

الأثر المعدل لجودة التدقيق الخارجي في العلاقة بين فاعلية لجنة التدقيق
وسعر إغلاق السهم: دراسة تطبيقية على الشركات غير المالية في سوق
عمّان للأوراق المالية

*The Moderating Effect of External Audit Quality on the
Relationship Between Audit Committee Effectiveness and
Stock Closing Price An Applied Study on Non-Financial
Firms Listed on the Amman Stock Exchange*

د. مريم مصطفى عبد الحليم^{*1}

¹ أستاذ مساعد - قسم المحاسبة - كلية الاقتصاد - جامعة اللاذقية - اللاذقية - (سوريا)،

mariam.alhalim@latakia-univ.edu.sy

تاريخ الاستلام: 2026/03/06 تاريخ قبول النشر: 2026/04/01 تاريخ النشر: 2026/06/05

المخلص: يختبر البحث أثر فاعلية لجنة التدقيق في سعر إغلاق السهم في الشركات الأردنية غير المالية خلال 2020-2024 مع تحليل الدور المحتمل لجودة التدقيق الخارجي. اعتمدت الدراسة بيانات لوحة سنوية لعينة من 56 شركة. تم بناء مؤشر كمي لفاعلية لجنة التدقيق، وتم قياس جودة التدقيق الخارجي بحجم مكتب التدقيق، مع تضمين حد تفاعل لاختبار الأثر المعدل. رجحت اختبارات المفاضلة الآثار الثابتة، وتم التقدير باستخدام Panel EGLS مع أخطاء معيارية PCSE. تشير النتائج إلى أثر سالب ومعنوي لفاعلية لجنة التدقيق في سعر الإغلاق، وأثر سالب ومعنوي لجودة التدقيق الخارجي، في حين لم يكن حد التفاعل معنوياً.

الكلمات المفتاحية: سعر إغلاق السهم، فاعلية لجنة التدقيق، جودة التدقيق الخارجي، بيانات اللوحة.

تصنيف G34-M42 : JEL

Abstract: The study examines the impact of audit committee effectiveness on stock closing prices in Jordanian non-financial firms over 2020–2024, and assesses the potential role of external audit quality. Using annual panel data for 56 firms, the study constructs a quantitative index for audit committee effectiveness and proxies external audit quality by audit firm size, including an interaction term to test moderation. Model selection tests support a fixed-effects specification, and estimation is performed using Panel EGLS with PCSE-corrected standard errors. The findings indicate a negative and statistically significant effect of audit committee effectiveness on the closing price, and a strong negative and statistically significant effect of external audit quality, while the interaction term is not statistically significant.

Keywords: Stock closing price - Audit committee effectiveness - External audit quality - Panel data.

Jel Classification Codes: G34-M42

* المؤلف المرسل: مريم مصطفى عبد الحليم

المقدمة:

تتزايد أهمية آليات الحوكمة المحاسبية في الأسواق الناشئة لأن سعر إغلاق السهم يعكس تقييم المستثمرين لجودة المعلومات ومخاطرها في نهاية دورة الإفصاح. في هذا السياق تبرز لجنة التدقيق والتدقيق الخارجي كآليتين رقابيتين تؤثران في بيئة المعلومات عبر تقليص فجوة المعلومات بين الإدارة والمستثمرين والحد من السلوك الانتهازي في التقارير، بما ينعكس على قرارات التسعير في السوق (Chronopoulos et al., 2024). كما تكتسب هذه العلاقة بعداً تطبيقياً في سوق عمّان للأوراق المالية الذي يتسم بحساسية ملحوظة لإشارات التدقيق وجودة الإفصاح، مما يجعل اختبار أثر أدوات الحوكمة في سعر الإغلاق مدخلاً مناسباً لفهم آلية تسعير المخاطر المعلوماتية في بيئة إقليمية محددة.

تُعرف فاعلية لجنة التدقيق بوصفها قدرة اللجنة على الإشراف والتحقق والاستقصاء بما يعزز انضباط التقارير ويقوي الرقابة على التقديرات المحاسبية الحساسة، وهي ليست بُعداً واحداً بل بناء متعدد الأبعاد يرتبط بالتكوين والاجتهاد والموارد الرقابية (DeZoort et al., 2002). وتدعم الأدلة التجريبية أهمية خصائص لجنة التدقيق مثل الاستقلالية وتواتر الاجتماعات في خفض احتمالات الأخطاء وإعادة إصدار القوائم وتحسين جودة التقارير (Abbott et al., 2004). في المقابل يمثل التدقيق الخارجي آلية تحقق مستقلة ترفع موثوقية القوائم وتحد من مخاطر التحريف، مما ينعكس على إدراك المستثمرين للمخاطر وعلى علاوة عدم اليقين المرتبطة بالأرقام المحاسبية (DeFond & Zhang, 2014) (Francis, 2011). لذلك يصبح منطقياً توقع ارتباط فاعلية اللجنة والتدقيق الخارجي بسلوك سعر الإغلاق عبر قنوات تتمثل في رفع شفافية الأرباح وتقليل تراكم الأخبار السيئة غير المفصح عنها وتخفيف مفاجآت التصحيح السعري (Cho et al., 2023).

يركز هذا البحث على اختبار الأثر المعدل لجودة التدقيق الخارجي في العلاقة بين فاعلية لجنة التدقيق وسعر إغلاق السهم، انطلاقاً من فرضية أن أثر رقابة اللجنة في التسعير لا يكون ثابتاً، بل يتغير باختلاف مستوى جودة التدقيق الخارجي، مما يعني وجود علاقة مشروطة وليست إضافة خطية بسيطة بين الآليتين (Brambor et al., 2006). ويأتي هذا التوجه استجابة لفجوة تطبيقية تتمثل في محدودية الأدلة التي تختبر التكامل بين الرقابة الداخلية الممثلة باللجنة والرقابة الخارجية الممثلة بالمصدق ضمن سوق عمّان وعلى

عينة الشركات غير المالية خلال 2020-2024، مع قياس الفاعلية بمؤشر كمي مركب يعكس أبعادها الأكثر شيوعاً في الأدبيات بدلاً من الاعتماد على سمة منفردة.

مشكلة البحث:

تحدد مشكلة البحث في وجود فجوة تطبيقية ومنهجية في فهم كيفية انعكاس فاعلية لجنة التدقيق في سعر إغلاق السهم داخل الشركات المدرجة، في ظل نتائج أدبية متباينة حول قوة هذا الأثر واتجاهه عند اختلاف بيانات الحوكمة وجودة المعلومات. يتزايد هذا الغموض في الأسواق الناشئة حيث ترتفع مخاطر عدم تماثل المعلومات، مما يجعل سعر الإغلاق أكثر حساسية لإشارات الموثوقية المحاسبية. ورغم أن التدقيق الخارجي يُفترض أن يعزز مصداقية التقارير، إلا أن الدراسات لا تحسم ما إذا كان يعمل كقناة تقوية لأثر لجنة التدقيق أم كبديل يقلل من هامش تأثيرها، خصوصاً عند قياس فاعلية اللجنة كمؤشر كمي مركب يعكس الاستقلالية والحجم والاجتماعات. بناءً عليه تبرز الحاجة إلى اختبار العلاقة المباشرة بين فاعلية لجنة التدقيق وسعر الإغلاق، واختبار الدور التفاعلي لجودة التدقيق الخارجي بوصفه شرطاً يحدد متى يصبح أثر اللجنة أقوى أو أضعف، مما يقدم تفسيراً أكثر دقة لسلوك التسعير ويعزز قابلية النتائج للاستخدام التطبيقي والاستثماري. وبالتالي يكون التساؤل الرئيس: ما أثر فاعلية لجنة التدقيق في سعر إغلاق السهم، وكيف يتغير هذا الأثر باختلاف جودة التدقيق الخارجي؟. ويتفرع عنه:

- 1- هل تؤثر فاعلية لجنة التدقيق بصورة معنوية في سعر إغلاق السهم في الشركات محل الدراسة؟
- 2- هل تؤثر جودة التدقيق الخارجي بصورة مستقلة في سعر إغلاق السهم؟
- 3- هل تعدل جودة التدقيق الخارجي العلاقة بين فاعلية لجنة التدقيق وسعر إغلاق السهم عبر أثر تفاعلي معنوي؟

أهمية البحث:

تتبع أهمية البحث من كونه يعالج قضية تسعير سوقية ترتبط مباشرة بجودة الحوكمة المحاسبية وهي كيفية انعكاس فاعلية لجنة التدقيق على سعر إغلاق السهم بوصفه مؤشراً مكثفاً لتقييم المستثمرين لموثوقية المعلومات ومخاطرها. وتتمثل الأهمية التطبيقية في أن النتائج يمكن أن تدعم قرارات مجالس الإدارة في تصميم لجان تدقيق أكثر فاعلية وتوجيه

سياسات اختيار المدققين وتعزيز استقلالية الرقابة بما يخفض مخاطر المعلومات ويزيد ثقة المستثمرين.

أهداف البحث:

يهدف البحث إلى قياس أثر فاعلية لجنة التدقيق في سعر إغلاق السهم في الشركات الأردنية. ويهدف كذلك إلى اختبار أثر جودة التدقيق الخارجي في سعر الإغلاق بوصفها آلية تحقق مستقلة يمكن أن تغير إدراك المستثمرين لموثوقية التقارير. كما يهدف إلى تحليل الدور التفاعلي لجودة التدقيق الخارجي في تعديل العلاقة بين فاعلية لجنة التدقيق وسعر إغلاق السهم.

فرضيات البحث:

الفرضية الرئيسة: لا تؤثر فاعلية لجنة التدقيق في سعر إغلاق السهم تأثيراً معنوياً ولا يتغير هذا الأثر باختلاف جودة التدقيق الخارجي، وتكون الفرضيات الفرعية العدمية:

- 1- لا تؤثر فاعلية لجنة التدقيق تأثيراً معنوياً في سعر إغلاق السهم.
- 2- لا تؤثر جودة التدقيق الخارجي تأثيراً معنوياً في سعر إغلاق السهم.
- 3- لا يعدل حد التفاعل بين فاعلية لجنة التدقيق وجودة التدقيق الخارجي أثر فاعلية لجنة التدقيق على سعر إغلاق السهم.

الإطار النظري والأدبيات السابقة:

الأثر التكاملي والتفاعل بين فاعلية اللجنة وجودة التدقيق على سعر الإغلاق:

لا تعمل آليات الحوكمة بمعزل عن بعضها، إذ يمكن أن تكون فاعلية لجنة التدقيق وجودة التدقيق الخارجي آليتين مكملتين، فتقوية الرقابة الداخلية عبر اللجنة ترفع فاعلية عمل المدقق الخارجي من خلال تحسين جودة المستندات والضبط الداخلي وتحديد مناطق المخاطر، وفي المقابل يرفع التدقيق عالي الجودة احتمال كشف التلاعب ويزيد أثر إشراف اللجنة في مخرجات التقارير (Azizkhani et al., 2023).

يقصد بتأثير التفاعل أن أثر فاعلية لجنة التدقيق على سعر الإغلاق يتغير حسب مستوى جودة التدقيق الخارجي، أي أن العلاقة ليست جمعاً بسيطاً بين المتغيرين بل علاقة مشروطة، ويأخذ هذا التفاعل معنى محاسبياً واضحاً عندما يتحول إشراف اللجنة من متابعة شكلية إلى متابعة فاعلة مدعومة بمدقق يمتلك موارد وخبرة، ويمكن تلخيص منطق التفاعل في:

- المرتفع يرفع الطلب على تدقيق أعلى جودة ويشدد على نطاق الاختبارات
- المرتفع يزيد احتمال اكتشاف التحريفات فيجعل رقابة اللجنة أكثر إلزاماً للإدارة
- اجتماع المرتفعين معاً يقلص مساحة الإدارة في إدارة الأرباح ويزيد اتساق الأرقام عبر الزمن
- وبذلك يصبح التفاعل تمثيلاً كمياً لآلية تعزيز المصادقية التي يدركها المستثمر في التسعير (Almaqoushi & Powell, 2021).

عند تحقق التكامل بين اللجنة والمدقق، ينعكس ذلك على سعر الإغلاق عبر قناة سوقية محاسبية تتمثل في تحسين محتوى المعلومات في الإفصاح وتقليل الضبابية حول جودة الأرباح، كما أن الأدبيات في السوق الأردني تُظهر حساسية أسعار الأسهم لإشارات التدقيق المعدلة (Zureigat, 2010)، مما يدعم فكرة أن أي تحسن في منظومة الحوكمة والتدقيق ينعكس على تقييم المستثمر عند الإغلاق من خلال تعديل ثقته في الأرقام المعلنة.

الأدبيات السابقة:

هدفت دراسة (Jo, 2024) إلى اختبار ما إذا كان تدريب كوادرات لجنة التدقيق يحد من مخاطر انهيار سعر السهم مستقبلاً عبر قنوات محاسبية مرتبطة بجودة القرارات والحد من السلوك الانتهازي في التقارير. اعتمدت الدراسة بيانات شركة سنوية لعينة كورية مجمعة يدوياً خلال 2018-2022، واستخدمت نماذج انحدار لوحية لاختبار العلاقة بين التدريب ومقاييس مخاطر الانهيار مع اختبارات متانة وتحليلات قناة للتفسير. أظهرت النتائج أن تدريب أفراد لجنة التدقيق يرتبط بانخفاض معنوي في مخاطر انهيار السعر، وأن الأثر يمر عبر خفض إدارة الأرباح الحقيقية وكبح فرط الاستثمار، ما يدعم منطق البحث بأن رفع فاعلية لجنة التدقيق يعزز بيئة المعلومات ويؤثر في تسعير السهم عند الإغلاق.

ثم طورت دراسة (Chronopoulos et al., 2024) اختباراً شبه تجريبي لأثر قوة إشراف لجنة التدقيق على جودة التقارير المالية في البنوك عبر استغلال تغيير تنظيمي يفرض الفصل بين لجنتي التدقيق والمخاطر عند تجاوز عتبة أصول محددة. اعتمدت الدراسة إطار الفروق في الفروق Difference-in-Differences مع مقارنة مجموعة معالجة وأخرى ضابطة قبل التطبيق وبعده، واستندت إلى مؤشرات جودة التقارير المالية بوصفها مخرجات محاسبية مباشرة لفاعلية الرقابة. خلصت النتائج إلى تحسن معنوي في جودة

التقارير عند تعزيز تركيز لجنة التدقيق بعد الفصل، ما يفسر نظرياً كيف يمكن لفاعلية اللجنة أن ترفع جودة المعلومات التي يعتمد عليها المستثمرون في التسعير.

كما بحثت دراسة (Cho et al., 2023) أثر الخبرة المحاسبية والمالية داخل لجنة التدقيق على مخاطر انهيار سعر السهم بوصفها مظهراً لانخفاض شفافية المعلومات وتراكم الأخبار السيئة غير المفصح عنها. استخدمت الدراسة بيانات شركات كورية على مستوى شركة-سنة وصنفت خبرات أعضاء اللجنة إلى أنماط متعددة، ثم قدرت نماذج قياسية لمخاطر الانهيار مع فحوص متانة وتحليلات إضافية لتمييز أثر نوع الخبرة. أظهرت النتائج أن ارتفاع الخبرة المحاسبية والمالية داخل اللجنة يخفض مخاطر الانهيار، وأن بعض أنواع الخبرة المرتبطة بالتدقيق والرقابة تحقق أثراً أقوى، ما ينسجم مع فرضية البحث حول دور فاعلية اللجنة في تحسين جودة التقارير وتقليل مخاطر المعلومات التي تتمثل في حركة الأسعار.

وتناولت دراسة (Almaqoushi & Powell, 2021) بناء مؤشرات مركبة لجودة لجنة التدقيق وربطها بجودة التقارير والرقابة الداخلية وقيمة الشركة بدلاً من الاعتماد على سمة واحدة مثل الاستقلال أو عدد الاجتماعات. اعتمدت الدراسة بيانات أمريكية، وطورت مؤشرات جودة اللجنة باستخدام تحليل المكونات الرئيسية PCA انطلاقاً من مجموعة واسعة من خصائص اللجنة، ثم اختبرت علاقتها بمخرجات محاسبية ورقابية تتضمن إدارة الأرباح وضعف الرقابة الداخلية ومؤشرات ترتبط بالقيمة السوقية. بينت النتائج أن جودة اللجنة الأعلى ترتبط بتحسين جودة الإبلاغ والرقابة الداخلية وارتفاع القيمة.

وأجرت دراسة (Sharf & Abu-Nassar, 2021) اختباراً تطبيقياً في سوق عمّان للأوراق المالية لقياس أثر جودة التدقيق ورأي المدقق على إدارة الأرباح بوصفها قناة محاسبية تسبق تسعير السهم وتؤثر في ثقة المستثمر. استخدمت الدراسة بيانات لوحية لشركات صناعية خلال 2006-2015، وقاست جودة التدقيق عبر مدة ارتباط المدقق بالعميل وتخصصه وحجم مكتب التدقيق، ثم طبقت الارتباط والانحدار المتعدد لاختبار الفرضيات. توصلت النتائج إلى أن بعض أبعاد جودة التدقيق مثل التخصص والمدة ترتبط بخفض إدارة الأرباح، وأن رأي المدقق يحمل دلالة رقابية مرتبطة بسلوك الإدارة، ما يدعم إدراج جودة التدقيق والتفاعل مع فاعلية لجنة التدقيق كعوامل تفسر جودة المعلومات التي يتسعر عليها المستثمر عند الإغلاق.

مساهمة البحث الحالي:

تتمثل مساهمة هذا البحث نظرياً في أنه ينقل النقاش من ربط فاعلية لجنة التدقيق بمخرجات الإبلاغ والقيمة العامة للشركة إلى اختبار أثرها المباشر في سلوك السوق ممثلاً بسعر إغلاق السهم مع بناء الفاعلية كمؤشر مركب يعكس البنية الرقابية للجنة بدل الاعتماد على سمة منفردة وهو ما يوسع ما قدمته أدبيات مؤشرات جودة اللجنة وعلاقتها بجودة التقارير والقيمة. كما يضيف البحث مساهمة تفسيرية عبر إدخال جودة التدقيق الخارجي كقناة تحقق تقلص عدم اليقين حول الأرقام المحاسبية وفق منطق جودة التدقيق ومحدداته في الأدبيات، ثم يختبر الأثر الشرطي للتكامل بين الرقابة الداخلية والرقابة الخارجية عبر حد التفاعل بما يوضح متى تزداد أو تضعف قدرة لجنة التدقيق في التأثير في التسعير عند الإغلاق.

منهجية البحث:

يعتمد البحث منهج التحليل الوصفي من خلال التطبيق على بيانات بانل سنوية على مستوى الشركة i والزمن t للفترة 2020 إلى 2024، بهدف اختبار الأثر المباشر لفاعلية لجنة التدقيق على سعر إغلاق السهم، ثم اختبار ما إذا كانت جودة التدقيق الخارجي تعدّل هذه العلاقة. يتسق هذا التصميم مع منطق نماذج البيانات الطولية التي تسمح بالتحكم في عدم التجانس غير المرصود عبر الزمن داخل كل شركة، ومع توصيات الاقتصاد القياسي في استخدام آثار ثابتة للشركات والسنوات عند الاشتباه بوجود خصائص ثابتة غير مرصودة قد ترتبط بالمتغيرات التفسيرية (Wooldridge, 2002). لقياس فاعلية لجنة التدقيق كمؤشر كمي مستمر ACE_Q، تم التعامل مع الفاعلية كبناء متعدد الأبعاد، بحيث تم اختيار مكونات متاحة في البيانات تمثل جوانب شائعة الاستخدام في الأدبيات، وهي حجم لجنة التدقيق، واستقلاليتها، واجتماعاتها بوصفها مؤشراً على الاجتهاد الرقابي. هذا الاختيار يتسق مع إطار الأدبيات التي تضع التكوين والاجتهاد ضمن محددات الفاعلية، كما تدعم الأدلة التجريبية أهمية الاستقلالية وتواتر الاجتماعات في تحسين مخرجات التقارير والحد من الأخطاء وإعادة الإصدار (DeZoort et al., 2002) (Abbott et al., 2004). ثم نُفذ بناء المؤشر وفق منهج المؤشرات المركبة عبر توحيد المعايير ثم التجميع بترجيح متساوٍ عند غياب أساس قوي للأوزان التفاضلية، وهو إجراء

موصى به في أدبيات بناء المؤشرات المركبة وتحليل حساسيتها (Nardo et al., 2005). حيث تم حساب المؤشر وفق المعادلات التالية على كامل العينة:

$$AC_INDRATIO_i = AC_IND_i / AC_SIZE_i$$

$$z(X_i) = (X_i - \text{mean}(X)) / \text{sd}(X)$$

$$ACE_Q_i = (z(AC_SIZE_i) + z(AC_INDRATIO_i) + z(AC_MEET_i)) / 3$$

تقدير النماذج يتم على ثلاث مراحل متسلسلة لضمان وضوح المقارنة وتفسير التعديل: في النموذج الأول يتم تقدير الأثر المباشر لفاعلية لجنة التدقيق على سعر الإغلاق مع تضمين آثار ثابتة للشركات والسنوات، بما يعزل أثر الفروق الثابتة غير المرصودة بين الشركات ويحد من التحيز الناتج عن العوامل الثابتة (Wooldridge, 2002). في النموذج الثاني أُضيفت جودة التدقيق الخارجي AQ_SIZE كمتحول تفسيري إضافي لبيان أثرها المباشر قبل اختبار التعديل، وبذلك يصبح الفرق بين (1) و(2) اختباراً لمدى إضافة جودة التدقيق تفسيرياً إلى جانب فاعلية اللجنة. في النموذج الثالث يتم إدخال حد التفاعل بين فاعلية لجنة التدقيق وجودة التدقيق لاختبار الفرضية المعدلة، مع الالتزام بإدراج الحدين الرئيسيين مع حد التفاعل داخل المعادلة وفق منهجية نماذج التفاعل في الاقتصاد القياسي (Brambor et al., 2006). ولتحسين قابلية تفسير المعاملات تم إجراء معايرة حول المتوسط لكل من ACE_Q و AQ_SIZE قبل تكوين التفاعل، مع التأكيد أن المعايرة لا يغيّر جودة المطابقة الكلية للنموذج، لكنه ينقل تفسير الأثر الرئيسي ليكون عند متوسط المتغير الآخر بدلاً من قيمة صفر قد لا تكون ذات معنى (Aiken & West, 1991) (Iacobucci et al., 2017) وتمت صياغة المعايرة والتفاعل كما يلي:

$$ACE_C_i = ACE_Q_i - \text{mean}(ACE_Q)$$

$$AQ_C_i = AQ_SIZE_i - \text{mean}(AQ_SIZE)$$

$$INT_ACExAQ_i = ACE_C_i \times AQ_C_i$$

يتم تفسير نتائج النموذج الثالث على أساس الأثر الحدي المشروط لفاعلية لجنة التدقيق عند مستويات مختلفة من جودة التدقيق، لأن وجود التفاعل يجعل أثر ACE_Q غير ثابت عبر قيم AQ_SIZE. ويتم بيان الأثر الحدي لضمان تفسير اقتصادي صحيح وشفاف لنتائج التفاعل (Brambor et al., 2006) كما تدعم أدبيات عرض التفاعلات التركيز على تقديم التأثيرات الشرطية وتمثيلها بدلاً من الاكتفاء بمعامل التفاعل وحده (Mize, 2019).

مجتمع وعينة البحث:

يمثل مجتمع البحث الشركات المساهمة العامة المدرجة التي تتوفر لها بيانات سعر الإغلاق ومؤشرات الحوكمة والتدقيق ضمن لوحة مقطعية زمنية تغطي المدة 2020 إلى 2024، وقد تم تحديد العينة على أساس التوافر الفعلي للبيانات القابلة للقياس وبما يضمن تمثيل المقاطع العرضية عبر رموز تداول واضحة، حيث بلغ عدد الشركات في العينة 56 شركة، مع بنية لوحية غير متوازنة تعكس اختلاف اكتمال السلاسل بين الشركات عبر السنوات، وهو ما ينسجم مع طبيعة بيانات الأسواق التي تتأثر بالتوقف عن التداول أو نقص الإفصاح في بعض الفترات.

البيانات:

تتمثل المتغيرات المطبقة في البحث وترميزها وطريقة حسابها وفق الجدول التالي:

الجدول 01 تعريف متغيرات الدراسة وطرق القياس وبناء مؤشر فاعلية لجنة التدقيق

وحدة التفاعل

القياس	اسم المتغير	Code
سعر الإغلاق السنوي للسهم لكل شركة	سعر إغلاق السهم	P_CLOSE
متغير ثنائي 0 و 1 لتمييز فئة مكتب التدقيق الأكبر أو الأعلى جودة وفق ترميز البيانات	جودة التدقيق مقاسة بحجم مكتب التدقيق	AQ_SIZE
عدد أعضاء لجنة التدقيق في الشركة خلال السنة	عدد أعضاء لجنة التدقيق	AC_SIZE
عدد الأعضاء المستقلين داخل لجنة التدقيق خلال السنة	استقلالية لجنة التدقيق	AC_IND
عدد اجتماعات لجنة التدقيق خلال السنة	عدد اجتماعات لجنة التدقيق	AC_MEET

مؤشر مركب مستمر مبني على مكونات الفاعلية الأكثر شيوعاً في الأدبيات حجم اللجنة واستقلاليتها واجتماعاتها (DeZoort et al., 2002) يتم أولاً حساب نسبة الاستقلالية $AC_INDRATIO = AC_IND \div AC_SIZE$ ثم توحيد كل مكون بالـ z-score على كامل العينة $z(X) = (X - mean(X)) \div sd(X)$ ثم التجميع بترجيح متساوي: $ACE_Q = mean[z(AC_SIZE), z(AC_INDRATIO), z(AC_MEET)]$ وفق منهج المؤشرات المركبة وتوحيد المقاييس والترجيح المتساوي عند غياب أساس قوي للأوزان التفاضلية (Nardo et al., 2005)	مؤشر كمي موحد لفاعلية لجنة التدقيق	ACE_Q
متغير تفاعلي لاختبار الأثر المعدل. يتم تمركز ACE_Q و AQ_SIZE حول المتوسط ثم ضربهما $INT = (ACE_Q - mean(ACE_Q)) \times (AQ_SIZE - mean(AQ_SIZE))$ التمركز يحسن قابلية تفسير معاملات التفاعل دون تغيير جوهر الاختبار أو ملائمة النموذج (Brambor et al., 2006) كما يوضح تفسير المعاملات في وجود حد الضرب ويُستخدم كإجراء قياسي شائع في نماذج التفاعل (Iacobucci et al., 2017). وتوصي به أدبيات عرض وتفسير آثار التفاعل (Mize, 2019).	حد التفاعل	INT_ACExAQ

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على الأدبيات السابقة المشار إليها في الجدول.

تم اعتماد بناء مؤشر كمي موحد لفاعلية لجنة التدقيق لأن الأدبيات لا تتعامل مع فاعلية اللجنة كُبعدٍ واحدٍ انعكاسي يُفترض أن تتحرك مؤشراته معاً. بل تُعرفها كبناءً متعدد الأبعاد يجمع بين التكوين والسلطة والموارد والاجتهاد الرقابي. هذا يتسق مع العرض التركيبي لمحددات فاعلية لجنة التدقيق في الأدبيات الكلاسيكية (DeZoort et al., 2002). بالاعتماد على المتغيرات المتاحة فعلياً في ملف بورصة عمان التي تمثل خصائص شائعة الاستخدام في قياس فاعلية لجنة التدقيق تجريبياً. وهي حجم لجنة التدقيق. واستقلالية اللجنة. واجتماعات اللجنة بوصفها مؤشراً على الاجتهاد والرقابة النشطة. وقد دعمت دراسات تطبيقية هذا الاختيار عبر إظهار أن خصائص مثل الاستقلالية وعدد الاجتماعات ترتبط بمخرجات جودة التقارير وبالحد من أخطاء القوائم وإعادة إصدارها (Abbott et al., 2004). نُقّدت عملية بناء المؤشر وفق منهج المؤشرات المركبة المعتمد في الأدبيات المنهجية لبناء مؤشرات متعددة المكونات. يبدأ المنهج بتوحيد المقاييس لضمان قابلية المقارنة بين متغيرات مختلفة الوحدات. ثم يحدد نظام الترجيح والتجميع (Nardo et al., 2005). عملياً تم بناء مؤشر الفاعلية الكمي على أربع خطوات مترابطة: أولاً تم اشتقاق نسبة استقلالية قابلة للمقارنة بين الشركات عبر تحويل عدد المستقلين إلى نسبة داخل اللجنة. وذلك بحساب AC_IND_RATIO بوصفها ناتج قسمة عدد الأعضاء المستقلين

في لجنة التدقيق على حجم اللجنة. ثانياً تم توحيد كل مكوّن على كامل العينة باستخدام المعايير بالدرجات المعيارية Z بحيث تصبح المتغيرات على مقياس واحد $Z(x)$ تساوي طرح متوسط المتغير من كل مشاهدة ثم القسمة على الانحراف المعياري. هذا الإجراء ينسجم مع توصيات بناء المؤشرات المركبة عندما تختلف مقاييس المكونات (Nardo et al., 2005). ثالثاً تم تجميع المكونات بعد توحيدها في مؤشر كمي واحد عبر متوسط مرجّح بأوزان متساوية ACE_Q يساوي متوسط ثلاث قيم معيارية Z لحجم لجنة التدقيق. و Z لنسبة استقلالية اللجنة و Z لعدد اجتماعات اللجنة. هذا الاختيار ينتج متغيراً مستمراً كما يحافظ على المعلومات الكمية داخل المتغيرات الأصلية. رابعاً تم تفسير المؤشر بوصفه مقياساً نسبياً داخل العينة. فالقيم الأعلى تعني فاعلية أعلى مقارنة ببقية الشركات والسنوات وهو تفسير متسق مع استخدام المقاييس المركبة في أدبيات الرقابة والتدقيق التي تبني مقاييس تجميعية لنشاط الإشراف وتربطها بجودة التدقيق واستجابة السوق (Bratten et al., 2022).

تحليل البيانات:

الجدول 02: الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة في العينة

	P_CLOSE	AQ_SIZE	AC_IND	AC_MEET	AC_SIZE	ACE_Q
Mean	1.784879	0.380435	1.752688	4.469534	3.179211	-1.65E-05
Median	1.260000	0.000000	2.000000	4.000000	3.000000	-0.131800
Maximum	11.88000	1.000000	5.000000	12.00000	6.000000	2.583800
Minimum	0.048000	0.000000	0.000000	1.000000	3.000000	-1.402900
Std. Dev.	1.778088	0.486376	0.864852	1.155984	0.476194	0.563070
Skewness	2.641471	0.492551	-0.203358	2.572709	2.886755	1.186068
Kurtosis	11.86098	1.242607	3.739618	13.91055	11.62316	6.271555
Jarque-Bera	1241.641	46.67687	8.282277	1691.616	1251.923	189.8375
Probability	0.000000	0.000000	0.015905	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	280	276	279	279	279	279

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13 وبيانات بورصة عمان.

يعرض الجدول (2) الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة خلال 2020-2024 بما يوضح تباين بيئة الحوكمة وجودة التدقيق وانعكاسها المحتمل على تسعير السهم. سجّل سعر إغلاق السهم متوسطاً قدره 1.78 ووسيطاً 1.26 مع انحراف معياري 1.78 وحد أعلى 11.88 وحد أدنى 0.05 ما يشير إلى تفاوت واسع في التقييم السوقي بين الشركات. تظهر القيم الموجبة العالية للالتواء 2.64 والتقلطح 11.86 أن التوزيع يميل إلى تركيز معظم الأسعار عند مستويات منخفضة مع وجود عدد محدود من الشركات ذات

أسعار مرتفعة بصورة استثنائية وهو نمط يتسق محاسبياً مع اختلافات جوهرية في جودة التقارير وتوقعات الربحية والمخاطر. تؤكد نتائج اختبار جارك بيرا دلالة عدم توزع بيانات المتغير توزيع طبيعي عند مستوى معنوية 0.00 بما يدعم لاحقاً توظيف تقديرات ملائمة لبيانات اللوحة مع افتراضات أكثر واقعية عن سلوك البيانات. يعكس مؤشر جودة التدقيق الخارجي المقاس بحجم مكتب التدقيق متوسطاً 0.38 ووسيطاً 0.00 ما يعني أن الاعتماد على مكاتب تدقيق كبيرة لا يمثل السلوك الغالب في العينة بل يظهر لدى جزء من الشركات فقط وهو ما يفسر محاسبياً استمرار تباين موثوقية القوائم بين الشركات عبر السنوات. على مستوى لجنة التدقيق بلغ متوسط استقلالية لجنة التدقيق 1.75 ووسيطها 2.00 وبحد أعلى 5.00 وحد أدنى 0.00 ما يشير إلى اختلافات بين الشركات في درجة الاستقلال الرقابي التي يفترض أن تحد من إدارة الأرباح وتزيد جودة الإفصاح. أما عدد اجتماعات لجنة التدقيق فبلغ متوسطه 4.47 ووسيطه 4.00 مع وصوله إلى 12.00 ما يعكس أن بعض الشركات رفعت كثافة المتابعة الرقابية في فترات محددة. بلغ متوسط حجم لجنة التدقيق 3.18 ووسيطه 3.00 وبحد أدنى 3.00 وحد أعلى 6.00 ما يدل على استقرار هيكل عام في التكوين مع تغيرات محدودة. يوضح مؤشر الفاعلية الكمية للجنة التدقيق متوسطاً يقارب 0.00 ووسيطاً -0.13 وانحرافاً معيارياً 0.56 مع مجال من -1.40 إلى 2.58 ما يعني أن الفاعلية تتحرك حول مستوى مرجعي واحد لكنها تتحسن بوضوح لدى شركات بعينها بينما تتراجع لدى شركات أخرى وهو جوهر ما يستهدفه البحث عند اختبار أثر الفاعلية على سعر الإغلاق.

يتم اختبار الاعتماد المقطعي للمتغيرات حيث يتم البدء بهذه الخطوة لأن بيانات اللوحة غالباً تتأثر بصدمات مشتركة في جميع الوحدات في الوقت نفسه. هذا يولد ارتباطاً بين البواقي عبر الشركات. إذا تم تجاوز هذا الارتباط فسوف تتحرف نتائج اختبارات الاستقرارية من الجيل الأول وتخفض موثوقية الاستدلال الإحصائي. اختبار Pesaran CD يقيس متوسط الارتباطات الثنائية لبواقي الانحدارات ويصلح لبيئات N كبير و T صغير. هذه النتيجة توجه مباشرة لاختبار اختبارات استقرارية من الجيل الثاني ولاختيار مصفوفة تباين قوية في مرحلة التقدير (Pesaran, 2004) (Pesaran, 2021) نجد ذلك وفق الجدول 3:

الجدول 03: نتائج اختبار الاعتماد المقطعي للمتغيرات باستخدام اختبار Pesaran CD

Variable	d.f.	Statistic – Pesaran CD	Probability
P_CLOSE	1540	4.510946	0.0000
ACE-Q	1539	7.873016	0.0000
INT_ACExAQ	1539	5.240867	0.0000

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13

تظهر نتائج اختبار الاعتماد المقطعي Pesaran CD دلالة إحصائية عالية لسعر إغلاق السهم ومؤشر فاعلية لجنة التدقيق وحدّ التفاعل بينهما لأن قيم الاحتمال بلغت 0.00 ما يعني رفض فرضية العدم ووجود ترابط بين الشركات عبر الزمن ضمن العينة. لم يُدرج متغير جودة التدقيق الخارجي في هذا الاختبار لأنه متغير ثنائي يأخذ قيماً 0 و 1 فقط ما يجعل خصائصه التوزيعية محدودة، بعد إثبات الارتباط المقطعي يتم الانتقال لاختبار استقرارية يعالج العوامل المشتركة غير المرصودة. اختبار CIPS يعتمد على إضافة المتوسطات المقطعية لمستوى المتغير وفروقه داخل كل معادلة. هذا يقلل تشوه الحجم في وجود صدمات مشتركة ويمنح قراراً أدق حول درجة التكامل قبل التقدير (Pesaran, 2007) ويتطبيق اختبار جذر الوحدة نجد:

الجدول 04: نتائج اختبار جذر الوحدة للمتغيرات باستخدام اختبار Pesaran CIPS**مع الاعتماد المقطعي**

Variable	Test	Test properties and (t statistics)	p-value
P_CLOSE	Pesaran (2007) CIPS panel unit root test with cross- sectional dependence	Deterministic: none. Sample: 2020–2024. Cross-sections (N): 56. Time periods (T): 4 balanced. Total observations: 224. Null: unit root. CIPS statistic (t) = -8.11248	< 0.01
ACE-Q	Pesaran (2007) CIPS panel unit root test with cross- sectional dependence	Deterministic: none. Sample: 2020–2024. Cross-sections (N): 56. Time periods (T): 4 balanced. Total observations: 224. Null: unit root. CIPS statistic (t) = -11.21537	< 0.01
INT_ACEx AQ	Pesaran (2007) CIPS panel unit root test with cross- sectional dependence	Deterministic: none. Sample: 2020–2024. Cross-sections (N): 56. Time periods (T): 4 balanced. Total observations: 224. Null: unit root. CIPS statistic (t) = -9.40012	< 0.01

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13

توضح نتائج اختبار Pesaran CIPS للاعتماد المقطعي أن متغير سعر إغلاق السهم ومؤشر فاعلية لجنة التدقيق وحدّ التفاعل بين فاعلية اللجنة وجودة التدقيق الخارجي

جميعها مستقرة خلال المدة 2020-2024 لأن قيم إحصاء CIPS كانت سالبة وكبيرة بالقيمة المطلقة وذات دلالة عند مستوى أقل من 5% ما يعني رفض فرضية عدم وجود جذر وحدة. تدعم هذه النتيجة سلامة استخدام المتغيرات بمستوياتها.

النتائج والمناقشة:

بعد الاستدلال باختبار الاستقرارية تختبر ما إذا كان نموذج التجميع مناسباً أو أن البيانات تحمل مكوناً غير مرصود خاص بكل مقطع. اختبار Breusch-Pagan LM يفحص فرضية عدم وجود تأثيرات عشوائية. إذا تم رفض الفرضية الصفرية فهذا يعني أن تجاهل عدم التجانس بين الوحدات يسبب قصوراً في الملاءمة ويبرر الانتقال إلى نماذج الآثار. هذه الخطوة هي للمفاضلة بين النموذج التجميعي والآثار الثابتة والعشوائية (Breusch & Pagan, 1980) وتقدير الاختبارات للمفاضلة بين النماذج نجد:

الجدول 05: نتائج اختبارات المفاضلة بين نموذج التجميع ونماذج الآثار الثابتة والآثار

العشوائية للنماذج الثلاثة

Model	Breusch-Pagan LM test (Pooled vs RE) Cross-section	Breusch-Pagan LM test (Pooled vs RE) Time	Breusch-Pagan LM test (Pooled vs RE) Both	Redundant Fixed Effects test (Pooled vs FE) Cross-section F	Redundant Fixed Effects test (Pooled vs FE) Cross-section Chi-square	Hausman test (FE vs RE) Chi-square (d.f.)	Hausman p-value
Model 1	412.2454 (0.0000)	0.853251 (0.3556)	413.0987 (0.0000)	55.621154 (55, 219) (0.0000)	746.846863 (55) (0.0000)	7.188255 (1)	0.0073
Model 2	402.1478 (0.0000)	0.851772 (0.3561)	402.9996 (0.0000)	54.474253 (55, 218) (0.0000)	742.661518 (55) (0.0000)	9.748265 (2)	0.0076
Model 3	373.3476 (0.0000)	0.652088 (0.4194)	373.9997 (0.0000)	50.058160 (55, 217) (0.0000)	722.150360 (55) (0.0000)	15.478610 (3)	0.0015

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13

تظهر اختبارات Breusch-Pagan LM أن نموذج التجميع غير ملائم لأن الأثر المقطعي معنوي عند مستوى 5% بقيم احتمال 0.00 في النماذج الثلاثة بينما الأثر الزمني غير معنوي ما يعني وجود عدم تجانس بين الشركات يستلزم نموذج لوحات. كما تؤكد اختبارات Redundant Fixed Effects معنوية الآثار الثابتة مقابل التجميع عند 0.00، ثم يحسم اختبار Hausman تفضيل الآثار الثابتة على العشوائية لأن قيم الاحتمال كانت 0.0073 و 0.0076 و 0.0015 ما يشير إلى ارتباط المؤثرات غير

المرصودة بالمتغيرات التفسيرية وبالتالي اعتماد نموذج الآثار الثابتة للنماذج الثلاثة. بعد ثبوت وجود الآثار الثابتة إحصائياً يبقى سؤال الاتساق. اختبار Hausman يختبر ما إذا كان تقدير الآثار العشوائية يتطلب شرط عدم الارتباط بين الأثر غير المرصود والمتغيرات التفسيرية. إذا تم رفض الفرضية الصفرية فهذا يعني أن RE غير متسق وأن FE هو الخيار المنهجي لأنه لا يفترض تعامد الأثر غير المرصود مع المفسرات. هذا يثبت مسار اختيار النموذج داخل البحث ويعلق مرحلة المفاضلة (Hausman, 1978):

$$H = (\beta_{FE} - \beta_{RE})' \cdot [Var(\beta_{FE}) - Var(\beta_{RE})]^{-1} \cdot (\beta_{FE} - \beta_{RE})$$

حيث β_{FE} متجه معاملات الآثار الثابتة، β_{RE} متجه معاملات الآثار العشوائية، Var مصفوفة التباين والتغاير لكل مقدر، H يتبع توزيع χ^2 بدرجات حرية تساوي عدد معاملات الميل المختبرة.

نموذج الآثار الثابتة في بيانات اللوحة يفترض وجود فروق غير مرصودة وثابتة عبر الزمن لكل وحدة مثل شركة، وتمثلها قيمة ثابتة خاصة بكل وحدة α_i . هذا الأسلوب يعزل هذا الأثر غير المرصود حتى لو كان مرتبطاً بالمتغيرات التفسيرية، لذلك يعطي تقديراً أكثر اتساقاً لمعاملات الانحدار مقارنة بالآثار العشوائية عندما يوجد ارتباط بين الأثر غير المرصود والمفسرات. عملياً يحقق ذلك عبر الاعتماد على التغير داخل الوحدة عبر الزمن، أي مقارنة كل وحدة بنفسها عبر الفترات، وهو ما يدعم التفسير السببي ويقلل تحيز المتغيرات المحذوفة الثابتة زمنياً (Baltagi, 2021):

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'x_{it} + u_{it}$$

حيث y_{it} المتغير التابع للوحدة i في الزمن t ، α_i ثابت خاص بكل وحدة يلتقط العوامل غير المرصودة الثابتة زمنياً، x_{it} متجه المتغيرات التفسيرية، β متجه المعلمات المطلوب تقديرها، u_{it} حد الخطأ العشوائي المتغير عبر الزمن والوحدات. بعد اختيار الآثار الثابتة ننقل لمعالجة مشكلات عملية في لوحات قصيرة مثل عدم تجانس التباين بين الوحدات والارتباط بين المقاطع. التقدير باستخدام Panel EGLS مع Cross-section weights يطبق GLS قابل للتنفيذ عبر وزن المشاهدات بما يعكس تباينات بين المقاطع. ثم يتم استخدام PCSE لأن الهدف يصبح دقة الانحرافات المعيارية تحت اعتماد مقطعي وتباين غير متجانس. هذا ينسجم مع الأدبيات التي توصي بتصحيح التباين أكثر من الاعتماد على GLS القياسي وحده عندما يكون T محدوداً (Beck & Katz, 1995) (Baltagi, 2021):

$$\beta_{EGLS} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1} X'\Omega^{-1}y$$

$$Var_PCSE(\beta) = (X'X)^{-1} X'\Omega X (X'X)^{-1}$$

حيث y متجه المتغير التابع، X مصفوفة المتغيرات التفسيرية، Ω تقدير مصفوفة تباين وتباين الأخطاء عبر المقاطع، β_{EGLS} مقدر GLS القابل للتنفيذ مع الأوزان، $Var_PCSE(\beta)$ مصفوفة تباين معاملات تستخدم لتقدير t و F حسيمة. استخدام هذا المقدّر يسمح بتفسير النتائج بوجود اعتماد مقطعي بين المقاطع في البواقي مع وجود استقرار للبواقي وتوزيع يقارب التوزيع الطبيعي وعدم وجود مشكلة ارتباط ذاتي (Greene, 2018) (Baum, 2001) (Drukker, 2003). وبالتقدير نجد النتائج التالية:

الجدول 06: النتائج الرئيسية لتقديرات نماذج اللوحة باستخدام الآثار الثابتة وتقدير

PCSE مع Panel EGLS

Item	Model 1	Model 2	Model 3
Dependent variable	P_CLOSE		
Estimator	Panel EGLS with cross-section weights		
Standard errors	PCSE, cross-section SUR, d.f. corrected		
Effects	Cross-section fixed effects, dummy variables		
Sample	2020 to 2024	2020 to 2024	2020 to 2024
Periods included	5	5	5
Cross-sections included	56	56	56
Observations	279 unbalanced	276 unbalanced	276 unbalanced
ACE_Q coefficient	-0.027803	-0.028342	-0.031656
ACE_Q Std. Error	0.009989	0.013002	0.017659
ACE_Q t-Statistic	-2.783358	-2.179878	-1.792646
ACE_Q Prob.	0.0058	0.0303	0.0744
AQ_SIZE coefficient	Not included	-0.202245	-0.217409
AQ_SIZE Std. Error	Not included	0.040672	0.047063
AQ_SIZE t-Statistic	Not included	-4.972606	-4.619563
AQ_SIZE Prob.	Not included	0.0000	0.0000
INT_ACEXAQ coefficient	Not included	Not included	-0.015490
INT_ACEXAQ Std. Error	Not included	Not included	0.052029
INT_ACEXAQ t-Statistic	Not included	Not included	-0.297720
INT_ACEXAQ Prob.	Not included	Not included	0.7662
Constant coefficient	1.784000	1.839266	1.845175
Constant Std. Error	0.007008	0.016267	0.018782
Constant t-Statistic	254.5594	113.0660	98.24024
Constant Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
Root MSE	0.420336	0.415820	0.414474
R-squared, weighted	0.981384	0.982111	0.981641
Adjusted R-squared, weighted	0.976688	0.977434	0.976734
S.E. of regression	0.471219	0.467877	0.467436
Sum squared resid	49.29448	47.72218	47.41376
F-statistic	208.9823	209.9748	200.0510
Prob(F-statistic)	0.000000	0.000000	0.000000
Durbin-Watson, weighted	1.775696	1.830008	1.828346

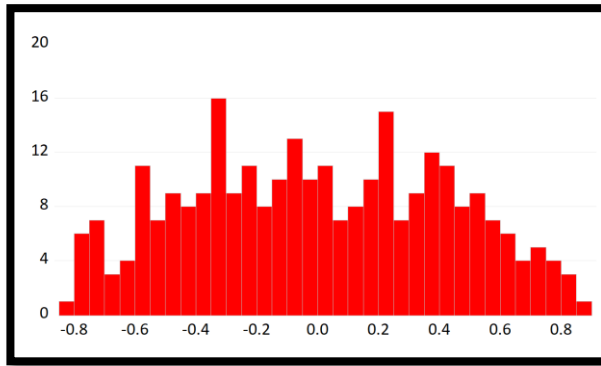
R-squared, unweighted	0.940964	0.939363	0.939357
Sum squared resid, unweighted	52.07116	49.67191	49.67669
Durbin-Watson, unweighted	1.777493	1.791011	1.792870
Panel CIPS on residuals	CIPS = - 3.91, p < 0.01	CIPS = -3.88, p < 0.01	CIPS = -3.94, p < 0.01

المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13

تعكس نتائج التقدير بنماذج الآثار الثابتة مع Panel EGLS وأخطاء معيارية مصححة PCSE أن الفروق غير المرصودة بين الشركات الأردنية لها وزن تفسيري كبير، لذلك جاء ملائماً تثبيت أثر الشركة عبر متغيرات وهمية. تُظهر قيمة إحصاء F واحتماله 0.00 في النماذج الثلاثة معنوية النموذج ككل، كما أن معامل التحديد المرجح مرتفع جداً حيث أن النماذج تشرح 98% من المعلومات في سعر إغلاق السهم مع معامل معدل قريب من ذلك، كما تشير قيم Root MSE التي تدور حول 0.41 إلى خطأ تنبؤي متوسط في مستوى السعر، بينما تعكس قيم دورين واتسن قرب 1.80 بعدم وجود مشكلة ارتباط ذاتي قوية في البواقي ضمن هذا الإطار مع استقرارية البواقي وفق نتائج الجدول (6) وتقارب شكل توزيع النماذج من شكل التوزيع الطبيعي وفق الشكل (2) وهو ما يمكننا من اعتماد نتائج النماذج. في النموذج الأول يظهر أن مؤشر الفاعلية الكمية للجنة التدقيق يرتبط بسعر إغلاق السهم بعلاقة سالبة ومعنوية إحصائياً، إذ بلغ معامل الأثر -0.03 ودال عند مستوى معنوية 5%، أي أن زيادة المؤشر بوحدة واحدة تقترن بانخفاض متوسط في سعر الإغلاق بنحو 3% وحدة سعرية داخل الشركة عبر الزمن حيث أن ارتفاع فاعلية لجنة التدقيق في بعض الشركات الأردنية يأتي كاستجابة تصحيحية لمخاطر قائمة مثل ضعف الضبط الداخلي أو ممارسات تقدير متحفظة يفرضها الإشراف الأقوى، فينعكس ذلك على توقعات المستثمرين للأرباح قصيرة الأجل وعلى التسعير، ولأن تشدد الرقابة يقلل مساحة إدارة الأرباح ويرفع التحفظ المحاسبي فتتراجع تقييمات السوق عندما تتحول الأرباح من مُدارة إلى أكثر واقعية. في النموذج الثاني وبعد إدراج جودة التدقيق الخارجي المقاسة بحجم مكتب التدقيق، بقي أثر فاعلية لجنة التدقيق سالباً ومعنوياً عند 5%، بينما ظهر أثر جودة التدقيق الخارجي سالباً وقوياً ومعنوياً إذ بلغ معاملها -0.20 ودال معنوياً عند مستوى 5%، ما يعني أن انتقال الشركة إلى مدقق أكبر يرتبط بانخفاض متوسط في سعر الإغلاق بنحو 20% وحدة سعرية داخل الشركة عبر الزمن حيث تعكس هذه النتيجة أن الشركات التي تتعاقد مع مكاتب تدقيق أكبر تكون في العادة أعلى مخاطرة أو تحت ضغط

رقابي وتمويلي أكبر، وأن المدقق الأكبر يفرض تحفظاً أعلى ويحد من ممارسات الاعتراف المحاسبي المتساهلة، فيعيد السوق تسعير الأرباح والمخاطر بصورة أقل تفاؤلاً. في النموذج الثالث تم إدراج حد التفاعل بين فاعلية لجنة التدقيق وجودة التدقيق الخارجي لاختبار فرضية التعديل، فبقي أثر جودة التدقيق الخارجي سالباً ومعنوياً عند مستوى 5% وبمعامل -0.22، بينما تراجع مستوى معنوية أثر فاعلية لجنة التدقيق إلى مستوى هامشي عند 0.07 مع بقاء الإشارة سالبة وبمعامل -0.03. الأهم أن حد التفاعل لم يكن معنوياً إذ بلغت دلالاته 0.77 ومعامله قريباً من الصفر، ما يعني رفض وجود دور تعديلي لجودة التدقيق الخارجي على علاقة فاعلية لجنة التدقيق بسعر الإغلاق ضمن العينة المدروسة. بالتالي تدعم النتائج رفض الفرضيات العدم في النموذجين الأول والثاني فيما يخص أثر فاعلية لجنة التدقيق وأثر جودة التدقيق الخارجي، بينما لا تدعم رفض الفرضية العدمية الخاصة بالتفاعل في النموذج الثالث، أي أن جودة التدقيق الخارجي تؤثر مباشرة في سعر الإغلاق لكنها لا تغير معنوياً قوة أثر فاعلية لجنة التدقيق على السعر في الشركات الأردنية خلال 2020-2024.

الشكل 01: توزيع بواقي النماذج الإحصائية المقدرة.



المصدر: إعداد الباحثة بالاعتماد على برنامج EViews13

تتسق نتائج اختبار الفرضيات مع منطق الحوكمة في سوق صغير نسبياً مثل سوق عمان المالي خلال 2020-2024 لأن دور لجنة التدقيق الفاعلة ودور المدقق الخارجي عالي الجودة يتركزان عادةً على خفض مخاطر المعلومات وتقيد إدارة الأرباح أكثر من تركيزهما على رفع السعر قصير الأجل. تُظهر النماذج أن فاعلية لجنة التدقيق ارتبطت بانخفاض سعر الإغلاق وبمعنوية إحصائية في النموذجين الأول والثاني ثم تراجعت المعنوية في

النموذج الثالث بعد إدخال التفاعل. هذا النمط منطقي محاسبياً إذا كان تحسّن الرقابة يحدّ من المبالغة في التقديرات المحاسبية ويزيد التحفّظ ويقلّص "السعر المبالغ فيه" الذي ينشأ مع ضعف المتابعة. كما يتوافق مع أدبيات ترى أن لجنة التدقيق تقلّل إدارة الأرباح وترفع جودة الإبلاغ مما ينعكس في صورة تصحيح سعري بدل مكافأة سعرية فورية (Alzoubi, 2019)، كما أن التعليمات الأردنية تلزم لجنة التدقيق بالاجتماع دورياً وبحد أدنى أربع مرات سنوياً وتمنحها صلاحيات رقابية واسعة. هذا يعني أن ارتفاع مؤشر الفاعلية قد يعبر أيضاً عن تشدد رقابي أعلى وكلفة امتثال أعلى وتحوّل نحو سياسات أكثر تحفظاً (Jordan Securities Commission, 2017)، أما معامل جودة التدقيق الخارجي المقاسة بحجم مكتب التدقيق فجاء سالباً وبمعنوية قوية في النموذجين الثاني والثالث. هذا يتسق مع طرح أن مكاتب التدقيق الكبرى تميل إلى ضبط أكبر للاستحقاقات والحد من إدارة الأرباح وتعزيز التحفظ في الأسواق الناشئة وهو ما يقلّل الأرباح المعلنة (القابلة للتضخيم) ويضغط تقييمات السعر قصيرة الأجل خصوصاً عندما تكون استجابة المستثمرين حساسة للأرباح المعلنة أكثر من حساسيتها لمخاطر المعلومات (DeFond & Zhang, 2014; Francis, 2011; Iatridis, 2012)، وفي السياق الأردني تحديداً تدعم بيانات الحوكمة المتاحة وإشارات التقارير المؤسسية أن ممارسات الحوكمة ليست متجانسة بالكامل بين الشركات وأن الإفصاح عن تفاصيل لجان التدقيق يكون محدوداً في بعض الحالات. هذا يخلق احتمال (تأثير الاختيار) حيث تلجأ الشركات الأكثر تعقيداً أو الأعلى مخاطرة إلى مدققين أكبر وتفعيل أقوى للجان التدقيق فتظهر العلاقة سالبة مع السعر حتى مع تحسن الجودة الفعلية (Mansour et al., 2020; EBRD, 2017)، ومع عدم معنوية حدّ التفاعل بين فاعلية لجنة التدقيق وجودة التدقيق الخارجي فإن تكامل الأدوار بين لجنة التدقيق والمدقق الخارجي قد يظهر في مخرجات أخرى مثل التحفظ وجودة الاستحقاقات وتوقيت الاعتراف بالخسائر أكثر من ظهوره مباشرة في سعر الإغلاق ضمن أفق زمني قصير وتحت صدمات عدم يقين خلال فترة كوفيد وما بعدها (Alves & Coelho, 2022; Nurjanah et al., 2025; Saqfalhait & Alzoubi, 2024) كما تشير الدراسات إلى أن تشدد رقابة لجنة التدقيق قد يخفض توقعات السعر ويقلل المبالغة السلوكية لدى المستثمرين لأن المعلومات تصبح أكثر انضباطاً وأقل قابلية للتأويل المتناقل. (Abraham et al., 2025) وعليه فإن منطق النتائج يدعم قبول الاستنتاج المحاسبي التالي ضمن إطار الشركات الأردنية: آليات الحوكمة والتدقيق قد تحسن جودة

الإبلاغ وتخفيض مخاطر الوكالة لكنها لا تضمن ارتفاع السعر الفوري، وتأتي آثارها عبر قناة إعادة تسعير المخاطر وتخفيض الانحرافات السعرية والتقلبات المرتبطة بالمعلومات لا عبر (زيادة) مباشرة في السعر (Qaderi et al., 2024).

الاستنتاجات والتوصيات:

تخلص الدراسة إلى أن بيانات اللوحة للشركات الأردنية غير المالية خلال 2020-2024 تحمل عدم تجانس مقطعي واضح ما يبرر اعتماد الآثار الثابتة مع تصحيح الأخطاء المعيارية PCSE، وأن نتائج التقدير تشير إلى رفض الفرضية لعدم وجود أثر لفاعلية لجنة التدقيق على سعر إغلاق السهم إذ ظهر أثر مؤشر فاعلية لجنة التدقيق سالباً ومعنوياً في النموذجين الأول والثاني ثم أصبح ذا دلالة هامشية بعد إدراج التفاعل، كما تُرفض الفرضية لعدم وجود أثر لجودة التدقيق الخارجي إذ جاء أثرها سالباً وقوياً ومعنوياً في النموذجين الثاني والثالث، بينما لا تُرفض الفرضية لعدم الخاصة بالتعديل لأن حد التفاعل بين فاعلية لجنة التدقيق وجودة التدقيق الخارجي غير معنوي، وهو ما يعني أن السوق يعيد تسعير مخاطر المعلومات عندما تقوى آليات الرقابة والتحقق لكنه لا يظهر تكاملاً سعرياً مباشراً بين الآليتين وقياس ثنائي للجودة. تنطلق التوصيات من هذا المسار لتؤكد ضرورة أن تركز الشركات على رفع جودة الحوكمة بوصفها استثماراً في موثوقية التقارير لا كأداة لرفع السعر الآني، عبر تحسين استقلالية لجنة التدقيق وتوسيع خبرتها المالية والمحاسبية وتفعيل أجندة اجتماعاتها بما يرتبط بالمخاطر الجوهرية والاستحقاقات والتقديرات الحساسة، مع رفع شفافية الإفصاح عن أعمال اللجنة ومخرجاتها لتقليل فجوة المعلومات وتفسير التحول نحو التحفظ للمستثمرين، كما توصي الدراسة بتطوير مقاييس جودة التدقيق الخارجي تنظيمياً ومن ناحية الإفصاح بما يتجاوز الترميز الثنائي إلى مؤشرات أكثر حساسية مثل التخصص الصناعي وفترة الارتباط وأتعاب التدقيق ونطاق الخدمات، وتوصي كذلك بأن تعمل الجهات الرقابية في سوق عمان على تعزيز متطلبات الإفصاح عن خصائص لجان التدقيق وخبرة أعضائها وتقييم أدائها سنوياً، وربط ذلك ببرامج تدريب إلزامية ومعايير واضحة لتعيين الأعضاء، بما يدعم هدف البحث في ترسيخ تسعير أكثر كفاءة قائم على معلومات محاسبية أعلى موثوقية وأقل قابلية للتلاعب.

المراجع:

- Abbott, L. J., Parker, S., & Peters, G. F. 2004. Audit committee characteristics and restatements. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 23(1):69–87. <https://doi.org/10.2308/aud.2004.23.1.69>
- Abraham, R., Bhimavarapu, V. M., & El-Chaarani, H. 2025. The impact of audit committee oversight on investor rationality, price expectations, human capital, and research and development expense. *Journal of Risk and Financial Management*, 18(6):321. doi:10.3390/jrfm18060321
- Aiken, L. S., & West, S. G. 1991. *Multiple regression: testing and interpreting interactions*. Thousand Oaks: Sage.
- Ali, B., Alakkari, K., Abotaleb, M., Mijwil, M. M., & Dhoska, K. 2024. MLP and RBF algorithms in finance: predicting and classifying stock prices amidst economic policy uncertainty. *Mesopotamian Journal of Big Data*, 2024:48–67.
- Almaqoushi, W., & Powell, R. 2021. Audit committee quality indices, reporting quality and firm value. *Journal of Business Finance & Accounting*, 48(1–2):185–229. <https://doi.org/10.1111/jbfa.12478>
- Alves, S., & Coelho, C. 2022. Audit committee, external audit and accounting conservatism. *Journal of Governance and Regulation*, 11(3):19–34. doi:10.22495/jgrv11i3art2
- Alzoubi, E. S. S. 2019. Audit committee, internal audit function and earnings management evidence from Jordan. *Meditari Accounting Research*, 27(1):72–90. doi:10.1108/MEDAR-06-2017-0160
- Azizkhani, M., Monroe, G. S., Shailer, G., & Sivanandan, A. 2023. Effects of audit committee chair characteristics on auditor choice, audit fee and audit quality. *Accounting & Finance*, 63(3):3675–3707. <https://doi.org/10.1111/acfi.13058>
- Brambor, T., Clark, W. R., & Golder, M. 2006. Understanding interaction models: improving empirical analyses. *Political Analysis*, 14(1):63–82.
- Bratten, B., Causholli, M., & Sulcaj, V. 2022. Overseeing the external audit function: evidence from audit committees' reported activities. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 41(4):1–31.
- Cho, M., Kim, H. D., & Kim, Y. 2023. Audit committee accounting financial expertise and stock price crash risk. *International Review of Financial Analysis*, 90:102848. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102848>
- Chronopoulos, D. K., Louca, C., & Wilson, J. O. S. 2024. Audit committee oversight and bank financial reporting quality. *Journal of Business Finance & Accounting*, 51(1–2):657–687. <https://doi.org/10.1111/jbfa.12738>
- DeFond, M. L., & Zhang, J. 2014. A review of archival auditing research. *Journal of Accounting and Economics*, 58(2–3):275–326. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2014.09.002>
- DeZoort, F. T., Hermanson, D. R., Archambeault, D. S., & Reed, S. A. 2002. Audit committee effectiveness: a synthesis of the empirical audit committee literature. *Journal of Accounting Literature*, 21:38–75.
- European Bank for Reconstruction and Development. 2017. *Corporate governance in transition economies Jordan summary*. London: EBRD.
- Francis, J. R. 2011. A framework for understanding and researching audit quality. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 30(2):125–152.

- Iacobucci, D., Schneider, M. J., Popovich, D. L., & Bakamitsos, G. A. 2017. Mean centering, multicollinearity, and moderators in multiple regression. *Behavior Research Methods*, 49:403–424. <https://doi.org/10.3758/s13428-016-0827-9>
- Iatridis, G. E. 2012. Audit quality in common-law and code-law emerging markets evidence on earnings conservatism, agency costs and cost of equity. *Emerging Markets Review*, 13(2):101–117. doi:10.1016/j.ememar.2012.01.001
- Jo, E. H., & Lee, J. W. 2024. Audit committee personnel training and stock price crash risk. *Finance Research Letters*, 67(Part A):105798. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.105798>
- Jordan Securities Commission. 2017. Instructions of corporate governance for shareholding listed companies for the year 2017. Amman: JSC.
- Mansour, M., Hashim, H. A., & Salleh, Z. 2020. Datasets for corporate governance index of Jordanian non-financial sector firms. *Data in Brief*, 30:105603. doi:10.1016/j.dib.2020.105603
- Mize, T. D. 2019. Best practices for estimating, interpreting, and presenting nonlinear interaction effects. *Sociological Science*, 6:81–117.
- Nardo, M., Saisana, M., Saltelli, A., Tarantola, S., Hoffmann, A., & Giovannini, E. 2005. Handbook on constructing composite indicators: methodology and user guide. Paris: OECD. <https://doi.org/10.1787/533411815016>
- Nurjanah, D., Hadi, H., Sumiati, A., & Megawati, L. 2025. The effects of audit committee effectiveness on real earnings management moderated by audit quality. *Journal of Governance and Regulation*, 14(2):20–33. doi:10.22495/jgrv14i2siart2
- Qaderi, S. A., Mahmud, A. A., Nassir, A. M., Diah, N. M., Khadhafi, M., & Iqbal, M. 2024. The effect of corporate governance on integrated reporting evidence from emerging countries. *Cogent Business and Management*, 11(1). doi:10.1080/23322039.2023.2291893
- Saqfalthait, N. I., & Alzoubi, M. 2024. Amman stock exchange volatility and its association with the COVID-19 pandemic. *Economies*, 12(9):238. doi:10.3390/economies12090238
- Sharf, N., & Abu-Nassar, M. 2021. The effect of audit quality and auditor's opinion on earnings management: evidence from Jordan. *Jordan Journal of Business Administration*, 17(2):236–253.
- Wooldridge, J. M. 2002. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press.
- Zureigat, Q. M. 2010. The effect of modified auditors' opinions on shares prices: evidence from Amman Stock Exchange. *Jordan Journal of Business Administration*, 6(2):210–224.