWA EPS CAR LAR ER RGDP.
Model 2: Dynamic regressors (٣ lag, automatic): MV LLP EPS CAR LAR ER RGDP.

وبعد تقدير هذين النموذجين تمّت دراسة جودتهما من خلال مجموعة من الاختبارات، وقد تبين من هذه الاختبارات وجود صفات غير جيّدة في بواقي كل من النموذجين كالارتباط الفردي بين البواقي وعدم خضوعها للتوزيع الطبيعي، الأمر الذي يولّد شك في نتائجهما، وبالتالي عدم إمكانية اعتماد هذه النتائج وتعميمها. لذلك تم البحث في وجود ارتباط فردي بين المفردات المدروسة، لكونه أحد الأسباب الرئيسية لوجود مشاكل في بواقي النماذج المقدّرة. بناءاً على ذلك، تم تطبيق طريقة تقدير common correlated effect (CCE) Pesaran *et al* (2015) لتقدير نماذج ARDL السابقة والتي تراعي وجود ارتباط فردي. إلا أنه وعلى الرغم من حل مشاكل الارتباط الفردي بين بواقي النماذج المقدرة، كانت مؤشرات جودة النماذج غير جيّدة كالتوزيع الطبيعي للبواقي والارتباط الذاتي فيما بينها. لذلك تطلب الأمر البحث بشكل معمق في خصائص البيانات المدروسة، وعليه تمّ اعتماد طريقة تقدير تصحّح الأخطاء المعيارية لنماذج بيانات بانل وهي (PCSE).

وفقاً لطريقة التقدير PCSE يتم الحصول على الأخطاء المعيارية المصحّحة في بيانات بانل كما يلي:

من المعادلة أعلاه يمكن الحصول على الجذور التربيعية لعناصر مصفوفة التباين المشترك:

$$\mathrm{COV}(\hat{\beta}) = (\mathrm{X^T\,X})^{-1}\,\{\mathrm{X^T}\,\Omega\mathrm{X}\}\,(\mathrm{X^T\,X})^{-1} \qquad (2)$$

حيث $\Omega = \sigma^2 \mathrm{I}$. I هي مصفوفة $NT \times NT$ ويتم تبسيطها إلى صيغة OLS المعتادة، حيث الأخطاء المعيارية لـ OLS هي الجذور التربيعية لعناصر قطر المصفوفة: $\widehat{\sigma^2}\,(\mathrm{X^T\,X})^{-1}$

حيث σ^2 مقدر تباين حد الخطأ العشوائي.

وفي حال كانت الأخطاء تتبع هيكلية بيانات بانل فإن هذه الطريقة توفر أخطاء معيارية غير صحيحة. لذلك في نماذج بانل تعتبر Ω مصفوفة قطرية مجمعة $NT \times NT$ مع مصفوفة التباينات المتزامنة $N \times N$. بالتالي لتقدير المعادلة (٢)، لا بدّ من تقدير Σ. ونظراً لأن طريقة OLS للمعادلة (١) توفر نتائج تقدير متّسقة، فإنه يمكن استخدام بواقي OLS المقدرة لتقدير Σ. وباعتبار e_{it} هي بواقي OLS للمفردة i في الفترة t فإنه من الممكن تقدير Σ كما يأتي:

$$\widehat{\Sigma}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^{T_{i,j}} e_{i,t}\, e_{j,t}}{T_{i,j}} \qquad (3)$$

بالتالي، يمكن استخدام الصيغة (٤) لتشكيل المقدر $\widehat{\Omega}$ وذلك عن طريق إنشاء مصفوفة قطرية مع المصفوفات القطرية $\widehat{\Sigma}$.

$$\widehat{\Sigma} = \frac{(\mathrm{E^T E})}{T} \qquad (4)$$

حيث E مصفوفة البواقي $T \times N$ وبالتالي يمكن تقدير Ω: $\widehat{\Omega} = \widehat{\Sigma} \otimes I_T$ (5)

حيث $\otimes$ Kronecker product. وعليه، يتم حساب PCSEs بأخذ الجذر التربيعي لعناصر المصفوفة:

$$\mathrm{PCSE} = (\mathrm{X^T\,X})^{-1}\,\mathrm{X^T}\,\widehat{\Omega}\,\mathrm{X}\,(\mathrm{X^T\,X})^{-1} \qquad (6)$$

٧. النتائج والمناقشة

١.٧. نتائج اختبار جذر الوحدة:

من أجل اختبار استقرارية السلاسل الزمنية لمتغيرات البحث، تم تطبيق اختبار جذر الوحدة عند المستوى (Level) مع معادلة الاختبار التي تم التوصل إليها من الرسم البياني لحركة المتغير[٢]. في حال أظهرت النتائج أن معامل معادلة الانحدار الذاتي لـ Dicky Fuller غير معنوي عند مستوى دلالة 5%، بحيث لا نستطيع رفض فرضية العدم، يتم إعادة الاختبار بعد أخذ الفرق الأول (1st difference). يوضح الجدولان (2) و (٣) نتائج اختبار جذر الوحدة للمتغيرات من نوع بانل ونتائج اختبار جذر الوحدة لمتغيرات السلاسل الزمنية، على الترتيب:

الجدول رقم (٢): نتائج اختبارات جذر الوحدة من نوع بانل

Variables		ADF–Fisher	PP–Fisher	LLC	IPS	Result
MV	عند المستوى (ثابت واتجاه)	(11.038) 0.9742	(9.649) 0.9892	(1.054) 0.8541	(2.146) 0.9840	$I_{(1)}$

[٢] لتحديد النموذج الذي يقوم عليه اختبار جذر الوحدة المطبق، تم الاعتماد على الرسم البياني لحركة المتغير عبر الزمن، ومن ثم التحليل فيما إذا كانت هذه الحركة تتم وفقاً لاتجاه عام TREND، أو تدور حول متوسط ثابت INTERCEPT، أو متوسط صفري NONE. تجدر الإشارة إلى أن الرسم البياني متوفر في حال الطلب من قبل المهتمين.

	(−13.602) **٠.٠٠٠	(١٢.٦٦٧−) **٠.٠٠٠	(193.290) **٠.٠٠٠	(176.36) **٠.٠٠٠	**الفرق الأول (ثابت واتجاه)**	
$I_{(0)}$	(٦.٥٩٤٨−) **٠.٠٠٠	(٦.٣٦٩٥−) **٠.٠٠٠	(٦٧.١٦٨) **٠.٠٠٠	(90.089) **٠.٠٠٠	**عند المستوى (ثابت)**	**RWA**
$I_{(1)}$	(٥.٦١٨٣٥) 1.000	(٤.٥٥٧٧) 1.000	(٣.١١١٤) 1.000	(٤.٥٩٠٦) 1.000	**عند المستوى (ثابت واتجاه)**	**LLP**
	(−٤.٤٥٧٤) **٠.٠٠٠	(−٢.٣٢١٥) **٠.٠٠٠	(١٥٢.٧٩) **٠.٠٠٠	(٦٢.٢٥٦) **٠.٠٠٠	**الفرق الأول (ثابت واتجاه)**	
$I_{(0)}$	(−6.042) **٠.٠٠٠	(−6.996) **٠.٠٠٠	(76.738) **٠.٠٠٠	(76.070) **٠.٠٠٠	**عند المستوى (ثابت)**	**EPS**
$I_{(0)}$	(٦.٢٤٠٠−) **٠.٠٠٠	(٥.١٤٦٥−) **٠.٠٠٠	(٣٢١.٠٢) **٠.٠٠٠	(88.773) **٠.٠٠٠	**عند المستوى (ثابت واتجاه)**	**CAR**
$I_{(0)}$	(−٢.٣٩٤٨) **٠.٠٠٨	(−٢.٨٢١٥) **٠.٠٠٢	(٤٤.٧٧٠) **٠.٠٠٢	(٤٢.٢٧٥) **٠.٠٠٥	**عند المستوى (ثابت واتجاه)**	**LAR**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج E−views 10. ملاحظة: تشير الارقام بين قوسين إلى قيمة الاختبار statistic، بينما تشير الأرقام مع ** إلى احتمالية الاختبار عند مستوى معنوية ٥%.

الجدول رقم (٣): نتائج اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات السلاسل الزمنية

Result	KPSS	PP	ADF		Variables
$I_{(1)}$	**٠.١٥٢	(−1.921) ٠.٦٢٦	(−1.977) ٠.٥٩٧	**عند المستوى (ثابت)**	**ER**
	0.114	(−4.027) **٠.٠١٥	(−4.059) **٠.٠١٤	**عند الفرق الأول (ثابت)**	
$I_{(1)}$	–	(−١.٤٩٩) ٠.١٢٣٧	(−1.948٠ ٠.٠٥	**عند المستوى (NONE)**	**RGDP**
	–	(−٣.١٨١) **٠.٠٠٢	(−٣.٠٦٢) **٠.٠٠٣	**عند الفرق الأول (NONE)**	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج E−views 10. ** تشير إلى مستوى المعنوية عند ٥%.

يلاحظ من نتائج اختبارات جذر الوحدة اختلاف درجة الاستقرارية بين المتغيرات المدروسة، حيث يتبين أن كل من مخاطر الائتمان، ربحية السهم، نسبة كفاية رأس المال ومخاطر السيولة مستقرّة عند المستوى، بينما كل من القيمة السوقية، مخصص خسائر القروض، سعر الصرف ومعدل نمو الناتج الإجمالي مستقرة عند الفرق الأول.

2.7. نتائج تقدير PCSE

سيتم تقدير معلمات نموذجي الدراسة باستخدام نموذج الانحدار الخطي الديناميكي وفقاً لـ طريقة التقدير Panel−Corrected Standard Errors (PCSE) في بيانات بانل، والتي تعتمد أيضاً على طريقة المربعات الصغرى العادية OLS في حساب مصفوفة تباين البواقي كمرحلة أولى في تقدير النماذج.

النموذج الأول:

يتضمن النموذج القيمة السوقية (MV) كمتغير تابع، بينما يتمثل المتغير المستقل الأساسي بالأصول المرجحة بمخاطر الائتمان كمؤشر عن المخاطر الائتمانية (RWA). إضافة إلى المتغيرات الضابطة التي تمثل متغيرات

الاقتصاد الجزئي: ربحية السهم (EPS)، كفاية رأس المال (CAR) ومخاطر السيولة (LAR)، ومتغيرات الاقتصاد الكلي: معدل نمو الناتج (RGDP) وسعر الصرف (ER). وقد تبين بعد اختبار عدد من فترات الإبطاء أن الفترة (٣) هي الفترة العظمى الأمثل[٣]. يبين الجدول (٤) نتائج تقدير النموذج:

الجدول رقم (٤): نتائج تقدير PCSE للنموذج الأول

Panels: correlated (unbalanced) Obs per group:
Autocorrelation: panel-specific AR(1) min = 29
Number of obs = 343 avg = 31.18182
Number of groups = 11 Max = 33
Estimated covariances = 66 R-squared = 0.9931
Estimated autocorrelations = 11 Wald chi2(24) = 241.66
Estimated coefficients = 25 Prob > chi2 = 0.0000

MV	Coef.	Std. Err.	Z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
--. RWA	0.481089	0.291257	1.65	0.099	-0.08976	1.051943
L1. RWA	-0.25739	0.270768	-0.95	0.342	-0.78808	0.273311
L2. RWA	-0.28936	0.263473	-1.1	0.272	-0.80575	0.227043
L3. RWA	-0.12189	0.248243	-0.49	0.623	-0.60843	0.364661
--. EPS	-0.00027	0.000313	-0.85	0.393	-0.00088	0.000346
L1. EPS	-0.0000143	0.000296	-0.05	0.961	-0.00059	0.000566
L2. EPS	-0.00023	0.000292	-0.8	0.426	-0.0008	0.00034
L3. EPS	-0.00047	0.000287	-1.64	0.101	-0.00103	0.0000919
--. CAR	-0.09122	0.099515	-0.92	0.359	-0.28626	0.1038294
L1. CAR	0.21512	0.098969	2.17	0.03	0.021144	0.4090962
L2. CAR	-0.01595	0.099	-0.16	0.872	-0.20999	0.1780836
L3. CAR	0.114599	0.096481	1.19	0.235	-0.0745	0.3036985
--. LAR	-1.6001	0.545821	-2.93	0.003	-2.66989	-0.530308
L1. LAR	-1.02452	0.532441	-1.92	0.054	-2.06809	0.0190408
L2. LAR	0.702237	0.54599	1.29	0.198	-0.36788	1.772357
L3. LAR	0.067816	0.526558	0.13	0.898	-0.96422	1.09985
--. ER	-0.00116	0.000982	-1.18	0.238	-0.00308	0.0007662
L1. ER	-0.00115	0.001102	-1.05	0.295	-0.00331	0.0010067
L2. ER	0.001767	0.001094	1.62	0.106	-0.00038	0.0039122
L3. ER	0.001779	0.001034	1.72	0.085	-0.00025	0.0038061

[٣] تم اعتماد فترات الإبطاء المثلى بالاعتماد على معيار Schwarz info criterion.

--.RGDP	0.689445	0.850832	0.81	0.418	−0.97816	2.357045
L1. RGDP	−0.24131	0.976051	−0.25	0.805	−2.15433	1.671716
L2. RGDP	0.177053	0.998341	0.18	0.859	−1.77966	2.133765
L3. RGDP	0.950837	0.77129	1.23	0.218	−0.56086	2.462536
_cons	23.46441	0.295272	79.47	0	22.88568	24.04313
Rhos =	0.813001	0.685452	0.615846	0.53346	.703885 …	0.9006039

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج STATA 14.2.

النموذج الثاني:

يتضمن النموذج القيمة السوقية للمصارف (MV) كمتغير تابع، بينما يتمثل المتغير المستقل الأساسي بمخصص خسائر القروض (LLP) كمقياس للمخاطر الائتمانية. إضافة إلى المتغيرات الضابطة التي تمثل متغيرات الاقتصاد الجزئي: ربحية السهم (EPS)، كفاية رأس المال (CAR) ومخاطر السيولة (LAR)، ومتغيرات الاقتصاد الكلي: معدل نمو الناتج (RGDP) وسعر الصرف (ER). وقد تبين بعد اختبار عدد من فترات الإبطاء أن الفترة (٣) هي الفترة العظمى الأمثل. يبين الجدول (5) نتائج تقدير النموذج:

الجدول رقم (٥): نتائج تقدير PCSE للنموذج الثاني

Panels: correlated (unbalanced) Obs per group:
Autocorrelation: panel-specific AR(1) min = 26
Number of obs = 337 avg = 30.63636
Number of groups = 11 Max = 33
Estimated covariances = 66 R-squared = 0.9947
Estimated autocorrelations = 11 Wald chi2(24) = 267.01
Estimated coefficients = 25 Prob > chi2 = 0.0000

MV	Coef.	Std. Err.	Z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
--. LLP	0.168758	0.45573	0.37	0.711	−0.72446	1.061972
L1. LLP	−0.05049	0.452903	−0.11	0.911	−0.93817	0.837181
L2. LLP	−1.58341	0.458834	−3.45	0.001	−2.48271	−0.68411
L3. LLP	−1.33624	0.443048	−3.02	0.003	−2.2046	−0.46788
--. EPS	−0.00057	0.000307	−1.84	0.065	−0.00117	3.58E-05
L1. EPS	−0.00022	0.000282	−0.76	0.445	−0.00077	0.000337
L2. EPS	−0.00044	0.000279	−1.57	0.115	−0.00099	0.000108
L3. EPS	−0.00072	0.000275	−2.61	0.009	−0.00126	−0.00018
--. CAR	−0.07616	0.102032	−0.75	0.455	−0.27614	0.123821
L1. CAR	0.188483	0.105051	1.79	0.073	−0.01741	0.394379
L2. CAR	−0.02438	0.106507	−0.23	0.819	−0.23313	0.184371
L3. CAR	0.12219	0.102746	1.19	0.234	−0.07919	0.323568

--. LAR	-1.52457	0.522799	-2.92	0.004	-2.54924	-0.49991
L1. LAR	-1.50045	0.504507	-2.97	0.003	-2.48926	-0.51163
L2. LAR	-0.28442	0.498486	-0.57	0.568	-1.26143	0.692597
L3. LAR	-0.23552	0.479958	-0.49	0.624	-1.17622	0.705179
--. ER	-0.00034	0.000946	-0.36	0.719	-0.00219	0.001514
L1. ER	-0.00108	0.001028	-1.05	0.295	-0.00309	0.000939
L2. ER	0.001755	0.001018	1.72	0.085	-0.00024	0.00375
L3. ER	0.001115	0.000977	1.14	0.254	-0.0008	0.00303
--.RGDP	1.627931	0.804816	2.02	0.043	0.050521	3.205341
L1. RGDP	-0.08957	0.896756	-0.1	0.92	-1.84718	1.668034
L2. RGDP	-0.10488	0.921792	-0.11	0.909	-1.91156	1.701796
L3. RGDP	0.481354	0.723847	0.66	0.506	-0.93736	1.900067
_cons	24.41329	0.307627	79.36	0.000	23.81035	25.01623
Rhos =	0.820099	0.68659	0.593455	0.56423	.6383646	0.909903

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج STATA 14.2.

من أجل الحكم على جودة النموذجين السابقين، يجب دراسة مصداقيتهما من خلال مجموعة من الاختبارات:

مؤشرات جودة التمثيل:

يُلاحظ من الجدول (٤) والجدول (٥) أن قيمة معامل التحديد R-squared بلغت (٩٩%)، مما يعني أن المتغيرات في النموذجين تستطيع تفسير ٩٩% من التغيرات الحاصلة في المتغير التابع، وهي قيمة مرتفعة تعبّر عن جودة تمثيلية جيدة للمتغير التابع. كما تشير قيمة (Wald chi2) إلى معنوية نموذجي الدراسة، إذ كانت القيمة الاحتمالية لها أصغر من ٠.٠٥، مما يدل على أنّ متغيرات الدارسة معنوية في تفسيرها المشترك للتغيرات الحاصلة في المتغير التابع.

اختبارات جودة بواقي النموذج:

تمّ اختبار جودة سلسلة بواقي نموذجي الدراسة من خلال مجموعة من الاختبارات. يبين الجدول (٦) نتائج هذه الاختبارات كما يأتي:

- بالنسبة لاختبار التوزيع الطبيعي للبواقي (Normality test)، تم تطبيق اختبار Skewness and kurtosis test، حيث تنص الفرضية العدم للاختبار على خضوع سلسلة البواقي للتوزيع الطبيعي. يلاحظ من الجدول (٦) أن القيمة الاحتمالية للاختبار أكبر من ٠.٠٥، وبالتالي لا نستطيع رفض الفرضية العدم التي تنص على أنّ البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.
- بالنسبة لاختبار الارتباط الذاتي في سلسلة البواقي، نجد أنّ القيمة الاحتمالية لاختبار Serial Portmanteau أكبر من ٠.٠٥، وبالتالي لا نستطيع رفض الفرضية العدم التي تنص على عدم وجود ارتباط ذاتي في سلسة البواقي.
- بالنسبة لاختبار استقرارية سلسلة البواقي (Stationarity test) ، تم تطبيق اختبار (Im-Pesaran-Shin) IPS. تنص الفرضية العدم للاختبار على وجود جذر وحدة في سلسلة البواقي وعدم استقراريتها. يلاحظ من الجدول (٦) أنّ القيمة الاحتمالية لاختبار IPS أصغر من ٠.٠٥، وبالتالي نستطيع أن نرفض الفرضية العدم التي

تنص على وجود جذر وحدة في سلسة البواقي، ونقبل الفرضية البديلة التي تنص على استقرار سلسلة بواقي النموذج.

- فيما يتعلق باختبار ثبات التباين أو تجانس البواقي نجد أنّ القيمة الاحتمالية لاختبار Breusch-Pagan أكبر من ٠.٠٥، وبالتالي لا نستطيع رفض الفرضية العدم التي تنص على ثبات تباين سلسلة البواقي.

الجدول رقم (٦): اختبارات جودة بواقي نموذجي الدراسة

Model 2		Model 1		
Prob>chi2	adj chi2(2)	Prob>chi2	adj chi2(2)	**اختبار التوزيع الطبيعي**
0.1037	4.53	**0.1882**	3.34	**Normality test**
Prob> Chi-sq	Chi-sq(527)	Prob> Chi-sq	Chi-sq(527)	**اختبار الارتباط الذاتي**
1.000	11.000	**1.000**	11.000	**Serial Portmanteau test**
p-value	Statistic	p-value	Statistic	**اختبار استقرارية البواقي**
0.0062	-2.5011	**0.0055**	-2.5451	**IPS Stationarity test**
Prob>chi2	chi2(1)	Prob>chi2	chi2(1)	**اختبار تجانس البواقي**
0.0873	1.64	**0.1441**	2.13	**Heteroscedasticity test**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج STATA 14.2.

٣.٧. مناقشة النتائج

توصلت نتائج الدراسة فيما يتعلق بالنموذج الأول إلى عدم وجود أثر ذو دلالة معنوية للمخاطر الائتمانية مقاسةً بنسبة الأصول المرجّحة بالمخاطر الائتمانية في القيمة السوقية للمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية. بالتالي **نرفض الفرضية البحثية الأولى** التي تنص على وجود أثر لمخاطر الائتمان مقاسةً بنسبة الأصول المرجّحة بالمخاطر الائتمانية في القيمة السوقية للمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية.

تتفق هذه النتيجة مع دراسة Owolabi and Enyi (2014). يمكن تفسير غياب هذه العلاقة بين المتغيرين بأن المستثمرين في سوق دمشق للأوراق المالية قد لا يأخذون هذا المؤشر للمخاطر الائتمانية بعين الاعتبار عند اتخاذ قرارهم الاستثماري بشراء أو بيع أسهم المصارف، وقد يكون السبب بأنهم يبنون قراراتهم بالطلب على الأسهم بالنظر إلى مؤشر مخاطر السيولة أو مؤشر كفاية رأس المال، حيث تبين معنوية هذين المتغيرين وأثرهما الهام في النموذج. خاصةً وأن نسبة كفاية رأس المال من المتغيرات التي شهدت ارتفاعاً كبيراً لدى المصارف السورية، ونظراً لأنها مؤشر عن قدرة المصارف على مواجهة المخاطر المختلفة ومنها المخاطر الائتمانية، فقد تكون ساهمت في غياب الأثر المعنوي لمؤشر الأصول المرجّحة بمخاطر الائتمان في القيمة السوقية. كما قد يكون السبب اعتماد المستثمرين على المقاييس الأخرى لقياس المخاطر الائتمانية كمخصص خسائر القروض والتي لها تأثير مباشر على صافي الربح والعائد المتوقع، وذلك كما تبين معنا من خلال النموذج الثاني الذي استخدمنا فيه مؤشر مخصص خسائر القروض.

فيما يتعلق بالمتغيرات الضابطة المستخدمة في الدراسة والمتمثلة بـ (سعر الصرف، مؤشر الربحية ومعدل النمو)، تبين عدم وجود أثر معنوي لهذه المتغيرات في نموذج الدراسة. بالمقابل، تبين أنّ المتغيرات الضابطة الأخرى لها أثر في القيمة السوقية، إذ يوجد أثر طردي لكفاية رأس المال في القيمة السوقية يظهر خلال الفترة (t-1) فقط، بحيث تؤدي الزيادة في كفاية رأس المال في هذه الفترة بمقدار ١% إلى الارتفاع في القيمة السوقية في الفترة الحالية بمقدار ٢٤% والعكس صحيح. يمكن تفسير هذه النتيجة بأنّ المستثمرين ينظرون إلى نسبة كفاية رأس المال باعتبارها مؤشراً عن مدى ملاءة المصارف وقدرتها على استيعاب المزيد من الخسائر في حالات الأزمات. كما أنها توفر إشارة في

السوق المالية بالأمان في الاستثمار وشراء أسهم المصارف ذات النسب المرتفعة. وقد حققت جميع المصارف التجارية التقليدية الخاصة في سورية نسب مرتفعة لكفاية رأس المال أعلى من المعدل المطلوب (8%) على طول الفترة المدروسة. فيما يتعلق بمتغير مخاطر السيولة، فقد تبين وجود أثر عكسي لمخاطر السيولة في القيمة السوقية يظهر هذا الأثر في الفترة (t) فقط. بحيث تؤدي الزيادة في هذه المخاطر في الفترة (t) بمقدار ١% إلى الانخفاض في القيمة السوقية في الفترة الحالية بمقدار ١٦٠% والعكس صحيح. الأمر الذي يشير إلى اهتمام المستثمرين بمؤشر الأمان المتمثل بمخاطر السيولة عند اتخاذ قرارهم الاستثماري بشراء أسهم المصارف ذات السيولة المرتفعة والمخاطر المنخفضة، الأمر الذي يترجم بارتفاع القيمة السوقية لأسهم هذه المصارف والعكس صحيح في الفترات التي تشهد ارتفاع مخاطر السيولة.

فيما يتعلق بالنموذج الثاني وعند تغيير مؤشر المخاطر الائتمانية من الأصول المرجّحة بالمخاطر إلى مخصص خسائر القروض، تبين أنّ المخصص له أثر معنوي في القيمة السوقية. بالتالي **نقبل الفرضية البحثية الثانية** التي تنص على وجود أثر لمخاطر الائتمان مقاسةً بنسبة مخصص خسائر القروض في القيمة السوقية للمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية. حيث توصلت نتائج الدراسة إلى وجود أثر عكسي للمخاطر الائتمانية مقاسةً بمخصص خسائر القروض في القيمة السوقية للمصارف، بحيث يظهر هذا الأثر في الفترة (t-٢) والفترة (t-٣). إذ تؤدي الزيادة في نسبة مخصص خسائر القروض في الفترة (t-٢) و(t-٣) بمقدار ١% إلى الانخفاض في القيمة السوقية للمصارف في الفترة الحالية بمقدار ١٥٨% و١٣٤% على التوالي والعكس صحيح. تتفق هذه النتيجة مع دراسة Mwaurah *et al.*, (2017)، بينما تتناقض مع دراسة اليوسف (٢٠١٦) المطبقة في سورية والتي استخدمت مؤشر مخصص خسائر القروض لقياس المخاطر الائتمانية. يمكن أن يعزى الاختلاف بين نتائج دراستنا ودراسة اليوسف (٢٠١٦) إلى الاختلاف في قياس المتغير التابع، حيث تستخدم دراستنا القيمة السوقية الإجمالية بينما تستخدم دراسة اليوسف (٢٠١٦) أسعار الأسهم. كما تستخدم دراستنا مجموعة من المتغيرات الضابطة التي تسهم في ضبط العلاقة بين المخاطر الائتمانية والقيمة السوقية، فضلاً عن تطبيق أسلوب مختلف لتقدير نماذج الدراسة.

عموماً يمكن تفسير النتيجة التي تمّ التوصل لها بأنّ انخفاض القروض المتعثرة لجميع المصارف خلال عام ٢٠١٠ وحتى النصف الأول من عام ٢٠١١، ترافق مع انخفاض مخصصات خسائر القروض التي تشكّلها المصارف لمقابلة مخاطر عدم السداد، حيث لم تتجاوز نسبة ١% لدى جميع المصارف خلال هذه الفترة. وعليه، فإن الأداء المالي الجيد الذي اتسمّ بنسب مخاطر منخفضة ونسب ربحية مرتفعة، ساهم في إقبال المستثمرين على تداول أسهم المصارف، الأمر الذي انعكس بدوره بارتفاع القيمة السوقية للمصارف. بالمقابل، ومع بدء الأزمة في سورية في النصف الثاني من عام ٢٠١١ شهدت مخصصات مخاطر الائتمان نمواً كبيراً. إذ شهدت هذه الفترة تعثّر عدد كبير من القروض نتيجة توقّف عدد كبير من عملاء المصارف عن سداد التزاماتهم بسبب تراجع أعمالهم وتدهور أنشطتهم وعدم قدرتهم على تحقيق أرباح تمكّنهم من سداد التزاماتهم. حيث سبب هذا النمو للقروض المتعثرة قيام المصارف باقتطاع حجم متزايد من المخصصات لمواجهة التدني في قيمة التسهيلات الائتمانية المباشرة، وذلك انطلاقاً من عملها على تطبيق تشريعات مصرف سورية المركزي الخاص بتصنيف الديون وتشكيل المخصصات اللازمة. الأمر الذي انعكس بدوره بانخفاض تداولات المصارف خلال هذه الفترة بشكل كبير. إذ توقف عدد كبير من المستثمرين عن شراء الأوراق المالية نتيجة عدم اليقين بحالة الاقتصاد والقطاع المصرفي والخوف من المخاطرة المرتفعة. فضلاً عن انخفاض مؤشرات الأداء لهذه المصارف نتيجة انخفاض إيرادات الفوائد، وبالتالي قيام عدد كبير من المستثمرين ببيع الأوراق المالية.

الأمر الذي سبب انخفاضاً كبيراً في أسعار الأسهم ومنه في القيمة السوقية لجميع المصارف في السوق المالية، وذلك على الرغم من صدور العديد من القرارات خلال هذه الفترة لتشجيع التداول (كتوحيد القيمة الأسمية للأسهم إلى ١٠٠ ليرة سورية لتوفير السيولة، وقرار تعديل شروط الإدراج لإتاحة فرصة أكبر للشركات لدخول السوق). وفي الفترة ٢٠١٦-٢٠١٨، شهدت البلاد تحسناً اقتصادياً نسبياً وتحسّناً في بعض مؤشرات أداء المصارف ومنه انخفاض حجم القروض المتعثرة وبالتالي انخفاض حجم المخصصات. وقد ترافق ذلك مع أسعار الأسهم نتيجة إقبال المستثمرين على شراء أسهم المصارف نتيجة عودة الثقة للسوق المالي وبالتالي ارتفعت القيمة السوقية للمصارف.

فيما يتعلق بالمتغيرات الضابطة في هذا النموذج، فقد لوحظ أنّ متغير كفاية رأس المال أصبح غير معنوياً، إذ ظهرت أهمية هذا المؤشر في النموذج الأول الذي استخدم مؤشر الأصول المرجحّة بالمخاطر. كما تبين عدم وجود أثر لسعر الصرف في علاقة متغير مخصص خسائر القروض في القيمة السوقية، إلا أن أثر سعر الصرف قد يظهر تأثيره بشكل غير مباشر من خلال ارتباطه بشكل أساسي بالمتغيرات الأخرى المستخدمة كمؤشر الربحية.

بالنسبة للمتغيرات الضابطة الأخرى، تبين وجود أثر عكسي لربحية السهم في القيمة السوقية يظهر خلال الفترة (t-3) فقط، بحيث تؤدي الزيادة في هذا المؤشر في الفترة (t-3) بمقدار ١% إلى الانخفاض في القيمة السوقية للمصارف في الفترة الحالية بمقدار ٠.١% والعكس صحيح. فمنذ عام ٢٠١١ وبداية التأثير الفعلي للأزمة على أنشطة المصارف، شهدت مؤشرات الربحية تقلبات كبيرة نتيجة الأوضاع الاقتصادية غير المستقرة والتي انعكست على أعمال المصارف. إذ حققت معظم المصارف خسارة تشغيلية (قبل إضافة أرباح وخسائر مركز القطع البنيوي) نتيجة الانخفاض في الإيرادات من الفوائد بسبب تعثر العديد من العملاء. ثم شهدت هذه المؤشرات ارتفاعات متذبذبة في مؤشرات الربحية على الرغم من الانخفاض في حجم الايرادات المتحصلة من الفوائد، وذلك نتيجة تقلبات أرباح المصارف غير المحققة والناتجة عن إعادة تقييم مركز القطع البنيوي ومتأثرة بالارتفاع والانخفاض في سعر صرف الدولار. بالتالي ساهمت هذه التقلبات في عدم ثقة المستثمرين بمؤشرات الربحية المرتفعة والمحققة خاصة خلال فترة الأزمة نتيجة عدم تحقيقها من أنشطة المصارف التشغيلية، وبالتالي انخفض الطلب على أسعار أسهمها وانخفضت قيمتها السوقية.

بالنسبة لمتغير مخاطر السيولة، فقد تبين وجود أثر عكسي لمخاطر السيولة في القيمة السوقية يظهر هذا الأثر في الفترة (t) و(t-1) فقط. إذ تؤدي الزيادة في هذه المخاطر في الفترة (t) والفترة (t-1) بمقدار ١% إلى الانخفاض في القيمة السوقية في الفترة الحالية بمقدار ١٥٢% و١٥٠% على التوالي والعكس صحيح. ففي فترات بداية الأزمة تدهورت سيولة المصارف نتيجة الارتفاع في حجم القروض الممنوحة في الفترات السابقة، والتي تعثر عدد كبير منها مع بداية الأزمة نتيجة الأوضاع الاقتصادية. الأمر الذي سبب انخفض الطلب على الأسهم نتيجة تدهور أحد مؤشرات الأداء الهامة لدى المصارف وخوف المستثمرين من عدم قدرة إدارة المصارف على سداد التزاماتهم وبالتالي احتمال فشلها. وعليه، انخفضت أسعار الأسهم ومنه انخفضت القيمة السوقية للمصارف. لكن، شهدت بعد ذلك الفترة منذ عام ٢٠١٣ انخفاض مخاطر السيولة نتيجة لجوء المصارف للاحتفاظ بموجوداتها بشكل نقدية أو أرصدة لدى المصارف الأخرى للحفاظ على سيولة كافية لمواجهة سحوبات المودعين، فضلاً عن التحفظ في منحها القروض والتسهيلات الائتمانية. نتيجة لذلك عادت ثقة المستثمرين للسوق وللمصارف تدريجياً وبالتالي زاد الطلب على أسهمها وارتفعت قيمتها السوقية خاصة خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠١٨).

بالنسبة لمعدل نمو الناتج الإجمالي الحقيقي، تبين وجود أثر طردي لمعدل النمو في القيمة السوقية يظهر في الفترة (t) فقط، بحيث تؤدي الزيادة في هذا المتغير في الفترة (t) بمقدار ١% إلى الارتفاع في القيمة السوقية في الفترة الحالية بمقدار ١٦٣% والعكس صحيح. ففي فترة بداية الدراسة عام ٢٠١٠ وحتى بدء الأزمة، شهد الاقتصاد السوري استقراراً وحقق معدلات نمو مرتفعة، الأمر الذي انعكس بدوره في تحسّن مستوى معيشة الأفراد وحفزهم على الادخار والاستثمار في السوق. كما نمت الأنشطة المصرفية نتيجة زيادة المدخرات والطلب على القروض بهدف الاستثمار، وتحسّن أدائها وزادت ربحيتها من فوائد القروض، ومنه زاد الطلب على أسهمها وارتفعت قيمتها السوقية. في فترة الأزمة منذ عام ٢٠١١، شهد الاقتصاد السوري انخفاضاً في معدلات النمو وتدهور لكافة القطاع الاقتصادية وخاصة القطاع المصرفي، فضلاً عن تدهور أنشطة العديد من المستثمرين وخسارتهم لأعمالهم، مما أدى إلى انخفاض حجم مدخرات الأفراد وانخفاض رغبتهم في الاستثمار. لذلك انخفض الطلب على أسهم المصارف في السوق المالية ومنه انخفضت قيمتها السوقية. ومع التحسّن التدريجي للاقتصاد السوري خلال الفترة (٢٠١٦-٢٠١٨) عادت الثقة للسوق ولشركاته المدرجة.

٨. الاستنتاجات والتوصيات:

١.٨. الاستنتاجات:

- إنّ متغير مخصص خسائر القروض له دور هام في تفسير القيمة السوقية للمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية مقارنة مع مؤشر الأصول المرجحة بالمخاطر الائتمانية الذي لم يكون له أثر معنوي في القيمة السوقية.
- يوجد أثر عكسي لمخاطر الائتمان مقاسةً بنسبة مخصص خسائر القروض في القيمة السوقية للمصارف التجارية الخاصة العاملة في سورية بحيث يظهر هذا الأثر في الفترة (t-٢) والفترة (t-٣). فالنمو في القروض والديون المتعثرة يسبب قيام المصارف باقتطاع حجم متزايد من المخصصات لمواجهة التدني في قيمة التسهيلات الائتمانية المباشرة. الأمر الذي ينعكس بانخفاض الربح التشغيلي لهذه المصارف ومنه انخفاض القيمة السوقية لها، والعكس صحيح في الفترات التي تشهد انخفاضاً لنسبة مخصص خسائر القروض، بحيث ترتفع القيمة السوقية للمصارف.
- يوجد أثر طردي لكل من المتغيرين الضابطين (كفاية رأس المال الفترة (t-١) ومعدل النمو في الفترة (t)) في القيمة السوقية للمصارف السورية، بحيث تؤدي الزيادة في هذين المتغيرين إلى الارتفاع في القيمة السوقية والعكس صحيح.
- يوجد أثر عكسي لكل من المتغيرين الضابطين (ربحية السهم في الفترة (t-3) ومخاطر السيولة في الفترة (t) و(t-1)) في القيمة السوقية للمصارف السورية، بحيث تؤدي الزيادة في هذين المتغيرين إلى الانخفاض في القيمة السوقية للمصارف والعكس صحيح.

٢.٨. التوصيات:

- نوصي المستثمرين في سوق دمشق للأوراق المالية بضرورة الأخذ بعين الاعتبار لمؤشرات المخاطر الائتمانية عند اتخاذ قراراهم الاستثماري في السوق وخاصة مؤشر مخصصات خسائر القروض، حيث تبين وجود أثر سلبي لهذه المخاطر في القيمة السوقية للمصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية.
- نوصي المستثمرين أيضاً بضرورة الحذر عند اتخاذ القرار بشراء الأسهم ذات مؤشرات الربحية المرتفعة لأنها يمكن أن تكون مرتبطة بمصارف ذات قيمة سوقية منخفضة. وضرورة الاهتمام بكافة المؤشرات الأخرى كمخاطر

السيولة لكونها من المؤشرات التي تقيس قدرة المصارف على سداد التزاماته وأيضاً الاخذ بعين الاعتبار لنسبة كفاية رأس المال لكونها مؤشراً عن مدى ملاءة المصارف ومتانة قاعدتها الرأسمالية.

- نوصي إدارة المخاطر بضرورة معالجة القروض المتعثرة المتراكمة في الفترات السابقة لدى المصارف السورية من خلال إعادة هيكلتها أو إعادة جدولتها بهدف ضبط حجم المخصصات اللازمة لمواجهة خسائر هذه القروض، بما يخفف من العبء على إيرادات المصارف ويسهم في الحد من التأثير السلبي على أسعار أسهم المصارف التجارية التقليدية الخاصة العاملة في سورية.
- كما نوصي إدارة المخاطر بضرورة اتباع أسس ائتمانية أكثر صرامة عند منح القروض والسلف بهدف الحد من تعثر القروض وخاصة بعد صدور قرار تطبيق المعيار الدولي رقم ٩ (IFRS)[٤] الذي يقوم على حساب المخصصات اللازمة بالاعتماد على نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة بدلاً من نموذج الخسارة المتكبدة، وبالتالي الاعتراف المبكّر بالخسارة الائتمانية واحتمال ارتفاع جدم المخصصات اللازمة في حال عدم التأكد من جودة القروض الممنوحة.

٩. المراجع

١. عثمان، محمد. ٢٠٠٨. أثر مخففات مخاطر الائتمان على قيمة البنوك– دراسة تطبيقية غلى قطاع البنوك التجارية الأردنية باستخدام معادلة Tobin's Q. أطروحة دكتوراه، الأكاديمية العربية للعلوم المالية والمصرفية: الأردن.

٢. هاشم، نوار. ٢٠٢٠. أثر مخاطر السيولة في القيمة السوقية للمصارف التقليدية المدرجة في سوق دمشق للأوراق المالية. مجلة جامعة البعث، ٤ (٢١): ٥٥–٩١.

٣. الهاشمي، ليلى؛ الجبوري، جمال. ٢٠١٧. مؤشرات كفاءة الادارة المصرفية واثرها على القيمة السوقية للمصارف –دراسة تحليلية لعدد من المصارف الحكومية والاهلية في العراق. المؤتمر العلمي الدولي الاول لجمعية إدارة الاعمال العلمية العراقية / جامعة كويه.

٤. اليوسف، جمال. ٢٠١٦. أثر مخاطر الائتمان في أسعار أسهم المصارف المدرجة سوق دمشق للأوراق المالية. مجلة جامعة البعث. المجلد ٣٨، العدد ٣٩، ٣٩–٧٠.

5. *ABDALLA, S. 2014. The effect of liquidity on the market value of Commecial Banks listed at the Nairobi Securities exchange. Master degree, University of Nairobi.*
6. *ALTAHTAMOUNI, F. 2018. Determinants of Market Value (Case of Jordanian Banks). International Business Research, 11(1): 124-132.*
7. *BAILEY, D; KATZ, JN. 2011. Implementing Panel-Corrected Standard Errors in R: The pcse Package. Journal of Statistical Software, Code Snippets,42(1): 1–11.*
8. *BASARIR, C; ULKER, y. 2015. Relationship Between Financial Performance Of Banks and Stock Revenues: Panel Data Analysis. Journal of Applied Finance & Banking,5(5): 171-183.*
9. *BECK, N; KATZ, JN. 1995. What To Do (and Not To Do) with Times-Series–RWAoss-Section Data in Comparative Politics. American Political Science Review, 89(3): 634–647.*

[٤] وفقاً لقرار مجلس النقد والتسليف رقم /٤/ عام ٢٠١٩/٢/١٤، تمّ إلغاء العمل بالقرار ٩٠٢ والقرارات الأخرى المتعلقة به، بحيث تلتزم المصارف التقليدية العاملة بتطبيق معيار التقارير المالية الدولي رقم ٩ (IFRS) الخاص بالأدوات المالية اعتباراً من ١ كانون الثاني عام ٢٠١٩. يتم وفقاً لهذا القرار حساب المخصصات اللازمة بالاعتماد على نموذج الخسارة الائتمانية المتوقعة بدلاً من نموذج الخسارة المتكبدة التي كانت تطبق في ظل معيار المحاسبة الدولي ٣٩.

10. *CAI, R; ZHANG, M. 2017. How dose RWAedit risk influence liquidity risk? Evidence from Ukrainian banks. Visnyk of the National Bank of Ukraine, No. 241, 21-33.*
11. *HASHEM, F; ALDUNEIBAT, K; ALTAWALBEH, M. 2017. The Impacts of Non-Performing Loans upon the Prices of Stocks in Jordanian Commercial Banks. Accounting and Finance Research, 6(1), 139-147.*
12. *KALVAKUNTLA, J; REDDY, Th. 2015. Non-Performing assets impact on banking equity values - A study. Indian Research Journal, 2(3).*
13. *MISRA, P; MUDA, I. 2018. An Analysis on the Influence of Financial Ratio on the Stock Return in Banking Companies Listed in the Indonesia Stock Exchange. International Journal of Research & Review,5(10): 343-356.*
14. *MWARURAH, I. 2019.Influence of financial risk on stock returns of commercial banks listed in Nairobi securities exchange. PhD degree. Jomo Kenyatta University, Nairobi,*
15. *MWAURAH, I; MUTURI, W; WAITITU, A. 2017. The Influence of RWAedit Risk on Stock Returns. International Journal of Scientific and Research Publications, 7(5): 575-583*
16. *OWOLABI, A; ENYI, E. 2014. Impact of RWAedit Risk Exposure on the Market Value of Nigerian Banks (2006 – 2012). American International Journal of Contemporary Research, 4(10): 59-69.*
17. *PAVONE, P. 2019. Market Capitalization and Financial Variables: Evidence from Italian Listed Companies. International Journal of Academic Research Business and Social Sciences, 9(3): 1356–1371.*
18. *PHILIP, B; JOHN, N. 2018. A study on the impact of NPA on the share price of banks. International Journal of Advanced Research and Development, 3(2): 101–104.*

المواقع الالكترونية

موقع سوق دمشق للأوراق المالية

http://www.dse.gov.sy