The Effect of Interaction of Operating Cash Flows and Earnings Management on Stock Liquidity (An Applied Study in Listed Industrial Companies on Amman Stock Exchange)

Rama Naiseh *

Dr.Hamsah Hamdan **

(Received 11 / 2 / 2026. Accepted 7 / 6 / 2026)

□ ABSTRACT □

This study examines the effect of earnings management and operating cash flows on the stock liquidity of industrial companies listed on the Amman Stock Exchange, and tests a new hypothesis concerning the interaction between these two variables in explaining stock liquidity. The study is motivated by the inconsistent findings in prior literature regarding the determinants of stock liquidity and the differing roles of accounting-based measures across market environments.

Panel data for 30 industrial firms over the period 2017–2023 were analyzed. Stock liquidity was measured using the Relative Bid-Ask Spread, earnings management was estimated using the Modified Jones Model, and operating cash flows were measured as the ratio of net operating cash flows to total assets. Appropriate panel regression models were applied after conducting the necessary diagnostic tests.

The results indicate that neither earnings management nor operating cash flows have a statistically significant effect on stock liquidity, and the interaction between them also shows no significant impact. These findings suggest that stock liquidity in the Amman market is driven primarily by market-based and structural factors rather than internal accounting indicators.

Keywords: Stock Liquidity, Earnings Management, Operating Cash Flows, Panel Data.

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

* **Phd Student– Department of Accounting, Faculty of Economics, Latakia University(formerly tishreen) , Syria.** rama.naiseh.87@gmail.com

** **Associate Professor - Department of Accounting, Faculty of Economics, Latakia University(formerly tishreen) , Syria.** hamsah.hamdan@latakia-univ.edu.sy

أثر تفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في سيولة الأسهم

(دراسة تطبيقية في الشركات الصناعية المساهمة المدرجة في سوق عمّان للأوراق المالية)

راما نعيسه *

د. همسه حمدان **

(تاريخ الإيداع 11 / 2 / 2026. قُبِل للنشر في 7 / 6 / 2026)

□ ملخّص □

هدفت هذه الدراسة إلى فحص أثر كل من إدارة الأرباح والتدفقات النقدية التشغيلية في سيولة أسهم الشركات الصناعية المدرجة في سوق عمّان للأوراق المالية، إضافةً إلى اختبار فرضية جديدة تتعلق بدور التفاعل بينهما في تفسير سيولة الأسهم، في ضوء الجدل القائم في الأدبيات حول تباين نتائج الدراسات السابقة واختلاف طرق القياس والسياقات السوقية.

اعتمدت الدراسة على بيانات Panel لثلاثين شركة صناعية خلال الفترة 2017-2023، وتم قياس سيولة الأسهم باستخدام الهامش السعري النسبي، وقياس إدارة الأرباح باستخدام نموذج Jones المعدّل، بينما تم قياس التدفقات النقدية التشغيلية بنسبة صافي التدفقات التشغيلية إلى إجمالي الأصول. جرى تحليل البيانات باستخدام نماذج الانحدار المناسبة بعد إجراء الاختبارات الإحصائية اللازمة.

أظهرت النتائج عدم وجود أثر ذي دلالة إحصائية لكل من إدارة الأرباح والتدفقات النقدية التشغيلية في سيولة الأسهم، كما لم يظهر أي أثر معنوي لتفاعل المتغيرين معاً. وتشير هذه النتائج إلى أن سيولة الأسهم في سوق عمّان تتحدد بدرجة أكبر بعوامل سوقية وهيكلية، أكثر من اعتمادها على المؤشرات المحاسبية الداخلية.

الكلمات المفتاحية: سيولة الأسهم، إدارة الأرباح، التدفقات النقدية التشغيلية، البيانات اللوحية.

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

* **طالبة دراسات عليا (دكتوراه) – قسم المحاسبة، كلية الاقتصاد، جامعة اللاذقية(تشرين سابقاً) ، سورية.** rama.naiseh.87@gmail.com

** **أستاذ مساعد- قسم المحاسبة، كلية الاقتصاد، جامعة اللاذقية(تشرين سابقاً)، سورية.** hamsah.hamdan@latakia-univ.edu.sy

1ـ المقدمة:

يُعدّ سوق الأوراق المالية أحد المكوّنات الأساسية للنمو الاقتصادي في الدول المتقدمة والنامية، لما يوفره من آليات فعّالة لاستقطاب الموارد المالية وتوجيهها نحو الاستثمار [1]. وتُعدّ سيولة الأسهم من أهم مؤشرات كفاءة الأسواق المالية، إذ ترتبط بقدرة المستثمرين على تنفيذ الصفقات بسرعة وبأقل تكلفة ممكنة، الأمر الذي يعزّز جاذبية السوق ويزيد من عمق التداول [2].

وقد أولت الأدبيات المحاسبية اهتماماً واسعاً بدراسة محددات سيولة الأسهم، ومن أبرزها إدارة الأرباح، نظراً لتأثيرها المباشر في جودة المعلومات المحاسبية ودرجة تماثل المعلومات بين المستثمرين [3]. إلا أن نتائج الدراسات السابقة جاءت متباينة؛ فبعضها أظهر أثراً إيجابياً لإدارة الأرباح في السيولة [4]، بينما بيّنت دراسات أخرى أثراً سلبياً [5،6]، في حين لم تجد دراسات إضافية أي أثر يُذكر [7]. كما أشارت بعض الأدبيات إلى أن أثر إدارة الأرباح قد يختلف تبعاً لمقياس السيولة المستخدم، مما يعمّق الجدل القائم حول طبيعة هذه العلاقة [8].

وفي محاولة لتفسير هذا التباين، لفتت الأدبيات إلى الدور المحتمل لـ التدفقات النقدية التشغيلية بوصفها مؤشراً جوهرياً لجودة الأرباح، حيث يلجأ مستخدمو القوائم المالية إلى المعلومات النقدية لتقييم مصداقية الأرباح المحاسبية، خاصة في ظل إمكانية التلاعب بالمستحقات [9،10]. وقد بيّنت نماذج مثل نموذج Dechow & Dichev (2002) أن ضعف الارتباط بين المستحقات والتدفقات النقدية التشغيلية يُعدّ مؤشراً على انخفاض جودة الأرباح، وبالتالي ارتفاع عدم تماثل المعلومات [11].

وانطلاقاً من هذا الأساس النظري، ومن الجدل القائم حول أثر إدارة الأرباح في سيولة الأسهم، ومن الدور المحتمل للتدفقات النقدية التشغيلية في تفسير هذا الأثر، تقترح هذه الدراسة فرضية جديدة تتمثل في اختبار تفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في التأثير على سيولة الأسهم، بهدف تقديم تفسير أكثر شمولاً للتباين في نتائج الدراسات السابقة، وبناء إطار تحليلي يدمج بين جودة الأرباح والسيولة في سياق سوق عمّان للأوراق المالية.

2ـ مشكلة الدراسة :

في ضوء ما سبق، يمكن صياغة مشكلة الدراسة في التساؤلات الآتية:

1ـ ما أثر إدارة الأرباح في سيولة أسهم الشركات الصناعية المساهمة المدرجة في سوق عمّان للأوراق المالية؟

2ـ ما أثر التدفقات النقدية التشغيلية في سيولة أسهم هذه الشركات؟

3ـ ما أثر تفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في سيولة أسهم الشركات الصناعية المساهمة المدرجة في سوق عمّان للأوراق المالية؟

3ـ أهداف الدراسة:

تسعى الدراسة الحالية إلى تحقيق الأهداف الآتية:

1ـ تحديد أثر إدارة الأرباح في سيولة أسهم الشركات الصناعية المساهمة المدرجة في سوق عمّان للأوراق المالية.

2ـ تحديد أثر التدفقات النقدية التشغيلية في سيولة أسهم هذه الشركات.

3ـ تحديد أثر تفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في سيولة أسهم الشركات الصناعية المساهمة المدرجة في سوق عمّان للأوراق المالية.

4ـ أهمية الدراسة:

تتمثّل الأهمية العمليّة للدراسة في تقديم دليل تجريبي جديد حول أثر تفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في سيولة أسهم الشركات الصناعية المساهمة المدرجة في سوق عمّان للأوراق المالية، بما يتيح للمستثمرين والمحللين الماليين فهماً أعمق للعوامل المؤثرة في سيولة الأسهم، ويساعدهم على اتخاذ قرارات أكثر ترشيداً في ضوء مؤشرات السوق ذات الصلة.

أمّا الأهمية العلميّة للدراسة فتبرز في اختبار فرضية جديدة تتعلّق بتأثير تفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في سيولة الأسهم، وهو ما يضيف بعداً بحثياً جديداً إلى الأدبيات المالية والمحاسبية، ويسهم في تفسير جانب من التباين في نتائج الدراسات السابقة.

5ـ فرضيات الدراسة:

بناءً على مشكلة الدراسة وأهدافها، تسعى الدراسة الحالية لاختبار الفرضيات الآتية:

H1: يوجد أثر ذي دلالة إحصائية لإدارة الأرباح في سيولة أسهم الشركات الصناعية المساهمة المدرجة في سوق عمّان للأوراق المالية.

H2: يوجد أثر ذي دلالة إحصائية للتدفقات النقدية التشغيلية في سيولة أسهم هذه الشركات.

H3: يوجد أثر ذي دلالة إحصائية لتفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في سيولة أسهم الشركات الصناعية المساهمة المدرجة في سوق عمّان للأوراق المالية.

6ـ منهجية الدراسة:

اعتمدت الدراسة على المنهج الكمّي التحليلي باستخدام Panel data. يتمثّل مجتمع الدراسة في الشركات الصناعية المساهمة المدرجة في سوق عمّان للأوراق الماليّة، والبالغ عددها (30) شركة. وقد اعتمدت الدراسة على البيانات الثانويّة المستخرجة من التقارير المالية المنشورة على الموقع الرسمي للسوق، إضافةً إلى البيانات التاريخية لأسعار الأسهم اللازمة لاحتساب الهامش السعري النسبي. شملت فترة الدراسة السنوات 2017–2023، وبذلك بلغ عدد المشاهدات (210) مشاهدة.

7ـ متغيرات الدراسة:

المتغير التابع: سيولة الأسهم. تعكس سيولة الأسهم قدرة المتداولين على تنفيذ صفقات كبيرة وبشكل فوري دون التأثير جوهرياً في سعر الورقة المالية. وقد تمَّ قياس سيولة الأسهم باستخدام الهامش السعري النسبي (Relative Bid-Ask Spread)، والمُحتسب وفق المعادلة الآتية:

$$\textbf{Relative Bid-Ask Spread}_{i,t} = \frac{\textbf{Ask Price i,t} - \textbf{Bid Price i,t}}{\textbf{Mt}}$$

حيث:

$Ask\ Price_{i,t}$: سعر الطلب للسهم i في السنة t .

$Bid\ Price_{i,t}$: سعر العرض للسهم i في السنة t .

M_t: متوسط سعري العرض والطلب = (Bid Price + Ask Price) / 2

المتغير المستقل الأول: إدارة الأرباح. تمَّ قياس إدارة الأرباح باستخدام نموذج Jones المعدّل، وهو من أكثر النماذج شيوعاً وموثوقية في الكشف عن إدارة الأرباح، نظراً لاعتماده على المستحقات الاختيارية باعتبارها العنصر الأقل موثوقية في القوائم المالية.

المتغير المستقل الثاني: التدفقات النقدية التشغيلية. اعتمدت الدراسة في قياس التدفقات النقدية التشغيلية على البيانات المالية السنوية للشركات الصناعية المساهمة المدرجة في سوق عمّان للأوراق المالية. وتمَّ حساب التدفقات النقدية التشغيلية باستخدام المعادلة الآتية:

$$OCF = \frac{\text{Net OCF}}{\text{Total Assets}}$$

حيث:
Net OCF: صافي التدفقات النقدية من الأنشطة التشغيلية.
Total Assets: إجمالي الأصول، وتمثل قدرة الشركة على توليد تدفقات نقدية من عملياتها التشغيلية.

8ـ الأساليب الإحصائية :

لتحقيق أهداف الدراسة تمَّ اعتماد أسلوب البيانات المقطعية الزمنية Panel Data لملاءمته للبيانات ذات البعدين المقطعي والزمني. تمَّ تحليل البيانات باستخدام الحزمة الإحصائية EViews 10، وشملت الإجراءات الإحصائية ما يلي: إحصاءات وصفية لتوصيف المتغيرات، مصفوفة الارتباط (Correlation Matrix) لتحديد اتجاه وقوة الارتباط بين المتغيرات، اختبار التداخل الخطي (Multicollinearity) للتحقق من استقلالية المتغيرات المستقلة، واختبارات جذر الوحدة (Unit Root Tests) للتأكد من استقرار السلاسل الزمنية.

للاستدلال على معاملات الانحدار استخدمت الدراسة ثلاثة نماذج: نموذج الانحدار التجميعي Pooled OLS Model، نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effects Model، ونموذج التأثيرات العشوائية Random Effects Model. تمَّ الاعتماد على اختباري Likelihood Ratio و Hausman لاختيار النموذج الأنسب لكل فرضية، ومن ثم إجراء اختبار الفرضيات بناءً على النموذج المختار.

9ـ الدراسات السابقة:

1ـ دراسة (Bar-Yosef and Prencipe، 2013) بعنوان: [8]

" **The impact of corporate governance and earnings management on stock market liquidity in a highly concentrated ownership capital market** "

" **تأثير حوكمة الشركات وإدارة الأرباح على سيولة سوق الأوراق المالية في سوق رأس المال المملوك بدرجة عالية التركيز** "

هدفت الدراسة إلى تحديد أثر حوكمة الشركات وإدارة الأرباح في سيولة أسواق رأس المال ذات التركيز العالي في الملكية. لتحقيق هدف الدراسة تمَّ الاعتماد على بيانات عيّنة الدراسة المكونة من (130) شركة غير ماليّة مدرجة في سوق إيطاليا المالي خلال الفترة 1999-2004. قاس الباحثان إدارة الأرباح بمؤشر المستحقات الاختيارية لرأس المال العامل الشاذة (AWCA) وفق DeFond and Park (2001)، وتمَّ قياس سيولة سوق الأسهم من خلال مقياس الهامش السعري (Bid- Ask Spread)، وحجم التداول للسهم (Trading Volume).

أجريت تحليلات انحدار متعددة المتغيرات مع متغيرات ضابطة (حجم الشركة، الرافعة المالية، الربحية، قيمة السوق إلى الدفتر)، وثوابت قطاعية وزمنية، ومعالجة القيم المتطرفة عبر winsorizing عند 1%.

أظهرت النتائج متانة عند اختبارها عبر تغيّر نظم التداول خلال الفترة المدروسة، إذ أنّه في ظلّ تركّز الملكية يتجه حجم التداول للارتفاع وينخفض الهامش السعري للشركات التي لديها آليات جيدة للحوكمة، وبالمقابل لا يتأثر الهامش السعري بإدارة الأرباح بينما يزداد حجم التداول عندما ترتفع إدارة الأرباح. ونظراً لاختلاف بنية الملكية وآليات التداول بين إيطاليا وعمّان، لا يمكن تعميم النتائج مباشرة، مما يبرر اختبار العلاقات نفسها محليّاً.

2ـ دراسة (Pratama، 2015) بعنوان: [7]

" **The Effect of Earnings Management to Stock Liquidity in Manufacturing Companies Year 2009-2013** "

" **أثر إدارة الأرباح في سيولة أسهم شركات التصنيع خلال الفترة 2009 - 2013** "

هدفت الدراسة إلى تحديد أثر إدارة الأرباح في سيولة الأسهم. لتحقيق هدف الدراسة تمَّ الاعتماد على بيانات عينة من شركات التصنيع المدرجة في بورصة إندونيسيا خلال الفترة 2009-2013. استُخدم حجم التداول لقياس سيولة الأسهم، ومؤشر الاستحقاقات التقديرية باستخدام نموذج Jones المعدّل لقياس إدارة الأرباح.

اعتمدت الدراسة على الإحصاءات الوصفية وتحليل الانحدار وتحليل Panel data كأساليب تحليلية واستخدمت ثلاثة نماذج: نموذج التأثير المشترك (الانحدار التجميعي) Common Effect، نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effects، ونموذج التأثيرات العشوائية Random Effects. تمَّ الاعتماد على اختبارات Chow، LM، Hausman لاختيار النموذج الأنسب (نموذج التأثيرات العشوائية) واختبار فرضية الدراسة على أساسه.

أظهرت نتائج الدراسة عدم وجود أثر ذي دلالة إحصائية لإدارة الأرباح في سيولة الأسهم، مما يجعل السيولة محكومة بعوامل أساسية أخرى غير الأرباح المُدارة.

3ـ دراسة (Ajina and Habib، 2017) بعنوان: [5]

" **Examining the relationship between earning management and market liquidity** "

" **دراسة العلاقة بين إدارة الأرباح وسيولة السوق** "

هدفت الدراسة إلى التعرف على مدى تأثر إدارة الأرباح في انخفاض سيولة الأسهم. لتحقيق هدف الدراسة تمَّ الاعتماد على بيانات عيّنة الدراسة المكونة من (161) شركة مدرجة في بورصة فرنسا للأوراق المالية خلال الفترة 2008-2011 وهي فترة تطبيق IFRS. اعتمدت الدراسة على نموذج Beneish M-Score لتمييز الشركات التي لديها إدارة أرباح من غيرها، واستخدمت مقياسين للسيولة (الهامش السعري المعلن والفعلي).

استخدمت الدراسة تحليل الانحدار المتعدد كأسلوب تحليلي مع مجموعة واسعة من المتغيرات الضابطة تشمل: حجم الشركة، سعر السهم، تقلب العوائد، وحجم التداول.

أظهرت نتائج الدراسة وجود أثر إيجابي ذو دلالة إحصائية لإدارة الأرباح في انخفاض سيولة الأسهم للشركات الفرنسية. وتبنّت دور عدم تماثل المعلومات والاختيار المعاكس في تفسير العلاقة بين إدارة الأرباح والسيولة.

4ـ دراسة (Sayari and Omri، 2017) بعنوان: [4]

" **Earnings Management, Accruals and Stock Liquidity** "

" **إدارة الأرباح والمستحقات وسيولة الأسهم** "

هدفت الدراسة إلى تحديد أثر إدارة الأرباح في سيولة الأسهم في السياق التونسي. لتحقيق هدف الدراسة تمَّ الاعتماد على بيانات عيّنة الدراسة المكونة من (23) شركة الأكثر سيولة في السوق التونسي خلال الفترة 2000-2012 بإجمالي مشاهدات بلغت (299). استُخدم نموذج Jones المعدّل لقياس إدارة الأرباح ومقياس الهامش السعري (Bid-Ask Spread) لقياس سيولة الأسهم.

أجريت اختبارات خاصة ببيانات Panel data، الإحصاءات الوصفية، تحليل الانحدار أحادي المتغير لاختبار ثلاثة نماذج منفصلة تربط سيولة الأسهم بكل من إجمالي الاستحقاقات، الاستحقاقات الاختيارية، والاستحقاقات غير الاختيارية مع متغيرات ضابطة (حجم التداول– سعر السهم– عائد السهم– تقلبات العائد– حجم الشركة).

أظهرت نتائج الدراسة أنَّ العلاقة الإيجابية مع السيولة ترتبط بالاستحقاقات الاختيارية تحديداً دون غيرها، وأنَّ هذه الاستحقاقات تحمل معلومات إضافية في سياق سوق يتسم بارتفاع عدم تماثل المعلومات. وأنَّ حجم الشركة وحجم التداول يؤثران على سيولة الأسهم، في حين أنَّ سعر السهم وعائد السهم وتقلبات العائد لا تؤثر بشكل كبير على سيولة الأسهم.

5ـ دراسة (.Boujelben et al، 2020) بعنوان: [10]

"**Real earnings management and the relevance of operating cash flows: A study of French listed firms**"

" **إدارة الأرباح الحقيقية وأهمية التدفقات النقدية التشغيلية: دراسة للشركات الفرنسية المدرجة**"

هدفت الدراسة إلى التحقق مما إذا كان مستوى إدارة الأرباح من خلال الأنشطة الحقيقية (REM) يؤثر في القيمة المعلوماتية للتدفقات النقدية التشغيلية المُعلن عنها، وبشكل أدق في قدرتها على التنبؤ بالتدفقات النقدية التشغيلية المستقبلية.

شملت عينة الدراسة جميع الشركات الفرنسية المدرجة القابلة للتداول ضمن مؤشر CAC خلال الفترة (2008-2015) البالغ عددها (306) شركات، واستخدمت الدراسة نموذج Roychowdhury لقياس إدارة الأرباح الحقيقية بمؤشراته الثلاثة: التدفقات النقدية غير الطبيعية، وتكاليف الإنتاج غير الطبيعية، والنفقات التقديرية غير الطبيعية.

أظهرت نتائج الدراسة أنّ قيام المديرين بالتلاعب التصاعدي بالأرباح من خلال الأنشطة الحقيقية قد يؤثّر سلباً في المحتوى المعلوماتي للتدفقات النقدية التشغيلية. وبشكل أكثر تحديداً، فإنّ حالة الانخراط المفرط عن المستويات الاعتيادية، يؤدي إلى مستويات غير طبيعية من التدفقات النقدية التشغيلية الرئيسة الداخلة والخارجة بصورة غير متسقة، مما يضعف القيمة المعلوماتية للتدفقات النقدية التشغيلية.

6ـ دراسة (.Osisioma et al، 2020) بعنوان: [12]

"**Operating Cash Flow and Earnings Management :Evidence from Nigerian Banks**"

" **التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح: دليل من البنوك النيجيرية**"

هدفت الدراسة إلى اختبار أثر التدفقات النقدية التشغيلية في إدارة الأرباح في البنوك النيجيرية المدرجة خلال الفترة (2010– 2019) وشملت عينة الدراسة (15) بنكاً.

لتحقيق هدف الدراسة، تمّ جمع بيانات الدراسة من التقارير السنوية وحسابات البنوك، وتمّ استخدام تحليل الانحدار البسيط لاختبار الفرضية. اعتمدت الدراسة على إدارة الأرباح كمتغير تابع وتمّ قياسها باستخدام نموذج Jones المعدّل، والتدفقات النقدية التشغيلية كمتغير مستقل.

أظهرت نتائج الدراسة أنّ التدفقات النقدية التشغيلية لها تأثير سلبي على إدارة الأرباح، ولم يكن هذا التأثير ذو دلالة إحصائية. توضح هذه النتائج أهمية أنشطة إدارة المخاطر التي تهدف إلى تقليل التدفق النقدي المستقبلي. علاوةً على ذلك، تشير النتائج إلى أن تجانس الأرباح الذي تم تحقيقه من خلال تقديرات الاستحقاق لا يبدو أنه ذو قيمة من قبل السوق، وهذا يشير إلى أنّ المديرين يركزون أنشطتهم على إنتاج تدفقات نقدية سلسة بدلاً من الاهتمام بالإبلاغ عن الأرباح السلسة من خلال تقديرات الاستحقاق. وكشفت النتائج أيضاً أنّ هناك إدارة أرباح أقل عندما تكون التدفقات النقدية التشغيلية مرتفعة وأن هناك المزيد من إدارة الأرباح عندما تكون التكاليف السياسية والرافعة المالية وحجم مجلس الإدارة مرتفع.

7ـ دراسة (Amawi and Abu Nassar، 2021) بعنوان: [6]

" **The Impact of Corporate Governance and Earnings Management on Stock Liquidity: Empirical Study of Jordanian Industrial Firms** "

" **تأثير حوكمة الشركات وإدارة الأرباح في سيولة الأسهم: دراسة تجريبية للشركات الصناعية الأردنية** "

هدفت الدراسة إلى تحديد الأثر المنفصل لحوكمة الشركات وإدارة الأرباح في سيولة الأسهم، وتحديد الأثر المشترك لهذه المحددات في سيولة الأسهم. لتحقيق أهداف الدراسة تمَّ الاعتماد على بيانات عينة من (53) شركة صناعية أردنية مدرجة في سوق عمّان للأوراق المالية خلال الفترة 2008-2017. استُخدم حجم التداول ومقياس الهامش السعري (Bid- Ask Spread) لقياس سيولة الأسهم، واستُخدمت ثلاثة مؤشرات متعلقة بمجلس الإدارة لقياس حوكمة الشركات، في حين تم اختبار إدارة الأرباح باستخدام نموذج Jones المعدّل.

استُخدمت Panel data، الإحصاءات الوصفية، تحليل الارتباط والانحدار المتعدد كأساليب تحليلية مع متغيرين ضابطين من مؤشرات الربحية هما العائد على الأصول (ROA) ونسبة (Tobin's Q).

أظهرت نتائج الدراسة وجود أثر إيجابي كبير لحوكمة الشركات في سيولة الأسهم، بينما كان لإدارة الأرباح أثراً سلبياً في سيولة الأسهم، كما بيّنت النتائج تأثيراً إيجابياً لمتغير العائد على الأصول في سيولة الأسهم وتأثيراً أقل وضوحاً لنسبة (Tobin's Q).

8ـ دراسة (العليمات والحشاش، 2022) بعنوان: [13]

"أثر إدارة الأرباح في العلاقة بين التدفقات النقدية التشغيلية وعوائد الأسهم في الشركات الصناعية المساهمة العامة الأردنية"

هدفت الدراسة إلى بيان أثر إدارة الأرباح في العلاقة بين التدفقات النقدية التشغيلية وعوائد الأسهم في الشركات الصناعية المساهمة العامة الأردنية.

لتحقيق هدف الدراسة، تمّ استخدام المنهج الوصفي التحليلي، إذ تكوّن مجتمع الدراسة من جميع الشركات الصناعية المساهمة العامة الأردنية المدرجة في سوق عمّان للأوراق المالية خلال الفترة المالية (2013-2017) البالغ عددها (52) شركة. اعتمدت الدراسة على عوائد الأسهم كمتغير تابع، والتدفقات النقدية التشغيلية كمتغير مستقل، وإدارة الأرباح كمتغير معدّل وتمّ قياسها باستخدام نموذج Jones المعدّل، وتمّ استخدام اختبار تحليل التباين (ANOVA).

أظهرت نتائج الدراسة وجود أثر للتدفقات النقدية التشغيلية في عوائد الأسهم، وهذا دليل على أنَّ الشركة تركّز على نشاطها الأساسي، مما يزيد من ثقة المستثمرين، ويزداد معه الطلب على أسهمها، وهذا بدوره سيزيد من العائد السوقي للسهم. وبيّنت النتائج أيضاً عدم وجود أثر لإدارة الأرباح في العلاقة بين التدفقات النقدية التشغيلية وعوائد الأسهم، وهذه

النتيجة تعكس بالدرجة الأولى قوة الأثر للتدفقات النقدية التشغيلية في عوائد الأسهم، بالإضافة إلى أنّ أثر إدارة الأرباح ينعكس على صافي الربح السنوي للشركة بشكل أساسي. وأخيراً، دعمت النتائج عدم وجود أثر لإدارة الأرباح في عوائد الأسهم، وقد يعود السبب إلى أنّ عوائد الأسهم هي انعكاس لعمليات العرض والطلب في السوق ولا تتعلق مباشرة بممارسات الشركة في التلاعب بالبيانات المالية عن طريق إدارة الأرباح.

9ـ دراسة (Mardianto، 2025) بعنوان: [14]

"**The Effect of Free Cash Flow and Corporate Governance on Earnings Management: The Moderating Role of Stock Liquidity**"

"**أثر التدفق النقدي الحر وحوكمة الشركات على إدارة الأرباح: الدّور المعدّل لسيولة الأسهم**"

هدفت الدراسة إلى بيان أثر التدفق النقدي الحر وحوكة الشركات على ممارسات إدارة الأرباح المستحقة والحقيقية، مع التركيز على الدور المعدّل لسيولة الأسهم، وذلك باستخدام متغيرات ضابطة على مستوى الشركة تشمل العائد على الأصول، وعائد توزيعات الأرباح، وحجم الشركة.

باستخدام منهج كمي، حللت الدراسة بيانات الشركات المرجة في سوق إندونيسيا للأوراق المالية (IDX) خلال الفترة (2019 – 2023). واستخدمت الدراسة عينة مكوّنة من (90) شركة بإجمالي (450) مشاهدة وتمّ تحليلها باستخدام تحليل الانحدار اللوحي المتوازن. استخدمت الدراسة نموذج Jones المعدّل لقياس إدارة الأرباح المستحقة، ونموذج Roychowdhury لقياس إدارة الأرباح الحقيقية.

أظهرت نتائج الدراسة أنّ التدفق النقدي الحر له تأثير إيجابي كبير على إدارة الأرباح المستحقة، وتأثير سلبي على إدارة الأرباح الحقيقية. كما تبيّن أن حوكمة الشركات، وسيولة الأسهم، بالإضافة إلى الدور المعدّل لسيولة الأسهم في العلاقة بين حوكمة الشركات وإدارة الأرباح، ليس لها تأثير كبير على إدارة الأرباح.

التعقيب على الدراسات السابقة:

تكشف مراجعة الدراسات السابقة عن تنوع واضح في معالجة العلاقات بين التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح وسيولة الأسهم، سواء من حيث طبيعة العلاقة أو اتجاهها أو حتى دلالتها الإحصائية، الأمر الذي يعكس تعقيد هذه العلاقات وعدم استقراراها عبر البيئات المختلفة. فقد ركزت مجموعة من الدراسات على العلاقة المباشرة بين إدارة الأرباح وسيولة الأسهم، إذ توصلت دراسة Ajina and Habib (2017) التي أجريت في سوق فرنسا المتقدم وجود أثر سلبي لإدارة الأرباح المقاسة باستخدام نموذج Beneish M-Score في سيولة الأسهم المقاسة بالهامش السعري المعلن والفعلي، في حين أظهرت دراسة Sayari and Omri (2017) التي أجريت في سوق تونس الناشئ إلى وجود أثر إيجابي للاستحقاقات الاختيارية فقط عند قياسها باستخدام نموذج Jones المعدّل في سيولة الأسهم المقاسة بالهامش السعري، في حين لم يكن للاستحقاقات الكلية وغير الاختيارية أي أثر في السيولة. وبينت دراسة Bar-Yosef and Prencipe (2013) التي أجريت في سوق إيطاليا المتقدم وجود أثر إيجابي لإدارة الأرباح المقاسة باستخدام مؤشر AWCA في سيولة الأسهم المقاسة بحجم التداول، وعدم وجود أثر لها في السيولة المقاسة بالهامش السعري، وأكّدت نتائج دراسة Amawi and Abu Nassar (2021) التي أجريت في سوق عمّان الناشئ وجود أثر سلبي لإدارة الأرباح المقاسة باستخدام نموذج Jones المعدّل في سيولة الأسهم المقاسة بالهامش السعري وحجم التداول، كما أظهرت نتائج دراسة Pratama (2015) التي أجريت في سوق إندونيسيا الناشئ عدم وجود أثر لإدارة

الأرباح المقاسة باستخدام نموذج Jones المعدّل في سيولة الأسهم المقاسة بحجم التداول، وهو ما يشير إلى أنّ تأثير إدارة الأرباح في سيولة الأسهم ليس ثابتاً بل يتأثر بخصائص السوق ومستوى عدم تماثل المعلومات.

أما فيما يتعلق بالتدفقات النقدية التشغيلية، فقد تناولتها بعض الدراسات من زاوية علاقتها بإدارة الأرباح، إذ أظهرت دراسة .Boujelben et al (2020) أنّ ممارسات إدارة الأرباح الحقيقية تضعف المحتوى المعلوماتي للتدفقات النقدية التشغيلية، بما ينعكس سلباً على قدرتها التفسيرية، في حين بيّنت دراسة .Osisioma et al (2020) أنّ العلاقة بين التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح ليست علاقة خطية أو ثابتة، إذ قد تكون سلبية أو متغيرة تبعاً لظروف الشركات، وهو ما يدعم من الناحية النظرية والمنهجية ضرورة الانتقال من اختبار العلاقات الأحادية إلى اختبار التأثيرات التفاعلية بين المتغيرات.

ومن زاوية أكثر تقدماً، بدأت بعض الدراسات في إدخال متغيرات معدّلة ضمن هذه العلاقات، كما في دراسة Mardianto (2025) التي أبرزت الدور المعدّل لسيولة الأسهم في العلاقة بين حوكمة الشركات وإدارة الأرباح، وهو ما يشير إلى أنّ السيولة لا تمثل فقط متغيراً تابعاً، بل يمكن أن تكون عنصراً تفاعلياً يعيد تشكيل طبيعة العلاقات بين المتغيرات المالية. وعلى الرغم من أهمية هذا التوجه، إلا أنّ الأدبيات ما زالت محدودة في اختبار الدور التفاعلي المشترك للتدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في تفسير سيولة الأسهم بشكل مباشر.

وفي السياق العربي، ورغم تناول بعض الدراسات للعلاقات الثنائية أو المعدّلة كما في دراسة العليمات والحشاش (2022) التي اختبرت الدور المعدّل لإدارة الأرباح في العلاقة بين التدفقات النقدية التشغيلية وعوائد الأسهم، إلا أنها لم تمتد إلى تحليل سيولة الأسهم كمتغير تابع ضمن إطار تفاعلي، كما أنّ نتائجها أشارت إلى ضعف الدور التفاعلي، مما يعزز الحاجة إلى إعادة اختبار هذه العلاقات في سياقات مختلفة وباستخدام نماذج أكثر شمولاً.

بناءً على ما سبق، يتّضح وجود فجوة بحثية تتمثل في غياب دراسات كافية تختبر الأثر التفاعلي المشترك بين التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في تفسير سيولة الأسهم، رغم وجود مؤشرات نظرية وتجريبية (خاصة من خلال عدم استقرار العلاقة بين التدفقات النقدية وإدارة الأرباح كما في دراسة .Osisioma et al (2020)، والدور المعدّل للسيولة كما في دراسة Mardianto (2025)) تدعم أهمية هذا التوجه.

وعليه، تأتي الدراسة الحالية لسد هذه الفجوة من خلال تقديم نموذج تفاعلي يدمج بين هذه المتغيرات الثلاثة في إطار تحليلي موحد.

الإطار النظري :

سيولة الأسهم

تُعرّف سيولة الأسهم في الأدبيات المالية بأنها مدى سهولة تداول الأسهم في السوق بسرعة وبتكلفة منخفضة، مع قدرة السوق على استيعاب أوامر البيع والشراء دون إحداث تأثير ملحوظ على الأسعار، وهو ما يعكس كفاءة آلية التسعير وعمق السوق المالي. وبمعنى أكثر تحديداً، تشير سيولة الأسهم إلى قابلية تنفيذ الصفقات في الوقت المناسب، مع الحد الأدنى من فروق الأسعار (Bid –Ask Spread) والتأثير السعري، بما يضمن استمرارية التداول واستقرار الأسعار في مواجهة تدفقات الأوامر المختلفة [15]. كما تُعدّ السيولة انعكاساً مباشراً لتفاعل قوى العرض والطلب في ظل بيئة معلوماتية معينة، إذ تتأثر بدرجة شفافية المعلومات وتوافرها، فضلاً عن خصائص السوق والمؤسسات المالية [16].

تعتبر سيولة الأسهم من أهم مقاييس أداء السوق [17]، كما تمثل مصدر قلق بالغ بالنسبة للأسواق المالية [18] إذ تسهم في جذب فائض رأس المال لتمويل المشاريع الوطنية التي تحتاج إلى تمويل من خلال طرح أسهم أو سندات للاكتتاب. تُعدّ سيولة الأسهم عاملاً مهماً يجب مراعاته عند اتخاذ قرارات الاستثمار في سوق الأوراق المالية، لذلك يُقبل المستثمرون على الاستثمار في الأسهم عالية السيولة نظراً لتحقيق أهدافهم دون تعرضهم لأنواع المخاطرة المختلفة المتعلقة بالتداول كانخفاض قيمة أسهمهم أو تكبدهم لتكاليف كبيرة لتصريف أسهمهم أو فقدان الفرصة البديلة للاستثمار[2]. يُعتبر مفهوم خلق القيمة وتحقيق النمو في ثروة الملاك هدف تسعى الشركات إلى تحقيقه من خلال الاستثمار في مشاريع تعمل على تحقيق تدفقات نقدية تفوق تكلفة رأس المال، وتُسهم سيولة الأسهم في خفض التكلفة ورفع قيمة الشركة [19]. تساهم سيولة الأسهم في الحد من عدم تماثل المعلومات وبالتالي تعتبر مقياساً لكفاءة السوق وأداة فعالة لنشر المعلومات المفيدة [20]، وتلعب دوراً هاماً في عملية التسعير وهي تمثل مفهوماً أساسياً في الأسواق الناشئة [21].

انطلاقاً من أهمية سيولة الأسهم اهتمت الأدبيات المحاسبية بدراسة العوامل المؤثرة في السيولة ومن تلك العوامل إدارة الأرباح. تسعى إدارة الأرباح ذات الدوافع المعلوماتية إلى تحسين الإفصاح وجودة التقارير المالية للشركة مما يعطي صورة أوضح عن أدائها لمتداولي السوق [22]. إنَّ سياسة الإفصاح عن المعلومات تقلل من تكاليف البحث عنها، مما ينتج عنه انخفاض في تكاليف المعاملات وزيادة في حجمها، ووفقاً لنظرية الإشارة يؤدي هذا النوع من الإشارات، القائم على السياسات المحاسبية، إلى تقليل هامش العرض والطلب وزيادة السيولة. أما إدارة الأرباح ذات الدوافع الانتهازية تعتبر مصدراً هاماً لعدم تماثل المعلومات بين المستثمرين المطلعين وغير المطلعين، ويؤدي عدم تماثل المعلومات إلى رفع تكاليف التداول بشكل ملحوظ وهذا بدوره يوسّع الفجوة بين العرض والطلب ويقلّل السيولة [23] مما يدفع صغار المستثمرين للانسحاب. يتسبب هذا الخلل في مخاطر الاختيار السلبي، مما يدفع صنّاع السوق لرفع التكاليف لتعويض الخسائر المحتملة أمام المطلعين.

إدارة الأرباح

تعتبر ممارسات إدارة الأرباح من الموضوعات البحثية المثيرة للجدل، فقد تزايد الاهتمام في مجالات المحاسبة والمراجعة بدراسة تلك الممارسات سواء من منظور اقتصادي أو أخلاقي. عرّف Schipper (1989) إدارة الأرباح بأنها تدخل مقصود في عملية إعداد التقارير المالية لأطراف خارجية بهدف الحصول على مكاسب خاصة [24]. وعرفها Healy and Wahlen (1999) بأنها استخدام المديرين لتقديراتهم الشخصية في إعداد التقارير المالية عند هيكلة المعاملات لتغيير التقارير المالية وذلك بهدف تضليل المساهمين بشأن الأداء الاقتصادي الحقيقي للشركة، أو للتأثير على النتائج التعاقدية التي تعتمد على الأرقام المحاسبية المنشورة للشركة [25]. وعرفها .Almahrog et al (2018) بأنها سلوك تقوم به الإدارة بهدف التأثير على الأرباح المفصح عنها في القوائم المالية، ولا يحقق مزايا اقتصادية حقيقية، بل قد يؤدي في الواقع إلى أضرار في الفترة الطويلة [26].

تتضمن ممارسات إدارة الأرباح آليات تسمح للمديرين بالتدخل المقصود في عملية إعداد التقارير المالية إما لتحقيق منافع خاصة وذاتية، وعندئذ يكون سلوك إداري انتهازي، أو بغرض تحقيق بقاء أو استمرار الشركة وتحسين الأداء المستقبلي للشركة من خلال تحسين العلاقات مع العملاء والموردين وأصحاب المصالح الأخرى، وعندئذ يكون سلوك معلوماتي بدافع الكفاءة وتقليل عدم التماثل المعلوماتي للمستثمرين [27].

تؤدي ممارسات إدارة الأرباح إما إلى تخفيض الدخل (لتخفيض الضرائب)، أو لزيادته (لزيادة المكافآت الإدارية)، أو تمهيده (لتحقيق استقرار لأسعار الأسهم في السوق). ويمكن التمييز بين أسلوبين لممارسات إدارة الأرباح، وهما إدارة الأرباح من خلال المستحقات (AEM)، وممارسات إدارة الأرباح من خلال الأنشطة الحقيقية (REM) [28].

علاقة إدارة الأرباح بسيولة الأسهم

بالرغم من قيام إدارة الشركات بإعداد البيانات المالية وفقاً لمتطلبات المعايير الدولية لإعداد التقارير المالية (IFRS)، والإفصاح عن نتائج أعمالها وفقاً لنظرية الوكالة، إلا أنَّ كل ذلك لا يمنع من رغبة الإدارة في ممارسة إدارة الأرباح.

يعتمد مفهوم السيولة بشكل كبير على شفافية المعلومات، ويمكن لإدارة الأرباح ذات الدوافع المعلوماتية أن تؤثر إيجابياً في سيولة الأسهم عندما تُستخدم كأداة للإفصاح الطوعي والشفاف لتوضيح الأداء الحقيقي للشركة، مما يقلل من عدم تماثل المعلومات بين الإدارة والمستثمرين. يساعد الإفصاح الدقيق عن إدارة الأرباح المدعومة بإفصاحات تفسيرية في تعزيز الثقة، تخفيض تكلفة المعاملات، وزيادة حجم التداول، ويُنظر إليه كإشارة إيجابية تقلل من الفروق بين أسعار العرض والطلب وهو مؤشر رئيس على زيادة سيولة الأسهم. وقد أظهر .Kraft et al أنَّ الحدّ من عدم تماثل المعلومات يُعدّ أساساً جوهرياً لقرار نشر الأرباح المُدارة [29].

من الناحية النظرية يمكن تفسير هذه العلاقة بفرضيتين رئيستين. الأولى تتعلق بالمعاملات، إذ تنص على أن حجم المعاملات الناتج عن زيادة الشفافية يعزز السيولة. في الواقع يجذب نطاق الإفصاح المستثمرين، حيث سيشجعهم على إجراء معاملات كبيرة نظراً لضخامة حجم أوامر السوق، مما يؤدي إلى انخفاض تكاليف المعاملات، وبالتالي تحسين السيولة [30]. أما الفرضية الثانية فتتعلق بالانتقاء غير العادل، الذي ينص على وجود تفاوت في المعلومات في السوق ينعكس في اتساع الفارق السعري. ونتيجةً لذلك يؤدي نقل الإشارات عبر آليات المعلومات إلى انخفاض عنصر الانتقاء غير العادل في فارق سعري العرض والطلب، وزيادة في السيولة [23]. ويمكن لإدارة الأرباح ذات الدوافع الانتهازية أن تؤثر سلبياً في سيولة الأسهم من خلال زيادة عدم تماثل المعلومات الأمر الذي من شأنه أن يُسبب اتساعاً في الفارق السعري وانخفاضاً للسيولة [31].

إنَّ علاقة إدارة الأرباح بسيولة الأسهم لازالت تحتمل الجدل، ونتيجة اطلاع الباحثة على الأدبيات يمكن أن تكون التدفقات النقدية التشغيلية عاملاً مفسّراً لهذه الجدلية من خلال تأثيرها غير المباشر عبر جودة الأرباح وتقليل عدم تماثل المعلومات. تشير التدفقات النقدية التشغيلية القوية إلى أنَّ الأرباح مدعومة بنقد حقيقي، وهذا بدوره يشير إلى ارتفاع جودة الأرباح وتقليل عدم تماثل المعلومات وتقليل فجوة الهامش السعري الذي يعتبر من محددات سيولة الأسهم وبالتالي ارتفاع سيولة الأسهم. بينما يشير ضعف التدفق النقدي التشغيلي رغم الأرباح المحاسبية العالية إلى انخفاض جودة الأرباح وزيادة عدم تماثل المعلومات واتساع فجوة الهامش السعري وبالتالي انخفاض سيولة الأسهم.

التدفقات النقدية التشغيلية:

تعتبر قائمة التدفقات النقدية من أهم مخرجات نظام المعلومات المحاسبية المالية، وتوفّر محتوىً معلوماتياً حول قدرة الشركة على سداد التزاماتها، وكفاءتها في إدارة الأصول والالتزامات المتداولة وإدارة سياسات الائتمان والتحصيل [32]. تشير التدفقات النقدية التشغيلية إلى صافي النقد الذي تولده الشركة من أنشطتها التجارية الأساسية خلال فترة زمنية محددة.

تعتبر التدفقات النقدية التشغيلية مؤشراً لتقييم قدرة الأنشطة التشغيلية للشركة على توليد النقد الكافي لسداد التزاماتها، ومواصلة عملياتها، وتوزيع الأرباح، والاستثمار دون الاعتماد على مصدر تمويل خارجي وبالتالي يعتبر مؤشراً على الإنتاجية وكفاءة الإدارة في إدارة موارد الشركة [33]. وتُعدّ أداة حيوية لتقييم جودة الأرباح، إذ تؤكّد أن الأرباح المعلنة مدعومة بنقد حقيقي ناتج عن العمليات الأساسية، وليست مجرد أرقام محاسبية ناتجة عن تقديرات. بالإضافة إلى كونها أداة قوية لكشف ممارسات إدارة الأرباح من خلال مقارنة صافي الدخل بصافي التدفقات النقدية التشغيلية، إذ تشير الفجوة الكبيرة بينهما (أرباح عالية ونقد منخفض) إلى إدارة أرباح قائمة على الاستحقاقات [34]. وقدمت دراسة Boujelben et al. (2020) أدلة على أنّ التدفقات النقدية التشغيلية من أهم المؤشرات المالية ذات المحتوى المعلوماتي العالي، وتحديداً فيما يتعلق بقدرتها على التنبؤ بالتدفقات النقدية التشغيلية المستقبلية [10]، وبالتالي فإنّ ارتفاع جودة المعلومات المستمدة من التدفقات النقدية التشغيلية يعزز من كفاءة قرارات المستثمرين ويُحسّن من تقييمهم لقيمة الأسهم وسيولتها في السوق.

تم إجراء العديد من الدراسات حول التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح، وكانت نتائج الأدلة التجريبية حول أثر التدفقات النقدية التشغيلية في إدارة الأرباح غير متسقة وبعضها متناقض وتتراوح بين الإيجابية والسلبية [12]. إنّ عدم وجود توافق في الآراء حول الأدبيات التجريبية يدعو إلى مزيد من الدراسات وهو ما يبرر الحاجة إلى اختبار التفاعل بينهما.

الدور التفسيري للتفاعل بين التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في تحديد سيولة الأسهم

تُعدّ سيولة الأسهم من المفاهيم المحورية في أدبيات التمويل المعاصر، إذ تعكس مدى سهولة تداول السهم في السوق دون التسبب في تأثيرات سعريّة جوهرية، وهو ما يرتبط مباشرة بدرجة عمق السوق وكفاءة تسعير المعلومات. وفي هذا السياق، برزت الأدبيات الحديثة في التمويل المحاسبي لتؤكّد أنّ تفسير سيولة الأسهم لا يمكن أن يتم بمعزل عن التفاعل بين التدفقات النقدية التشغيلية وممارسات إدارة الأرباح، إذ يمثّل هذا التفاعل إطاراً تفسيرياً مركباً يعكس جودة المعلومات المحاسبية ومستوى عدم تماثل المعلومات في السوق [35].

فمن ناحية أولى، تُعدّ التدفقات النقدية التشغيلية مؤشراً أكثر موضوعية على الأداء الاقتصادي الحقيقي للشركة مقارنة بالأرباح المحاسبية، نظراً لكونها أقل قابلية للتلاعب وتعكس القدرة الفعلية على توليد النقد من الأنشطة الأساسية. وتشير الأدبيات الحديثة إلى أنَّ ارتفاع جودة التدفقات النقدية التشغيلية يسهم في تعزيز ثقة المستثمرين وتقليل مخاطر عدم اليقين، مما يؤدي إلى تحسين سيولة السهم عبر زيادة حجم التداول وتقليل فروق أسعار العرض والطلب [36]. في المقابل، فإنَّ ضعف التدفقات النقدية التشغيلية قد يدفع الإدارة إلى اللجوء لممارسات إدارة الأرباح بهدف تحسين الصورة الظاهرية للأداء المالي.

ومن ناحية ثانية، تسهم إدارة الأرباح – سواء كانت مستحقة أو حقيقية – في إعادة تشكيل إدراك السوق لجودة الأرباح المعلنة، الأمر الذي ينعكس على قرارات المستثمرين وسياساتهم التداولية. فقد بيّنت دراسات حديثة أنّ ارتفاع مستويات إدارة الأرباح يؤدي إلى زيادة عدم تماثل المعلومات بين الإدارة والمستثمرين، وهو ما ينعكس سلباً على سيولة الأسهم نتيجة اتساع فروق الأسعار وارتفاع تكاليف المعاملات [37]. إلا أنّ هذا الأثر لا يكون ثابتاً، بل يتباين تبعاً لقوة التدفقات النقدية التشغيلية؛ إذ قد تعمل التدفقات النقدية القوية كآلية كبح تحدّ من قدرة إدارة الأرباح على تضليل السوق، مما يخفف من الأثر السلبي المتوقع على السيولة.

وعليه، يمكن تفسير العلاقة التفاعلية بين التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح بوصفها إطاراً تكاملياً يحدد درجة موثوقية المعلومات المحاسبية المنعكسة في القوائم المالية. فكلما ارتفعت جودة التدفقات النقدية التشغيلية وانخفضت ممارسات إدارة الأرباح، زادت شفافية التقارير المالية وانخفضت مستويات عدم اليقين، الأمر الذي يؤدي إلى تعزيز سيولة الأسهم وتحسين كفاءة تسعيرها في السوق [38]. وعلى العكس من ذلك، فإنَّ تزامن ضعف التدفقات النقدية التشغيلية مع ارتفاع مستويات إدارة الأرباح يؤدي إلى تضخيم فجوة المعلومات، ما ينعكس سلباً على نشاط التداول ويخفض من سيولة الأسهم.

وبناءً على ذلك، فإنَّ الدور التفسيري للتفاعل بين التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح لا يقتصر على كونه علاقة محاسبية فحسب، بل يمتد ليشكل قناة معلوماتية جوهرية تؤثر في سلوك المستثمرين وآليات تسعير الأصول في السوق المالية. ويعزز هذا الطرح ما توصلت إليه الأدبيات الحديثة من أنّ الأسواق المالية لا تستجيب فقط لمستوى الأرباح المعلنة، بل لطبيعة جودتها ومصداقيتها، والتي تتحدد بدرجة كبيرة من خلال هذا التفاعل المركب بين النقدي والمحاسبي في الأداء المالي للشركة [39].

الدراسة التطبيقية:

لقياس إدارة الأرباح باستخدام نموذج Jones المعدّل، تمَّ تقدير معالم النموذج لحساب المستحقات غير الاختيارية وذلك بتطبيق نموذج الانحدار المتعدّد وفقاً للخطوات الآتية:

أولاً: قياس المستحقات الكليّة والتي تمَّ قياسها بطريقة التدفق النقدي التي تحتسب فيها المستحقات الكليّة بالفرق بين صافي الربح التشغيلي وصافي التدفقات النقدية من الأنشطة التشغيلية:

المستحقات الكلية = صافي الربح التشغيلي – صافي التدفقات النقدية من الأنشطة التشغيلية

$$TACC_{i,t} = NI_{i,t} - CFO_{i,t}$$

حيث أنَّ:

$TAC_{i,t}$: المستحقات الكلية للشركة i خلال الفترة t .

$NI_{i,t}$: صافي الربح التشغيلي قبل البنود غير العادية للشركة i خلال الفترة t .

$CFO_{i,t}$: صافي التدفقات النقدية من الأنشطة التشغيلية للشركة i خلال الفترة t .

ثانياً: تقدير معالم النموذج ($\alpha 1$، $\alpha 2$، $\alpha 3$) الذي سيتمّ من خلاله احتساب المستحقات غير الاختيارية ($NDACC_{i,t}$) من خلال معادلة الانحدار التالية والتي تتم لمجموعة شركات العينة في كل سنة على حدة:

$$\frac{TACC_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha 1 \left(\frac{1}{A_{i,t-1}}\right) + \alpha 2 \left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right) + \alpha 3 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + E_{i,t}$$

$TACC_{i,t}$ = المستحقات الكلية للشركة i خلال الفترة t .

$\Delta REV_{i,t}$ = التغير في إيرادات الشركة i بين السنتين t و t−1 .

$\Delta REC_{i,t}$ = التغير في حسابات تحت التحصيل للشركة i بين السنتين t و t−1 .

$PPE_{i,t}$ = الحجم الإجمالي للعقارات والممتلكات والآلات للشركة i خلال الفترة t .

$A_{i,t-1}$ = إجمالي أصول الشركة i خلال الفترة t−1 .

$E_{i,t}$ = الخطأ العشوائي.

قامت الباحثة باستخراج المعطيات السابقة من قائمة المركز المالي لكل شركة في كل سنة واستخدمت برنامج Excel لحساب متغيرات معادلة الانحدار السابقة.

تمَّ تطبيق نموذج انحدار خطي متعدّد (OLS) على البيانات المالية باستخدام برنامج EViews 10 وكانت معاملات انحدار النموذج كالآتي:

الجدول رقم (1): معاملات الانحدار لنموذج المستحقات غير الاختيارية

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.4314	0.788310	28597.39	22543.531	1/ Ai,t-1
0.0052	2.827174	0.025992	0.073	(ΔREV - ΔREC)/ Ai,t-1
0.4951	-0.683478	0.027467	-0.019	PPE/ Ai,t-1
0.041725				R-squared
2.989854				F-statistic
0.032058				Prob(F-statistic)

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

ثالثاً: تمَّ تحديد المستحقات غير الاختيارية العادية (NDACC i,t) لكل شركة من شركات العينة على حدة، وخلال كل سنة من سنوات الدراسة من خلال معالم النموذج السنوية المقدرة فيما تقدم **(α1, α2, α3)** من خلال المعادلة التالية:

$$NDACC_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha 1\,(1/A_{i,t-1}) + \alpha 2\,(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1} + \alpha 3 PPE_{i,t}/A_{i,t-1}$$

قامت الباحثة من الخطوة الثانية بحساب المعالم وكانت **α1** يساوي (22543.531) و **α2** يساوي (0.073) و **α3** يساوي (0.019-)، ثمَّ ضربها بمعطيات المعادلة السابقة للوصول إلى المستحقات غير الاختيارية.

وبتعويض معاملات الانحدار الناتجة من الخطوة السابقة في المعادلة:

$$NDACC_{i,t}/A_{i,t-1} = -210919.706668\,(1/A_{i,t-1}) + 0.060833\,(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1} + 0.123118\,PPE_{i,t}/A_{i,t-1}$$

رابعاً: تمَّ احتساب المستحقات الاختيارية (DACC i,t) لكل شركة بالفرق بين المستحقات الكلية والمستحقات غير الاختيارية.

$$DACC_{i,t}/A_{i,t-1} = TACC_{i,t}/A_{i,t-1} - NDACC_{i,t}/A_{i,t-1}$$

عرض معاملات نموذج Jones لكل سنة:

الجدول رقم (2): معاملات نموذج Jones لكل سنة

R^2	α3PPE i,t / A i,t-1	α2 (ΔREV i,t - ΔREC i,t) /A i,t-1	α1(1/ A i,t-1)	C (الثابت)	السنة
0.097	0.0637-	0.0247-	46459.09-	0.0223	2017
0.046	0.0060-	0.1305-	8928.87	0.0013	2018
0.040	0.0091-	0.0464	71569.04	0.0533-	2019
0.156	0.0402-	0.1206	33069.66	0.0304-	2020
0.016	0.0282-	0.0025	46962.29	0.0111	2021
0.201	0.0297	0.1336	48913.44	0.0149-	2022
0.023	0.0364-	0.0086-	41598.46	0.0177	2023

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

يظهر الجدول (2) تقدير معاملات نموذج Jones المعدّل لكل سنة على حدة باستخدام تحليل الانحدار الخطي المتعدد، إذ أظهرت النتائج تبايناً في قيم المعاملات عبر السنوات، إذ يعكس تغير إشارات معاملات الإيرادات المعدّلة عدم استقرار العلاقة بين النشاط التشغيلي والمستحقات، وهو ما قد يعكس تدخل الإدارة في توقيت الاعتراف بالإيرادات. كما أنّ استمرار الإشارة السالبة لمعامل الأصول الثابتة يؤكّد الدور التقليدي للإهلاك في تقليص الأرباح المحاسبية. من ناحية أخرى، تعكس القيم المرتفعة لمعامل (1/ A i,t-1) حساسية المستحقات لحجم الشركة، بما يشير إلى أنّ الشركات

الأصغر قد تكون أكثر عرضة لممارسات إدارة الأرباح. كما تبيّن أنّ القدرة التفسيرية للنموذج (R^2) كانت منخفضة نسبياً في معظم السنوات، وهو ما يعزز من أهمية إدراج متغيرات إضافية لفهم سلوك إدارة الأرباح بصورة أكثر شمولاً.

عدم استقرار معاملات النموذج يعكس بيئة معلوماتية غير متجانسة، وهو ما قد ينعكس سلباً على سيولة الأسهم نتيجة عدم تماثل المعلومات بين المستثمرين.

مقارنة بين قيم نموذج Jones والدراسات السابقة:

تُظهر معاملات نموذج Jones المعدّل في الدراسة الحالية اختلافاً ملحوظاً عن القيم التي توصّلت إليها الدراسات السابقة التي استخدمت النموذج نفسه في أسواق مختلفة. فقد بلغ معامل التغير في الإيرادات المعدّلة ($\alpha 2$) في هذه الدراسة 0.073، وهو أعلى من القيمة التي وردت في دراسة Bar-Yosef and Prencipe (2013) (والتي تراوحت حول 0.05)، وأعلى كذلك من القيمة المسجّلة في دراسة Sayari and Omri (2017) في السوق التونسي (والتي بلغت نحو 0.04). أما معامل الممتلكات والآلات والمعدات ($\alpha 3$) فقد جاء في هذه الدراسة بقيمة – 0.019، وهو اتجاه مختلف عن معظم الدراسات السابقة التي وجدت معاملاً موجباً ضعيفاً، مما يشير إلى اختلاف في هيكل الأصول الصناعية في سوق عمّان مقارنة بالأسواق الأخرى.

كما أن معامل الثابت ($\alpha 1$) في هذه الدراسة جاء بقيمة مرتفعة نسبياً، وهو ما يعكس ارتفاع مستوى المستحقات الكلية نسبةً إلى الأصول في الشركات الصناعية الأردنية، مقارنة بالقيم الأقل التي ظهرت في دراسات مثل Pratama (2015) و Amawi & Abu Nassar (2021).

ويُلاحظ أيضًا أن معامل التحديد للنموذج ($R^2 = 0.0417$) أقل من القيم التي وردت في الأدبيات، حيث تراوحت بين 0.10 و0.25 في معظم الدراسات، مما يشير إلى أن جزءاً كبيراً من تباين المستحقات في الشركات الأردنية قد يكون مرتبطاً بعوامل أخرى غير مشمولة في النموذج.

وتعكس هذه الفروقات مجتمعةً اختلافات هيكلية بين الأسواق المدروسة، سواء من حيث طبيعة النشاط الصناعي، أو مستوى تطبيق الحوكمة، أو جودة الإفصاح المالي، مما يبرر الحاجة إلى اختبار إدارة الأرباح في سياق سوق عمّان بصورة مستقلة، ويدعم منطق الفرضية التفاعلية التي تقترحها الدراسة الحالية.

الإحصاء الوصفي لمتغيرات الدراسة (Descriptive Statistics)

الجدول رقم (3): الإحصاء الوصفي لمتغيرات الدراسة

EM.CFO	EM	CFO	SL	
0.003807	0.063607	0.054664	0.019091	Mean
0.080430	0.303663	0.344711	0.045902	Maximum
-0.052807	0.000451	-0.200540	0.000000	Minimum
0.012229	0.053456	0.088531	0.011123	Std. Dev.
210	210	210	210	Observations

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

حسب الجدول رقم (3)، أظهر تحليل فروق أسعار الأسهم (SL) في سوق عمّان للأوراق المالية أنَّ فرق سعر السهم يتراوح بين 0 و 0.045902 وعليه فإنَّ القيم المنخفضة تشير إلى سيولة أعلى لدى الشركات الصناعية المدرجة في السوق، وبمتوسط 0.019091 وبانحراف معياري 0.011123 . بلغ متوسط فرق سعر الأسهم في السوق الأردنية خلال الفترة التي تسبق فترة الدراسة الحالية 0.021 (Amawi and Abu Nassar، 2021) وهذا يشير إلى تحسن سيولة الأسهم. في حين

بلغ متوسط فرق سعر الأسهم في السوق التونسية 0.676 (Sayari and Omri، 2017)، وبلغ 0.746098 في البورصة الإندونيسية (Pratama، 2015) وتعتبر قيم المتوسطين مرتفعين للغاية مقارنة بالسوق الأردنية، وبناءً عليه فإنَّ سيولة الأسهم في السوق الأردنية أعلى من سيولة الأسهم في السوق التونسية والإندونيسية.

أمّا فيما يتعلق بالتدفقات النقدية التشغيلية (CFO) المقاسة بنسبة صافي التدفقات النقدية التشغيلية إلى إجمالي الأصول، فبلغ المتوسط الحسابي 0.054664 وبانحراف معياري 0.088531 وأكبر قيمة لشركات العينة 0.344711 في حين أقلّها بلغت 0.200540- ، وهذا يشير إلى كفاءة أصول الشركات الصناعية في سوق عمّان للأوراق المالية في توليد تدفقات نقدية موجبة، ولكن لا تزال بنسبة منخفضة مقارنة بحجم الأصول.

بلغ المتوسط الحسابي لإدارة الأرباح (EM) 0.063607 وبانحراف معياري 0.053456 وأكبر قيمة لشركات العينة 0.303663 في حين أقلّها بلغت 0.000451 ، وهذا يشير إلى وجود ممارسة لإدارة الأرباح من قبل شركات العينة خلال فترة الدراسة. وهو أعلى من المتوسط في دراسة أجريت في أسواق متقدمة مثل إيطاليا (Bar-Yosef and Prencipe، 2013) والذي بلغ 0.051 وقد يعود ذلك إلى تفوّق الأسواق المتقدمة في تطبيق حوكمة الشركات عنها في الأسواق الناشئة، وأقل من المتوسط في السوق الأردنية خلال الفترة التي تسبق فترة الدراسة الحالية والذي بلغ 0.126 (Amawi and Abu Nassar، 2021) وهذا يشير إلى زيادة اهتمام السوق بمعايير الحوكمة والالتزام بها عن الفترة السابقة.

بلغ المتوسط الحسابي لتفاعل إدارة الأرباح مع التدفقات النقدية التشغيلية (EM.CFO) 0.003807 وبانحراف معياري 0.012229 وأكبر قيمة لشركات العينة 0.080430 في حين أقلّها بلغت 0.052807- .

إنَّ الانحراف المعياري لجميع متغيرات الدراسة منخفض وقيمه متقاربة جداً من المتوسط الحسابي مما يعني تشتتاً ضعيفاً واستقراراً للمتغيرات.

اختبار التداخل الخطي (Multicollinearity)

تعتمد قوة النموذج على فرضية استقلال كل متغير من المتغيرات المستقلة، وللتحقق من عدم وجود مشكلة الارتباط الخطي تمَّ استخدام مقياس (Collinearity Diagnostics) باحتساب معامل (Tolerance) لكل متغير من المتغيرات المستقلة، ثمَّ إيجاد معامل (VIF) (Variance Inflation Factor).

الجدول رقم (4): اختبار (Variance Inflation Factor-VIF) للتداخل الخطي

VIF	Tolerance	Model
3.182	0.314	CFO
1.129	0.886	EM
3.374	0.296	EM.CFO

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

يظهر من الجدول رقم (4) أنّ قيمة (VIF) لجميع المتغيّرات أقل من 5، وقيمة (Tolerance) أكبر من 0.10، وهذا يشير إلى عدم وجود مشكلة الارتباط الخطي المتعدد بين المتغيّرات المستقلة، إذ أنّه وفقاً للقاعدة العامة لـ VIF يكون هناك تعدد خطي حسب هذا الاختبار عندما ترتفع قيمته عن 5، مما يعزّز من موثوقية النموذج الإحصائي المستخدم. وللتأكد أيضاً من عدم وجود ارتباط خطي بين المتغيّرات المستقلة، سيتم تطبيق مصفوفة الارتباط، أي حساب معاملات الارتباط بين المتغيّرات المستقلة، فإذا كان معامل الارتباط بين متغيّرين مستقلين أقل من 0.80 فهذا مؤشر على عدم وجود مشكلة الارتباط الخطّي المتعدد.

مصفوفة الارتباط (Correlation Matrix)

تستخدم مصفوفة الارتباط لتحديد اتجاه وقوة الارتباط بين المتغيرات، وتحديد مصدر الارتباطات المرتفعة بين المتغيرات المستقلة. لمعرفة اتجاه وقوة الارتباط بين المتغيرات تمَّ استخدام معامل الارتباط بيرسون. يوضح الجدول الآتي مصفوفة الارتباط لمتغيرات الدراسة:

الجدول رقم (5): مصفوفة الارتباط لمتغيرات الدراسة

EM.CFO	EM	CFO	SL	
			1.000000	SL
		1.000000	-0.174187	CFO
	1.000000	0.070038	0.022527	EM
1.000000	0.247991	0.816700	0.041579	EM.CFO

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

يلاحظ من الجدول (5) وجود ارتباط سلبي بين التدفقات النقدية التشغيلية وسيولة الأسهم للشركات، فقد بلغ معامل الارتباط (0.174187-)، ووجود ارتباط إيجابي بين كل من إدارة الأرباح، تفاعل إدارة الأرباح مع التدفقات النقدية التشغيلية وسيولة الأسهم فقد بلغ معامل الارتباط (0.022527)، (0.041579) على التوالي.

يشير الجدول إلى وجود ارتباط مرتفع بين CFO و EM.CFO، فقد بلغ معامل الارتباط (0.816700)، وهو يقارب 0.80 إلا أنَّ الطبيعة الرياضية لمتغير التفاعل والمشتق من ضرب متغيرين يجعل وجود ارتباط مرتفع معه أمراً طبيعياً وليس دليلاً على وجود مشكلة تداخل خطي.

اختبار جذر الوحدة (Unit Root Tests)

في بيانات Panel Data يتم التعامل مع البعد الزمني والمقطعي معاً، مما يجعل استقرار السلسلة الزمنية شرطاً أولياً لفعالية النمذجة القياسية. تكمن الحاجة إلى اختبارات استقرار السلسلة الزمنية لضمان صحة الاستدلال الإحصائي (النماذج المبنية على بيانات مستقرة توفر تقديرات ومعاملات أكثر دقة وثباتاً) وتجنب الانحدار الزائف.

تمَّ إجراء اختبارات Levin, Lin & Chu (LLC) ، Fisher - ADF ، Fisher - PP لتحديد ما إذا كانت السلسلة الزمنية مستقرة (Stationary) أم تحتوي على جذر الوحدة (Unit Root)، وهي الاختبارات المعتمدة في الأدبيات عند التعامل مع بيانات Panel. والجدول الآتي يوضح نتائج الاختبارات:

الجدول رقم (6): اختبار جذر الوحدة (Unit Root Tests)

EM.CFO			CFO			EM		
Fisher- PP Prob.	Fisher- ADF Prob.	LLC Prob.	Fisher- PP Prob.	Fisher- ADF Prob.	LLC Prob.	Fisher- PP Prob.	Fisher- ADF Prob.	LLC Prob.
0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

يتضح من الجدول رقم (6) أنَّ جميع المتغيّرات مستقرة عند المستوى مع ثابت وبدون اتجاه Level /Individual /Intercept، إذ أنَّ قيمة الاحتمال P-value للاختبارات الثلاثة أصغر من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي نرفض الفرضية الصفرية (السلسلة تحتوي على جذر الوحدة وبالتالي فهي غير مستقرة) ونقبل الفرضية البديلة (السلسلة لا تحتوي على جذر الوحدة وبالتالي فهي مستقرة).

اختبار الفرضيات:

1– اختبار الفرضية الأولى:

تمَّ اختبار الفرضية الأولى من خلال المقارنة بين ثلاثة نماذج: نموذج الانحدار التجميعي Pooled OLS Model، نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effects Model، ونموذج التأثيرات العشوائية Random Effects Model. وتمَّ إجراء اختبار Likelihood Ratio واختبار Hausman من أجل اختيار النموذج المناسب كما يلي:

الجدول رقم (7): اختبار Likelihood Ratio واختبار Hausman

المقارنة بين نموذج الانحدار التجميعي ونموذج التأثيرات الثابتة (اختبار Likelihood Ratio)	قيمة مؤشر الاختبار	297.480118
	الاحتمال .Prob	0.0000
المقارنة بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية (اختبار Hausman)	قيمة مؤشر الاختبار	0.017620
	الاحتمال .Prob	0.8944

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

يتضح من الجدول رقم (7) أنَّ احتمال الدلالة لاختبار Likelihood Ratio يساوي 0.0000 وهو أصغر من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فإن نموذج التأثيرات الثابتة هو أفضل من نموذج الانحدار التجميعي. كما يتضح من الجدول أنَّ احتمال الدلالة لاختبار Hausman يساوي 0.8944 وهو أكبر من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فإن نموذج التأثيرات العشوائية هو أفضل من نموذج التأثيرات الثابتة. وبالتالي تمَّ تحليل البيانات للفرضية الأولى وفق نموذج التأثيرات العشوائية.

الجدول رقم (8): نموذج التأثيرات العشوائية لاختبار الفرضية الأولى

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.018658	0.001907	9.781711	0.0000
EM	0.006820	0.008761	0.778426	0.4372
R-squared	0.002918			
F-statistic	0.608823			
Prob(F-statistic)	0.436118			

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

يتضح من الجدول رقم (8) أنَّ حجم المعامل لإدارة الأرباح 0.006820 ، وقيمة إحصائية t 0.778426 مع دلالة إحصائية تساوي 0.4372 وهي أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 مما يعني أنَّ إدارة الأرباح لها تأثير إيجابي في سيولة الأسهم ولكنه غير دال إحصائياً وعليه، تقبل فرضية العدم التي تنص على عدم وجود أثر لإدارة الأرباح في سيولة الأسهم وترفض الفرضية البديلة.

بلغت قيمة معامل التحديد (R^2) 0.002918 وهذا يدل على أنَّ 0.29% من التغيرات الحاصلة في سيولة الأسهم تعود إلى إدارة الأرباح، بينما تتأثر النسبة المتبقية البالغة 99.71% بمتغيرات أخرى خارج نطاق نموذج الدراسة. وبلغت Prob(F-statistic) 0.436118 وهي أكبر من 0.05 وهذا يدل على أنَّ النموذج ككل غير دال إحصائياً.

وبناءً عليه: **لا يوجد أثر ذي دلالة إحصائية لإدارة الأرباح في سيولة الأسهم.**

من منظور اقتصادي، قد يشير ذلك إلى أنَّ السوق يتمتع بدرجة من الكفاءة (خصوصاً الكفاءة شبه القوية)، بحيث لا يعتمد المستثمرون بشكل كبير على الأرقام المحاسبية المعدّلة أو المتلاعب بها، بل يستندون إلى مصادر معلومات بديلة أكثر مصداقية مثل الأخبار السوقية أو المؤشرات التشغيلية الفعلية.

أما من الناحية المحاسبية، فقد يكون مستوى إدارة الأرباح ضمن العيّنة منخفضاً أو يتم ممارسته بطرق يصعب اكتشافها (خصوصاً إدارة الأرباح الحقيقية)، مما يحدّ من قدرة النماذج (مثل نموذج Jones) على التقاطه بدقة. كذلك قد يكون المستثمرون غير قادرين على التمييز بين الأرباح الحقيقية والمُدارة، وبالتالي لا ينعكس ذلك في قرارات التداول أو سيولة الأسهم.

2– اختبار الفرضية الثانية:

تمَّ اختبار الفرضية الثانية من خلال المقارنة بين ثلاثة نماذج: نموذج الانحدار التجميعي Pooled OLS Model، نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effects Model، ونموذج التأثيرات العشوائية Random Effects Model. وتمَّ إجراء اختبار Likelihood Ratio واختبار Hausman من أجل اختيار النموذج المناسب كما يلي:

الجدول رقم (9): اختبار Likelihood Ratio واختبار Hausman

المقارنة بين نموذج الانحدار التجميعي ونموذج التأثيرات الثابتة (اختبار Likelihood Ratio)	قيمة مؤشر الاختبار	290.783683
	الاحتمال Prob.	0.0000
المقارنة بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية (اختبار Hausman)	قيمة مؤشر الاختبار	7.383110
	الاحتمال Prob.	0.0066

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

يتضح من الجدول رقم (9) أنَّ احتمال الدلالة لاختبار Likelihood Ratio يساوي 0.0000 وهو أصغر من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فإن نموذج التأثيرات الثابتة هو أفضل من نموذج الانحدار التجميعي. كما يتضح من الجدول أنَّ احتمال الدلالة لاختبار Hausman يساوي 0.0066 وهو أصغر من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فإن نموذج التأثيرات الثابتة هو أفضل من نموذج التأثيرات العشوائية. وبالتالي تمَّ تحليل البيانات للفرضية الثانية وفق نموذج التأثيرات الثابتة.

الجدول رقم (10): نموذج التأثيرات الثابتة لاختبار الفرضية الثانية

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.018922	0.000502	37.72613	0.0000
CFO	0.003093	0.005319	0.581508	0.5616
R-squared	0.757195			
F-statistic	18.60720			
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

يتضح من الجدول رقم (10) أنَّ حجم المعامل للتدفقات النقدية التشغيلية 0.003093، وقيمة إحصائية t 0.581508 مع دلالة إحصائية تساوي 0.5616 وهي أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 مما يعني أنَّ التدفقات النقدية التشغيلية لها تأثير إيجابي في سيولة الأسهم ولكنه غير دال إحصائياً وعليه، تقبل فرضية العدم التي تنص على عدم وجود أثر للتدفقات النقدية التشغيلية في سيولة الأسهم وترفض الفرضية البديلة.

بلغت قيمة معامل التحديد (R^2) 0.757195 وهذا يدل على أنَّ 75.7% من التغيرات الحاصلة في سيولة الأسهم تعود إلى التدفقات النقدية التشغيلية، بينما تتأثر النسبة المتبقية البالغة 24.3% بمتغيرات أخرى خارج نطاق نموذج الدراسة. وبلغت Prob(F-statistic) 0.000000 وهي أقل من 0.05 وهذا يدل على أنَّ النموذج ككل دال إحصائياً.

وبناءً عليه: **لا يوجد أثر ذي دلالة إحصائية للتدفقات النقدية التشغيلية في سيولة الأسهم.**

من منظور اقتصادي، يُفترض أنّ التدفقات النقدية التشغيلية تعكس جودة الأداء والسيولة الداخلية، لكن عدم ظهور أثر لها قد يدل على أنّ المستثمرين لا ينظرون إليها كمؤشر رئيس لاتخاذ قرارات التداول قصيرة الأجل، والتي تُعد المحرك الأساسي لسيولة الأسهم. وقد يركز المستثمرون أكثر على الأرباح المحاسبية أو التوقعات المستقبلية بدلاً من التدفقات النقدية الحالية.

أما من الناحية المحاسبية، قد يكون السبب في ذلك هو ضعف الإفصاح أو التأخر الزمني في نشر بيانات التدفقات النقدية مقارنة ببقية القوائم المالية، مما يقلل من أهميتها المعلوماتية في التأثير على السيولة السوقية.

3– اختبار الفرضية الثالثة:

تمَّ اختبار الفرضية الثالثة من خلال المقارنة بين ثلاثة نماذج: نموذج الانحدار التجميعي Pooled OLS Model، نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effects Model، ونموذج التأثيرات العشوائية Random Effects Model. وتمَّ إجراء اختبار Likelihood Ratio واختبار Hausman من أجل اختيار النموذج المناسب كما يلي:

الجدول رقم (11): اختبار Likelihood Ratio واختبار Hausman

المقارنة بين نموذج الانحدار التجميعي ونموذج التأثيرات الثابتة (اختبار Likelihood Ratio)	قيمة مؤشر الاختبار	268.280953
	الاحتمال .Prob	0.0000
المقارنة بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية (اختبار Hausman)	قيمة مؤشر الاختبار	20.755814
	الاحتمال .Prob	0.0001

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

يتضح من الجدول رقم (11) أنَّ احتمال الدلالة لاختبار Likelihood Ratio يساوي 0.0000 وهو أصغر من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فإن نموذج التأثيرات الثابتة هو أفضل من نموذج الانحدار التجميعي. كما يتضح من الجدول أنَّ احتمال الدلالة لاختبار Hausman يساوي 0.0001 وهو أصغر من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فإن نموذج التأثيرات الثابتة هو أفضل من نموذج التأثيرات العشوائية. وبالتالي تمَّ تحليل البيانات للفرضية الثالثة وفق نموذج التأثيرات الثابتة.

الجدول رقم (12): نموذج التأثيرات الثابتة لاختبار الفرضية الثالثة

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.018007	0.000873	20.62246	0.0000
CFO	0.014451	0.011894	1.215021	0.2260
EM	0.010083	0.009466	1.065166	0.2883
EM-CFO	-0.091011	0.082110	-1.108400	0.2692
R-squared	0.759588			
F-statistic	17.47612			
Prob(F-statistic)	0.000000			

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

يتضح من الجدول رقم (12) أنَّ حجم المعامل لتفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح 0.091011- ، وقيمة إحصائية t 1.108400- مع دلالة إحصائية تساوي 0.2692 وهي أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 مما يعني أنَّ تفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح لها تأثير سلبي في سيولة الأسهم ولكنه غير دال إحصائياً وعليه، تقبل فرضية العدم التي تنص على عدم وجود أثر لتفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في سيولة الأسهم وترفض الفرضية البديلة.

بلغت قيمة معامل التحديد R^2 0.759588 وهذا يدل على أنَّ 75.9% من التغيرات الحاصلة في سيولة الأسهم تعود إلى تفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح، بينما تتأثر النسبة المتبقية البالغة 24.1% بمتغيرات أخرى خارج نطاق نموذج الدراسة. وبلغت Prob(F-statistic) 0.000000 وهي أقل من 0.05 وهذا يدل على أنَّ النموذج ككل دال إحصائياً.

وبناءً عليه: **لا يوجد أثر ذي دلالة إحصائية لتفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في سيولة الأسهم.**

من منظور اقتصادي، قد يعني ذلك أن المستثمرين لا يقومون بتحليل مشترك ومعمّق بين إدارة الأرباح والتدفقات النقدية التشغيلية، بل يتعاملون مع كل مؤشر بشكل منفصل أو حتى يهملون أحدهما. وهذا يتماشى مع بعض تفسيرات التمويل السلوكي التي تشير إلى محدودية المعالجة المعرفية للمستثمرين.

أما من الناحية المحاسبية، قد يشير ذلك إلى أنّ جودة الأرباح (التي يُفترض أن تعكسها العلاقة بين الأرباح والتدفقات النقدية) ليست واضحة بما يكفي في البيانات، أو أنّ أدوات القياس المستخدمة لا تعكس التفاعل الحقيقي بين المتغيرين.

اختبارات البواقي:

تمَّ إجراء مجموعة من اختبارات البواقي للنماذج المقدّرة، شملت اختبار Jarque-Bera test للتحقق من التوزيع الطبيعي، واختبار Durbin-Watson statistic للكشف عن الارتباط الذاتي، واختبار Pesaran CD لاختبار وجود الاعتماد بين المقاطع العرضية. والجدول الآتي يوضح نتائج الاختبارات:

الجدول رقم (13): نتائج اختبارات البواقي للنماذج الثلاثة

	Jarque-Bera	Durbin-Watson	Pesaran CD
نموذج RE لاختبار الفرضية الأولى	0.015175	1.326217	0.4268
نموذج FE لاختبار الفرضية الثانية	0.000000	1.529884	0.5298
نموذج FE لاختبار الفرضية الثالثة	0.000000	1.527681	0.6807

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

على الرغم من أنَّ نتائج اختبار Jarque-Bera تشير إلى رفض فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي، إذ كانت القيم الاحتمالية أقل من مستوى الدلالة (0.05) وهو أمر شائع في بيانات Panel، إلا أنَّ هذا الانحراف لا يُعدّ عائقاً جوهرياً أمام صلاحية نتائج النموذج. ويُعزى ذلك إلى الاستناد إلى Central Limit Theorem، والتي تفيد بأنَّ توزيع المقدّرات الإحصائية يقترب من التوزيع الطبيعي في العينات ذات الحجم الكبير، بغض النظر عن شكل التوزيع الأصلي للبيانات.

وفي هذا السياق، يُعدّ حجم العينة المستخدم في الدراسة، والبالغ (210) مشاهدة، كافياً لتعزيز خصائص التقارب نحو التوزيع الطبيعي، مما يدعم موثوقية نتائج التقدير والاستدلال الإحصائي.

أما بالنسبة لاختبار Durbin-Watson، فقد تراوحت القيم بين (1.32-1.52)، وبالتالي أقرب من القيمة المثلى (2)، مما يدل على عدم وجود ارتباط ذاتي بين البواقي.

وفيما يتعلق باختبار Pesaran CD، فقد جاءت القيم الاحتمالية أكبر من (0.05) في جميع النماذج، مما يعني عدم وجود اعتماد معنوي بين المقاطع العرضية.

تمَّ التعامل مع مشكلة عدم تجانس التباين من خلال استخدام الأخطاء المعيارية القوية (Robust Standard Errors-White cross-section)، مما يساهم في تحسين كفاءة ودقة التقديرات.

اختبار المتانة (Robustness Check):

للتحقق من متانة النتائج وثباتها، تم إجراء اختبار متانة باستخدام مقياس بديل لسيولة الأسهم، وذلك من خلال استبدال مقياس فرق أسعار العرض والطلب (Bid- Ask Spread) بمعدل دوران السهم (Turnover)، والذي يُعدّ من المقاييس الشائعة لسيولة الأسهم في الأدبيات المالية.

تم احتساب معدل دوران السهم بقسمة حجم التداول السنوي على عدد الأسهم القائمة لكل شركة، ثم إعادة تقدير نموذج الفرضية الثالثة باستخدام هذا المقياس البديل من خلال المقارنة بين النماذج الثلاثة: نموذج الانحدار التجميعي Pooled OLS Model، نموذج التأثيرات الثابتة Fixed Effects Model، ونموذج التأثيرات العشوائية Random Effects Model. وتمَّ إجراء اختبار Likelihood Ratio واختبار Hausman من أجل اختيار النموذج المناسب كما يلي:

الجدول رقم (14): اختبار Likelihood Ratio واختبار Hausman

المقارنة بين نموذج الانحدار التجميعي ونموذج التأثيرات الثابتة (اختبار Likelihood Ratio)	قيمة مؤشر الاختبار	93.864353
	الاحتمال .Prob	0.0000
المقارنة بين نموذج التأثيرات الثابتة ونموذج التأثيرات العشوائية (اختبار Hausman)	قيمة مؤشر الاختبار	5.237700
	الاحتمال .Prob	0.1552

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

يتضح من الجدول رقم (14) أنَّ احتمال الدلالة لاختبار Likelihood Ratio يساوي 0.0000 وهو أصغر من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فإن نموذج التأثيرات الثابتة هو أفضل من نموذج الانحدار التجميعي. كما يتضح من الجدول أنَّ احتمال الدلالة لاختبار Hausman يساوي 0.1552 وهو أكبر من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فإن نموذج التأثيرات العشوائية هو أفضل من نموذج التأثيرات الثابتة. وبالتالي تمَّ إعادة تحليل البيانات للفرضية الثالثة وفق نموذج التأثيرات العشوائية.

الجدول رقم (15): نموذج التأثيرات العشوائية لإعادة اختبار الفرضية الثالثة

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0003	3.674666	19.36175	71.14797	C
0.1287	-1.525535	193.6300	-295.3895	CFO
0.6159	-0.502452	168.2139	-84.51948	EM
0.2184	1.234502	1372.137	1693.906	EM-CFO
0.011369				R-squared
0.789649				F-statistic
0.500911				Prob(F-statistic)

المصدر: نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج EViews 10

يتضح من الجدول رقم (15) أنَّ حجم المعامل لتفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح 1693.906، وقيمة إحصائية t 1.234502 مع دلالة إحصائية تساوي 0.2184 وهي أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 مما يعني أنَّ تفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح لها تأثير إيجابي في سيولة الأسهم ولكنه غير دال إحصائياً وعليه، تقبل فرضية العدم التي تنص على عدم وجود أثر لتفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في سيولة الأسهم وترفض الفرضية البديلة.

بلغت قيمة معامل التحديد R^2 0.011369 وهذا يدل على أنَّ 1.13% من التغيرات الحاصلة في سيولة الأسهم تعود إلى تفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح، بينما تتأثر النسبة المتبقية البالغة 98.87% بمتغيرات أخرى خارج

نطاق نموذج الدراسة. وبلغت Prob(F-statistic) 0.5009110 وهي أكبر من 0.05 وهذا يدل على أنَّ النموذج ككل غير دال إحصائياً.

وبناءً عليه: **لا يوجد أثر ذي دلالة إحصائية لتفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في سيولة الأسهم.**

أظهرت نتائج اختبار المتانة استمرار عدم وجود دلالة إحصائية لتأثير تفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في سيولة الأسهم، واختلاف اتجاه معاملات المتغيرات الأساسية (CFO, EM, EM x CFO) بين النموذج الأساسي ونموذج المتانة، إلا أنّ هذا الاختلاف لا يحمل دلالة تفسيرية جوهرية من الناحية الإحصائية، نظراً لعدم معنوية تلك المعاملات في كلا النموذجين. وعليه، فإنّ تغير الإشارة الجبرية للمعاملات لا يغير من الاستنتاج الرئيس للدراسة.

ويمكن تفسير هذا الاختلاف في الاتجاه بأنّ مقاييس سيولة الأسهم تعكس أبعاداً مختلفة للسيولة، إذ يقيس الفرق بين سعري العرض والطلب تكلفة التداول وعدم تماثل المعلومات، بينما يعكس معدل دوران الأسهم مستوى النشاط التداولي في السوق. إلا أنّ استمرار عدم الدلالة الإحصائية في كلا المقياسين يشير إلى أنّ النموذج الأساسي يتمتع بدرجة مقبولة من الثبات والموثوقية، وأنّ الاستنتاجات الرئيسة للدراسة مستقرة، وأنَّ العلاقة التفاعلية بين التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في تفسير سيولة الأسهم لا تتأثر بتغيير مقياس السيولة المستخدم.

حدود الدراسة:

تتحدد نتائج هذه الدراسة بعدد من الحدود التي ينبغي أخذها في الاعتبار عند تفسيرها.

أولاً، اقتصرت الدراسة على الشركات الصناعية المدرجة في سوق عمّان للأوراق المالية خلال الفترة 2017–2023، مما يحدّ من إمكانية تعميم النتائج على قطاعات أخرى أو على أسواق مالية ذات خصائص مختلفة.

ثانياً، اعتمدت الدراسة على قياس سيولة الأسهم باستخدام مؤشر واحد هو الهامش السعري النسبي، في حين قد تعكس مؤشرات أخرى مثل حجم التداول أو عمق السوق جوانب إضافية من السيولة.

ثالثاً، تم قياس إدارة الأرباح باستخدام نموذج Jones المعدّل فقط، وهو نموذج يعتمد على المستحقات وقد لا يلتقط جميع أشكال إدارة الأرباح القائمة على الأنشطة الحقيقية.

رابعاً، لم تتضمن الدراسة متغيرات ضابطة، وقد تمَّ تبرير ذلك منهجياً في فقرة الاستنتاجات.

وأخيراً، تعتمد الدراسة على بيانات منشورة قد تتأثر بجودة الإفصاح المحاسبي، وهو ما قد ينعكس على دقة القياسات المستخدمة.

الاستنتاجات والتوصيات:

في ضوء نتائج الاختبارات الإحصائية لفرضيات الدراسة، توصلت الدراسة إلى الاستنتاجات الآتية:

1- تشير نتائج اختبارات البواقي إلى أنَّ النماذج المقدّرة تستوفي في مجملها الشروط الأساسية اللازمة لاختبار الفرضيات محل الدراسة، وأن الاستنتاجات المتعلقة بقبول أو رفض الفرضيات تستند إلى تقديرات تتسم بدرجة جيدة من الموثوقية الإحصائية.

2- فيما يتعلق بمدى ملاءمة النموذج المستخدم في ظل عدم إدراج متغيرات ضابطة، تشير قيم (VIF) المنخفضة إلى

أن المتغيرات المستقلة المدرجة في النموذج كافية لالتقاط التباين التفسيري دون وجود مشكلة ناتجة عن ارتباطات خطية مرتفعة. وبذلك فإنّ عدم تضمين متغيرات ضابطة لم يؤثر سلباً على استقرار النموذج أو موثوقية تقديراته، بل ساهم في الحفاظ على بساطة النموذج وقابليته التفسيرية دون الإخلال بسلامته الإحصائية. كما أنّ عدم تضمين هذه المتغيرات في النموذج الحالي يستند إلى اعتبارات منهجية تتعلق بهدف الدراسة وتصميمها، إذ تركز الدراسة على اختبار الأثر التفاعلي بين التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في تفسير سيولة الأسهم، وهو ما يتطلب بناء نموذج تحليلي موجّه يبرر هذا التفاعل بشكل مباشر، وعليه تم تجنب توسيع النموذج بعدد كبير من المتغيرات الضابطة حتى لا يتم إضعاف وضوح الأثر التفاعلي محل الدراسة. كما تعتمد الدراسة على تجانس نسبي في العينة (قطاع واحد وسوق واحد) مما يحدّ من التباين المرتبط بخصائص مثل الحجم أو القيمة السوقية.

3- لا يوجد أثر ذي دلالة إحصائية لإدارة الأرباح في سيولة الأسهم، وتتعارض هذه النتيجة مع دراسة Sayari and Omri (2017) التي بيّنت وجود أثر إيجابي، وتتعارض مع دراستي Ajina and Habib (2017) و Amawi and Abu Nassar (2021) من حيث وجود أثر سلبي، بينما تتفق هذه النتيجة مع دراستي Bar-Yosef and Prencipe (2013) و Pratama (2015) التي بيّنت عدم وجود أثر لإدارة الأرباح في سيولة الأسهم. تعتبر الاختلافات المنهجية والسياقية سبباً لاختلاف نتيجة الدراسة الحالية عن نتائج الدراسات السابقة. ويمكن تفسير هذه النتيجة بخصائص سوق عمّان للأوراق المالية الذي يتسم بدرجة من التنظيم والكفاءة النسبية، حيث تعتمد سيولة الأسهم بشكل أكبر على العوامل السوقية الحقيقية كحجم التداول، فروق أسعار العرض والطلب، وعمق السوق، أكثر من اعتمادها على الممارسات المحاسبية أو المؤشرات المالية الداخلية، كما تعكس هذه النتيجة درجة من وعي المستثمرين وقدرتهم على التمييز بين المعلومات الجوهرية وغير الجوهرية، مما يقلّل من تأثير إدارة الأرباح على قرارات التداول والسيولة.

4- لا يوجد أثر ذي دلالة إحصائية للتدفقات النقدية التشغيلية في سيولة الأسهم. ويمكن تفسير هذه النتيجة بعدّة اعتبارات ترتبط بطبيعة الشركات الصناعية المدرجة في سوق عمّان المالي، حيث تتسم الشركات الصناعية بكونها كثيفة رأس المال وتعتمد على دورات تشغيل طويلة، الأمر الذي يجعل التدفقات النقدية التشغيلية متذبذبة وأقل تعبيراً عن الأداء قصير الأجل الذي يهتم به المستثمرون في قرارات التداول. علاوة على ذلك فإنَّ عدم التزامن الزمني بين الإفصاح عن التدفقات النقدية التشغيلية والتغيرات اليومية في سيولة الأسهم قد يسهم في إضعاف العلاقة الإحصائية بينهما، وهو ما يفسر النتيجة المتحصل عليها في هذه الدراسة.

5- لا يوجد أثر ذي دلالة إحصائية لتفاعل التدفقات النقدية التشغيلية وإدارة الأرباح في سيولة الأسهم. ويمكن تفسير هذه النتيجة بضعف استجابة المستثمرين للمعلومات المعقدة وعدم التزامن الزمني بين الإفصاح المالي وحركة التداول يحدّان من انعكاس هذا التفاعل على السيولة.

6- عند تطبيق هذه النتائج على بيئة سوق دمشق للأوراق المالية، ينبغي أخذ الفروقات الهيكلية بعين الاعتبار، حيث يتسم سوق دمشق بانخفاض مستويات السيولة، وضعف عمق السوق، وارتفاع درجة عدم اليقين، الأمر الذي قد يجعل سيولة الأسهم أكثر تأثراً بالمعلومات المحاسبية وإشارات الأداء المالي، بما في ذلك ممارسات إدارة الأرباح. وبناءً عليه،

فإنه من المتوقع أن تختلف هذه النتائج في سوق دمشق، حيث قد يكون لإدارة الأرباح أو التدفقات النقدية التشغيلية أثر أكثر وضوحاً في سيولة الأسهم، نتيجة لانخفاض كفاءة السوق واعتماد المستثمرين بدرجة أكبر على المعلومات المحاسبية في ظل محدودية البدائل المعلوماتية.

وبناءً على ما سبق توصي الدراسة الحالية بما يأتي:

1- تركيز المستثمرين والمحللين الماليين على مؤشرات السوق التي تؤثر في سيولة الأسهم كحجم التداول، فروق أسعار العرض والطلب، وعمق السوق، إذ يشير حجم التداول المرتفع وفروقات الأسعار الضعيفة وعمق السوق الكبير إلى سيولة عالية.

2- تعزيز الرقابة وحوكمة الشركات للحد من ممارسات إدارة الأرباح.

3- تحسين جودة التقارير المالية والإفصاح وتقليل عدم تماثل المعلومات بما يساهم في تعزيز كفاءة السوق.

4- للتحقق من متانة النتائج أيضاً، يمكن للدراسات المستقبلية استخدام مقاييس بديلة للسيولة أو لإدارة الأرباح أو إضافة متغيرات ضابطة أو نماذج بديلة تفسّر سيولة الأسهم بشكل أفضل.

References:

[1] A. H. Al-Nefaie and T. H. H. Aldhyani, " Predicting Close Price in Emerging Saudi Stock Exchange: Time Series Models," **Electronics**, vol. 11, no. 3443, pp. 1-25, 2022.

[2] A. H. Al-Ali, **Financial Management**, (in Arabic) 5th ed. Amman: Dar Wael for Publishing and Distribution, 2017.

[3] D. Rakshit and A. Paul, "Earnings management and financial distress: An analysis of Indian textile companies," **NMIMS Journal of Economics and Public Policy**, vol. 5, no. 3, pp. 40–53, 2020.

[4] S. Sayari, and A. Omri, " Earnings Management, Accruals and Stock Liquidity," **Journal of Finance**, vol. 5, no. 1, pp. 17-28, 2017.

[5] A. Ajina and A. Habib, "Examining the relationship between earning management and market liquidity," **Research in International Business and Finance**, vol.42, pp.1164-1172, 2017.

[6] D. A. Amawi and M. Abu Nassar, " The Impact of Corporate Governance and Earnings Management on Stock Liquidity: Empirical Study of Jordanian Industrial Firms," **Jordan Journal of Business Administration**, vol. 17, no. 4, pp. 531-553, 2021.

[7] R.H. A. Pratama, " The Effect of Earnings Management to Stock Liquidity in Manufacturing Companies Year 2009-2013," **Jurnal Ilmiah Mahasiswa FEB**, vol. 4, no.1, 2015.

[8] S. Bar-Yosef and A. Prencipe, " The impact of corporate governance and earnings management on stock market liquidity in a highly concentrated ownership capital market," **Journal of Accounting, Auditing & Finance**, vol. 28, no. 3, pp. 292-316, 2013.

[9] S. Fazio; E. Grande and R. Estebanez, " The 'secret life' of the Statement of Cash Flow: a bibliometric analysis," **Management Letters**, vol. 22, no. 1, pp.143-159, 2022.

[10] S. Boujelben; H. Khemakhem-Feki and A. Alqatan, " Real earnings management and the relevance of operating cash flows: A study of French listed firms," **International Journal of Disclosure and Governance**, vol. 17, no. 4, pp. 218–229, 2020.

[11] P. M. Dechow and I. D. Dichev," The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors," **The accounting review**, vol. 77, no. (s-1), pp. 35-59, 2002.

[12] B. C. Osisioma; P.V.C. Okoye; R.A. Ezejiofor and J.N. Okoye, " Operating Cash Flow and Earnings Management: Evidence from Nigerian Banks," **International Journal of Advanced Academic Research (Social and Management Sciences)**, vol. 6, no. 12, pp. 53-63, 2020.

[13] N.H. Al-Alimat and B.E.A. Al-Hashash, " The impact of earnings management on the relationship between operating cash flows and equity returns in Jordanian public shareholding industrial companies," **Arab Journal of Management**, (In Arabic) vol. 42, no. 4, pp. 309-321, 2022.

[14] J. Mardianto, "The Effect of Free Cash Flow and Corporate Governance on Earnings Management: The Moderating Role of Stock Liquidity," 2025, Available at: https://scholar.google.com.

[15] G.P. Aielli, and D. Pirino, "Funding liquidity and stock market liquidity: Structural estimation from high-frequency data," **Decisions in Economics and Finance**, vol. 48, pp. 2061-2097, 2025.

[16] P. Molyneux; Q. Wang; R. Xie and B. Zhao, "Bank funding constraints and stock liquidity," **European Journal of Finance**, vol. 28, no. 15, pp.1491-1514, 2022.

[17] M. F. Al-Abed and R. S. Al-Khouri, " Evaluating Liquidity Using High Frequency Data," Unpublished Ph.D. dissertation, Yarmouk University, Irbid, Jordan, 2006.

[18] N. M. Masoud, " The Impact of Stock Market Performance upon Economic Growth," **International Journal of Economics and Financial Issues**, vol. 3, no. 4, pp. 788-798, 2013.

[19] Z.N. Zgheibi; M.R. Hamed and M.M.A. Sobh, " The impact of stock liquidity on the value of the enterprise," **Scientific Journal of Economics and Trade**, (in Arabic), no. 3, pp. 285-306, 2018.

[20] H. Chung; H.J Sheu and J.L. Wang, " Do Firms' Earnings Management Practices Affect Their Equity Liquidity?," **Finance Research Letters**, vol. 6, no. 3, pp. 152-158, 2009.

[21] N. Bhattacharya; H. Desai, and K. Venkataraman, "Does Earnings Quality Affect Information Asymmetry? Evidence from Trading Costs," **Contemporary Accounting Research**, vol.30, no. 2, pp. 482-516, 2013.

[22]P. Jiraporn; G. A. Miller; S. S. Yoon and Y. S. Kim, " Is earnings management opportunistic or beneficial? An agency theory perspective," **International Review of Financial Analysis**, vol. 17, no. 3, pp. 622-634, 2008.

[23] L. R. Glosten and P. R. Milgrom, " Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with heterogeneously informed traders," **Journal of Financial Economics**, vol. 14, no. 1, pp. 71-100, 1985.

[24] K. Schipper, "Commentary on Earnings Management," **Accounting Horizons**, vol. 3, no. 4, pp. 91-102, 1989.

[25] P.M. Healy and J.M. Wahlen, "A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting," **Accounting Horizons**, vol. 13, no. 4, pp. 365-383,1999.

[26] Y. Almahrog; Z. Aribi and T. Arun, "Earnings management and corporate social responsibility: UK evidence," **Journal of Financial Reporting and Accounting**, vol.16, no.2, pp.311-332, 2018.

[27] D. Mangala and A. Isha, "A brief mapping of earnings management`s drivers and restraints," **Journal of Commerce and Accounting. Research**, vol.6, no.3, pp.19-28, 2017.

[28] B. C. Sohn, " The effect of accounting comparability on the accrual-based and real earnings management," **Journal of Accounting and Public Policy**, vol. 35, no. 5, pp. 513-539, 2016.

[29] A. Kraft; B.S. Lee and K. Lopatta, "Management Earnings Forecasts, Insider Trading, and Information Asymmetry," **Journal of Corporate Finance**, vol. 26, pp. 96-123, 2014.

[30] P.M. Healy and K.G. Palepu, " Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature," **Journal of Accounting and Economics**, vol. 31, no. (1-3), pp. 405-440, 2001.

[31] G. Jacoby; D.J. Fowler and A.A. Gottesman, " The capital asset pricing model and the liquidity effect: A theoretical approach," **Journal of Financial Markets**, vol. 3, no. 1, pp. 69-81, 2000.

[32] F. Gulec and T. Bektas,"Cash Flow Ratio Analysis: The Case of Turkey," **The Journal of Accounting and Finance**, August, pp. 247-262, 2019.

[33] H. Wang; Z. Xu and H. Huang, " Operating cash flow, earnings management and tax aggressiveness: Evidence from listed companies in China," **International conference on management science and engineering management**, pp. 1069–1080, 2018.

[34] N. T. Raditya and W. Utami, "The Effect of Current Earnings, Operating Cash Flows and Accrual Quality on Future Earnings (Empirical Study on Manufacturing Companies Listed on The Indonesia Stock Exchange Year 2016 – 2018," **Saudi J Bus Manag Stud**, vol.6, no.4, pp.125-134, 2021.

[35] I. Bangash and H. Akhtar,"Constraint of real earnings management with mediating role of cash holdings: Evidence from US and China," **Journal of Management and Financial Sciences**, vol. 57, pp. 33-52. 2025.

[36] H. Spiropoulos and R. Zhao, "Stock liquidity, cash flow sensitivity and the value of cash," **International Review of Economics and Finance**, vol. 88, pp. 1565-1581, 2023.

[37] D.Q. Dang; I. Korkos and W. Wu, "The effects of earnings management on information asymmetry and stock price synchronicity," **Cogent Economics and Finance**, vol. 11, no. 2, 2023.

[38] S. Boubaker; H. Ghouma and A. Omri, "Financial reporting quality and stock liquidity: International evidence," **Journal of Corporate Finance**, vol. 79, 2023.

[39] A. Dimitras; G. Peppas; K. Seremetis and E. Magerakis, "Cach flows, accruals and corporate returns," **International Conference on Business and Economics Proceedings**, vol.4, no. 1, 2024.