مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية

مجلد (21) عدد (3) 2025

# تحليل مقارن لتأثير القيود المالية في مستوى التحفظ المحاسبي: دراسة تطبيقية على عينة من المصارف العراقية والأردنية للمدة 2006-2023

نوزاد خضر سعيد
جامعة زاخو، كلية الادرة والاقتصاد
nawzad.saeed@uoz.edu.krd

اسلام صالح طه بابلة
جامعة زاخو، كلية الادرة والاقتصاد
islam.babela@uoz.edu.krd

**المستخلص**

تستهدف الدراسة إلى بيان تأثير القيود المالية في مستوى التحفظ المحاسبي في عينة من المصارف المدرجة في سوقي العراق وعمان للاوراق المالية للمدة (2006-2023). وبغرض تحقيق أهداف الدراسة، تم تبني المنهج التطبيقي القائم على التقييم والتحليل الكمي الرياضي. وتمثلت عينة الدراسة في اختيار (26) مصرفا من البيئة العراقية والأردنية في ضوء عينة عمدية قصدية، إذ تم الاعتماد على البيانات المالية السنوية لهذه المصارف والمنشورة في منصتي السوقين.

توصلت الدراسة إلى مجموعة من النتائج كان من أبرزها ان هناك تأثير غير معنوي للقيود المالية في مستوى التحفظ المحاسبي على مستوى المصارف العراقية. أما على مستوى المصارف الأردنية، فقد أظهرت النتائج على ان هناك تأثير ايجابي و معنوي للقيود المالية في مستوى التحفظ المحاسبي. كما قدمت الدراسة العديد من التوصيات كان من أهمها تعزيز الشفافية والحد من الحواجز البيروقراطية في القطاع المصرفي العراقي من شأنه أن يشجع على التطبيق السليم لمعايير الإبلاغ المالي، وهذا بدوره يسهم في الحد من مشاكل القيود المالية التي تواجه هذا القطاع. أما على مستوى القطاع المصرفي الاردني، ينبغي إعادة هيكلة إدارة المخاطر المالية بما يتلائم مع التطورات والتحديات التي تواجه بيئة المصارف، إذ إن هذه العملية من شأنها أن تساعد المصارف الأردنية على تحقيق التوازن الفعال بين الاستدانة والتحفظ المحاسبي، وضمان صحة مالية قوية في ظل ظروف اقتصادية متباينة.

***الكلمات المفتاحية:*** *التحفظ المحاسبي، القطاع المصرفي، الابلاغ المالي، ادارة المخاطر، الهيكل التمويلي، مؤشر KZ*

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية

مجلد (21) عدد (3) 2025

# A comparative analysis of the impact of financial constraints on accounting conservatism: An empirical study of Iraqi and Jordanian banks from 2006 to 2023

**Nawzad Khudhur Saeed**
**University of Zakho, College of Administration and Economics**
nawzad.saeed@uoz.edu.krd

**Islam Salih Taha Babela**
**University of Zakho, College of Administration and Economics**
islam.babela@uoz.edu.krd

## Abstract

The study aims to identify the effect of financial constraints on the level of accounting conservatism in a sample of banks listed on the Iraq and Amman Stock Exchanges for the period 2006–2023. To achieve the objectives of the study, a quantitative empirical approach involving mathematical assessment and analysis was adopted. The sample of the study comprised 26 banks from the Iraqi and Jordanian contexts, selected through a purposive sampling technique, relying on the annual financial statements of these banks as published on the respective stock exchange platforms.

The study revealed several findings, the most important of which is that financial constraints have an insignificant impact on the level of accounting conservatism in the context of the Iraqi banks. In contrast, the results showed a positive and significant effect of financial constraints on the level of accounting conservatism in Jordanian banks. Based on these findings, the study proposed several recommendations. For the Iraqi banking industry, the study recommended enhancing transparency and reducing bureaucratic barriers. These measures could encourage the proper application of financial reporting standards, thereby mitigating the financial constraints affecting this sector. For the Jordanian banking industry, the study recommended restructuring financial risk management to align with developments and challenges in the banking environment. This restructuring could help Jordanian banks achieve an effective balance between borrowing and accounting conservatism, ensuring strong financial stability under varying economic conditions.

***Keywords:*** *Accounting Conservatism, Banking Industry, Financial Reporting, Risk Management, Capital Structure, KZ Index*

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

## 1. المقدمة

تعد القيود المالية من اكثر المشكلات التي تواجه الشركات في بيئة الأعمال المعاصرة، إذ تعبر القيود المالية عن المعوقات الناشئة بسبب القيود التمويلية أو عدم قدرة الشركة على الحصول على التمويل اللازم لها من مصادر التمويل الخارجية المتاحة بأسواق رأس المال، مما يدفع تلك الشركات إلى الاعتماد على مصادر التمويل الداخلي لتمويل بعض الفرص الاستثمارية والتخلي عن البعض الآخر نظراً لعدم توافر الأموال الكافية لديها، أو لعدم توافر السيولة اللازمة لإستغلال كل الفرص الاستثمارية المربحة (Kirch & Terra, 2020). وقد تنشأ القيود المالية بشكل رئيسي بسبب التقلبات والتغيرات في أسواق رأس المال، وحالات عدم تماثل المعلومات، وما قد يترتب عليها أرتفاع في مشاكل الوكالة (Guizani & Ajmi, 2021). إذ يتوقع أن تواجه الشركات في ظل مشاكل الوكالة أرتفاعاً في تكلفة التمويل من المصادر الخارجية نظراً لعدم توافر معلومات كاملة لدى المستثمرين عن قيمة الشركة، بما قد يجعلهم غير متأكدين من مدى قدرة إدارة الشركة على استغلال ما لديها من الأموال (Oyekola & Odewunmi, 2023).

كما يعد التحفظ المحاسبي أحد أهم الاعتبارات الرئيسة التي قامت عليها نظرية المحاسبة للحد من التفاؤل المفرط في التقديرات المحاسبية من قبل إدارة الشركات عند التعامل مع حالات عدم التأكد (Salehi & Sehat, 2019). ولقد ظهرت الحاجة إلى التحفظ المحاسبي مع ظهور نظرية الوكالة، وذلك لحل مشكلة تعارض المصالح بين مختلف الأطراف ذات الصلة بالشركة، نتيجة الفصل بين الإدارة والملكية (Li et al., 2020). إذ إن التحفظ المحاسبي يقيد السلوك الانتهازي للإدارة من خلال وضع القيود على هذا السلوك، وذلك للحد من توجه الإدارة نحو تعظيم منافعها الذاتية على حساب باقي الأطراف خاصة حملة الأسهم والمقرضين (Chen et al., 2024). ومع ذلك، فقد أثارت سياسة التحفظ المحاسبي جدلاً واسعًا بين الممارسين والأكاديميين، حيث انقسمت الآراء بين مؤيد يرى فيه وسيلة لتعزيز الحذر والموثوقية، ومعارض يعتبره مهددًا للحيادية. وضمن هذا السياق، لم يكن التحفظ في الأصل من الخصائص النوعية الأساسية للمعلومات المالية، بل صُنِّف ضمن القيود أو الاعتبارات المساعدة، وقد تم إلغاؤه رسميًا من الإطار المفاهيمي عام 2010، بدعوى أنه يضرّ بمبدأ الحيادية. وقد اتخذ مجلس معايير المحاسبة المالية (FASB) هذا القرار ضمن مشروع مشترك مع مجلس معايير المحاسبة الدولية (IASB) لإعداد نموذج موحد للإطار المفاهيمي للمحاسبة، مما

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

أدى إلى استبعاد التحفظ كأحد الخصائص النوعية الضرورية للمعلومات المالية (Hejranijamil et al., 2020). وعلى الرغم من استبعاد التحفظ من الإطار المفاهيمي إلا أن العديد من الدراسات ظلت تؤكد على أن التحفظ المحاسبي موجود دائماً وملازم للتقارير المالية طالما أن هناك حالات من عدم التأكد تصاحب أنشطة الشركة (Chin-Fang et al., 2023; Chouaibi & Belhouchet, 2023). ونتيجة لذلك أعاد (IASB) دراسة فكرة إدخال مفهوم التحفظ مرة أخرى للإطار المفاهيمي، وبالفعل تم تضمين التحفظ المحاسبي بالإطار المفاهيمي المعدل في مارس 2018، ولكن بمفهوم مختلف عن المفهوم التقليدي للتحفظ المحاسبي، وتم إعادته بمفهوم جديد يدعم الحيادية، إذ يشير إلى ممارسة الحذر عند ممارسة الأحكام الشخصية واختيار السياسات والطرق المحاسبية في ظل عدم التأكد، وبالتالي فهي تشير بذل العناية المهنية عند اتخاذ الأحكام الشخصية والتقديرات المحاسبية (Aliahmadi, 2023).

بناءً عليه، فقد أستهدفت العديد من الدراسات الأجنبية إختبار العلاقة بين القيود المالية ومستوى التحفظ المحاسبي (Demonier et al., 2015; Kim et al., 2023; Phuong Hong & Tra My, 2024). وفي هذا الصدد، أتفقت هذه الدراسات على أن العلاقة بين القيود المالية ومستوى التحفظ المحاسبي مرهوناً بمدى وجود حوافز انتهازية لدى الإدارة، إذ إن الشركات ذات القيود المالية يزداد لديها السلوك الإنتهازي بسبب تزايد حدة مشاكل الوكالة، وتدهور الحالية المالية، بما قد يجعلها أقل تحفظاً عند ممارسة الأحكام الشخصية واختيار السياسات المحاسبية في ظل ظروف عدم التأكد، فضلاً عن عدم بذل العناية المهنية عند اتخاذ الأحكام الشخصية والتقديرات المحاسبية.

هذه الدراسة تسهم في تحقيق إضافات علمية مهمة للدراسات التي تناولت العلاقة بين القيود المالية ومستوى الاحتفاظ بالنقدية في البيئات المختلفة، ومحاولة سد الفجوة البحثية في هذا المجال من خلال تقديم دليل علمي لتأثير القيود المالية في التحفظ المحاسبي في إطار البيئة العراقية والأردنية، التي تعد من الأسواق الناشئة، بهدف تقديم دليل علمي عن مدى الحاجة إلى التمسك بتطبيق التحفظ المحاسبي من عدمه وذلك من خلال تقييم درجة تطبيق التحفظ المحاسبي عند إعداد التقارير المالية المنشورة في المصارف المدرجة في سوقي العراق وعمان للأوراق المالية، وتقييم مدى أنعكاس درجة القيود المالية في مستوى التحفظ المحاسبي. الامر الذي سيترك مردوداً إيجابياً في تحفيض درجة عدم التأكد المحيطة في السوقين، فضلاً عن اكتساب ثقة مستخدمي التقارير المالية بما يدفعهم لإتخاذ القرارات الرشيدة.

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

## 2. مراجعة الأدبيات وتطوير فرضية الدراسة

تعددت الدراسات التي قدمها الفكر المحاسبي بشأن موضوع التحفظ المحاسبي منذ أن بدأ الموضوع يجذب أنظار الباحثين في العقدين الماضيين، وقد أهتمت مثل تلك الدراسات في بداية الأمر بأستكشاف الدوافع التي تجعل الشركات تتبنى سياسة التحفظ المحاسبي ( Bagnoli & Watts, 2005; Basu, 1997; Chi et al., 2009; Nikolaev, 2010; Watts, 2003). وقد صنفت تلك الدراسات عدة دوافع التي تزيد من توجه الشركات نحو تبني السياسات المحاسبية المتحفظة، منها دوافع تعاقدية، ودوافع ضريبية، ودوافع قانونية.

وبمرور الزمن، أتجهت الدراسات نحو التحقق من مدى تأثير تبني معايير المحاسبة الدولية (IAS/IFRS) في مستوى التحفظ المحاسبي وكانت نتائج هذه الدراسات متباينة، إذ أشارت نتائج دراسة Bertin & Moya (2013) إلى أن تطبيق معايير (IFRS) تؤثر إيجاباً في مستوى التحفظ المحاسبي من جانب الشركات، وقد تم تفسير تلك النتيجة بناءً على أدلة تبرهن على ان زيادة التحفظ المحاسبي نتيجة الالتزام بتطبيق معايير (IFRS) قد ينتج عنه الحد من ظاهرة عدم تماثل المعلومات. وعلى النقيض من ذلك، أشارت نتائج دراسة Lawrence et al. (2013) التي توصلت إلى وجود انخفاض في مستوى التحفظ المحاسبي بعد تبني معايير (IFRS)، وقد أرجعت تلك الدراسة سبب ذلك إلى أن المرونة التي توفرها معايير (IFRS) تمهد الطريق أمام إدارة الشركات لممارسة بعض السلوكيات الانتهازية للتأثير على المحتوى المعلوماتي للتقارير المالية بغرض تحسين صورتها أمام المستثمرين والمقرضين، مما يترتب عليه أنخفاض في مستوى التحفظ المحاسبي.

وفي سياق أخر، أتجهت العديد من الدراسات نحو التحقق عن مدى تأثير القيود المالية في مستوى التحفظ المحاسبي في ضوء مجموعة مختلفة من النظريات والدوافع. ومن الجدير بالذكر كانت هناك اتفاق تام بين الدراسات التي تمت في هذا الصدد. فقد توصلت دراسة Feng et al. (2014) إلى وجود علاقة سلبية بين القيود المالية والتحفظ المحاسبي، وقد تم تفسير تلك النتيجة في ضوء الإدعاء القائل بان الشركات التي تواجه قيوداً مالية تسعى إلى محاولة البحث عن طرق معينة لإخفاء أو تأجيل الاعتراف ببعض البنود المؤثرة على رقم الربح المحاسبي وذلك من خلال استخدام طرق وبدائل محاسبية أقل تحفاظاً. وفي نفس الإتجاه جاءت نتائج دراسة Demonier et al. (2015) التي أظهرت علاقة عكسية بين القيود المالية ومستوى التحفظ المحاسبي، مفسرا تلك النتيجة إلى أن

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

الشركات المقيدة مالياً تتجنب الأعتراف بالخسائر بالتوقيت المناسب في محاولة للوصول إلى المزيد من الاموال من المصادر الخارجية. وتماشياً مع ذلك، توصلت نتائج دراسة Kim et al. (2023) إلى وجود علاقة سلبية بين القيود المالية والتحفظ المحاسبي، وقدر أرجعت الدراسة السبب بأن الشركات التي تعاني من القيود المالية غالباً ما تتبع نهج السلوك الانتهازي للتأثير على رقم الربح المحاسبي من خلال اختيار وتطبيق سياسات محاسبية أقل تحفظاً بهدف الوصول إلى التمويل من المصادر الخارجية.

يتبين للباحثان من خلال مراجعة وتحليل أدبيات التراث الفكري المحاسبي الأكاديمي المتخصص في مجال الدراسة ما يلي: أولت العديد من الدراسات السابقة الكثير من الاهتمام بدراسة المحددات أو العوامل المؤثرة في سياسة التحفظ المحاسبي، دون التطرق بالبحث والتحميص عن تأثير التباين والاختلاف في مستوى تلك المحددات أو العوامل في مستوى التحفظ المحاسبي وانعكاساتها على القيود المالية، إلا ما ندر من الدراسات التي تمت في بيئات أجنبية وبالتطبيق على قطاع الشركات، أما الدراسة الحالية فتقدم دليلاً تطبيقياً من البيئة العراقية والأردنية كأحدى اقتصاديات الدول الناشئة التي تضم استثمارات كثيرة وفرص جاذبة للاستثمار، عن تأثير القيود المالية في مستوى التحفظ المحاسبي بالتطبيق على قطاع المصارف في سوقي العراق وعمان للأوراق المالية، من خلال تقديمها لأدلة تفسيرية وقرائن عملية من تلك البيئة، مما يعد اسهاماً للأدبيات المحاسبية المعنية بدراسة اسباب التغير والاختلاف في مستوى التحفظ المحاسبي نتيجة القيود المالية التي تعاني منها قطاع المصارف. وبالتالي يمكن صياغة الفرضية الرئيسة للدراسة للاختبار في البيئة العراقية والأردنية على النحو التالي:

H1: توجد فروق ذات دلالة احصائية في تأثير القيود المالية على مستوى التحفظ المحاسبي بين المصارف العراقية والأردنية.

## 3. منهجية الدراسة

تتبنى هذه الدراسة المنهج الكمي للتحقق بشكل تطبيقي في تأثير القيود المالية على مستوى التحفظ المحاسبي بين المصارف المدرجة في كل من سوقي العراق وعمان للأوراق المالية، إذ يقوم هذا النهج بإجراء تحليل منهجي للبيانات الكمية، مما يسهم في تحديد الأنماط والعلاقات التي يمكن أن توفر أدلة قوية حول كيفية تأثير القيود المالية على السلوك المحاسبي في القطاع المصرفي. وتضمن

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

الطبيعة التطبيقية للدراسة أن تستند النتائج إلى بيانات العالم الحقيقي اي الاعتماد على البيانات الواقعية، وبالتالي تعزيز صحة النتائج وقابليتها للتطبيق على صناع السياسات والممارسين والأكاديميين.

3.1 مجتمع وعينة الدراسة

للحصول على البيانات المطلوبة، اعتمدت هذه الدراسة على منصتي سوق العراق للأوراق المالية وسوق عمان المالي لجمع البيانات الثانوية من التقارير السنوية للمصارف المدرجة للفترة من 2006 إلى 2023. اذ تم اختيار 13 مصرفا من كل سوق لضمان التوازن بين العينة في العراق والأردن وتجنب التحيز في النتائج. وكان المعيار الأساسي لاختيار هذه المصارف هو توفر البيانات طوال المدة من 2006 إلى 2023. وبالتالي تم استبعاد المصارف التي لم تتوفر لديها بيانات عن كامل الفترة من الدراسة.

ركزت هذه الورقة البحثية على المصارف كعينة للدراسة بالاستناد إلى عدة أسباب. أولاً، تلعب المصارف دوراً محورياً في الأسواق المالية باعتبارها وسطاء يسهلون تخصيص رأس المال وإدارة المخاطر وتوفير السيولة، وتشكل صحتها المالية أهمية بالغة لاستقرار ونمو الاقتصاد. ثانياً، يعد القطاع المصرفي أحد أكثر القطاعات خضوعاً للرقابة والتنظيم، وهو ما يؤثر بشكل مباشر على ممارسات إعداد التقارير المالية. وتفرض الهيئات التنظيمية متطلبات صارمة لضمان الشفافية والقدرة على الوفاء بالالتزامات وإدارة المخاطر، وكل ذلك يؤثر على مستوى التحفظ المحاسبي الذي تتبناه المصارف. ويجعل هذا الضغط التنظيمي على المصارف حالة مثيرة للاهتمام لفحص ما إذا كانت القيود المالية تؤدي إلى محاسبة أكثر تحفظاً، إذ تحتاج المصارف إلى التوازن بين الامتثال التنظيمي وإدارة الاستقرار المالي في ظل هذه القيود. ثالثاً، تتمتع المصارف ببنية مالية فريدة من نوعها، اذ تتميز بدرجة عالية من الرافعة المالية والاعتماد على التمويل الخارجي، مثل الودائع والاقتراض. وهذا يجعلها أكثر حساسية للقيود المالية مقارنة بالشركات غير المالية. ونتيجة لذلك، قد يكون للقيود المالية تأثير أكثر وضوحا على سلوكهم في إعداد التقارير المالية، مما يؤدي إلى درجات متفاوتة من التحفظ المحاسبي في محاولتهم لإدارة الاستقرار والمخاطر. ومن الاسباب الاخرى التي لا تقل أهمية عن سابقتها ان القطاع المصرفي في هذين البلدين تعتمد المعايير الدولية لاعداد التقارير المالية، وان المرونة الموجودة في هذه المعايير قد ادت الى زيادة الحكم الشخصي للادارة في الاختيار ما بين

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

الطرق والسياسات المحاسبية بما يلبي مصالحها الشخصية او الذاتية والتي اضرت بمصالح المساهمين. واستجابة لهذه المخاوف، اقترح مجلس معايير المحاسبة الدولية باسترجاع سياسة التحفظ المحاسبي في الاطار المفاهيمي للابلاغ المالي. وقد عكس هذا التعديل، الذي تم اعتماده في مراجعة عام 2018، الضغوط المتزايدة من المساهمين وأصحاب المصلحة الآخرين من أجل ممارسات مالية أكثر حكمة. وبالتالي، من المتوقع أن تعطي القطاعات التي تلتزم بالمعايير الدولية، بما في ذلك القطاع المصرفي، الأولوية للتحفظ المحاسبي في إعداد وعرض البيانات المالية.

### 3.2 قياس المتغيرات

#### 3.2.1 المتغير التابع

تشير الادبيات المتعلقة بهذا المتغير الى ان هناك العديد من الطرق والاساليب التي يمكن بواسطتها قياس مستوى التحفظ المحاسبي، إلا أن الأكثر استخداماً هي: اولا، المقياس المعتمد على توقيت المعلومات غير المتماثلة بواسطة (Basu, 1997) والتي تم تطويرها لاحقا من قبل (Khan & Watts, 2009). ثانيا، المقياس المعتمد على الاستحقاقات الذي طوره (Givoly & Hayn, 2000). ثالثا، المقياس المعتمد على التدفقات النقدية (Ball & Shivakumar, 2005). رابعا، المقياس المعتمد على نسبة القيمة السوقية للقيمة الدفترية لحقوق الملكية من قبل (Beatty et al., 2008). أما بالنسبة للدراسة الحالية، فقد اعتمدت على المقياس الأخير لاحتساب التحفظ المحاسبي وبالشكل الاتي:

$$\text{التحفظ المحاسبي} = \frac{\text{القيمة السوقية لحقوق الملكية}}{\text{القيمة الدفترية لحقوق الملكية}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

#### 3.2.2 المتغير المستقل:

اعتمدت الدراسة على مؤشر (KZ) المطور من قبل Kaplan and Zingales (1997) لقياس متغير القيود المالية للعينة المأخوذة، وكلما ارتفعت قيمة هذا المؤشر دل ذلك على زيادة القيود المالية للشركة والعكس صحيح (Li et al., 2020). إذ تم احتساب هذا المؤشر وفقا للمعادلة الاتية:

$$KZ = -1.002\left(\frac{CF}{TA_{-1}}\right) - 39.368\left(\frac{DIV}{TA_{-1}}\right) - 1.315\left(\frac{CA}{TA_{-1}}\right) + 3.139\,LEV + 0.283\,MB \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

إذ ان ($KZ$) تشير الى القيود المالية، أما ($CF$) هو صافي التدفقات النقدية من الانشطة التشغيلية، ($TA_{-1}$) هو مجموع الموجودات للفترة السابقة، اما ($DIV$) تشير الى التوزيعات النقدية وان ($CA$) هي الارصدة النقدية وما في حمكها. أما بالنسبة الى ($LEV$) فهي تشير الى الرافعة المالية والتي تم احتسابها بقسمة اجمالي الديون على مجموع الموجودات، و ($MB$) هي نسبة القيمة السوقية الى القيمة الدفترية لموجودات الشركة.

3.2.3 المتغيرات الضابطة

لضمان صحة ودقة النتائج التي سوف تتوصل اليها هذه الدراسة، تم اختيار متغيرات ضابطة بعناية وبالاستناد على الدراسات السابقة. في هذا الصدد، يشير (*Watts, 2003*) الى ان التحفظ المحاسبي يرتبط ارتباطا جوهرياً بأربعة عوامل وهي: التعاقد، والتقاضي، والضرائب، والتنظيم. ولكن تجريبياً، قام (*Khan & Watts, 2009*) برصد التباين في هذه العوامل الأربعة ويعتقدان ان من أهم العوامل التي تحدد مستوى التحفظ المحاسبي هي الخصائص الثلاث الخاصة بالشركة والتي هي نسبة القيمة السوقية إلى القيمة الدفترية، الرافعة المالية، وحجم الشركة. لذلك قامت هذه الدراسة باستخدام هذه العوامل كمتغيرات ضابطة لضبط العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع ماعدا المتغير الأول وذلك بسبب استخدامه كمقياس لمستوى التحفظ المحاسبي. هذا، وإلى جانب ادراج معدل نمو الايرادات وأداء الشركة كمتغيرات ضابطة ايضا وذلك تماشيا مع الدراسات (*Muhammad et al., 2024; Pan & Zhao, 2022*) الذين يؤكدون على ارتباط هذان المتغيران بمستوى التحفظ المحاسبي. أما بالنسبة لقياس هذه المتغيرات، تم احتساب الرافعة المالية كنسبة إجمالي الدين إلى حقوق الملكية، في حين تم استخدام اللوغاريتم الطبيعي لإجمالي الموجودات كمقياس لحجم المصرف. ومن الجانب الاخر، تم الاعتماد على نسبة العائد على الموجودات لقياس أداء المصرف. والجدول الاتي يقدم نظرة عامة على متغيرات الدراسة بالاضافة الى طرق قياسها والرموز المستخدمة لكل متغير:

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

| الجدول (1): متغيرات الدراسة وطرق قياسها | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| ت | نوع المتغير | المتغير | المقياس | الرمز | المصدر |
| 1 | التابع | التحفظ المحاسبي | نسبة القيمة السوقية الى القيمة الدفترية لحقوق الملكية | ACC | Beatty et al. (2008) |
| 2 | المستقل | القيود المالية | مؤشر KZ | FCO | Li et al. (2020) |
| 3 | الضابط | حجم الشركة | اللوغاريتم الطبيعي للموجودات | FSZ | Kirch & Terra (2020) |
| 4 | | العائد على الموجودات | الربح قبل الضريبة/ مجموع الموجودات | ROA | Le et al. (2023) |
| 5 | | الرافعة المالية | اجمالي الديون/ حقوق الملكية | LEV | Rickett et al. (2016) |
| 6 | | نمو الايرادات | (ايرادات السنة الحالية – ايرادات السنة السابقة)/ ايرادات السنة السابقة | RGR | Muhammad et al. (2024) |

المصدر: من اعداد الباحثان

## 4. تحليل البيانات ومناقشة النتائج

### 4.1 التحليل الوصفي

يوضح الجدول (2) و (3) الإحصاءات الوصفية للمتغيرات التابعة والمستقلة والضابطة للمصارف المدرجة في سوقي العراق وعمان للاوراق المالية وتقدم رؤى واضحة حول خصائص العينة. إذ تعكس هذه الإحصاءات الاتجاهات المركزية والتباين في البيانات، وتقدم تحليلاً مقارناً للقطاع المصرفي في البيئة العراقية والأردنية.

| الجدول (2): الاحصاءات الوصفية (المصارف العراقية) | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| Variables | Obs. | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
| ACC | 234 | 1.008 | 1.047 | .1 | 11.6 |
| FCO | 234 | .746 | 1.54 | -11.68 | 11.18 |
| FSZ | 234 | 26.75 | .882 | 23.584 | 29.01 |
| ROA | 234 | .024 | .025 | -.023 | .15 |
| LEV | 234 | 1.832 | 1.625 | .063 | 9.603 |
| RGR | 234 | .354 | 1.374 | -1.079 | 17.99 |

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات *Stata*

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

| الجدول (3): الاحصاءات الوصفية (المصارف الاردنية) | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| Variables | Obs. | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
| ACC | 234 | 2.984 | 3.104 | .69 | 29.34 |
| FCO | 234 | 2.825 | .958 | .284 | 10.38 |
| FSZ | 234 | 21.647 | 1.011 | 20.05 | 24.60 |
| ROA | 234 | .017 | .007 | -.002 | .035 |
| LEV | 234 | 6.065 | 2.267 | .372 | 12.82 |
| RGR | 234 | .075 | .159 | -.507 | 1.02 |

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات *Stata*

إن متوسط قيمة التحفظ المحاسبي أقل بشكل ملحوظ في المصارف العراقية (1.008) مقارنة بنظيرتها الأردنية (2.984)، مما يشير إلى أن المصارف الأردنية، في المتوسط، تستخدم ممارسات محاسبية أكثر تحفظًا. وقد تعكس هذه الأرقام البيئات التنظيمية المختلفة و أساليب إدارة المخاطر بين هذين القطاعين. كما أن الانحراف المعياري للتحفظ المحاسبي أعلى بشكل ملحوظ في المصارف الأردنية (3.104) مقارنة مع المصارف العراقية التي بلغت (1.047)، مما يشير إلى تباين أكبر في مستويات التحفظ التي تتبناها المصارف المدرجة في بورصة عمان. وتسلط القيم الدنيا والقصوى الضوء بشكل أكبر على هذا التباين، إذ يبلغ أدنى مستوى للتحفظ المحاسبي في العراق (0.1)، بينما يصل أعلى مستوى إلى (11.6). وعلى النقيض من ذلك، تظهر المصارف الأردنية نطاقًا من (0.69) إلى أقصى حد أعلى بكثير وهو (29.34) حيث يشير هذا التفاوت إلى احتمال أن تكون الأخيرة أكثر حذرًا في تقاريرها المالية، ويمكن ان يرجع ذلك بسبب ظروف السوق الأكثر صرامة أو الضغوط التنظيمية.

أما بخصوص القيود المالية، يظهر مؤشر FCO قيمة متوسطة أعلى للمصارف الأردنية (2.825) مقارنة بنظيرتها العراقية (0.746). ويدل ذلك على أن المصارف الأردنية تواجه في المتوسط قيوداً مالياً أعلى، مما يعكس الظروف الاقتصادية الأوسع أو القدرة على الوصول إلى الموارد المالية في الأردن. ومن المثير للاهتمام أن الانحراف المعياري لمؤشر FCO أعلى في العراق (1.54) منه في الأردن (0.957)، مما يشير إلى نطاق أوسع من القيود المالية عبر المصارف العراقية. اذ تواجه بعض المصارف العراقية قيوداً مالية سلبية، كما يتضح من الحد الأدنى لقيمة FCO البالغة (-11.68)، والتي تتناقض بشكل حاد مع الحد الأدنى البالغ (0.284) الملحوظ في الأردن. وهذا يشير

إلى أن شريحة من المصارف العراقية قد تكون أقل مقيدة مالياً، وقد يرجع السبب إلى زيادة مستوى الاحتفاظ بالنقدية على مستوى القطاع المصرفي في البيئة العراقية، فضلاً عن قدرتها على توفير الأموال اللازمة وبشكل ملاءم لنموها وإستمرارها وبقائها. من ناحية أخرى، تظهر كلتا المنطقتين قيمًا قصوى إيجابية (11.18 للعراق و10.38 للأردن)، مما يشير إلى أن بعض المصارف في كلا السوقين تواجه قيوداً مالياً كبيرة.

يسلط FSZ الضوء على الاختلافات الملحوظة بين احجام المصارف في السوقين، اذ تظهر قيمة متوسط حجم المصارف العراقية (26.754) والتي تساوي (416 مليار دينار عراقي) مقارنة بـ (21.647) (والتي تساوي 2.6 مليار دينار أردني) للمصارف الأردنية. وفي حين أن الانحرافات المعيارية الى حد ما متشابهة، فإن المصارف الأردنية لديها تباين أعلى قليلاً (1.011)، مما يشير إلى توزيع أوسع قليلاً في أحجام المصارف الاردنية. كما تشير الاحصائيات ان قيم الحد الأدنى والأقصى للمصارف العراقية تتراوح من (23.584) (17 مليار دينار عراقي) إلى (29.013) (تقريبا 4 ترليون دينار عراقي)، في حين ان النطاق في المصارف الأردنية يتراوح من (20.056) (تقريبا 510 مليون دينار اردني) إلى (24.603) (تقريبا 48 مليار دينار اردني).

يوفر ROA مزيدًا من الرؤى حول أداء المصارف في كلا البلدين. تُظهر المصارف العراقية متوسط عائد على الموجودات أعلى (0.024) مقارنة بالمصارف الأردنية (0.017)، مما يشير إلى أنها تحقق المزيد من الأرباح نسبة إلى موجوداتها. ومع ذلك، فإن الانحراف المعياري للعائد على الموجودات أعلى أيضاً بالنسبة للمصارف العراقية (0.025)، مما يشير إلى تباين أكبر في الربحية عبر القطاع المصرفي العراقي مقارنة بالمصارف الاردنية (0.007). اذ يشير هذا التباين إلى أنه في حين أن بعض المصارف العراقية تحقق أداءً جيداً، فقد تواجه مصارف أخرى تحديات، كما يتضح من الحد الأدنى للعائد على الموجودات عند (-0.023)، والتي تشير الى تحقيق الخسائر. في المقابل، تُظهر المصارف الأردنية نطاقاً أقل، مع حد أدنى للعائد على الموجودات عند (-0.002) وحد أقصى عند (0.007)، مما يشير إلى مستوى أكثر ثباتاً وإن كان أقل ربحية.

ومن جانب اخر، يسلط LEV الضوء على الاختلافات الواضحة لمعدل الرافعة المالية بين السوقين، اذ تظهر المصارف الأردنية متوسط رافعة مالية أعلى بشكل ملحوظ (6.065%) مقارنة بالمصارف العراقية (1.832%). وقد يعكس هذا الاعتماد الكبير على التمويل الخارجي في الأردن الاختلافات في اللوائح المصرفية أو استراتيجيات هيكل رأس المال بين البلدين. بالإضافة إلى ذلك، فإن الانحراف

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

المعياري للرافعة المالية أعلى بكثير بالنسبة للمصارف الأردنية (2.267)، مما يشير إلى نطاق أوسع في كيفية هيكلة المصارف في الأردن لتمويلها الخارجي. اذ تتراوح نسب الرافعة المالية للمصارف الأردنية من (0.372%) إلى (12.82%)، في حين أن المصارف العراقية لديها نطاق أضيق من (0.063%) إلى (9.603%). وهذا يشير إلى أن المصارف الأردنية تتبع نهجاً أكثر تنوعاً للرافعة المالية، إذ تتمتع بعض المصارف برافعة مالية عالية بينما تحافظ مصارف أخرى على مستويات منخفضة نسبياً من التمويل الخارجي، مما يؤدي إلى مشهد مالي أكثر تنوعاً.

كما يُظهر الجدول (2) و (3) اعلاه اختلافات واضحة بين المصارف الأردنية والعراقية على مستوى معدل نمو الايرادات. اذ تظهر المصارف الأردنية متوسطًا متواضعًا لنمو الإيرادات بلغ (0.075) مقارنة بمتوسط أعلى بكثير بلغ (0.354) للمصارف العراقية. قد يشير هذا المعدل بين المصارف العراقية إلى ديناميكيات السوق المختلفة أو الظروف الاقتصادية التي تؤثر على النمو في كل بلد. بالإضافة إلى ذلك، فإن الانحراف المعياري لـ RGR أعلى بكثير بالنسبة للمصارف العراقية (1.374)، مما يشير إلى تباين أوسع في نمو الإيرادات داخل القطاع المصرفي العراقي مقارنة بالمصارف الأردنية (0.159). يتراوح معدل نمو الإيرادات من (-0.507) الى (1.02) في الأخيرة، مما يعكس تبايناً محدوداً، في حين تشهد المصارف العراقية نطاقاً أوسع بكثير من (-1.079) الى (17.99). ويدل ذلك على الرغم من أن بعض المصارف العراقية حققت نمواً كبيراً، إلا أن بعض المصارف الأخرى تواجه انخفاضات كبيرة في مستوى النمو، مما يسلط الضوء على بيئة إيرادات أكثر تقلباً مقارنة بنظيرتها الأردنية التي تشاهد نمواً مستقراً ملحوظاً حتى وإن كان نسبياً.

يتبين من الإحصاءات الوصفية ان هناك اختلافات واضحة بين القطاعين المصرفيين في العراق والأردن فيما يتعلق بالمتغيرات قيد الدراسة. ومن الممكن أن تشكل هذه الاختلافات بفعل الظروف الاقتصادية والتنظيمية والسوقية المتباينة في البلدين، والتي تؤثر على القرارات الاستراتيجية التي تتخذها المصارف فيما يتعلق بالتقارير المالية، وإدارة رأس المال، وموقف المخاطرة بشكل عام. وتؤكد مثل هذه الاختلافات على أهمية التحليل الخاص بالسياق عند فحص الممارسات المالية عبر الأسواق المختلفة، وهي تمهد الطريق لمزيد من الاستكشاف في الأقسام الاستدلالية من الدراسة.

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

4.2 مصفوفة الارتباط:

لاستكشاف العلاقات بين المتغيرات الرئيسة في هذه الدراسة، تم إجراء تحليل ارتباط المصفوفة. اذ يوفر هذا التحليل نظرة عامة على الارتباطات بين المتغيرات، مما يوفر رؤى حول الترابطات المحتملة والتوافق مع التوقعات النظرية. ومن خلال فحص هذه الارتباطات، نهدف إلى تحديد الأنماط المهمة التي قد تفيد المراحل اللاحقة من التحليل وإثبات صحة الافتراضات التي يقوم عليها إطار الدراسة. بالاضافة الى ذلك، تعمل مصفوفة الارتباط كخطوة أولية لتقييم اتجاه وقوة العلاقات بين المتغيرات المستقلة والضابطة للتأكد من عدم وجود أي مشكلات محتملة تتعلق بالتعدد الخطي قبل استخدام التحليل النهائي. وتسلط النتائج المقدمة أدناه الضوء على النتائج الرئيسة وتداعياتها على أهداف الدراسة:

الجدول (4): مصفوفة الارتباط (المصارف العراقية)

| Variables | ACC | FCO | FSZ | ROA | LEV | RGR |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ACC | 1.000 | | | | | |
| FCO | 0.181 | 1.000 | | | | |
| FSZ | -0.081 | 0.235 | 1.000 | | | |
| ROA | 0.547 | -0.089 | -0.187 | 1.000 | | |
| LEV | 0.528 | 0.382 | 0.250 | 0.259 | 1.000 | |
| RGR | 0.244 | -0.039 | -0.229 | 0.510 | 0.206 | 1.000 |

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات *Stata*

في المصارف العراقية، تكشف مصفوفة الارتباط عن علاقات رئيسة بين التحفظ المحاسبي والمتغيرات المستقلة. اذ يلاحظ أن كلاً من العائد على الموجودات والرافعة المالية يظهران ارتباطات طردية قوية مع التحفظ المحاسبي، اذ بلغ معامل الارتباط (0.547) و (0.528) على التوالي مما يشير إلى أن المصارف ذات الربحية الأعلى والرافعة المالية الأكبر هي أكثر عرضة لتطبيق ممارسات محاسبية متحفظة. تدل هذه النتائج إلى أن المصارف المربحة قد تستخدم التحفظ لإدارة توقعات الأرباح، في حين قد تتبنى المصارف ذات الرفع المالي العالي نهجاً أكثر تشككاً في التقارير المالية للتخفيف من تصورات المخاطر المرتبطة بمستويات ديونها. وتشير النتائج الى ان هناك علاقة طردية ضعيفة بين القيود المالية ومستوى التحفظ المحاسبي، إذ بلغت قيمة الأرتباط (0.181)، وهذا يدل على ان هناك ميل محدود للمصارف المقيدة مالياً إلى التحفظ المحاسبي، على الرغم من أن

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

التأثير ليس قوياً بالقدر الكافي. كما أن نمو الإيرادات له ارتباط طردي مع التحفظ المحاسبي، على الرغم من أنه أضعف مقارنة مع العائد على الموجودات والرافعة المالية، مما يشير إلى زيادة نسبية في التحفظ مع نمو الإيرادات، مما قد يخفف من التوقعات. وعلى النقيض من ذلك، يتضح من الجدول اعلاه وجود علاقة ارتباط عكسية وضعيفة جدا بين حجم المصرف ومستوى التحفظ المحاسبي، إذ بلغ معامل الارتباط (-0.081) مما يشير الى انه لا توجد علاقة خطية واضحة بين التغيرات في حجم الشركة ومستوى التحفظ المحاسبي التي تطبقها المصارف العراقية.

الجدول (5): مصفوفة الارتباط (المصارف الاردنية)

| Variables | ACC | FCO | FSZ | ROA | LEV | RGR |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ACC | 1.000 | | | | | |
| FCO | 0.715 | 1.000 | | | | |
| FSZ | 0.635 | 0.526 | 1.000 | | | |
| ROA | 0.398 | 0.112 | -0.016 | 1.000 | | |
| LEV | -0.352 | 0.139 | -0.077 | -0.312 | 1.000 | |
| RGR | 0.050 | -0.016 | 0.030 | 0.191 | 0.015 | 1.000 |

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات *Stata*

أما على مستوى المصارف الأردنية، تكشف مصفوفة الارتباط عن علاقات ملحوظة بين التحفظ المحاسبي والمتغيرات المستقلة والضابطة. فالعلاقة بين القيود المالية والتحفظ المحاسبي هي علاقة طردية قوية، مع معامل ارتباط (0.715)، مما يشير إلى أن القيود المالية ترتبط بمستويات عالية من التحفظ المحاسبي. فضلاً عن ذلك، هناك علاقة أرتباط طردي قوي بين حجم الشركة ومستوى التحفظ المحاسبي بمعامل (0.635)، مما يدل إلى أن المصارف الكبيرة في الحجم تميل إلى تطبيق ممارسات محاسبية أكثر تحفظاً. ويتبين من الجدول اعلاه ان العائد على الموجودات يمتلك ارتباطاً إيجابياً معتدلاً مع التحفظ المحاسبي (0.398)، مما يدل إلى أن المصارف ذات الربحية الأعلى قد يكون أكثر تحفظاً عند إعداد وعرض التقارير المالية. من ناحية أخرى، تشير نتائج مصفوفة الارتباط على أن هناك علاقة عكسية معتدلة بين درجة الرفع المالي ومستوى التحفظ المحاسبي بمعامل ارتباط (-0.352)، مما يعني أن المصارف المعتمدة أكثر على التمويل

الخارجي أقل احتمالية لتطبيق ممارسات محاسبية متحفظة. وعلى النقيض من ذلك، ان معدل نمو الإيرادات له ارتباط طردي ضعيف جدا مع التحفظ المحاسبي (0.050)، مما يشير إلى وجود ارتباط ضئيل جدا بين هذين المتغيرين. وتشير هذه الارتباطات إلى أن القيود المالية وحجم الشركة من العوامل المؤثرة جدا في تحديد مستوى التحفظ المحاسبي بين المصارف الأردنية.

4.3 الاختبارات التشخصية

إن صحة النموذج الإحصائي المستخدم في تحليل البيانات تتوقف على افتراضات أساسية معينة. وتعمل هذه الافتراضات كمبادئ أساسية لكل من النموذج والبيانات. وتتوقف مصداقية هذه النتائج على استيفاء أو انتهاك هذه الافتراضات. ولكي يتم اعتبار هذه الافتراضات صالحة ومحققة، فمن الضروري توخي الحذر منذ بداية إجراء التحليل، والذي يتضمن اختيار الافتراضات المناسبة وضمان صحتها. لذلك قامت الدراسة باختيار مجموعة من الاختبارات الإحصائية المطلوبة الاتية لدعم عملية التحليل حيث تُستخدم هذه الاختبارات لحماية دقة وموثوقية النتائج، وبالتالي تقليل احتمالية ظهور نتائج زائفة.

4.3.1 اختبار الارتباط المقطعي

للخوض في عملية بناء النموذج الرئيسي للدراسة، اولا تم استخدام اختبار الاعتماد المقطعي بالاعتماد على اختبار ( Pesaran's test of cross-sectional independence). اثبتت النتائج الى وجود الارتباط المقطعي في بيانات المصارف لكلا الدولتين وذلك بسبب ان قيمة (p) هي أقل من (0.05) وبالتالي يتم رفض فرضية العدم و قبول الفرضية البديلة التي تنص على وجود الارتباط المقطعي. وان هذا النتائج تشير ضمنيا الى انه في حالة حدوث أي اضطرابات على مستوى مصرف من المصارف المختارة سوف تؤثر على المصارف الأخرى.

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

| الجدول (6): اختبار الارتباط المقطعي | |
|---|---|
| العراق | 0.0000 |
| الأردن | 0.0086 |
| المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات *Stata* | |

4.3.2 اختبار الاستقرارية

بسبب وجود الاعتماد المقطعي، فان استخدام الجيل الاول لاختبارات جذر الوحدة غير مناسبة، لذلك اعتمدت الدراسة على الجيل الثاني لاختبار استقرارية السلاسل الزمنية للبيانات ( Tugcu, 2018) وبالأخص اختبار ( The Cross-sectional Augmented Im, Pesaran, and Shin CIPS). والنتائج كما هي موضحة في الجدول (7) تشير الى انه في حالة العراق فان المتغيرات مستقرة عند المستوى ما عدا المتغيرين (ACC) و (FSZ) فهما مستقرتان عند الفرق الاول، وفي حالة الاردن ايضا هناك متغيران مستقران عند الفرق الاول وهما (FCO) و (FSZ) أما الباقي مستقرة عند المستوى.

| الجدول (7): اختبار جذر الوحدة | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Variables | المصارف العراقية | | المصارف الاردنية | |
| | Level | 1st Difference | Level | 1st Difference |
| ACC | -1.897 | 4.011*** | -2.151* | |
| FCO | -3.773*** | | -1.652 | -3.965*** |
| FSZ | -2.053 | -3.835*** | -1.746 | -2.774*** |
| ROA | -2.787*** | | -2.211* | |
| LEV | -2.116* | | -2.241** | |
| RGR | -3.621*** | | -3.759*** | |

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات *Stata*

نظرا لوجود نتائج مختلطة لاستقرارية المتغيرات، فان القيام باجراء اختبار التكامل المشترك أمر مهم لمعرفة وجود علاقة توازن طويلة الاجل بين المتغيرات من عدمه، لذلك قامت الدراسة باختبار التكامل المشترك بالاعتماد على (Westerlund cointegration test). تشير نتائج هذا الاختبار، كما هي ظاهرة في الجدول (8)، إلى عدم وجود علاقة توازن طويلة الأجل بين المتغيرات في هذه الدراسة، بما ان قيمة (p-value) لعينة الدراسة هي أكبر من (0.05) والتي تشير إلى أنه على الرغم

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

من وجود علاقات قصيرة الأجل، فإن المتغيرات لا تتقارب نحو مسار مستقر طويل الأجل. وبالتالي، فإن الأساليب المصممة للبيانات غير الثابتة ذات التبعيات طويلة الأجل ليست مناسبة. وبدلاً من ذلك، سيستخدم التحليل تقنيات البيانات الطولية والتي تتناسب تمامًا لالتقاط العلاقات قصيرة الأجل.

بالاضافة الى ذلك، تم الاعتماد على اختبار (Breusch-Pagan/Cook-Weisberg) لفحص مشكلة تجانس التباين، اذ تظهر نتائج الجدول ادناه الى ان عينة المصارف المختارة من البلدين تعاني من مشكلة عدم تجانس التباين. أما بالنسبة للتحقق من وجود مشكلة الارتباط الذاتي من عدمه، تم استخدام اختبار (Wooldridge) والتي تؤكد على وجود مشكلة الارتباط الذاتي في حالة بيانات المصارف لكلا الدولتين وبالتالي قبول الفرضية البديلة كما هو موضح في الجدول (8).

الجدول (8): الاختبارات التشخيصية

| مقاييس الاختبارات | المصارف العراقية | المصارف الاردنية |
|---|---|---|
| اختبار التكامل المشترك | | |
| Statistic | 0.8651 | 1.0303 |
| p-value | 0.1935 | 0.1514 |
| اختبار تجانس التباين | | |
| chi2(1) | 13.46 | 17.42 |
| Prob > chi2 | 0.0002 | 0.0000 |
| اختبار الارتباط الذاتي | | |
| F (1, 12) | 16.762 | 30.146 |
| Prob > F | 0.0015 | 0.0001 |

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات *Stata*

## 4.4 تقدير النموذج القياسي

لاختبار الفرضية الرئيسية للدراسة، تم تحديد نموذج الانحدار الرئيسي الاتي:

$$ACC_{it} = \beta_0 + \beta_1 FCO_{it} + \beta_2 FSZ_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 RGR_{it} + \varepsilon_{it} \ldots\ldots\ldots (3)$$

تمثل (B0, B1,…..,B5) معلمات النموذج، وان (ε) هو حد الخطأ العشوائي. بالنسبة للرمزان السفليان (t,i) فتشيران الى عدد المقاطع المتمثلة بعدد المصارف والسلسلة الزمنية على التوالي. اما المتغيرات الدارجة في النموذج فجميعها قد سبق و تمت الاشارة اليها.

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

في نطاق تحليل البيانات الطولية (Panel data)، تقدم الأدبيات المتعلقة بهذا الموضوع مجموعة من النماذج التي تعتبر مناسبة لهياكل هذه البيانات. وتشمل هذه النماذج طريقة المربعات الصغرى المجمعة (Pooled OLS)، ونماذج التأثيرات الثابتة (Fixed effect) والتأثيرات العشوائية (Random effect) وغيرها من النماذج. ومع ذلك، فإن كل من هذه النماذج تمتلك متطلبات معينة يجب استيفاؤها لتطبيقها في تحليل البيانات. ومن جانب اخر، من المتوقع أن تعاني هذه البيانات ببعض المشاكل مثل وجود الارتباط المقطعي او عدم تجانس التباين او الارتباط الذاتي. لذلك، يؤدي استخدام النماذج المذكورة إلى تقديرات غير فعالة للمعلمات وتقديرات متحيزة للخطأ المعياري (Sy et al., 2020).

وفي حالة هذه الدراسة، تظهر بيانات العينة المختارة وجود الارتباط المقطعي و مشكلة عدم تجانس التباين فضلا عن مشكلة الارتباط الذاتي. وبالتالي فقد اعتمدت هذه الدراسة على نموذج مقدرات المربعات الصغرى المعممة (Feasible generalized least squares FGLS) المطور من قبل (Parks, 1967) و نموذج الخطأ المعياري المصحح للبيانات الطولية (Panel Corrected Standard Error PCSE) ل (Beck & Katz, 1995) والتي تعتبر من التقنيات الكفوءة لتحليل البيانات ذات الهياكل المعقدة (Famanta et al., 2024).

في حقيقة الامر، يعزز نموذج (FGLS) دقة وموثوقية المقدرات مقارنة بنموذج المربعات الصغرى العادية. أي إنها تعمل في خطوتين، اذ تقوم بفحص أنماط الخطأ، ثم تعدل البيانات للتغلب على المشاكل الثلاث المذكورة (Cameron & Trivedi, 2022)، مما يجعلها النموذج الأنسب في هذه الحالة. ويمكن استخدام هذا النموذج عندما تكون عدد الفترات الزمنية أكبر من عدد المقاطع العرضية (Beck & Katz, 1995). ومن جهة أخرى، فان نموذج (PCSE) تم تصميمها خصيصا للبيانات الطولية اذ يعمل على معالجة المسائل مثل عدم تجانس التباين والارتباط الذاتي (Famanta et al., 2024). وان هذا النموذج يضمن نتائج أكثر دقة وموثوقية، خاصة في السيناريوهات التي تكون فيها عدد المقاطع أكبر من السلسلة الزمنية (Adeleye et al., 2023).

قبل إجراء التحليل، تم توحيد مقاييس المتغيرات عن طريق (Standardization) لوضعها على مقياس مشترك، والتي سوف تؤدي إلى إزالة الاختلافات في وحدات القياس. ويضمن هذا التوحيد إمكانية مقارنة المعلمات بشكل أفضل، حيث يتم التعبير عن جميع المتغيرات من حيث الانحرافات المعيارية الخاصة بها. بالإضافة إلى ذلك، ان بعض المتغيرات ليست مستقرة عند المستوى، لذلك

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

فقد تم أخذ الفرق الأول لها لضمان الثبات والاتساق عبر جميع المتغيرات، والنتائج التي تم الحصول عليها كانت على النحو التالي، كما يوضحها الجدول (9):

الجدول (9): نتائج تحليل نموذج (PCSE) و (FGLS)

| المصارف العراقية | | | المصارف الأردنية | | |
|---|---|---|---|---|---|
| Variables | PCSE (D.ACC) | FGLS (D.ACC) | Variables | PCSE (ACC) | FGLS (ACC) |
| FCO | 0.0116 (0.0316) | 0.0013 (0.0156) | D.FCO | 0.395*** (0.0396) | 0.387*** (0.0352) |
| D.FSZ | -0.184*** (0.0614) | -0.230*** (0.0520) | D.FSZ | 0.358*** (0.0477) | 0.332*** (0.0413) |
| ROA | 0.256*** (0.0447) | 0.222*** (0.0371) | ROA | 0.175*** (0.0298) | 0.186*** (0.0272) |
| LEV | 0.390*** (0.0604) | 0.320*** (0.0516) | LEV | -0.219*** (0.0393) | -0.189*** (0.0332) |
| RGR | -0.0438 (0.0369) | -0.0569 (0.0307) | RGR | -0.00353 (0.0190) | -0.00988 (0.0157) |
| Constant | 0.0100 (0.0726) | -0.169*** (0.0616) | Constant | 0.0205 (0.0467) | -0.0151 (0.0412) |
| Observations | 234 | 234 | | 234 | 234 |
| Wald chi2(5) | | 86.81 | | | 384.38 |
| Prob > chi2 | | 0.0000 | | | 0.0000 |
| Chi2(5) | 88.711 | | | 327.402 | |
| Prob > chi2 | 0.0000 | | | 0.0000 | |
| R-squared | 0.291 | | | 0.585 | |

*** p<0.01

المصدر: من اعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات *Stata*

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

في الجانب التحليلي، قامت الدراسة بتطبيق نموذجي (PCSE) و (FGLS) لتحليل أثر القيود المالية مع المتغيرات الضابطة في مستوى التحفظ المحاسبي عبر المصارف في العراق والأردن. وكان السبب المنطقي وراء استخدام كلا النموذجين هو ضمان المتانة والاتساق في النتائج، مع مراعاة الارتباط المقطعي والمشاكل المتعلقة بعدم التجانس والارتباط الذاتي داخل البيانات الطولية.

إن قيم معامل R-squared التي تم الحصول عليها من نموذج PCSE لكل دولة توفر نظرة ثاقبة حول مدى قدرة المتغيرات المستقلة على تفسير التباين في التحفظ المحاسبي داخل القطاعين المصرفيين في العراق والأردن. ففي العراق، بلغ معامل (R2) (0.291)، مما يشير إلى أن ما يقارب من (29.1%) من التباين في التحفظ المحاسبي يمكن تفسيره من خلال المتغيرات الداخلة في النموذج. ويشير هذا المعامل المتواضع نسبياً إلى أنه في حين يلتقط النموذج بعض العوامل الرئيسة التي تؤثر على التحفظ المحاسبي بين المصارف العراقية، فإن جزءاً كبيراً من التباين (حوالي 70.09%) يظل غير مفسر وقد يكون بسبب متغيرات أخرى غير مدرجة في هذا التحليل. وعلى النقيض من ذلك، فإن معامل (R2) للأردن أعلى، عند (0.585)، مما يدل على أن (58.5%) من التباين في التحفظ المحاسبي بين المصارف الأردنية يمكن تفسيره من خلال النموذج. يشير هذا المعامل إلى قوة تفسيرية أقوى للمتغيرات المستقلة والضابطة في الأردن، مما يشير إلى أن المتغيرات المفسرة أكثر توافقاً مع نتائج التحفظ المحاسبي في القطاع المصرفي الأردني.

تظهر النتائج من تطبيق هذين النموذجين اتساقا إلى حد كبير في كل سوق، مما يشير إلى وجود علاقة مستقرة عبر المتغيرات مع اختلافات طفيفة فقط في قيم المعلمات والأخطاء المعيارية. اذ يعزز هذا الاتساق موثوقية النتائج، مما يشير إلى أن كلا النموذجين يلتقطان الاتجاهات الأساسية بشكل فعال مع معالجة هياكل البيانات والتباينات الخاصة بكل بلد. وتظهر النتائج وفق الجدول اعلاه على ان هناك اختلافات و تشابهات في مستوى التأثير للمتغيرات المستقلة في المتغير المعتمد في البلدين.

### 4.5 مناقشة النتائج

على مستوى المصارف العراقية، كان معامل القيود المالية موجباً و لكن ذو دلالة غير احصائية، ويدل ذلك على ان هناك تأثير طردي للقيود المالية في مستوى التحفظ المحاسبي ولكنه غير معنوي. وقد يرجع سبب هذه النتيجة الى عدة عوامل، ابرزها: اولا، قد يكون هناك عدم الالتزام من قبل المصارف العراقية للوائح التنظيمة، فضلاً عن عدم المتابعة للجهات المسؤلة لهذه اللوائح وتطبيقها

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

في ارض الواقع. ثانيا، في سوق نائشة مثل العراق، قد يكون الضغط من المستثمرين او الدائنين (بسبب عدم احترافية هذه الاطراف) من أجل الشفافية والتقارير المتحفظة أضعف مقارنة بالاقتصادات الأكثر تقدما. هذا والى جانب، أن هذه المصارف قد تكون مدعومة من قبل جهات متمكنة ماليا، مما يقلل من الحاجة الى استخدام ممارسات محاسبية أكثر تحفظا بغرض الوصول الى التمويل الخارجي.

أما على مستوى المصارف الأردنية، فقد أظهرت النتائج على ان هناك تأثير ايجابي و معنوي للقيود المالية في مستوى التحفظ المحاسبي. اذ تشير هذه النتائج الى ان زيادة وحدة واحدة من القيود المالية، تؤدي الى زيادة مستوى التحفظ المالي بمقدار (0.387) و(0.395) وحدة على التوالي، ويدل ذلك على ان البيئة التنظيمية في الأردن تتسم بالصرامة، فضلا عن تطبيق معايير سوقية عالية لادارة المخاطر. وتتفق نتائج هذه الدراسة مع ما جاء في نظرية الوكالة، الا انها تختلف مع نتيجة كل من (Demonier et al., 2015; Kim et al., 2023; Phuong Hong & Tra My, 2024) التي تشير الى أن العلاقة بين القيود المالية ومستوى التحفظ المحاسبي هي علاقة عكسية، وقد ارجعت هذه الدراسات سبب ذلك على أن الشركات ذات القيود المالية يزداد لديها السلوك الإنتهازي بسبب تزايد حدة مشاكل الوكالة، وتدهور الحالة المالية، بما قد يجعلها أقل تحفظاً عند ممارسة أحكام الشخصية واختيار السياسات المحاسبية في ظل ظروف عدم التأكد، فضلاً عن عدم بذل العناية المهنية عند اتخاذ الأحكام الشخصية والتقديرات المحاسبية. وقد يرجع سبب اختلاف نتيجة الدراسة الحالية مع الدراسات السابقة إلى اختلاف عينة الدراسة، اذ كان تركيز الدراسات السابقة على القطاع الغير المالي والمصرفي في حين ان العينة الرئيسة للدراسة الحالية هو القطاع المصرفي.

ان معامل حجم الشركة للمصارف العراقية سلبي وذو دلالة إحصائية عالية (-0.230) و(-0.184) مما يعني أن المصارف الأكبر حجماً في العراق تميل إلى تبني ممارسات محاسبية أقل تحفظاً، وهذه النتيجة تتوافق مع ما توصل اليه (Dang & Tran, 2020). في هذا الصدد، Ahmed & Duellman (2007) يشيران الى أن الشركات الأكبر حجماً، وخاصة تلك التي تتمتع بقوة سوقية أكبر، قد تكون أقل تحفظاً لأنها تواجه تدقيقاً أقل أو صراعات وكالات أقل. لذلك يمكن القول ان العلاقة السلبية هنا تشير إلى أن المصارف الكبيرة في العراق قد تكون أكثر عدوانية في تقاريرها المالية، ربما بسبب هيمنتها على السوق المحلية أو الرقابة التنظيمية الأقل.

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

وعلى النقيض من ذلك، تشير النتائج في الاردن الى ان حجم الشركة تؤثر بشكل طردي وذو دلالة إحصائية على مستوى التحفظ المحاسبي، مما يدل إلى أن المصارف الأكبر حجماً في الأردن تميل إلى تبني ممارسات محاسبية أكثر تحفظاً وان الزيادة في وحدة واحدة من حجم المصرف تؤدي الى زيادة مستوى التحفظ المحاسبي ب (0.332) و (0.358) على التوالي. وهذه النتائج تتفق مع نتائج دراسة Wiharno et al. (2023) التي توصلت الى نفس النتيجة. ويمكن تفسير هذه النتيجة إلى أن المصارف الأكبر حجما في الاردن قد تواجه صراعات وكالات أكبر، مما يدفعها إلى تبني مبدأ التحفظ المحاسبي كأداة للحوكمة.

بالنسبة للمتغير الثالث والذي هو العائد على الموجودات، فتشير النتائج الى ان هذا المتغير في كلا البلدين يؤثر تأثيرا طرديا و ذو دلالة احصائية على مستوى التحفظ المحاسبي عند المستوى (0.01). مما يعني ان المصارف عينة الدراسة والأكثر ربحية تكون أكثر ميلاً إلى تبني ممارسات محاسبية محافظة، وان الاختلاف في قوة المعلمات يمكن ان يكون راجعاً إلى مستويات مختلفة من الربحية بين القطاعين المصرفيين في البلدين. ان هذه النتائج تتوافق مع النتائج التي توصلت اليها دراسة Teymouri & Sadeghi (2020) ولكنها تتناقض مع دراسة Solichah & Fachrurrozie (2019) التي استنتجت ان ربحية الشركة لها تأثير سلبي على التحفظ المحاسبي. وان النتيجة التي توصلت اليها الدراسة الحالية يمكن ان تكون اشارة الى ان المصارف المدرجة في سوقي العراق و عمان للاوراق المالية تتبنى التحفظ المحاسبي في حالة الربحية كاستراتيجة للحفاظ على مكانتهم المالية ومصداقيتهم. وهذا يدعم الرأي القائل بأن الشركات التي تولد ارباحا تستخدم التحفظ المحاسبي كوسيلة لضمان الاستقرار على المدى الطويل وحماية سمعتها المالية (Ball et al., 2015).

ان النتائج الظاهرة في الجدول اعلاه تشير الى نتائج متباينة بالنسبة لتأثير الرافعة المالية على مستوى التحفظ المحاسبي. ففي العراق، فان الرافعة المالية تؤثر بشكل طردي وذو دلالة احصائية على مستوى التحفظ المحاسبي وبمعامل (0.390) و (0.320) على التوالي، وان هذه النتيجة تتوافق مع ما توصلت اليه دراسة كلا من (Demonier et al., 2015; Haider et al., 2021). مما يعني ان المصارف المدرجة في سوق العراق للاوراق المالية والتي تعتمد بشكل أكثر على التمويل الخارجي تميل إلى تبني ممارسات محاسبية متحفظة لتلبية توقعات الدائنين وإدارة المخاطر المالية. بينما في الأردن فكانت هذه النتيجة معاكسة تماما حيث تظهر النتائج ان الرافعة المالية لها تأثر عكسي وذو دلالة احصائية على مستوى التحفظ المحاسبي بمعامل (-0.189) و(-0.219)، مما يشير الى

ان المصارف المدرجة في سوق عمان للاوراق المالية وذات الرافعة المالية العالية تتبنى ممارسات محاسبية أقل تحفظًا. تتباعد هذه النتيجة عن السياق العراقي وقد تعكس استراتيجيات مختلفة لهيكل رأس المال في المصارف الأردنية، حيث قد تعتمد المصارف بشكل أكبر على التمويل الخارجي، مما يقلل من الحاجة إلى التقارير المالية المتحفظة لإرضاء الدائنين. بالاضافة الى ذلك، يمكن ان يعزى سبب هذه النتيجة الى ان المصارف الاردنية قد تعطي الأولوية لمصالح المساهمين، مثل الإبلاغ عن أرباح أعلى، على مصالح الدائنين او المودعين، مما قد يفضل تبني ممارسات محاسبية متحفظة للحفاظ على الحصافة المالية.

وبالنسبة لنمو الايرادات، فتشير النتائج انه في حالة البلدين فان هذا المتغير ليس لها تأثير ذو دلالة احصائية على التحفظ المحاسبي مما يعني الى ان ديناميكيات نمو الايردات ليست من المحددات الرئيسة لمستوى التحفظ المحاسبي في المصارف عينة الدراسة. وان النتيجة التي توصلت اليها الدراسة الحالية تتوافق مع نتائج الدراسات التي أجريت من قبل ( Phuong Hong & Tra My, 2024). وان السبب وراء عدم معنوية هذا المتغير يمكن ان يرجع الى ان القطاع المصرفي يعطي اهتماماً أكثر لمخاطر الائتمان والسيولة وكفاية رأس المال من نمو الإيرادات مما يجعل من الأخير ان يكون أقل أهمية في التأثير على مستوى التحفظ المحاسبي.

## 5. الخاتمة

تعد القيود المالية من اكثر المشكلات التي تواجه قطاع المصارف وبخاصة في الأسواق الناشئة، إذ تعبر عن المعوقات الناشئة بسبب القيود التمويلية أو عدم قدرة المصرف في الحصول على التمويل اللازم لها، مما يترتب عليه عدم استغلال كل الفرص الاستثمارية المتاحة لها التي كان من الممكن الاستثمار فيها لو توافرت لديها الاموال اللازمة. من ناحية أخرى، يشير التحفظ المحاسبي إلى ممارسة الحذر عند ممارسة الأحكام الشخصية واختيار السياسات والطرق المحاسبية في ظل عدم التأكد، وبالتالي فهي تشير بذل العناية المهنية عند اتخاذ الأحكام الشخصية والتقديرات المحاسبية يستلزم التحفظ المحاسبي.

من هذا المنطلق، هدفت هذه الدراسة الى بيان تأثير القيود المالية في مستوى التحفظ المحاسبي على مستوى القطاع المصرفي في سوقي العراق وعمان للاوراق المالية للمدة 2006 الى 2023. ولتجنب الحيادية في عملية التحليل، قامت الدراسة باختيار المصارف التي تمتلك بيانات كاملة عن المدة

المختارة و بالاعتماد على منصتي السوقين للحصول على البيانات المطلوبة. فضلاً عن ذلك، تم إجراء سلسلة من الاختبارات الأولية، والتي أدت في النهاية إلى اختيار نموذج (PCSE) ونموذج (FGLS)، اذ كانت النتائج متسقة إلى حد كبير وفقاً للنموجين، مع اختلافات طفيفة في المعلمات والخطأ المعياري.

كشفت النتائج عن اختلافات واضحة بين السوقين، ففي العراق، أظهر متغير KZ، الذي يقيس القيود المالية، تأثيراً سلبياً غير معنوي في مستوى التحفظ المحاسبي. وعلى النقيض من ذلك، أظهرت المصارف الأردنية علاقة إيجابية معنوية بين القيود المالية والتحفظ المحاسبي. وعلاوة على ذلك، أبرز تحليل المتغيرات الضابطة تأثيرات مختلفة عبر السوقين، مما يشير إلى أن المصارف العراقية كانت أقل حساسية للقيود المالية مقارنة بنظيراتها الأردنية.

وتحمل هذه النتائج آثاراً مهمة على صناع السياسات وإدارة المصارف في كلا البلدين. فبالنسبة للمصارف العراقية، ينبغي أن يكون تعزيز المرونة المالية من اولوياتها والتي قد يتضمن تطوير آليات تمويل بديلة، مثل تعزيز العلاقات مع المستثمرين الدوليين أو تنفيذ حلول تمويل مبتكرة، والتي قد تخفف من القيود المالية وتمكن المصارف من تبني ممارسات محاسبية أكثر تحفظاً. وبالإضافة إلى ذلك، فإن تعزيز الشفافية والحد من الحواجز البيروقراطية في القطاع المصرفي العراقي من شأنه أن يشجع على التطبيق السليم لمعايير الإبلاغ المالي.

مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والادارية
مجلد (21) عدد (3) 2025

المراجع:

Adeleye, B. N., Akam, D., Inuwa, N., James, H. T., & Basila, D. (2023). Does globalization and energy usage influence carbon emissions in South Asia? An empirical revisit of the debate. *Environmental Science and Pollution Research*, *30*(13). https://doi.org/10.1007/s11356-022-24457-9

Ahmed, A. S., & Duellman, S. (2007). Accounting conservatism and board of director characteristics: An empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics*, *43*(2–3). https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2007.01.005

Aliahmadi, S. (2023). Investor sentiment and accounting conservatism: evidence from Iran. *Journal of Financial Reporting and Accounting*, *21*(2). https://doi.org/10.1108/JFRA-04-2021-0094

Bagnoli, M., & Watts, S. G. (2005). Conservative accounting choices. *Management Science*, *51*(5). https://doi.org/10.1287/mnsc.1040.0351

Ball, R., Li, X., & Shivakumar, L. (2015). Contractibility and Transparency of Financial Statement Information Prepared Under IFRS: Evidence from Debt Contracts Around IFRS Adoption. *Journal of Accounting Research*, *53*(5). https://doi.org/10.1111/1475-679X.12095

Ball, R., & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, *39*(1). https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.04.001

Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, *24*(1). https://doi.org/10.1016/S0165-4101(97)00014-1

Beatty, A., Weber, J., & Yu, J. J. (2008). Conservatism and Debt. *Journal of Accounting and Economics*, *45*(2–3). https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2008.04.005

Beck, N., & Katz, J. N. (1995). What To Do (and Not to Do) with Time-Series Cross-Section Data. *American Political Science Review*, *89*(3). https://doi.org/10.2307/2082979

Cameron, C., & Trivedi, P. (2022). Microeconometrics Using Stata. Volume I: Cross-Sectional and Panel Regression Methods. In *Stata Press*.

Chen, J. Z., Jang, Y., Jung, B., & Noh, M. (2024). Labor skill and accounting conservatism. *Journal of Accounting and Public Policy*, *43*, 107172. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2023.107172

Chi, W., Liu, C., & Wang, T. (2009). What affects accounting conservatism: A corporate governance perspective. *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, *5*(1). https://doi.org/10.1016/j.jcae.2009.06.001

Chin-Fang, C., Lin, Y. M., & Wang, T. S. (2023). Effects of financial flexibility value and accounting conservatism on investment: evidence from mispricing. *Journal of Economics and Finance*, *47*(3). https://doi.org/10.1007/s12197-023-09625-y

Chouaibi, Y., & Belhouchet, S. (2023). Moderating effect of IFRS adoption on accounting conservatism and cost of equity: evidence from Canadian ESG data. *Journal of Global Responsibility*, *14*(4). https://doi.org/10.1108/JGR-09-2022-0086

Dang, N. H., & Tran, M. D. (2020). Impact of financial leverage on accounting conservatism application: The case of vietnam. *Custos e Agronegocio*, *16*(3).

Demonier, G. B., Almeida, J. E. F., & Bortolon, P. M. (2015). The impact of financial constraints on accounting conservatism. *Review of Business Management*. https://doi.org/10.7819/rbgn.v17i57.2326

Famanta, M., Randhawa, A. A., & Yajing, J. (2024). The impact of green FDI on environmental quality in less developed countries: A case study of load capacity factor based on PCSE and FGLS techniques. *Heliyon*, *10*(7). https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e28217

Feng, L., Xiao, X., Zhao, T., & Wang, Y. (2014). *Accounting conservatism and corporate financial constraint — A research based on two conservatism perspectives*. https://doi.org/10.1109/icsssm.2014.6943384

Givoly, D., & Hayn, C. (2000). The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative? *Journal of Accounting and Economics*, *29*(3). https://doi.org/10.1016/S0165-4101(00)00024-0

Guizani, M., & Ajmi, A. N. (2021). Financial conditions, financial constraints and investment-cash flow sensitivity: evidence from Saudi Arabia. *Journal of*

*Economic and Administrative Sciences*, *37*(4). https://doi.org/10.1108/JEAS-12-2019-0132

Haider, I., Singh, H., & Sultana, N. (2021). Managerial ability and accounting conservatism. *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, *17*(1). https://doi.org/10.1016/j.jcae.2020.100242

Hejranijamil, M., Hejranijamil, A., & Shekarkhah, J. (2020). Accounting conservatism and uncertainty in business environments; using financial data of listed companies in the Tehran stock exchange. *Asian Journal of Accounting Research*, *5*(2). https://doi.org/10.1108/AJAR-04-2020-0027

Bertin, M. J., & Moya, J. T. A. (2013). The effect of mandatory IFRS adoption on accounting conservatism of reported earnings. *Academia Revista Latinoamericana de Administración*, *26*(1). https://doi.org/10.1108/arla-05-2013-0043

Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997). Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? *Quarterly Journal of Economics*, *112*(1). https://doi.org/10.1162/003355397555163

Khan, M., & Watts, R. L. (2009). Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, *48*(2–3). https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2009.08.002

Kim, T., Lee, B. B., Meng, B., & Paik, D. G. (2023). The effect of accounting conservatism on measures of financial constraints. *Journal of Corporate Accounting and Finance*, *34*(2). https://doi.org/10.1002/jcaf.22602

Kirch, G., & Terra, P. R. (2020). Financial constraints and the interdependence of corporate financial decisions: A cross-country study. *RAUSP Management Journal*, *55*(3). https://doi.org/10.1108/RAUSP-01-2019-0003

Lawrence, A., Sloan, R., & Sun, Y. (2013). Non-discretionary conservatism: Evidence and implications. *Journal of Accounting and Economics*, *56*(2, Supplement 1), 112–133. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2013.10.005

Le, Q., Vafaei, A., Ahmed, K. and Kutubi, S. (2023), "Busy boards and accounting conservatism – an Australian perspective", *Meditari Accountancy Research*, Vol. 31 No. 4, pp. 970-1014. https://doi.org/10.1108/MEDAR-10-2021-1466

Li, W. X. B., He, T. T., Marshall, A., & Tang, G. Y. N. (2020). An empirical analysis of accounting conservatism surrounding share repurchases. *Eurasian Business Review*, *10*(4). https://doi.org/10.1007/s40821-019-00145-6

Muhammad, H., Paolone, F., & Migliori, S. (2024). Board gender diversity and accounting conservatism: the role of corporate social responsibility. *Sustainability Accounting, Management and Policy Journal*, *ahead-of-print*(ahead-of-print). https://doi.org/10.1108/SAMPJ-11-2023-0835

Nikolaev, V. V. (2010). Debt covenants and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, *48*(1). https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2009.00359.x

Oyekola, O., & Odewunmi, S. (2023). The consequence of societal secrecy for the financial constraints faced by firms. *Economics Letters*, *228*. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2023.111182

Pan, Y., & Zhao, R. (2022). Does Mandatory Disclosure of CSR Reports Affect Accounting Conservatism? Evidence from China. *Emerging Markets Finance and Trade*, *58*(7). https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1949283

Parks, R. W. (1967). Efficient Estimation of a System of Regression Equations when Disturbances are Both Serially and Contemporaneously Correlated. *Journal of the American Statistical Association*, *62*(318). https://doi.org/10.1080/01621459.1967.10482923

Phuong Hong, N. T., & Tra My, P. T. (2024). Effects of financial characteristics on accounting conservatism of listed companies in Vietnam stock exchange. *Cogent Business and Management*, *11*(1). https://doi.org/10.1080/23311975.2023.2289199

Rickett, L.K., Maggina, A. and Alam, P. (2016), "Auditor tenure and accounting conservatism: evidence from Greece", Managerial Auditing Journal, Vol. 31 No. 6/7, pp. 538-565. https://doi.org/10.1108/MAJ-10-2014-1103

Salehi, M., & Sehat, M. (2019). Debt maturity structure, institutional ownership and accounting conservatism: Evidence from Iranian listed companies. *Asian Journal of Accounting Research*, *4*(1). https://doi.org/10.1108/AJAR-05-2018-0001

Solichah, N., & Fachrurrozie. (2019). Effect of Managerial Ownership, Leverage, Firm Size and Profitability on Accounting Conservatism. *Accounting Analysis Journal*, *8*(3).

Sy, B., Villejo, S. J., & Lacaza, R. (2020). An analysis of the impact of ASEAN's logistics performance on trade flows using linear and non-linear methods in an augmented gravity model. *Logistics Research*, *13*(1). https://doi.org/10.23773/2020_5

Teymouri, M. R., & Sadeghi, M. (2020). Investigating the Effect of Firm Characteristics on Accounting Conservatism and The Effect of Accounting Conservatism on Financial Governance. *Archives of Pharmacy Practice*, *11*(S 1).

Tugcu, C. T. (2018). Panel Data Analysis in the Energy-Growth Nexus (EGN). *The Economics and Econometrics of the Energy-Growth Nexus*, 255–271. https://doi.org/10.1016/b978-0-12-812746-9.00008-0

Watts, R. L. (2003). Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons*, *17*(3). https://doi.org/10.2308/acch.2003.17.3.207

Wiharno, H., Hamzah, A., & Pangestu, R. H. (2023). Determinants of accounting conservatism. *Global Financial Accounting Journal*, *07*(01). https://doi.org/10.37253/gfa.v7i1.7252