



Peer Effects in Corporate Disclosure Decisions

Mohammad Hossein Safarzadeh*: Associate professor of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.

M_safarzadeh@sbu.ac.ir

Hamideh Asnaashari : Assistant professor of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.

H_asnaashari@sbu.ac.ir

Alireza Panahalipour: Master of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.

Alirezapanahalipour@gmail.com

Abstract

Information disclosure is considered one of the most important aspects of corporate performance and decision-making. Managers' decisions regarding the extent and manner of information disclosure will have a significant impact on the decision-making of other market players. The purpose of this research is to investigate the effect of information disclosure by peer companies on managers' decision-making regarding the level of disclosure of companies listed on the Tehran Stock Exchange. The moderating role of reliance on external financing is also examined. The research method combines deductive and inductive approaches, and data from 113 companies over 10 years have been studied. The results showed that information disclosure by peer companies has a positive and significant effect on the disclosure of the companies under study. These results indicate that the information published by peers acts as a driver for increased corporate disclosure. Regarding the moderating role of reliance on external financing in the relationship between peer disclosure and corporate disclosure, the results showed that this factor does not have a significant effect on this relationship. Therefore, this feature does not have a significant impact on the effect of peers on corporate disclosure.

Key words: Peer Effects, Information Disclosure, External Financing.

Introduction

The disclosure of information is considered one of the most important aspects of corporate performance and decision-making. This concept refers to how companies convey essential financial and non-financial information to stakeholders, including investors, regulatory bodies, and the public. Management decisions regarding the scope and manner of information disclosure significantly influence the decision-making processes of other market participants, affecting everything from investment strategies to perceptions of corporate value. In today's competitive environment, transparency and accountability have emerged as critical topics, as stakeholders increasingly demand a deeper understanding of corporate operations and governance.

Despite extensive research on corporate disclosure policies, the role of peer companies in disclosure is often overlooked. Peer companies can serve as benchmarks for comparison and sources of competitive pressure, shaping how companies relate to their performance and prospects. This study aims to fill this gap by examining the impact of information disclosure by peer companies on management decisions regarding the level of information disclosure in companies listed on the Tehran Stock Exchange. Understanding how peer companies influence disclosure practices can provide valuable insights into corporate governance dynamics and market behavior. Furthermore, the moderating role of external financing dependence in the relationship between peer disclosure and corporate disclosure will also be explored.

* Corresponding author

2322-3405 © The author(s) Publisher: University of Isfahan



Methodology

The present research is considered a fundamental study in terms of purpose. The research method was a combination of comparative and inductive methods. The statistical population consisted of 113 companies listed on the Tehran Stock Exchange, which were studied over 10 years from 2012 to 2021. The required data included financial and non-financial information extracted from the financial statements and board of directors' reports of the companies. The data collection method was library and documentary, and the data were collected in a combined (cross-sectional-time series) manner. To identify peer effects, Manski's (1993) model is employed. Linear multivariate regression models, along with the two-stage least squares method using average idiosyncratic equity returns of peer firms in the same industry (Pshock) as the instrumental variable, were used to analyze the data and test the research hypotheses. Statistical analyses were performed using EViews software.

Findings

Effect of peer information disclosure on corporate disclosure: The results of the analysis showed that information disclosure by peer companies has a significant positive effect on the disclosure of the companies under study. These results indicate that the information published by peers acts as an incentive for greater disclosure by companies. **The moderating role of dependence on external financing:** Regarding the moderating role of dependence on external financing in the relationship between peer disclosure and corporate disclosure, the results showed that this factor does not have a significant effect on this relationship. In other words, greater or lesser dependence on external financing does not affect the role of peer companies in corporate disclosure.

Conclusion

This study shows that information disclosure by peer companies can have a positive effect on the disclosure of other companies' information. With increased transparency of information by peers, companies move towards greater disclosure. This is because reduced external uncertainty and increased accuracy of management's private information encourage the company to disclose more. Additionally, dependence on external financing does not play a significant role in this relationship, and therefore this characteristic does not have a significant impact on the influence of peers on corporate disclosure. Possible reasons for this include the collateral-based nature of financing in Iran, which leads creditors and investors to focus more on the value of collateral rather than the disclosed financial information. Moreover, the specific economic conditions during the period from 2018 to 2020, characterized by an influx of liquidity into the capital market and a decrease in financing costs, enabled companies to attract capital easily, even without full disclosure of information. In this context, investors may pay less attention to the details of the disclosed information and be more influenced by the overall market sentiment. These factors may explain the lack of enhancement in the effect of peer information disclosure in conditions of greater dependence on external financing.

مقاله پژوهشی

آثار شرکت‌های هم‌تا بر تصمیم‌های افشای شرکتی

محمد حسین صفرزاده*^{ID}: دانشیار حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

M_safarzadeh@sbu.ac.ir

حمیده اثنی عشری: استادیار حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

H_asnaashari@sbu.ac.ir

علیرضا پناه علی‌پور: کارشناس ارشد حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

Alirezapanahalipour@gmail.com

چکیده

افشای اطلاعات یکی از مهم‌ترین جنبه‌های عملکرد و تصمیم‌گیری شرکت‌ها به شمار می‌رود. تصمیم‌های مدیران درباره میزان و نحوه افشای اطلاعات اثری جالب توجه بر تصمیم‌گیری‌های سایر بازیگران بازار خواهند داشت. هدف این پژوهش بررسی تأثیر افشای اطلاعات توسط شرکت‌های هم‌تا بر تصمیم‌گیری مدیران در رابطه با سطح افشای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. همچنین، نقش تعدیل‌گری وابستگی به تأمین مالی برون‌سازمانی بررسی شده است. روش پژوهش ترکیبی از نوع قیاسی و استقرایی است و داده‌های ۱۱۳ شرکت از سال ۱۳۹۱ الی ۱۴۰۰ بررسی شده‌اند. نتایج این پژوهش نشان از آن دارد که افشای اطلاعات توسط شرکت‌های هم‌تا به طرز مثبت و معنادار بر افشای شرکت‌های تحت بررسی اثر دارد و اطلاعاتی که توسط هم‌تایان منتشر می‌شود، به عنوان محرکی برای افشای بیشتر شرکت‌ها عمل می‌کند. همچنین، نتایج نشان داد وابستگی به تأمین مالی برون‌سازمانی نقشی تعدیل‌کننده در رابطه میان افشای اطلاعات شرکت‌های هم‌تا و افشای اطلاعات شرکت ندارد؛ بنابراین، این ویژگی تأثیری چشمگیر در اثرگذاری هم‌تایان بر افشای شرکت‌ها ندارد. این پژوهش با ارائه شواهدی درباره تأثیر افشای اطلاعات شرکت‌های هم‌تا بر تصمیم‌های افشای شرکت‌ها، به گسترش دانش در حوزه افشای اطلاعات شرکتی کمک می‌کند. یافته‌های این مطالعه می‌تواند برای سیاست‌گذاران، سرمایه‌گذاران و مدیران شرکت‌ها در درک بهتر پویایی‌های افشای اطلاعات در بازار سرمایه ایران و اتخاذ تصمیم‌های آگاهانه‌تر مفید باشد.

واژه‌های کلیدی: آثار هم‌تایان، افشای اطلاعات، تأمین مالی برون‌سازمانی.



مقدمه

یکی از جنبه‌های حیاتی در عملکرد و تصمیم‌گیری شرکت‌ها سیاست‌های افشای شرکتی است. افشای شرکت به فرایند اطلاع‌رسانی شرکت اشاره دارد که به ارائه اطلاعات و داده‌های مالی و غیرمالی مربوط به عملکرد و وضعیت شرکت منجر می‌شود. تصمیم‌های مرتبط با میزان و شیوه افشای اطلاعات توسط شرکت‌ها تأثیری مهم بر تصمیم‌گیری‌ها و رفتار سایر ذی‌نفعان از جمله سرمایه‌گذاران، رقبا و مشتریان خواهند داشت. در سال‌های اخیر، پژوهش‌های بسیاری در حوزه سیاست‌های افشای شرکتی انجام شده‌اند. معمولاً این پژوهش‌ها بر روی عوامل داخلی شرکت متمرکز شده‌اند و فرضیه‌هایی را ارائه کرده‌اند که بر اساس آن‌ها تصمیم‌های افشای شرکت‌ها تحت تأثیر عوامل درون‌سازمانی خود مانند ویژگی‌های شرکت، ساختار سرمایه، عملکرد مالی و مدیریت قرار می‌گیرند؛ اما در عین حال، این پژوهش‌ها به تأثیر عوامل خارج از شرکت‌ها توجه کافی نداشته‌اند (Seo, 2021).

در این راستا، نظریه اجتماعی بازتاب بیان می‌کند آثار همتایان در زمینه‌های مختلف وجود دارند و رفتار میانگین یک گروه بر رفتار فردی اعضای آن تأثیرگذار است (Manski, 1993). از آنجا که شرکت‌های موجود در یک صنعت به هم وابسته هستند، تصمیم‌های مرتبط با سیاست‌های شرکتی نیز می‌توانند در پاسخ به سیاست‌گذاری‌های شرکت‌های هم‌تا باشند (Leary & Roberts, 2014). در طول دو دهه اخیر، نقش آثار همتایان بر تصمیم‌گیری‌های شرکتی در ادبیات پژوهشی مدیریت و علوم اجتماعی محبوبیت پیدا کرده است. در همین راستا، برخی از پژوهش‌های اخیر آثار همتایان را بر سیاست‌های شرکت‌ها نشان داده‌اند، مانند اثر همتایان بر مسئولیت اجتماعی شرکت (Tang & Yang, 2019)، اثر همتایان بر پرداخت سود سهام (Grennan, 2019)، نگهداشت دارایی‌های نقدی شرکت تحت اثر همتایان (Chen et al., 2019)، اثر همتایان بر ریسک‌گریزی (Ahern et al., 2014)، اثر قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری شرکت‌های هم‌تا بر پاداش هیئت‌مدیره (فتاحی، ۱۴۰۰). این شواهد نشان می‌دهد شرکت‌ها تصمیم‌گیری‌های خود را در انزوا انجام نمی‌دهند.

با وجود حجم گسترده ادبیات در زمینه آثار همتایان و سیاست‌های شرکتی، نقش آثار همتایان بر سیاست‌های افشای شرکتی به میزان کافی مورد توجه قرار نگرفته است. فرض ضمنی در بیشتر پژوهش‌های مرتبط با افشا این است که تصمیم‌های افشای شرکت در درجه اول بر اساس عوامل ویژه آن شرکت هستند (Ahern et al., 2014)؛ با این حال، از آنجا که شرکت‌های موجود در یک صنعت به هم وابسته هستند، افشای شرکت‌های هم‌تا می‌تواند بر تصمیم‌های مدیران در رابطه با میزان و نحوه افشای اطلاعات مالی، عملیاتی و راهبردی شرکت تأثیرگذار باشد؛ بنابراین، این پرسش مطرح می‌شود که آیا افشای شرکت‌های هم‌تا بخشی از محیط اطلاعاتی شرکت را شکل می‌دهد؟ یا به عبارت دیگر، تأثیر افشای شرکت‌های هم‌تا در صنعت بر افشای شرکت چیست؟ از این رو، هدف این پژوهش بررسی رابطه متقابل افشای همتایان و افشای شرکت‌ها است.

دستیابی به این هدف به سه دلیل مهم است: نخست تعیین می‌کند شرکت‌ها چگونه تصمیم‌های مرتبط با افشا را اتخاذ می‌کنند. دوم پژوهشگران و استفاده‌کنندگان را قادر می‌سازد تا نظریه‌های رفتار شرکتی مانند نظریه‌های دغدغه‌های شهرت^۱ و یادگیری شرکتی^۲ را بررسی کنند که در ادبیات افشا نسبتاً کمتر مورد توجه قرار گرفته‌اند. سوم

¹ Reputational concerns

² Organizational learning

به دلیل آثار برون‌سازمانی ایجادشده توسط همتایان، پیامدهای بالقوه مهمی برای پژوهش‌های آینده در رابطه با افشا دارد.

در محیط اقتصادی ایران، نیز با توجه به شرایط ویژه بازار سرمایه و چالش‌های پیش‌روی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی تأثیر افشای شرکت‌های هم‌تا بر سیاست‌های افشای شرکتی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. نوسانات اقتصادی، تحریم‌های بین‌المللی و تغییرات مکرر در قوانین و مقررات، شرکت‌های ایرانی را با چالش‌های متعددی در زمینه افشای اطلاعات مواجه کرده‌اند. در این شرایط، درک چگونگی تأثیرپذیری سیاست‌های افشای شرکت‌ها از یکدیگر می‌تواند به بهبود شفافیت اطلاعاتی در بازار سرمایه ایران کمک کند. همچنین، این پژوهش می‌تواند به سیاست‌گذاران و نهادهای نظارتی در تدوین قوانین و استانداردهای مؤثرتر برای افشای اطلاعات شرکتی یاری رساند. با توجه به اینکه تا کنون مطالعه جامعی در این زمینه در ایران انجام نشده است، انجام این پژوهش می‌تواند به برطرف کردن خلأ موجود در ادبیات پژوهشی داخلی کمک کند و زمینه را برای مطالعات بیشتر در این حوزه فراهم آورد.

در ادامه، مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه می‌شوند و فرضیه‌های پژوهش تدوین و آزمون می‌شوند. سپس، یافته‌های به‌دست‌آمده تفسیر می‌شوند و در نهایت، بحث و نتیجه‌گیری مطرح خواهند شد.

مبانی نظری، پیشینه و بسط فرضیه‌ها

گزارشگری مالی و افشای اطلاعات ابزارهای مهم مدیریت برای نمایش عملکرد و حاکمیت شرکتی به سرمایه‌گذاران خارجی محسوب می‌شوند (Healy & Palepu, 2001). افشا به عنوان یک اصطلاح رسمی برای در دسترس قرار دادن اطلاعات برای اشخاص ذی‌نفع و متأثر است (Goldstein & Yang, 2017). افشای اختیاری در حسابداری به عمل اطلاع‌رسانی توسط یک شرکت به مخاطبان خود اطلاق می‌شود. این نوع اطلاع‌رسانی به معنای ارائه اطلاعات مالی و غیرمالی توسط شرکت به طور دقیق‌تر و گسترده‌تر از الزامات حداقلی قانونی است (رحمانی و بشیری‌منش، ۱۳۹۶).

افشای اطلاعات توسط شرکت‌ها ممکن است تحت تأثیر عوامل مختلف مانند رفتار شرکت‌های هم‌تا قرار گیرد. بر اساس نظریه تقلید (Banerjee, 1992) در شرایط عدم قطعیت، عوامل منطقی از شیوه‌های رقبای موفق در یک نوع رفتار جمعی تقلید خواهند کرد. از آنجا که شرکت‌های هم‌صنعت با محیط‌های نهادی مشابهی مواجه می‌شوند و ویژگی‌های مشابهی مانند فناوری‌های تولید و فرصت‌های سرمایه‌گذاری دارند، ناتوانی در اندازه‌گیری کامل یا مشاهده عوامل تعیین‌کننده نقشی را برای سیاست مالی شرکت رقیب، تا آنجا که برای این عوامل نماینده دارد، ایجاد می‌کند (Seo, 2021).

طبق تعریف مانسکی (۱۹۹۳) اثر هم‌تا به تصمیم‌گیری افراد (یا شرکت‌ها) به عنوان یک پاسخ درون‌زا به رفتار همتایان تحت هدایت هدف حداکثرسازی مطلوبیت آن‌ها اشاره دارد (Manski, 1993). در واقع، این اثر به فرآیند تعاملی درون‌زای تصمیم‌گیری بین افراد اشاره دارد. به عبارت دیگر، رفتار و عملکرد همتایان می‌تواند بر روی رفتار و تصمیم‌گیری افراد یا شرکت‌ها تأثیر بگذارد و آن‌ها را به تصمیم‌گیری‌هایی تحت تأثیر همتایانشان سوق دهد. ساسردوت (۲۰۱۱) نیز اثر هم‌تا را یک اثر بیرونی ناشی از رفتار، پیشینه یا نتایج فعلی همتایان تعریف می‌کند که بر

تقلید افراد از چنین رفتار یا نتایجی اثرگذار است؛ با این حال، آثار مبتنی بر بازار یا قیمت در این تعریف در نظر گرفته نمی‌شوند (Sacerdote, 2011).

دو مکانیسم احتمالی در زمینه تأثیر همتایان بر افشا وجود دارند. نخست، آثار همتایی می‌توانند تأثیر خارجی مثبت اطلاعاتی ایجاد کنند، اگر مدیران اطلاعات مفیدی از افشای همتایان دریافت کنند که اطلاعات خصوصی آن‌ها را تکمیل کند. پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهند مدیران به دلیل عدم اطمینان زیاد نسبت به محیط بیرونی، تمایلی به افشای اطلاعات مبهم ندارند (Kim et al., 2016; Cheng et al., 2013). از طرفی، مدیران در افشای اطلاعات در حضور معامله‌گران بازار که انتظارات منطقی درباره‌ی انگیزه‌ی آن‌ها برای خودداری از گزارش‌های نامطلوب دارند، احتیاط می‌کنند. بخش مهمی از عدم اطمینان بیرونی شرکت نیز از تعاملات شدید با همتایان ناشی می‌شود (Peress, 2010). این نوع عدم قطعیت به عواملی خارج از کنترل مدیران نسبت داده می‌شود و بنابراین، پیش‌بینی آن دشوار است. اگر مدیران از افشای شرکت‌های هم‌تا اطلاعات مفیدی که مکمل اطلاعات خصوصی آن‌ها است دریافت کنند، آنگاه شرکت‌های هم‌تا آثار خارجی اطلاعاتی مثبتی ایجاد می‌کنند.

همچنین، بر اساس نظریه‌ی موزاییک، عوامل اقتصادی تک‌تک اطلاعات را ترکیب می‌کنند تا انتظارات برتر را شکل دهند و دقت اطلاعات خصوصی را بهبود بخشند (Valiyan et al., 2022). همان‌طور که اطلاعات دقیق‌تر (مبهم‌تر) می‌شود، سطح آستانه‌ی افشا کاهش (افزایش) می‌یابد. علت این است که انگیزه‌ی یک مدیر برای افشا یا خودداری تا حدی ناشی از انتظارات بازار در غیاب اطلاعات است. با افزایش کیفیت اطلاعات، بازار فشار بیشتری برای افشا از طریق تنزیل بیشتر یک دارایی نسبت به زمانی که درباره‌ی آن افشا انجام شود، بر مدیر وارد می‌کند تا با تنزیل شدیدتر ارزش دارایی پریسک، اطلاعات بیشتری را افشا کند. این امر به کاهش سطح آستانه منجر می‌شود تا احتمال افشا را افزایش دهد؛ بنابراین، از طرفی، افشای شرکت‌های هم‌تا هم می‌تواند به مدیران کمک کند تا تأثیر بالقوه اقدامات هم‌تا بر محیط رقابتی شرکت را درک کنند. از طرف دیگر، عوامل اقتصادی بازار از افشای اطلاعات شرکت‌های هم‌تا برای ارضای نیازهای اطلاعاتی خود و توسعه‌ی موزاییک اطلاعاتی که نیاز دارند تا اطلاعات خود را با الگو گرفتن از آن ارائه و افشا کنند، استفاده می‌کنند؛ بنابراین، افشای اطلاعات توسط شرکت‌های هم‌تا باعث افشای داوطلبانه‌ی شرکت می‌شود (Seo, 2021).

با توجه به مبانی نظری و پرسش مطرح‌شده، فرضیه‌ی اول پژوهش به صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه‌ی اول: افشا توسط شرکت‌های هم‌تا بر افشای شرکت تأثیری مثبت و معنادار دارد.

بر اساس نظریه‌ی مشروعیت، می‌توان استدلال کرد افشای همتایان از سه طریق بر مشروعیت شرکت هم‌تا اثرگذار است: دیده شدن، شهرت شرکت در بازارهای سرمایه (Bikhchandani & Sharma 2000) و افزایش انتظارات اجتماعی. اگرچه سرمایه‌گذاران ممکن است از وجود تمام شرکت‌ها در بازار سرمایه آگاه نباشند، شرکت‌ها انگیزه‌هایی برای گسترش پایگاه سرمایه‌گذاری خود با هدف کاهش هزینه‌ی سرمایه و افزایش ارزش شرکت دارند (Merton, 1987). با توجه به این ایده و پژوهش‌های انجام‌شده در گذشته که نشان می‌دهند توان توجه سرمایه‌گذاران محدود است، شرکت‌ها برای جلب توجه سرمایه‌گذاران و آگاه نگه داشتن آن‌ها نسبت به شرکت، از افشای داوطلبانه استفاده می‌کنند (Lou, 2014; Engelberg & Parsons, 2011).

علاوه بر این، افشای داوطلبانه یک مکانیسم ضروری در ارتباط با اطلاع‌رسانی است که شهرت شفافیت در بازارهای سرمایه را ایجاد می‌کند (Merton, 1987; Trueman, 1986). گراهام و همکاران در نظرسنجی خود اعلام کردند ۹۲/۱ درصد از پاسخ‌دهندگان معتقد هستند برای گزارش شفاف، ایجاد شهرت یک عامل کلیدی در انگیزه افشای داوطلبانه است (Graham & Harvey, 2001)؛ بنابراین، اگر افزایش افشای شرکت‌های همتا به توجه سرمایه‌گذاران به شرکت‌های همتا منجر شود و سرمایه‌گذاران را به درک شرکت‌های غیرافشاکننده به عنوان شرکت‌های غیرشفاف و با کیفیت کمتر سوق دهد، شرکت‌ها با تغییر راهبردهای افشای خود به افشای شرکت‌های همتا پاسخ خواهند داد (Merton, 1987; & Hagerty, 1989; Grossman, 1981; Fishman).

همچنین، بر اساس نظریه مشروعیت، شرکت اطلاعات را در واکنش به عوامل متعدد اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و محیطی افشا می‌کند و این افشاها به فعالیت‌های شرکت مشروعیت می‌بخشند. در واقع، افشای اختیاری ابزاری برای اطمینان بخشی نسبت به فعالیت در چارچوب معیارهای اجتماعی پذیرفته‌شده است (Kent & Ung, 2003). با توجه به اینکه نظریه مشروعیت مبتنی بر انتظارات اجتماعی است و افشای همتایان بر انتظارات اجتماعی تأثیرگذار است، از مطالب یادشده می‌توان استنباط کرد افشای همتایان بر سیاست‌های شرکتی مربوط به افشا تأثیرگذار و محرک افشای اطلاعات باشد.

با توجه به اثر دیده شدن و شهرت بر هزینه سرمایه، می‌توان از مطالب بالا استنتاج کرد افشای شرکت‌های همتا زمانی که هزینه سرمایه برای شرکت بااهمیت باشد و وابستگی بیشتری به تأمین مالی برون‌سازمانی داشته باشد، اثری قوی‌تر خواهد داشت. بنا بر استنتاج بیان‌شده، می‌توان فرضیه دوم را مطرح کرد.

فرضیه دوم: اثر افشای شرکت‌های همتا زمانی که وابستگی یک شرکت به تأمین مالی برون‌سازمانی بیشتر باشد، قوی‌تر است.

پیشینه پژوهش

یانگ و همکاران (۲۰۲۴) اثر افشای اطلاعات همتایان بر نوآوری در فناوری را بر اساس داده‌های ۱۱۵۸ شرکت پذیرفته‌شده در بازار شرکت‌های رشدی چین از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۲ بررسی کردند. نتایج نشان داد افشای اطلاعات همتایان می‌تواند نوآوری در فناوری را تقویت کند و این تأثیر با افزایش تنوع مسیرها و محتوای افشای اطلاعات، شدت بیشتری می‌یابد. (Yang et al., 2024).

لی و همکاران (۲۰۲۳) با استفاده از یک مدل پانل فضایی با گروه‌های همتای ساختار شبکه‌ای، تأثیر هزینه‌های پژوهش و توسعه یک شرکت بر سیاست‌های پژوهش و توسعه شرکت‌های همتای آن را بررسی کردند. نتایج نشان داد هزینه‌های پژوهش و توسعه شرکت‌های همتا نقش اساسی در تعیین سیاست‌های سرمایه‌گذاری پژوهش و توسعه شرکت‌ها دارد. رقابت و انگیزه‌های اطلاعاتی به عنوان کانال‌های اصلی این اثر شناسایی شدند. همچنین، یافته‌ها نشان داد یارانه‌های پژوهش و توسعه می‌توانند به طور غیرمستقیم از طریق اثر درون‌زا، پژوهش و توسعه یک شرکت را افزایش دهند (Li et al., 2023).

ترونگ (۲۰۲۳) اثر تعاملی زمان‌بندی اعلام سود شرکت‌ها بر یکدیگر را بررسی کرد. یافته‌های پژوهش وی نشان می‌دهد شرکت‌ها زمانی که همتایان صنعتی‌شان سود خود را زودتر اعلام می‌کنند، به تسریع در اعلام سود خود

تمایل دارند. دلیل این اثر تعاملی، رقابت شرکت‌ها برای جلب توجه سرمایه‌گذاران است (Truong, 2023).
چن و همکاران (۲۰۲۲) رفتار افشای داوطلبانه شرکت‌های همتا را هنگام مورد هدف قرار گرفتن برای تصاحب خصمانه بررسی کردند و نشان دادند که شرکت‌های همتا تحت تهدید کنترل از یک راهبرد افشاء استفاده می‌کنند که بر اخبار بد تاکید دارد (Chen et al., 2022).

ماچکوتو و همکاران (۲۰۲۱) نقش شرکت‌های همتا در نوآوری در محصولات را بررسی کردند و شواهد قوی و معناداری از اثر همتایان بر نوآوری شرکت‌ها یافتند. آن‌ها با تجزیه و تحلیل‌های بیشتر نشان دادند شرکت‌ها در نوآوری بیشتر پیرو شرکت‌هایی هستند که اطلاعات بیشتری از آن‌ها دارند. نتایج آن‌ها نشان داد تأثیر همتایان عامل کلیدی برای نوآوری شرکت‌ها است و از عوامل دیگری که تا کنون در این حوزه بررسی شده‌اند، تأثیرگذارتر است (Machokoto et al., 2021).

سو (۲۰۲۱) نشان داد افشاهایی که توسط همتایان صنعت انجام می‌شوند، باعث افشای شرکت می‌شوند. تأثیر همتایان بر افشای اطلاعات زمانی که عدم اطمینان راهبردی شرکت زیاد است، بیشتر است که نشان می‌دهد افشاهای همتایان شرکت می‌توانند عدم اطمینان خارجی ناشی از تعامل شرکت با همتایان صنعتی را کاهش دهند و به همین ترتیب، دقت اطلاعات خصوصی مدیریتی را افزایش دهند. در کل، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد افشای همتایان شرکت محیط اطلاعاتی شرکت را شکل می‌دهد (Seo, 2021).

تو و همکاران (۲۰۱۹) اثر شرکت‌های هم صنعت بر راهبردهای افشای اطلاعات یکدیگر را بررسی کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد افزایش در فراوانی و افق زمانی افشای اطلاعات توسط شرکت‌های همتای صنعتی، سایر شرکت‌ها را به افزایش فراوانی و افق افشای اطلاعات خود ترغیب می‌کند. همچنین، مشخص شد شرکت‌های بزرگ و شرکت‌هایی با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری زیاد، نسبت به فراوانی افشاهای شرکت‌های همتای صنعتی خود بیشتر حساسیت دارند (Tuo & Rezaee, 2019).

لین و همکاران (۲۰۱۸) آثار شرکت‌های همتا را به عنوان یک عامل مهم در تعیین سیاست‌های افشای داوطلبانه شرکتی بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند افزایش مالکیت نهادی و بهبود محیط اطلاعاتی در شرکت‌های برتر یک صنعت فشارهایی را بر شرکت‌های همتای آن صنعت برای افزایش افشای داوطلبانه وارد می‌کند. این امر احتمال و فراوانی صدور پیش‌بینی‌های مدیریتی سود توسط شرکت‌های همتای آن صنعت را به میزانی جالب توجه افزایش می‌دهد (Lin et al., 2018).

شروف و همکاران (۲۰۱۷) بررسی کردند که آیا در زمانی که محیط اطلاعاتی شرکت‌های همتای یک صنعت بر آن صنعت اثرگذار است، هزینه سرمایه‌ای شرکت‌های دیگر در آن صنعت نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد یا خیر. آن‌ها دریافتند زمانی که اطلاعات شرکت‌های همتا کمتر در دسترس عموم است، محیط اطلاعاتی شرکت با هزینه سرمایه‌ای شرکت‌ها همبستگی منفی دارد. این همبستگی منفی در حالی که میزان اطلاعات در دسترس شرکت‌های همتا افزایش می‌یابد، کاهش پیدا می‌کند (Shroff et al., 2017).

جودکی و همکاران (۱۴۰۲) اثر تعدیلگری شرکت‌های رهبر و جوان در صنعت بر رابطه عملکرد شرکت‌های همتا با سرمایه‌گذاری شرکت را بررسی کرده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد شرکت‌ها برای تعیین راهبرد و میزان

سرمایه‌گذاری‌های خود، از رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌های همتا الگوبرداری می‌کنند. همچنین، وجود شرکت‌های رهبر در صنعت تأثیر مثبت عملکرد شرکت‌های همتا بر سرمایه‌گذاری را تقویت می‌کند؛ در حالی که شرکت‌های جوان تأثیری بر این رابطه ندارند (جوذکی و همکاران، ۱۴۰۲).

فرج‌زاده دهکردی (۱۴۰۱) در پژوهشی با نمونه ۲۱۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۰ تأثیر گزارشگری مالی فرصت‌طلبانه بر کارایی عملیاتی شرکت‌های همتا را بررسی کرد. یافته‌ها نشان داد این نوع گزارشگری موجب کاهش کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های همتا می‌شود؛ اما تأثیر آن بر همه شرکت‌ها یکسان نیست. شرکت‌های با عملکرد ضعیف‌تر بیشتر تحت تأثیر قرار می‌گیرند. همچنین، شرکت‌های پیشرو در صنعت به دلیل تأثیرپذیری کمتر، کمتر تحت تأثیر گزارشگری فرصت‌طلبانه قرار می‌گیرند (فرج‌زاده دهکردی، ۱۴۰۱).

کردستانی و جعفری سوق (۱۴۰۱) تأثیر عملکرد همتایان بر مدیریت سود را بررسی کردند. با توجه به ویژگی‌های مشابه و شوک‌های مشترک بازار محصول در شرکت‌های همتا، مدیران از مقایسه عملکرد با همتایان آگاه هستند و در صورت لزوم، انگیزه دستکاری سود را دارند. با تحلیل داده‌های ۱۱۴ شرکت بورسی، نتایج نشان داد رابطه‌ای مثبت میان عملکرد همتایان و مدیریت سود، افزایش اقلام تعهدی اختیاری، تغییر پیش‌بینی سود هر سهم و تحقق پیش‌بینی سود وجود دارد؛ بنابراین، مدیران تحت فشار بازار سرمایه، سود حسابداری را در پاسخ به عملکرد شرکت‌های همتا دستکاری می‌کنند (کردستانی و جعفری سوق، ۱۴۰۱).

فتاحی (۱۴۰۰) تأثیر قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری شرکت‌ها با شرکت‌های همتا بر تعیین پاداش هیئت مدیره را بررسی کرد. نتایج این پژوهش نشان داد رابطه‌ای مثبت و معنادار بین قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری (با معیارهای بازده سالانه سهام و جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های عملیاتی) و پاداش هیئت‌مدیره وجود دارد. به عبارتی، شرکت‌ها در تنظیم قرارداد پاداش مدیران، عملکرد آن‌ها را از طریق این دو معیار با شرکت‌های همتا مقایسه می‌کنند؛ بنابراین، شرکت‌هایی که قابلیت مقایسه بیشتری با همتایان خود دارند، پاداش بیشتری به هیئت‌مدیره پرداخت می‌کنند (فتاحی، ۱۴۰۰).

مرادی و همکاران (۱۳۹۹) نشان دادند رابطه‌ای معنادار بین عملکرد شرکت‌های رقیب و مدیریت سود تعهدی وجود دارد. به عبارت دیگر، تصمیم‌های مالی و عملیاتی شرکت‌ها تحت تأثیر سیاست‌های رقبا قرار می‌گیرند. در صورتی که رقبا عملکرد مطلوبی داشته باشند، شرکت‌ها برای دستیابی به عملکرد مشابه، به دستکاری اطلاعات مالی از جمله مدیریت سود روی می‌آورند (مرادی و همکاران، ۱۳۹۹).

روش شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف، بنیادین و از نظر روش، قیاسی - استقرایی است؛ قیاسی به لحاظ تبیین فرضیه‌های پژوهش به کمک نظریه‌های موجود و استقرایی به دلیل آزمون فرضیه‌ها. برای آزمون فرضیه‌ها، از تحلیل همبستگی استفاده شده است. روش شناسی این پژوهش شبه‌تجربی از نوع پس‌رویدادی (استفاده از اطلاعات گذشته) است که در حوزه پژوهش‌های اثباتی حسابداری و مبتنی بر اطلاعات واقعی قرار می‌گیرد. بررسی داده‌ها به صورت تحلیل داده‌های ترکیبی (مقطعی و سری زمانی) و با استفاده از رگرسیون خطی چندمتغیره انجام شده است. برای برآورد

مدل‌های پژوهش از روش برآوردگر حداقل مربعات دومرحله‌ای استفاده شده است.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند. برای تعیین نمونه آماری بر روی جامعه شرط‌های زیر اعمال شده‌اند:

- شرکت‌هایی که قبل از سال ۱۳۹۱ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و تا سال ۱۴۰۰ نیز در فهرست باقی مانده باشند.
- جزو بانک‌ها و مؤسسه‌های مالی و سایر شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشند.
- پایان سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد.
- طی دوره مدنظر تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.
- طول توقف دوره معاملات در این شرکت‌ها در بازه زمانی یادشده بیشتر از ۳ ماه نباشد.
- تعداد شرکت‌های موجود در گروه صنعت بزرگ‌تر مساوی ۵ عدد باشد.

نگاره ۱. شرایط غربال جامعه آماری پژوهش

Table 1. Screening criteria for the research statistical population

ردیف	شرایط و محدودیت‌ها	تعداد
۱	کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در تاریخ ۱۴۰۰/۱۲/۲۹	۴۰۵
۲	شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی عضو بورس نبوده‌اند	۴۶
۳	بانک‌ها و مؤسسه‌های مالی و سایر شرکت‌های سرمایه‌گذاری	۱۰۴
۴	در قلمرو زمانی پژوهش پایان سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند ماه هر سال نباشد	۷۶
۵	توقف بیش از سه ماه داشته باشد	۱۸
۶	شرکت‌هایی که در آن‌ها داده‌های لازم برای متغیرها در دسترس نبوده‌اند	۲۸
۷	تعداد شرکت‌های موجود در گروه صنعت کوچک‌تر مساوی ۵ باشد	۲۰
	تعداد کل شرکت‌هایی که حذف شده‌اند	۲۹۲
	شرکت‌های تحت بررسی پژوهش	۱۱۳

با توجه به شرایط و محدودیت‌های بیان شده، از میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تعداد ۱۱۳ شرکت برای دوره ۱۰ ساله (۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰) به عنوان نمونه آماری پژوهش انتخاب شدند که در مجموع، ۱۱۳۰ سال - شرکت را شامل می‌شود. گفتنی است، داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۰ نیز به دلیل روش محاسبه برخی از متغیرها جمع‌آوری شده‌اند. داده‌های مورد نیاز از تارنماهای سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران (کدال)، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و اطلاع‌رسانی شرکت بورس استخراج شده‌اند. برای آماده‌سازی داده‌های متغیرهای لازم در مدل‌های فرضیه‌ها، از زبان برنامه‌نویسی پایتون و نرم‌افزار اکسل نسخه ۲۰۱۹ استفاده شده است. در نهایت، برای تجزیه و تحلیل آماری و آزمون فرضیه‌های پژوهش از نرم‌افزار ایویوز نسخه ۱۰ بهره گرفته شده است.

شناسایی آثار هم‌تا: چالش درون‌زایی

مدل پژوهش بر اساس روش مانسکی (۱۹۹۳) که چارچوب مدل (۱) را برای تخمین آثار شرکت‌های هم‌تا ارائه می‌کند، توسعه می‌یابد (Manski, 1993).

$$y = \alpha + \beta E(y|x) + \gamma E(Z|x) + \delta Z + \eta x + u \quad \text{مدل (۱)}$$

متغیر وابسته y متغیری است که آثار هم‌تا روی آن مطالعه می‌شوند. x نشان‌دهنده یک گروه مرجع و Z نشان‌دهنده ویژگی‌های فردی قابل مشاهده و u نشان‌دهنده عوامل فردی غیرقابل مشاهده است. اگر پارامترها غیرصفر باشند، β و γ به ترتیب تأثیر اقدامات هم‌تا (آثار هم‌تا) و تأثیر ویژگی‌های شرکت هم‌تا (آثار زمینه‌ای) در تعامل اجتماعی را نشان می‌دهند؛ با این حال، پژوهشگران نمی‌توانند مدل (۱) را تخمین بزنند؛ زیرا «افراد یک گروه به دلیل ویژگی‌های یکسان یا محیط‌های مشابه، رفتارهای مشابه دارند»؛ یعنی مشکل تشخیص از این واقعیت ناشی می‌شود که ارتباط متغیر وابسته تحت بررسی با میانگین متغیر گروه تجزیه و تحلیل می‌شود که ممکن است با آن ارتباط داشته باشد (Manski, 1993).

از آنجا که متغیر وابسته بر روی متغیر حاصل‌شده از متوسط گروه تأثیر می‌گذارد و می‌تواند به صورت مکانیکی با آن همبستگی داشته باشد، یک رگرسیون حداقل مربعات معمولی که مسأله درون‌زایی را در نظر نمی‌گیرد، شواهدی از آثار هم‌تا ارائه نمی‌دهد (Manski, 1993; Angrist & Pischke, 2009; Angrist 2014). مانسکی (۱۹۹۳) از این موضوع به عنوان مشکل بازتاب یاد می‌کند؛ زیرا مشکل شبیه تفسیر حرکات تقریباً هم‌زمان یک شخص و بازتاب او در آینه است؛ بنابراین، یک راهبرد مناسب برای غلبه بر مشکل بازتاب مورد نیاز است (Manski, 1993).

متغیر ابزاری

شرکت‌هایی که در یک صنعت فعالیت می‌کنند، ویژگی‌های مشابهی در عملیات خود دارند و با رخدادهای غیرمنتظره مشترکی در بازار محصولات خود مواجه هستند. سرمایه‌گذاران، اقتصاددانان و تحلیلگران معمولاً شرکت‌های فعال در یک صنعت را به عنوان گروه‌های هم‌تا در نظر می‌گیرند.

راهبرد این پژوهش استفاده از ابزار بازده غیرمنتظره اختصاصی سهام شرکت‌های هم‌تا^۳ ($Pshock_{-i,j,t}$) به عنوان یک منبع تغییرات برون‌زا در ویژگی‌های شرکت‌های هم‌تا است (Manski, 1993; Leary & Roberts, 2014). بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های هم‌تا برابر میانگین بازده غیرمنتظره اختصاصی ($Ishock_{i,j,t}$) شرکت‌های صنعت j در سال مالی t به استثنای شرکت i تعریف شده است. بازده‌های غیرمنتظره به طور ساختاری تغییرات مشترک زیادی را در بر نمی‌گیرند و عمدتاً نمایانگر عملکرد ویژه شرکت هستند (Leary & Roberts, 2014). علاوه بر این، بازده‌های غیرمنتظره به لحاظ مقطعی و زمانی همبستگی ندارند و تا حدی زیاد با ویژگی‌های شرکت مانند سودآوری، اندازه و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری همبستگی ندارند. این ویژگی‌ها $Pshock$ را به عنوان معیاری خوب از عملکرد هم‌تایان که کمتر در معرض نگرانی‌های درون‌زایی است، نشان می‌دهند (Leary & Roberts, 2014).

³ Peer firms' idiosyncratic equity return shocks

(2014).

برای برآورد بازده غیرمنتظره اختصاصی سهام یک شرکت $(Ishock_{i,j,t})$ ، از مدل (۲) برای تجزیه بازده‌ها استفاده شده است:

$$r_{i,j,t} = \alpha_{i,j,t} + \beta_{i,j,t}^{MKT} (rm_t - rf_t) + \beta_{i,j,t}^{ind} (\bar{r}_{-i,j,t} - rf_t) + \eta_{i,j,t} \quad \text{مدل (۲)}$$

در مدل (۲):

i نشان‌دهنده شرکت، j نشان‌دهنده صنعت و t نشان‌دهنده ماه است.

$r_{i,j,t}$ بازده خام ماهانه برای شرکت i از صنعت j در ماه t است.

rf_t بازده بدون ریسک در ماه t است. در این پژوهش، نرخ سود سالانه مصوب بانک مرکزی به نرخ ماهانه تبدیل شده و به عنوان نرخ بازده بدون ریسک در نظر گرفته شده است.

rm_t بازده ماهانه بازار است.

$\bar{r}_{-i,j,t}$ بازده ماهانه سبد هم‌وزن (میانگین ساده) شرکت‌های هم‌تا در صنعت j با حذف شرکت i از سبد است.

عبارت $(rm_t - rf_t)$ نشان‌دهنده بازده اضافی بازار در ماه t و عبارت $(\bar{r}_{-i,t} - rf_t)$ نشان‌دهنده بازده اضافی سبد هم‌وزن از صنعت است که شرکت i از آن سبد حذف شده است.

ابتدا، مدل (۲) برای شرکت i با استفاده از داده‌های ۲۴ ماه قبل از سال مالی t برآورد می‌شود. سپس، با استفاده از ضرایب برآورد، بازده مورد انتظار به صورت ماه به ماه در سال t محاسبه می‌شود. در مرحله بعد، با در نظر گرفتن تفاوت بین بازده خام ماهانه و بازده ماهانه مورد انتظار، بازده غیرمنتظره اختصاصی به صورت ماه به ماه در طول سال مالی محاسبه می‌شود. در نهایت، برای سازگاری با تناوب متغیرهای حسابداری و افشا، بازده غیرمنتظره اختصاصی در طول سال مالی ترکیب می‌شود تا بازده غیرمنتظره اختصاصی سال مالی به دست آورده شود. (منظور از ترکیب بازده‌ها این است که برای محاسبه بازده غیرمنتظره اختصاصی سالانه شرکت، بازده‌های غیرمنتظره اختصاصی هر ماه به طور پیوسته با هم ترکیب می‌شوند؛ به طوری که بازده نهایی نمایانگر اثر مرکب تمامی بازده‌های ماهانه در طول سال است).

برای مثال، برای محاسبه بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت فولاد در سال مالی ۱۳۹۱، ابتدا مدل (۲) با داده‌های بازده ماهانه از فروردین سال ۱۳۸۹ تا اسفند سال ۱۳۹۰ برآورد می‌شود. سپس، از ضرایب برآوردشده و داده‌های بازده ماهانه فروردین سال ۱۳۹۱ تا اسفند ۱۳۹۱ در رابطه‌های (۱-۲) و (۲-۲) استفاده می‌شود تا بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت فولاد به صورت زیر محاسبه شود:

$$\text{رابطه (۱-۲)} \quad \hat{r}_{i,j,t} = \alpha_{i,j,t} + \beta_{i,j,t}^{MKT} (rm_t - rf_t) + \beta_{i,j,t}^{ind} (\bar{r}_{-i,j,t} - rf_t) = \text{بازده مورد انتظار}$$

$$\text{رابطه (۲-۲)} \quad Ishock_{i,j,t} = \eta_{i,j,t} = r_{i,j,t} - \hat{r}_{i,j,t}$$

برای به دست آوردن بازده غیرمنتظره اختصاصی برای سال ۱۳۹۲، این فرآیند با به‌روزرسانی نمونه برآورد از فروردین سال ۱۳۹۰ تا اسفند سال ۱۳۹۲ و با استفاده از بازده‌های ماهیانه در طول سال ۱۳۹۲ تکرار می‌شود. برای حفظ سازگاری با دوره داده‌های حسابداری، بازده‌های ماهانه ترکیب می‌شوند تا یک اندازه‌گیری سالانه به دست آید. برای ساخت ابزار ($Pshock_{i,j,t}$)، این اندازه‌گیری برای تمام شرکت‌های صنعت فلزات اساسی تکرار می‌شود و از بازده‌های غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های هم‌تای فولاد در هر سال میانگین گرفته می‌شود. به طور شهودی، این راهبرد می‌تواند به عنوان تطبیق هر شرکت با شرکت‌های دیگر در صنعت تلقی شود. برای مثال، صنعتی را با فقط دو شرکت A و B در نظر بگیرید. در این پژوهش، از بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت B استفاده می‌شود تا تأثیر رفتار و تصمیم‌های شرکت B بر تصمیم مالی شرکت A نشان داده شود. میانگین‌گیری ابزاری مناسب را برای کاهش ابعاد مسأله و خلاصه کردن اطلاعات برجسته فراهم می‌کند و تضمین می‌کند رخدادهای غیرخطی مسئول شناسایی نیستند و نويز را در بازده غیرمنتظره اختصاصی کاهش می‌دهد (Seo, 2021).

مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

برای آزمون فرضیه اول از مدل (۳) استفاده می‌شود که بر اساس مدل (۱)، برای بررسی اثر شرکت‌های هم‌تا بر افشای اختیاری اطلاعات شرکت توسعه یافته است و در آن، متغیر وابسته $MD\text{FY}_{it}$ است و بیانگر سطح افشای داوطلبانه مدیر برای شرکت i است. متغیر مستقل $P_{MD}\text{FY}_{ijt}$ است که میانگین سطح افشای داوطلبانه مدیر برای شرکت‌های هم‌تا در همان صنعت j با شرکت i در دوره t (سال) است. سطح افشای مدیر شرکت i در محاسبه میانگین صنعت برای جلوگیری از همبستگی مکانیکی حذف خواهد شد. متغیرهای کنترلی عبارت‌اند از: متغیرهای ویژه شرکت که در پژوهش‌های پیشین به عنوان عوامل تعیین‌کننده اصلی تصمیم‌های افشای شرکت در نظر گرفته می‌شدند (Ajinkya et al., 2005; Balakrishnan et al., 2014; Boone & White, 2015) و میانگین‌های شرکت هم‌تا در همان متغیرهای ویژه برای کنترل آثار زمینه‌ای در نظر گرفته می‌شوند و با پیشوند "P_" نشان داده می‌شوند. همچنین، برای شناسایی هم‌تایان صنعتی از طبقه‌بندی صنایع توسط سازمان بورس استفاده می‌شود.

$$MD\text{FY}_{it} = \alpha + \beta P_{MD}\text{FY}_{ijt} + \delta_1 MTB_{ij(t-1)} + \delta_2 Size_{ij(t-1)} + \delta_3 ROA_{ij(t-1)} + \delta_4 leverage_{ij(t-1)} + \delta_5 instown_{ij(t-1)} + \delta_6 MTB_{(i-1)j(t-1)} + \delta_7 Size_{(i-1)j(t-1)} + \delta_8 ROA_{(i-1)j(t-1)} + \delta_9 leverage_{(i-1)j(t-1)} + \delta_{10} instown_{(i-1)j(t-1)} + \mu_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad \text{مدل (۳)}$$

در صورتی که ضریب $P_{MD}\text{FY}_{ijt}$ مثبت و معنادار باشد، فرضیه اول رد نمی‌شود. با توجه به درون‌زایی متغیر $P_{MD}\text{FY}_{ijt}$ ، مدل افشای شرکت - افشای هم‌تایان با دستگاه معادلات روابط (۱-۳) و (۲-۳) با رویکرد متغیر ابزاری برآورد می‌شود.

$$P_MDFY_{ijt} = \alpha_1 + \partial Pshock_{ijt} + \delta_1 MTB_{ij(t-1)} + \delta_2 Size_{ij(t-1)} + \delta_3 ROA_{ij(t-1)} + \delta_4 leverage_{ij(t-1)} + \delta_5 instown_{ij(t-1)} + \delta_6 MTB_{(i-1)j(t-1)} + \delta_7 Size_{(i-1)j(t-1)} + \delta_8 ROA_{(i-1)j(t-1)} + \delta_9 leverage_{(i-1)j(t-1)} \quad \text{رابطه (۱-۳)}$$

$$\begin{aligned}
 & + \delta_{10}instown_{(i-1)j(t-1)} + \mu_{1i} + \varphi_{1t} + \varepsilon_{1it} \\
 MD\ FY_{it} = & \alpha_2 + \beta P_MDFY_{ijt} + \delta_1MTB_{ij(t-1)} \\
 & + \delta_2Size_{ij(t-1)} + \delta_3ROA_{ij(t-1)} + \delta_4leverage_{ij(t-1)} \\
 & + \delta_5instown_{ij(t-1)} + \delta_6MTB_{(i-1)j(t-1)} + \delta_7Size_{(i-1)j(t-1)} + \delta_8ROA_{(i-1)j(t-1)} + \delta_9leverage_{(i-1)j(t-1)} + \\
 & \delta_{10}instown_{(i-1)j(t-1)} + \mu_{2i} + \varphi_{2t} + \varepsilon_{2it}
 \end{aligned}$$

رابطه (۲-۳)

برای آزمون فرضیه دوم از مدل (۴) که بر اساس مدل (۳) توسعه یافته است استفاده می‌شود. در آزمون فرضیه دوم، از متغیر تعدیل‌کننده وابستگی تأمین مالی برون‌سازمانی، $Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1}$ استفاده خواهد شد که به عنوان مخارج سرمایه‌های منهای جریان‌های نقد عملیاتی تقسیم بر مخارج سرمایه (خالص افزایش در اموال، ماشین‌آلات، تجهیزات به علاوه استهلاک) برای شرکت i در دوره $t-1$ تعریف می‌شود (Seo, 2021). دلیل استفاده از این شاخص آن است که اگر جریان نقدی عملیاتی شرکت کمتر از مخارج سرمایه‌ای باشد، شرکت برای تأمین نیازهای مالی خود ناگزیر به استفاده از منابع برون‌سازمانی خواهد بود. پس از اندازه‌گیری $Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1}$ شاخص $High$ $Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1}$ به این صورت تعریف می‌شود که اگر وابستگی تأمین مالی برون‌سازمانی از میانه نمونه بیشتر شود، برابر یک و در غیر این صورت صفر است. مدل (۴) در این پژوهش مدل افشای شرکت - افشای هم‌تایان با نقش تأمین مالی برون‌سازمانی نام‌گذاری می‌شود.

$$\begin{aligned}
 MD\ FY_{it} = & \alpha + \beta P_MDFY_{ijt} + \Omega Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1} + \\
 & \Theta Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1} \times P_MDFY_{ijt} + \\
 & \delta_1MTB_{ij(t-1)} + \delta_2Size_{ij(t-1)} + \delta_3ROA_{ij(t-1)} + \delta_4leverage_{ij(t-1)} + \\
 & \delta_5instown_{ij(t-1)} + \delta_6MTB_{(i-1)j(t-1)} + \delta_7Size_{(i-1)j(t-1)} + \delta_8ROA_{(i-1)j(t-1)} + \\
 & \delta_9leverage_{(i-1)j(t-1)} + \delta_{10}instown_{(i-1)j(t-1)} + \mu_1 + \varphi_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

مدل (۴)

در صورتی که ضریب متغیر $Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1} \times P_MDFY_{ijt}$ در مدل (۴) مثبت و معنادار باشد، فرضیه دوم رد نمی‌شود. متغیرهای P_MDFY_{ijt} و $Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1} \times P_MDFY_{ijt}$ درون‌زا هستند؛ بنابراین، با کمک دستگاه معادلات روابط (۱-۴)، (۲-۴) و (۳-۴) با رویکرد متغیر ابزاری مدل برآورد می‌شود.

$$\begin{aligned}
 P_MDFY_{ijt} = & \alpha_1 + \omega_1 Pshock_{ijt} + \Omega_1 Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1} + \\
 & \vartheta_1 Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1} \times Pshock_{ijt} + \\
 & \delta_1MTB_{ij(t-1)} + \delta_2Size_{ij(t-1)} + \delta_3ROA_{ij(t-1)} + \delta_4leverage_{ij(t-1)} + \\
 & \delta_5instown_{ij(t-1)} + \delta_6MTB_{(i-1)j(t-1)} + \delta_7Size_{(i-1)j(t-1)} +
 \end{aligned}$$

رابطه (۱-۴)

$$\delta_8 ROA_{(i-1)j(t-1)} + \delta_9 leverage_{(i-1)j(t-1)} + \delta_{10} instown_{(i-1)j(t-1)} + \mu_{1i} + \phi_{1t} + \varepsilon_{1it}$$

$$Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1} \times P_MDFY_{ijt} = \alpha_2 + \omega_2 Pshock_{ijt} + \Omega_2 Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1} + \theta_2 Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1} \times Pshock_{ijt} + \delta_1 MTB_{ij(t-1)} +$$

$$\delta_2 Size_{ij(t-1)} + \delta_3 ROA_{ij(t-1)} + \frac{\delta}{4} leverage_{ij(t-1)} +$$

$$\delta_5 instown_{ij(t-1)} + \delta_6 MTB_{(i-1)j(t-1)} + \delta_7 Size_{(i-1)j(t-1)} +$$

رابطه (۲-۴)

$$\delta_8 ROA_{(i-1)j(t-1)} + \delta_9 leverage_{(i-1)j(t-1)} + \delta_{10} instown_{(i-1)j(t-1)} + \mu_{2i} + \phi_{2t} + \mu_{2it}$$

$$MD\ FY_{it} = \alpha_3 + \beta P_MD\ FY_{ijt} + \Omega_3 Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1} + \Theta Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1} \times P_MD\ FY_{ijt}$$

$$\delta_1 MTB_{ij(t-1)} + \delta_2 Size_{ij(t-1)} + \delta_3 ROA_{ij(t-1)} +$$

$$\delta_4 leverage_{ij(t-1)} + \delta_5 instown_{ij(t-1)} + \delta_6 MTB_{(i-1)j(t-1)} +$$

رابطه (۳-۴)

$$\delta_7 Size_{(i-1)j(t-1)} + \frac{\delta}{8} ROA_{(i-1)j(t-1)} + \delta_9 leverage_{(i-1)j(t-1)} +$$

$$\delta_{10} instown_{(i-1)j(t-1)} + \mu_{3i} + \phi_{3t} + \varepsilon_{3it}$$

متغیر وابسته

در این پژوهش، $MD\ FY_{it}$ سطح افشای داوطلبانه مدیر شرکت است که شامل تفسیرهای مدیر و پیش‌بینی‌های مدیریتی در گزارش فعالیت هیئت‌مدیره است و بر اساس شاخص‌های بوتوسان (۱۹۹۷) ساخته شده است (Botosan, 1997). شاخص‌ها پس از بررسی از نظر عدم الزام مطابق استانداردهای حسابداری یا قوانین، در شش بخش کلی شامل بیان چشم‌انداز، اهداف و راهبردهای شرکت، پیش‌بینی‌های شرکت، اطلاعات مربوط به تحلیل وضعیت مالی و عملیاتی شرکت، پژوهش و توسعه، مدیریت ریسک عمومی و آماره‌های کلیدی غیرمالی تقسیم‌بندی می‌شوند. عناوین شاخص‌های انتخاب‌شده در نگاره (۲) مندرج شده‌اند.

نگاره ۲. عناوین کلی و عناصر چک‌لیست افشای اختیاری مدیریتی

Table 2. General Headings and Elements of Management's Voluntary Disclosure Checklist

ردیف	عنوان کلی	فهرست موارد افشای اختیاری
۱	بیان چشم‌انداز، اهداف و راهبردهای شرکت	۱- تشریح و بیان چشم‌انداز آتی ۲- بیان اهداف و راهبردهای شرکت ۳- اقدامات انجام‌شده در طی سال برای دستیابی به اهداف ۴- اقدامات برنامه‌ریزی‌شده برای دستیابی در سال‌های آتی
۲	پیش‌بینی‌های شرکت	۵- پیش‌بینی فروش‌های آتی ۶- مقایسه پیش‌بینی فروش‌های قبلی با فروش‌های واقعی ۷- پیش‌بینی سودهای آتی ۸- مقایسه پیش‌بینی‌های قبلی سود با سودهای واقعی ۹- پیش‌بینی دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی برای دوره‌های آتی ۱۰- پیش‌بینی مخارج سرمایه‌ای ۱۱- پیش‌بینی سهم از بازار
۳	اطلاعات مربوط به تحلیل وضعیت مالی و عملیاتی شرکت	۱۲- نسبت‌های سودآوری ۱۳- نسبت‌های نقدینگی ۱۴- نسبت‌های فعالیت ۱۵- نسبت‌های ارزیابی بازار ۱۶- نسبت‌های اهرمی ۱۷- فروش سر به سر مربوط به محصولات یا خدمات
۴	پژوهش و توسعه	۱۸- توضیح پروژه‌های پژوهش و توسعه ۱۹- سیاست‌های شرکت در رابطه با پژوهش و توسعه ۲۰- موقعیت فعالیت‌های پژوهش و توسعه ۲۱- تعداد کارکنان مشغول به کار در پژوهش و توسعه ۲۲- تشریح توسعه محصولات جدید
۵	مدیریت ریسک عمومی	۲۳- تشریح و توضیح ریسک کلی و ریسک عمومی شرکت ۲۴- اطلاعات و جزئیاتی در رابطه با سایر ریسک‌ها (ریسک نقدینگی، تورم، نرخ بهره)
۶	آماره‌های کلیدی غیرمالی	۲۵- تجزیه و تحلیل کیفی و کمی رقبا ۲۶- تجزیه و تحلیل کیفی و کمی سهم از بازار محصولات یا خدمات ۲۷- میزان رشد کمی فروش ۲۸- تشریح مشتری‌ها

به هر قلم از موارد موجود در چک‌لیست که توسط شرکت‌ها افشا شده باشد، امتیاز یک و در غیر این صورت، امتیاز صفر تعلق می‌گیرد. در نهایت، سطح افشای اختیاری از تقسیم مجموع امتیازات حاصل بر کل امتیاز قابل دریافت، یعنی ۲۸، به دست می‌آید.

متغیر مستقل

افشای داوطلبانه مدیر شرکت‌های همتا ($P_MD_FY_{ijt}$): میانگین سطح افشای داوطلبانه مدیر (MD_FY_{it}) برای شرکت‌های همتا در همان صنعت j با شرکت i در دوره t (سال) است. شاخص افشای مدیریت شرکت i در محاسبه میانگین متوسط برای جلوگیری از همبستگی مکانیکی حذف شده است.

متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت ($Size_{i,t-1}$): این متغیر برابر لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام برای شرکت i از ابتدای سال مالی t تعریف می‌شود. اندازه شرکت یک عامل مهم در تصمیم‌گیری برای افشای اختیاری است. شرکت‌های بزرگ‌تر معمولاً به افشای اطلاعات بیشتر تمایل دارند؛ زیرا آن‌ها با فشارهای بیشتری از سوی سهامداران و تحلیلگران مواجه هستند. همچنین، شرکت‌های بزرگ‌تر معمولاً منابعی بیشتر برای تهیه و ارائه اطلاعات دارند. نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری ($MTB_{i,t-1}$): برابر تقسیم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بر ارزش دفتری دارایی‌های شرکت i در ابتدای سال مالی t است. این نسبت نشان‌دهنده فرصت‌های رشد شرکت است. شرکت‌هایی با MTB بیشتر ممکن است برای افشای اختیاری انگیزه‌ای بیشتر داشته باشند تا عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش دهند و ارزش واقعی خود را به بازار نشان دهند.

بازده دارایی‌ها ($ROA_{i,t-1}$): برابر تقسیم سود خالص بر ارزش دفتری کل دارایی‌های شرکت i در ابتدای سال مالی t تعریف می‌شود. شرکت‌هایی با عملکرد بهتر ممکن است به افشای اختیاری بیشتر تمایل داشته باشند تا موفقیت خود را نشان دهند. از سوی دیگر، شرکت‌هایی با عملکرد ضعیف ممکن است برای توضیح دلایل عملکرد پایین خود، افشای بیشتری انجام دهند.

اهرم ($leverage_{i,t-1}$): برابر نسبت مجموع بدهی‌ها به مجموع دارایی‌ها تعریف می‌شود. سطح بدهی شرکت ممکن است بر تصمیم‌های افشا تأثیر بگذارد. شرکت‌هایی با اهرم بالاتر ممکن است برای اطمینان‌بخشی به اعتباردهندگان و کاهش هزینه‌های نمایندگی بدهی افشای بیشتری انجام دهند.

درصد مالکیت سهامداران نهادی ($instown_{i,t-1}$): درصد مالکیت نهادی از سهام عادی که متعلق به سرمایه‌گذاران نهادی است. سرمایه‌گذاران نهادی، به عنوان هر شخص حقیقی یا حقوقی که بیش از ۵ درصد ارزش اسمی اوراق بهادار را در اختیار داشته باشد، تعریف می‌شوند. سهامداران نهادی معمولاً بر مدیریت بیشتر نظارت دارند و می‌توانند برای افشای اطلاعات بیشتر فشار اعمال کنند. حضور سهامداران نهادی ممکن است به افزایش شفافیت و افشای بیشتر منجر شود.

متغیر ابزاری

بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا ($P_ReturnShock_{i,t-1}$): میانگین بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا i در سال مالی $t-1$ است که در محاسبه میانگین شرکت i حذف شده است.

متغیر تعدیلگر

نیاز شدید به تأمین مالی برون‌سازمانی ($Ext\ Fin\ Dep_{i,t-1}$): یک متغیر تعدیلگر است که اگر نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی از میانه نمونه بیشتر باشد، برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر است. نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی نیز برابر است با مخارج سرمایه‌ای منهای جریان‌های نقدی حاصل از عملیات تقسیم بر مخارج سرمایه‌ای برای شرکت i در سال مالی $t-1$ که از گزارش‌های سالانه موجود در کدال استخراج می‌شود. مخارج سرمایه‌ای نیز از تفاضل دارایی‌های ثابت ابتدای دوره و پایان دوره به علاوه هزینه استهلاک محاسبه می‌شوند (Seo, 2021).

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

به همراه آمار توصیفی ویژگی‌های شرکت، آمار توصیفی ویژگی‌های شرکت‌های هم‌تا نیز در نگاره (۳) ارائه شده‌اند. متغیرهای کنترل در سطح شرکت نشان‌دهنده متغیرهای اصلی شرکت در سال $t-1$ هستند. متغیرهای کنترل شرکت‌های هم‌تا برابر میانگین متغیرهای کنترل (سال $t-1$) تمام شرکت‌ها در یک صنعت بدون شرکت نام هستند. با توجه به نگاره (۳)، میانگین سطح افشای مدیریت شرکت‌ها برابر $0/3356$ است؛ این بدان معنا است که بیشتر مشاهدات در اطراف این نقطه متمرکز هستند. همچنین، مقدار میانه نیز برابر $0/3393$ است که نشان می‌دهد سطح افشای نیمه از شرکت - سال‌ها کمتر از این مقدار و نیمه بیش از این مقدار بوده است. اعداد بیشینه و کمینه نیز برابر $0/5714$ و $0/1500$ هستند. انحراف معیار برابر $0/0783$ است که بیانگر انحراف (پراکندگی) نسبتاً کم افشای داوطلبانه مدیر شرکت‌ها است. میانگین سطح افشای مدیریت شرکت‌های هم‌تا نیز برابر $0/3352$ و میانه نیز برابر $0/3367$ است. میزان انحراف معیار سطح افشای مدیریت شرکت‌های هم‌تا برابر $0/0474$ است که بیانگر پراکندگی کم افشای مدیریت شرکت‌های هم‌تا است.

نگاره ۳. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

Table 3. Descriptive Statistics of Research Variables

نام متغیر	علائم اختصاری	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
سطح افشا در شرکت‌های همتا	<i>P_MD FY</i>	۰/۳۳۵۲	۰/۳۳۶۷	۰/۴۸۳۳	۰/۲۳۳۳	۰/۰۴۷۴
بازده غیرمنتظره اختصاصی سهام	<i>Ishock</i>	۰/۰۲۳۴	۰/۰۹۸۰-	۲/۵۵۷۱	۱/۰۳۵۳-	۰/۶۳۷۹
بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا	<i>Pshock</i>	۰/۰۴۵۰	۰/۰۲۰۹	۰/۷۷۲۰	۰/۴۸۶۵-	۰/۲۰۱۵
سطح افشای شرکت	<i>MD FY</i>	۰/۳۳۵۶	۰/۳۳۹۳	۰/۵۷۱۴	۰/۱۵۰۰	۰/۰۷۸۳
متغیرهای کنترل در سطح شرکت						
ارزش بازار حقوق مالکانه به دارایی‌ها	<i>MTB</i>	۱/۱۳۰۵	۰/۸۲۷۰	۷/۵۶۴۸	۰/۰۰۰۰	۱/۰۷۶۲
اندازه شرکت	<i>Size</i>	۲۸/۹۰۳۶	۲۸/۶۵۲۳	۳۴/۵۰۴۲	۲۴/۴۳۲۰	۱/۸۵۴۰
بازده دارایی‌ها	<i>ROA</i>	۰/۱۷۹۰	۰/۱۳۸۴	۰/۸۰۵۳	۰/۴۰۰۲-	۰/۱۸۹۰
نسبت بدهی	<i>leverage</i>	۰/۵۳۱۹	۰/۵۳۷۰	۰/۹۹۸۶	۰/۰۰۰۰	۰/۲۰۹۷
مالکیت نهادی	<i>instown</i>	۶۵/۵۶۳۳	۷۰/۷۲۰۰	۹۸/۷۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۲۲/۲۳۴۸
متغیرهای کنترل در سطح شرکت‌های همتا						
ارزش بازار حقوق مالکانه به ارزش دارایی‌ها شرکت‌های همتا	<i>P_MTB</i>	۱/۱۳۹۱	۱/۰۲۲۸	۵/۴۳۹۸	۰/۱۲۰۳	۰/۷۹۶۶
اندازه شرکت‌های همتا	<i>P_Size</i>	۲۸/۹۴۹۳	۲۸/۶۷۵۱	۳۳/۲۰۱۹	۲۵/۶۵۴۶	۱/۴۸۷۸
بازده دارایی‌ها شرکت‌های همتا	<i>P_ROA</i>	۰/۱۸۳۱	۰/۱۶۲۵	۰/۶۱۶۳	۰/۰۱۲۲-	۰/۱۳۵۷
نسبت بدهی شرکت‌های همتا	<i>P_leverage</i>	۰/۵۴۳۲	۰/۵۵۵۶	۰/۷۸۵۹	۰/۲۱۸۲	۰/۰۹۸۵
مالکیت نهادی شرکت‌های همتا	<i>P_instown</i>	۶۵/۸۱۵۳	۶۶/۹۲۵۰	۸۹/۶۰۲۵	۳۶/۲۷۱۷	۹/۹۲۶۸
درصد یک	تعداد مشاهدات یک	تعداد مشاهدات یک	درصد صفر	تعداد مشاهدات صفر		
نیاز شدید به تأمین مالی برون‌سازمانی	۲۷/۴	۳۱۰	۷۲/۶	۸۲۱		
منبع: یافته‌های پژوهش						

میانگین بازده غیرمنتظره اختصاصی هر سهم نیز برابر ۰/۰۲۳۴ است؛ این بدان معنا است که میانگین بازده واقعی شرکت‌ها به اندازه ۲/۳ درصد بیشتر از بازده مورد انتظار شرکت‌ها بوده است. مقدار میانه نیز برابر ۰/۰۹۸۰ است که بیانگر آن است که در نیمی از شرکت - سال‌ها میزان بازده واقعی به میزان ۹/۸ درصد بیشتر از بازده مورد انتظار بوده است. میزان بیشینه و کمینه بازده غیرمنتظره اختصاصی ۲/۵۵۷۱ و ۱/۰۳۵۳- است و انحراف معیار آن برابر ۰/۶۳۷۹ است که نشان‌دهنده پراکندگی زیاد بازده غیرمنتظره اختصاصی در اطراف میانگین است. این پراکندگی زیاد با توجه به صعود سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ و سقوط سال ۱۳۹۹ الی ۱۴۰۰ قابل انتظار بود. میانگین بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا نیز برابر ۰/۰۴۵۰ است. مقدار بیشینه و کمینه بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا که ابزار استفاده شده در پژوهش است نیز برابر ۰/۷۷۲۰ و ۰/۴۸۶۵- است و همچنین، انحراف معیار برابر ۰/۲۰۱۵ است.

آزمون تشخیص الگو

برای برآورد هر یک از روابط استفاده‌شده در مدل‌های افشای شرکت - افشای همتایان و افشای شرکت - افشای همتایان با نقش تأمین مالی برون‌سازمانی، لازم است مشخص شود داده‌ها از نوع ترکیبی یا تلفیقی هستند. برای این منظور، از آزمون اف-لیمر استفاده شده است و نتایج آزمون یادشده در نگاره (۴) نشان داده شده است. بر اساس نتایج مندرج در نگاره (۴) برای هر دو مدل پژوهش، در هر دو مرحله، میزان آماره نتیجه آزمون اف-لیمر کمتر از سطح خطای ۵ درصد است و انتخاب داده‌های ترکیبی به جای داده‌های تلفیقی تأیید می‌شود. حال، ضرورت دارد ثابت یا تصادفی بودن اثرات داده‌های ترکیبی مشخص شود. برای این منظور، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود و نتایج آزمون هاسمن در نگاره (۵) نمایش داده شده است. نتایج مندرج در نگاره (۵) نشان می‌دهد در تمام موارد احتمال آماره کای دو کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین، برای هر دو مدل در هر دو مرحله باید از مدل داده‌های ترکیبی با اثرات ثابت استفاده کرد.

نگاره ۴: نتایج آزمون‌های اف-لیمر و هاسمن

Table 4. Results of F-Limer Test and Hausman Tests

نتیجه	احتمال آماره اف-لیمر	آماره اف-لیمر	شرح	مدل	
روش تابلویی	۰/۰۰۰۰	۳/۴۸۲۷	رابطه (۱-۳)	مدل افشای شرکت - افشای	آزمون اف-لیمر
روش تابلویی	۰/۰۰۰۰	۶/۸۸۷۵	رابطه (۲-۳)	همتایان	
روش تابلویی	۰/۰۰۰۰	۳/۳۸۶۵	رابطه (۱-۴)	مدل افشای شرکت - افشای	
روش تابلویی	۰/۰۰۰۷	۱/۵۳۱۸	رابطه (۲-۴)	همتایان با نقش تأمین مالی	
روش تابلویی	۰/۰۰۰۰	۵/۵۵۱۰۴۶	رابطه (۳-۴)	برون‌سازمانی	
نتیجه	احتمال آماره کای دو	آزمون کای دو	شرح	مدل	آزمون هاسمن
اثرات ثابت	۰/۰۰۰۰	۵۲/۹۹۶۱	رابطه (۱-۳)	مدل افشای شرکت - افشای	
اثرات ثابت	۰/۰۱۱۳	۲۵/۸۲۹۶	رابطه (۲-۳)	همتایان	
اثرات ثابت	۰/۰۰۰۰	۵۴/۱۹۲۷	رابطه (۱-۴)	مدل افشای شرکت - افشای	
اثرات ثابت	۰/۰۳۰۸	۲۵/۴۰۱۳	رابطه (۲-۴)	همتایان با نقش تأمین مالی	
اثرات ثابت	۰/۰۰۰۰	۴۶/۹۷۳۴۳۶	رابطه (۳-۴)	برون‌سازمانی	
منبع: یافته‌های پژوهش					

عدم وجود هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای توضیحی

نتایج آزمون عامل تورم واریانس در نگاره (۶) برای تمام رابطه‌های پژوهش ارائه شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، مشاهده می‌شود عامل تورم واریانس برای تمام متغیرها کمتر از ده است؛ بنابراین، مشکل هم‌خطی چندگانه وجود ندارد.

نگاره ۵. نتایج آزمون عامل تورم واریانس

Table 5. Results of Variance Inflation Factor Test

فرضیه دوم			فرضیه اول		نام متغیر
رگرسیون اصلی	مرحله اول		رگرسیون اصلی	مرحله اول	
رابطه (۳-۱۴)	رابطه (۳-۱۳)	رابطه (۳-۱۲)	رابطه (۳-۱۰)	رابطه (۳-۹)	
۱/۶۰۵			۱/۲۵۵		P_MD_FY
	۱/۲۸۲	۱/۲۸۲		۱/۰۲۱	بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا PSHOCK
۱/۰۸۲۵					بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا* نیاز شدید به تأمین مالی برون‌سازمانی P_MD_FY*HIGH_EFIN
	۱/۳۱۳	۱/۳۱۳			بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا* شاخص نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی PSHOCK*HIGH_EFIN
۱/۱۳۱۵	۱/۱۶۰	۱/۱۶۰			شاخص نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی HIGH_EFIN
۱/۶۲۲	۱/۵۷۱	۱/۵۷۱	۱/۶۲۲	۱/۶۰۲	ارزش بازار شرکت به دارایی‌های شرکت MTB
۱/۳۷۲	۱/۳۷۵	۱/۳۷۵	۱/۳۶۲	۱/۳۴۰	اندازه شرکت SIZE
۲/۶۴۱	۲/۵۷۵	۲/۵۷۵	۲/۵۹۹	۲/۵۹۸	بازده دارایی‌ها ROA
۱/۹۳۲	۱/۸۱۸	۱/۸۱۸	۱/۹۱۴	۱/۹۱۶	اهرم LEVERAGE
۱/۱۹۸	۱/۱۸۵	۱/۱۸۵	۱/۱۸۵	۱/۱۸۰	درصد مالکیت سهامداران INSTOWN

					نهادی	
۲/۲۰۰	۱/۹۰۷	۱/۹۰۷	۲/۱۹۳	۲/۰۴۰	ارزش بازار شرکت به دارایی‌های شرکت‌های همتا	P_MTB
۲/۱۴۹	۲/۱۱۲	۲/۱۱۲	۲/۱۴۵	۲/۱۰۴	اندازه شرکت‌های همتا	P_Size
۳/۴۷۲	۳/۴۳۷	۳/۴۳۷	۳/۴۴۶	۳/۴۲۶	بازده دارایی‌ها شرکت‌های همتا	P_ROA
۲/۸۰۵	۲/۷۱۷	۲/۷۱۷	۲/۷۸۶	۲/۶۹۷	اهرم شرکت‌های همتا	P_leverage
۱/۴۳۷	۱/۳۷۶	۱/۳۷۶	۱/۴۳۱	۱/۳۹۱	درصد مالکیت سهامداران نهادی شرکت‌های همتا	P_instown
منبع: یافته‌های پژوهش						

آزمون ثابت بودن واریانس جمله خطا

در این پژوهش، از آزمون نسبت درست‌نمایی (LR)^۴ برای بررسی همسانی واریانس باقیمانده‌ها استفاده شده است. با توجه به نتایج ارائه‌شده در نگاره (۷)، فرض همسانی واریانس برای همه مراحل در هر دو مدل رد می‌شود. برای برطرف کردن ناهمسانی واریانس از رگرسیون حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده می‌شود.

نگاره ۶. نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی

Table 6. Likelihood Ratio Test Results

نتیجه	احتمال آماره LR	آماره LR	مدل
ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۳۴	۱۵۷/۹۷۰	مدل افشای شرکت - افشای
ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۰۰	۱۸۸/۷۸۲	همتایان
ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۲۸	۱۵۹/۱۶۸	مدل افشای شرکت - افشای
ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۰۰	۶۷۶۱/۶۵۷	همتایان با نقش تأمین مالی
ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۰۰	۱۸۹/۱۶۶۸	برون‌سازمانی

منبع: یافته‌های پژوهش

⁴ Likelihood Ratio

آزمون درون‌زا بودن متغیرها

یکی از شروط لازم برای برآورد به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای اثبات درون‌زایی متغیرهای درون‌زای معادلات است. برای این منظور، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. ایده‌آسی آزمون درون‌زایی هاسمن مقایسه دو دسته از برآوردهاست که یکی تحت هر دو فرضیه صفر و جایگزین و دیگری فقط تحت فرضیه جایگزین سازگار است. در این آزمون، آزمون هاسمن با استفاده از یک رگرسیون کمکی به دست آورده می‌شود؛ به این معنا که دو معادله رگرسیون برآورد می‌شوند؛ به این طریق که در معادله رگرسیون اول متغیری که تصور می‌شود درون‌زا است بر روی همه متغیرهای برون‌زا و ابزاری رگرس می‌شود و پسماند این رگرسیون استخراج و ذخیره می‌شود. سپس، در مرحله دوم معادله مدنظر (معادله‌ای که درون‌زای متغیر مدنظر در آن آزمون می‌شود) که شامل پسماند به دست آمده از رگرسیون اول به عنوان یک متغیر توضیحی است، مجدداً برآورد می‌شود. در نهایت، قاعده تصمیم‌گیری به این صورت است که اگر ضریب این متغیر توضیحی جدید در برآورد مرحله دوم از لحاظ آماری معنادار باشد، این موضوع به معنای وجود هم‌زمانی است (خواجهی و قدیران آرانی، ۱۳۹۷).

مقدار پسماند مرحله اول مدل (۳) را RESID301 و مقدار پسماند مرحله اول مدل (۴) (رابطه‌های (۴-۱) و (۴-۲)) را به ترتیب RESID401 و RESID402 می‌نامیم. نتایج آزمون درون‌زایی در نگاره (۸) مندرج شده است.

نگاره ۷. نتیجه آزمون درون‌زایی متغیر افشا در شرکت‌های همتا

Table 7. Result of Endogeneity Test for Disclosure Variable in Peer Companies

معناداری	آماره t	انحراف معیار خطاها	ضریب متغیر	نام متغیر	شماره فرضیه
۰/۰۰۴۸	۲/۸۲۷۱-	۰/۳۲۱۵	۰/۹۰۸۹-	RESID301	فرضیه ۱
۰/۰۰۰۱	۳/۹۵۶۲-	۰/۳۵۴۱	۱/۴۰۱۲-	RESID401	فرضیه ۲
۰/۰۲۳۸	۲/۲۶۵۴	۰/۸۰۲۸	۱/۸۱۸۶۹	RESID402	

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج ارائه شده برای هر دو فرضیه، ضریب متغیرهای پسماند مرحله اول در رگرسیون اصلی مخالف صفر و معنادار است؛ بنابراین، بر اساس آزمون هاسمن، درون‌زایی متغیر افشای شرکت‌های همتا در مدل افشای شرکت - افشای شرکت‌های همتا و درون‌زایی متغیر افشای شرکت‌های همتا و متغیر ساخته شده از ضرب نیاز شدید به تأمین مالی برون‌سازمانی در متغیر افشای شرکت‌های همتا در مدل افشای شرکت - افشای شرکت‌های همتا با تأثیر نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی تأیید می‌شود.

مسئله تشخیص‌پذیری

مسئله تشخیص‌پذیری در سیستم معادلات درون‌زا به این معنا است که چگونه می‌توان ضرایب معادلات را به شیوه‌ای سازگار برآورد کرد. برای این مسئله، دو شرط لازم و کافی وجود دارند. در ادامه، عناصر این شروط و سپس، خود شروط تشریح می‌شوند.

g : تعداد کل متغیرهای درون‌زا در معادلات

g_i : تعداد متغیرهای درون‌زا در معادله i ام

k : تعداد متغیرهای برون‌زای از قبل معین در الگو

k_i : تعداد متغیرهای برون‌زای از قبل معین در معادله i ام (خواجه‌وی و قدیران آرانی، ۱۳۹۷).

شرط کافی (مرتب‌ه)

تعداد متغیرهای درون‌زا و برون‌زای موجود در معادله مدنظر از تعداد متغیرهای درون‌زای آن معادله منهای یک بیشتر یا مساوی باشد (خواجه‌وی و قدیران آرانی، ۱۳۹۷). رابطه (۵) نمایش‌دهنده شرط مرتبه است.

$$(g - g_i) + (k - k_i) \geq (g_i - 1) \quad \text{رابطه (۵)}$$

شرط لازم (درجه)

تعداد متغیرهای برون‌زا با ضریب صفر در آن معادله از تعداد متغیرهای درون‌زا با ضریب غیرصفر در آن معادله منهای یک بیشتر یا مساوی باشد (خواجه‌وی و قدیران آرانی، ۱۳۹۷). رابطه (۶) بیانگر شرط درجه است.

$$k - k_i \geq g_i - 1 \quad \text{رابطه (۶)}$$

بر اساس اطلاعات مندرج در نگاره (۹)، برای هر دو فرضیه شروط کافی و لازم برقرار است؛ بنابراین، می‌توان با کمک متغیرهای ابزاری معرفی‌شده، ضرایب را به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای به صورت سازگار برآورد کرد.

نگاره ۸. متغیرهای شرط کافی و لازم

Table 8. Necessary and Sufficient Condition Variables

شماره فرضیه	g : تعداد کل متغیرهای درون‌زا در معادلات	g_1 : تعداد متغیرهای درون‌زا در معادله	k : تعداد متغیرهای برون‌زا در الگو	k_1 : تعداد متغیرهای برون‌زا در معادله
فرضیه اول	۱	۱	۱۱	۱۰
فرضیه دوم	۲	۲	۱۳	۱۱

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه اول

نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش در نگاره‌های (۹) و (۱۰) ارائه شده است.

نگاره ۹. نتایج آزمون فرضیه اول (رابطه ۳-۱)

Table 9. Results of Testing the First Hypothesis (Equation 3-1)

احتمال آماره t	آماره t	انحراف معیار	ضرایب رگرسیونی	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۰۰۰۰	۷/۴۸۷۷-	۰/۰۰۴۶	۰/۰۳۴۸-	PSHOCK	بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا
۰/۰۳۳۱	۲/۱۳۴۷-	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲-	MTB	ارزش بازار شرکت به دارایی‌های شرکت
۰/۰۰۱۰	۳/۲۹۰۸-	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۶-	SIZE	اندازه شرکت
۰/۰۱۱۸	۲/۵۲۲۶	۰/۰۰۸۶	۰/۰۲۱۸	ROA	بازده دارایی‌ها
۰/۰۰۰۰	۴/۴۱۸۲	۰/۰۲۲۲	۰/۰۹۸۲	LEVERAGE	اهرم
۰/۰۰۳۲	۰/۶۶۹۷-	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۱۱-	INSTOWN	درصد مالکیت سهامداران نهادی
۰/۰۰۰۰	۴/۵۱۱۷	۰/۰۰۲۳	۰/۰۱۰۳	P_MTB	ارزش بازار شرکت به دارایی‌های شرکت‌های همتا
۰/۴۲۹۶	۰/۷۹۰۳	۰/۰۰۸۴	۰/۰۰۶۷	P_Size	اندازه شرکت‌های همتا
۰/۰۸۳۲	۱/۷۳۴۵	۰/۰۱۵۱	۰/۰۲۶۲	P_ROA	بازده دارایی‌ها شرکت‌های همتا
۰/۵۹۳۲	۰/۵۳۴۴-	۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۱۴-	P_leverage	اهرم شرکت‌های همتا
۰/۰۰۰۰	۹/۲۷۳۱	۰/۰۰۲۹	۰/۰۲۷۱	P_instown	درصد مالکیت سهامداران نهادی شرکت‌های همتا
۰/۰۰۰۰	۷/۲۸۵۷-	۰/۰۵۲۹	۰/۳۸۵۲-	C	عرض از مبدأ
ضریب تعیین تعدیل شده		ضریب تعیین	دوربین واتسون	F احتمال آماره	F آماره
۰/۵۴۰۲		۰/۵۹۷۰	۱/۹۹۱۷	۰/۰۰۰۰	۱۰/۵۰۳۱
منبع: یافته‌های پژوهش					

نگاره ۱۰. نتایج آزمون فرضیه اول (رابطه ۳-۲)

Table 10. Results of Testing the First Hypothesis (Equation 3-2)

نام متغیر	نماد متغیر	ضرایب رگرسیون	انحراف معیار	آماره t	احتمال آماره t
برآورد افشای شرکت‌های همتا	P_MDFY	۱/۰۶۵۲	۰/۳۰۸۱	۳/۴۵۷۰	۰/۰۰۰۶
ارزش بازار شرکت به دارایی‌های شرکت	MTB	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۳	۱/۸۶۶۵	۰/۰۶۲۴
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۰۶	۴/۵۰۷۵	۰/۰۰۰۰
بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۰۵۰۵	۰/۰۲۵۵	۱/۹۷۷۷	۰/۰۴۸۳
اهرم	LEVERAGE	-۰/۱۳۴۱	۰/۰۶۱۰	۲/۱۹۸۹-	۰/۰۲۸۲
درصد مالکیت سهامداران نهادی	INSTOWN	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۴۵	۰/۶۲۱۱	۰/۵۳۴۷
ارزش بازار شرکت به دارایی‌های شرکت‌های همتا	P_MTB	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۷۲	۰/۲۰۸۰	۰/۸۳۵۳
اندازه شرکت‌های همتا	P_Size	-۰/۰۰۷۹	۰/۰۲۴۹	۰/۳۱۸۶-	۰/۷۵۰۱
بازده دارایی‌ها شرکت‌های همتا	P_ROA	۰/۱۱۷۹	۰/۰۴۵۶	۲/۵۸۶۶-	۰/۰۰۹۹
اهرم شرکت‌های همتا	P_leverage	۰/۰۱۷۳	۰/۰۰۸۲	۲/۱۱۷۳	۰/۰۳۴۶
درصد مالکیت سهامداران نهادی شرکت‌های همتا	P_instown	-۰/۰۰۸۰	۰/۰۱۲۹	۰/۶۱۴۹-	۰/۵۳۸۸
عرض از مبدأ	C	-۰/۳۷۹۸	۰/۲۰۱۵	۱۶/۶۸۸۴-	۰/۰۰۰۰
آماره F	احتمال آماره F	دوربین واتسون	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	
۹/۲۵۰۷	۰/۰۰۰۰	۲/۲۹۶۲	۰/۵۵۱۴	۰/۵۱۶۴	
منبع: یافته‌های پژوهش					

بر اساس یافته‌های مندرج در نگاره (۹)، رابطه (۳-۱) در مجموع معنادار است. سطح معناداری آماره F معادل ۰/۰۰۰۰ است که کمتر از ۰/۰۵ است و در نتیجه، معناداری را در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌کند. آماره دوربین واتسون نیز بیانگر عدم وجود خودهمبستگی در الگو است. ضریب تعیین تعدیل شده ۵۴ درصد حاکی از آن است که ۵۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته (سطح افشای شرکت‌های همتا) توسط متغیرهای توضیحی تبیین می‌شوند. با توجه به معناداری کلی رابطه (۳-۱)، می‌توان درباره معناداری تک تک متغیرها نیز اظهار نظر کرد. ضریب بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا برابر ۰/۰۳۴۸- با سطح معناداری ۰/۰۰۰۰ است که در سطح ۹۵ درصد معنادار است؛ این بدان معنا است که با افزایش بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا، میزان افشای آن‌ها کاهش می‌یابد که با نظریه افشا هم‌خوانی دارد. با توجه به معناداری آزمون درون‌زایی هاسمن، معناداری ضریب بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا در رابطه (۳-۱) و برقراری شروط مرتبه و درجه، به کارگیری رگرسیون حداقل مربعات معمولی به نتایج قابل اتکایی نمی‌انجامد؛ بنابراین، استفاده از رویکرد متغیر ابزاری و روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای از توجیه کافی برخوردار است.

بر اساس یافته‌های مندرج در نگاره (۱۰)، رگرسیون اصلی فرضیه اول رابطه (۳-۲) نیز در مجموع معنادار است. مقدار احتمال آماره F برابر ۰/۰۰۰۰ است که کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. آماره دوربین واتسون عدم وجود خودهمبستگی را تأیید می‌کند. ضریب تعیین تعدیل‌شده ۵۲ درصد نشان می‌دهد ۵۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر مستقل و متغیرهای کنترلی توضیح داده می‌شوند. با لحاظ معناداری کلی الگو، می‌توان درباره معناداری تک تک متغیرها نیز اظهار نظر کرد. ضریب افشای شرکت‌های همتا برابر ۱/۰۶۵۲ با سطح معناداری ۰/۰۰۰۶ است که در سطح ۹۵ درصد معنادار است. به عبارت دیگر، با افزایش (کاهش) افشای شرکت‌های همتا، میزان افشای شرکت نیز افزایش (کاهش) می‌یابد. بر این اساس، فرضیه اول پژوهش مبنی بر اینکه «بین افشای شرکت‌های همتا و افشای شرکت رابطه‌ای معنادار وجود دارد»، رد نمی‌شود. در رابطه با متغیرهای کنترلی، نتایج نشان می‌دهد اندازه شرکت رابطه‌ای مثبت و معنادار با میزان افشا دارد. این یافته را می‌توان به دلایلی همچون منابع بیشتر شرکت‌های بزرگ‌تر برای تهیه و ارائه اطلاعات، فشار نظارتی قوی‌تر بر این شرکت‌ها، پیچیدگی بیشتر عملیات آن‌ها که نیاز به توضیحات بیشتر دارد و تلاش برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی نسبت داد.

بازده دارایی‌ها نیز رابطه‌ای مثبت و معنادار با افشا نشان می‌دهد. شرکت‌های سودآورتر ممکن است برای سیگنال‌دهی مثبت به بازار، جذب سرمایه، کاهش ریسک دعاوی حقوقی و نشان دادن اعتبار مدیریت، تمایل به افشای بیشتر داشته باشند.

از سوی دیگر، اهرم مالی رابطه‌ای منفی و معنادار با افشا نشان می‌دهد. این یافته می‌تواند ناشی از محدودیت‌های قراردادی، تمایل به پنهان کردن ریسک‌های مالی، افزایش هزینه‌های نمایندگی یا فشار مالی در شرکت‌های با اهرم بالا باشد.

نتایج آزمون فرضیه دوم

نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش در نگاره‌های (۱۱)، (۱۲) و (۱۳) ارائه شده است.

نگاره ۱۱. نتایج آزمون فرضیه دوم (رابطه ۴-۱)

Table 11. Results of Testing the Second Hypothesis (Equation 4-1)

نام متغیر	نماد متغیر	ضرایب رگرسیونی	انحراف معیار	آماره t	احتمال آماره t
بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا	PSHOCK	۰/۰۲۰۸-	۰/۰۰۴۹	۴/۲۸۱۶-	۰/۰۰۰۰
شاخص نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی	HIGH_EFIN	۰/۰۰۲۲-	۰/۰۰۲۰	۱/۱۳۵۴-	۰/۲۵۶۵
بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا* شاخص نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی	PSHOCK *HIGH_EFIN	۰/۰۱۵۰	۰/۰۰۹۷	۱/۵۴۴۴	۰/۱۲۲۹
ارزش بازار شرکت به دارایی‌های شرکت	MTB	۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۱۹	۳/۶۳۳۵	۰/۰۰۰۳
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۰۹۰	۰/۰۰۲۹	۳/۰۹۱۴	۰/۰۰۲۱
بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۰۲۵۶-	۰/۰۰۹۱	۲/۸۳۰۹-	۰/۰۰۴۸
اهرم	LEVERAGE	۰/۰۰۵۴-	۰/۰۰۹۰	۰/۶۰۴۵-	۰/۵۴۵۷
درصد مالکیت سهامداران نهادی	INSTOWN	۰/۰۰۰۱-	۰/۰۰۰۱	۰/۹۴۷۳-	۰/۳۴۳۸
ارزش بازار شرکت به دارایی‌های شرکت‌های همتا	P_MTB	۰/۰۲۱۲	۰/۰۰۲۳	۹/۰۵۵۱	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت‌های همتا	P_Size	۰/۰۴۲۵	۰/۰۰۳۱	۱۳/۶۹۱۰	۰/۰۰۰۰
بازده دارایی‌ها شرکت‌های همتا	P_ROA	۰/۲۰۴۵-	۰/۰۱۵۶	۱۳/۰۷۴۳-	۰/۰۰۰۰
اهرم شرکت‌های همتا	P_leverage	۰/۰۶۹۱-	۰/۰۲۱۶	۳/۱۹۷۰-	۰/۰۰۱۴
درصد مالکیت سهامداران نهادی شرکت‌های همتا	P_instown	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۲	۵/۲۰۴۷	۰/۰۰۰۰
عرض از مبدأ	C	۱/۱۴۹۱-	۰/۰۴۷۶	۲۴/۱۵۴۴-	۰/۰۰۰۰
آماره F	احتمال آماره F	دوربین واتسون	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	
۲۱/۲۱۳۷	۰/۰۰۰۰	۱/۷۰۸۱	۰/۷۷۴۱	۰/۷۳۷۶	
منبع: یافته‌های پژوهش					

نگاره ۱۲. نتایج آزمون فرضیه دوم (رابطه ۴-۲)

Table 12. Results of Testing the Second Hypothesis (Equation 4-2)

احتمال آماره t	آماره t	انحراف معیار	ضرایب رگرسیونی	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۰۰۶۲	۲/۷۴۳۵-	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۹۵-	PSHOCK	بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا
۰/۱۸۶۱	۱/۳۲۳۴-	۰/۰۰۷۳	۰/۰۰۹۷-	HIGH_EFIN	شاخص نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی
۰/۰۰۰۰	۴/۳۶۰۴	۰/۰۶۰۸	۰/۲۶۵۰	PSHOCK *HIGH_EFIN	بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا* شاخص نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی
۰/۷۷۴۷	۰/۲۸۶۴-	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۰۷-	MTB	ارزش بازار شرکت به دارایی‌های شرکت
۰/۴۷۵۷	۰/۷۱۳۷	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۲۲	SIZE	اندازه شرکت
۰/۵۶۵۲	۰/۵۷۵۴-	۰/۰۰۸۵	۰/۰۰۴۹-	ROA	بازده دارایی‌ها
۰/۶۵۷۸	۰/۴۴۳۱-	۰/۰۰۷۶	۰/۰۰۳۴-	LEVERAGE	اهرم
۰/۸۸۸۶	۰/۱۴۰۱-	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰	INSTOWN	درصد مالکیت سهامداران نهادی
۰/۰۶۹۵	۱/۸۱۷۸	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۳۸	P_MTB	ارزش بازار شرکت به دارایی‌های شرکت‌های همتا
۰/۵۹۶۳	۰/۵۳۰۰	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۱۳	P_Size	اندازه شرکت‌های همتا
۰/۱۵۶۹	۱/۴۱۷۰-	۰/۰۱۴۷	۰/۰۲۰۸-	P_ROA	بازده دارایی‌ها شرکت‌های همتا
۰/۰۴۴۲	۲/۰۱۵۵-	۰/۰۱۷۸	۰/۰۳۵۹-	P_leverage	اهرم شرکت‌های همتا
۰/۰۶۳۲	۱/۸۶۰۳	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۳	P_instown	درصد مالکیت سهامداران نهادی شرکت‌های همتا
۰/۸۹۶۵	۰/۱۳۰۲-	۰/۰۴۹۹	۰/۰۰۶۵-	C	عرض از مبدا
ضریب تعیین تعدیل شده	ضریب تعیین	دوربین واتسون		احتمال آماره F	آماره F
۰/۳۳۷۷	۰/۴۲۹۸	۲/۱۸۴۷		۰/۰۰۰۰	۴/۶۶۶۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نگاره ۱۳. نتایج آزمون فرضیه دوم (رابطه ۴-۳)

Table 13. Results of Testing the Second Hypothesis (Equation 4-3)

نام متغیر	نماد متغیر	ضرایب رگرسیونی	انحراف معیار	آماره t	احتمال آماره t
بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا	P_MDFY	۱/۰۰۲۵	۰/۰۷۳۷	۱۴/۲۷۷۴	۰/۰۰۰۰
نیاز شدید به تأمین مالی برون‌سازمانی	HIGH_EFIN	۰/۰۲۱۶-	۰/۰۰۵۸۱	۰/۳۷۱۰-	۰/۷۱۰۸
بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا* نیاز شدید به تأمین مالی برون‌سازمانی	$HIGH_EFIN * P_MDFY$	۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۳۹	۱/۷۵۲۵	۰/۰۸۰۷
ارزش بازار شرکت به دارایی‌های شرکت	MTB	۰/۰۰۰۵-	۰/۰۰۳۰	۰/۱۷۸۹-	۰/۸۵۸۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۵۳	۰/۱۸۳۵	۰/۸۵۴۵
بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۰۳۹۷	۰/۰۱۸۱	۲/۱۹۳۵	۰/۰۲۸۶
اهرم	LEVERAGE	۰/۰۰۶۵-	۰/۰۱۶۴	۰/۳۹۶۰-	۰/۶۹۲۳
درصد مالکیت سهامداران نهادی	INSTOWN	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۲	۱/۹۰۶۶	۰/۰۵۶۹
ارزش بازار شرکت به دارایی‌های شرکت‌های همتا	P_MTB	۰/۰۰۷۲-	۰/۰۰۴۷	۱/۵۳۶۷-	۰/۱۲۴۸
اندازه شرکت‌های همتا	P_Size	۰/۰۰۴۴-	۰/۰۰۶۸	۰/۶۵۳۰-	۰/۵۱۳۹
بازده دارایی‌ها شرکت‌های همتا	P_ROA	۰/۰۴۸۵-	۰/۰۳۴۷	۱/۳۹۹۸-	۰/۱۶۲۰
اهرم شرکت‌های همتا	P_leverage	۰/۰۱۷۱	۰/۰۴۱۱	۰/۴۱۶۲	۰/۶۷۷۴
درصد مالکیت سهامداران نهادی شرکت‌های همتا	P_instown	۰/۰۰۰۲-	۰/۰۰۰۴	۰/۴۴۹۵-	۰/۶۵۳۲
عرض از مبدأ	C	۰/۰۸۱۹	۰/۱۳۱۰	۰/۶۲۵۶	۰/۵۳۱۸
آماره F	احتمال آماره F	دوربین واتسون		ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده
۱۵/۳۸۹۵	۰/۰۰۰۰	۲/۳۲۵۰		۰/۷۱۷۶	۰/۶۷۱۰
منبع: یافته‌های پژوهش					

مقدار احتمال آماره F برای روابط (۴-۱)، (۴-۲) و (۴-۳) به ترتیب ۰/۰۰۰۰، ۰/۰۰۰۰ و ۰/۰۰۰۰ است که کمتر

از ۰/۰۵ است؛ بنابراین، این روابط در حالت کلی معنادار هستند. آماره دوربین واتسون هر سه رابطه نیز بیانگر عدم وجود خودهمبستگی است. ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد در روابط (۱-۴)، (۲-۴) و (۳-۴) به ترتیب ۷۳ درصد، ۳۳ درصد و ۶۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی تبیین می‌شوند. اکنون با توجه به معناداری کلیه مدل‌های لازم برای آزمون فرضیه دوم، می‌توان نسبت به تفسیر معناداری متغیرهای به‌کاربرده شده در رد یا عدم رد فرضیه دوم اقدام کرد.

بر اساس نتایج ارائه شده در نگاره (۱۱)، ضریب بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا در رگرسیون رابطه (۱-۴) برابر ۰/۰۲۰۸- و احتمال آماره t آن برابر ۰/۰۰۰۰ است که در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. همچنین، بر اساس نتایج ارائه شده در نگاره (۱۲)، رابطه (۲-۴)، ضریب متغیر حاصل ضرب بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا در نیاز شدید به تأمین مالی برون‌سازمانی برابر ۰/۲۶۵۰+ و احتمال آماره t آن معادل ۰/۰۰۰۰ است که در سطح ۹۵ درصد معنادار است.

با توجه به نتیجه حاصل شده از آزمون درون‌زایی هاسمن، معناداری ضریب بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا در رابطه (۱-۴)، معناداری ضریب متغیر حاصل ضرب نیاز شدید به تأمین مالی برون‌سازمانی در بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا در رابطه (۲-۴) و برقراری شروط مرتبه و درجه، استفاده از رویکرد متغیر ابزاری و روش حداقل مربعات دومرحله‌ای از توجیه کافی برخوردار است.

بر اساس نتایج مندرج در نگاره (۱۳)، ضریب حاصل ضرب بازده غیرمنتظره اختصاصی شرکت‌های همتا در شاخص نیاز شدید به تأمین مالی برون‌سازمانی برابر ۰/۰۰۶۸+ و احتمال آماره t مربوط به آن برابر ۰/۰۸۰۷+ است که در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار نیست؛ از این رو، فرضیه دوم پژوهش مبنی بر اینکه «اثر افشای شرکت‌های همتا زمانی که وابستگی یک شرکت به تأمین مالی برون‌سازمانی بیشتر باشد، قوی‌تر است»، در سطح احتمال ۹۵ درصد رد می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

افشای شرکتی به عنوان یکی از جنبه‌های حیاتی در عملکرد شرکت‌ها، نقش مهمی در جذب سرمایه و جلب نظر سهامداران ایفا می‌کند. در این پژوهش، آثار شرکت‌های همتا بر تصمیم‌های افشای شرکت‌ها بررسی می‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان داد افشا توسط شرکت‌های همتا، تأثیری مثبت و معنادار بر افشای شرکت دارد. این یافته نشان می‌دهد مدیران از اطلاعات حاصل از افشای شرکت‌های همتا به عنوان یک منبع تکمیلی برای اطلاعات خصوصی خود استفاده می‌کنند. با افزایش دقت و جامعیت اطلاعات در اختیار، مدیران سطح افشای اطلاعات را نیز افزایش می‌دهند. این یافته را می‌توان از چندین منظر تفسیر کرد. از دیدگاه نظریه یادگیری اجتماعی بندورا^۵، شرکت‌ها با مشاهده و تقلید از رفتار افشای شرکت‌های همتا، راهبردهای افشای خود را تنظیم می‌کنند. این فرآیند ممکن است به همگرایی در شیوه‌های افشا در صنایع مختلف منجر شود. همچنین، این رفتار را می‌توان در چارچوب رقابت اطلاعاتی تفسیر کرد. شرکت‌ها ممکن است برای حفظ موقعیت رقابتی خود در بازار سرمایه، رفتار افشای خود را با شرکت‌های همتا تطبیق دهند. اگر یک شرکت مشاهده کند رقابیش اطلاعات بیشتری افشا می‌کنند،

⁵ Bandura

ممکن است برای جلوگیری از ارزیابی منفی توسط سرمایه‌گذاران، سطح افشای خود را افزایش دهد. علاوه بر این، فشارهای نهادی نیز ممکن است نقش مهمی در این زمینه ایفا کنند. نهادهای قانون‌گذار، سرمایه‌گذاران نهادی و تحلیلگران مالی ممکن است انتظارات مشابهی از شرکت‌های یک صنعت داشته باشند که این امر به همگرایی در رفتارهای افشا منجر می‌شود. بر اساس نظریهٔ مشروعیت، نیز افزایش سطح افشای شرکت‌های همتا انتظار برای افزایش شفافیت شرکت را در جامعه افزایش می‌دهد؛ در نتیجه، مدیران از افشای اطلاعات به عنوان یک راهبرد مدیریتی مؤثر برای حفظ مشروعیت شرکت و برآوردن انتظارات جامعه استفاده می‌کنند. همچنین، شرکت‌ها ممکن است با پیروی از الگوهای افشای شرکت‌های همتا، به دنبال کاهش عدم اطمینان دربارهٔ سطح بهینهٔ افشا باشند. این راهبرد می‌تواند ریسک‌های مرتبط با افشای بیش از حد یا کمتر از حد را کاهش دهد.

با در نظر گرفتن عدم رد فرضیهٔ اول، یافته‌های این پژوهش با نتایج پژوهش‌های سئو (۲۰۲۱) و تو و رضایی (۲۰۱۹) که رابطه‌ای مستقیم و معنادار بین افشای شرکت و افشای شرکت‌های همتا را گزارش کرده‌اند، هم‌سو است (Tuo & Rezaee, 2019; Seo, 2021).

از سوی دیگر، نتایج آزمون فرضیهٔ دوم نشان داد اثر افشای شرکت‌های همتا زمانی که وابستگی یک شرکت به تأمین مالی برون‌سازمانی بیشتر باشد، تقویت نمی‌شود. این یافته در تضاد با نتایج پژوهش سئو (۲۰۲۱) است که نشان داد نیاز به تأمین مالی برون‌سازمانی اثر افشای همتایان را تقویت می‌کند (Seo, 2021). رد شدن فرضیهٔ دوم در پژوهش حاضر ممکن است ناشی از دو عامل مهم و قابل تأمل باشد:

۱. ماهیت وثیقه‌محور تأمین مالی در ایران: به نظر می‌رسد در بازار مالی ایران، تأمین مالی عمدتاً بر اساس وثیقه‌های ملموس انجام می‌شود. در چنین شرایطی، اعتباردهندگان و سرمایه‌گذاران احتمالاً توجه کمتری به اطلاعات مالی و عملکردی افشاشده توسط شرکت‌ها دارند و بیشتر بر ارزش و کیفیت وثیقه‌های ارائه‌شده تمرکز می‌کنند. این رویکرد ممکن است به کاهش اهمیت و تأثیرگذاری افشای اطلاعات در فرآیند تصمیم‌گیری تأمین‌کنندگان مالی منجر شود.

۲. شرایط اقتصادی ویژه در بازهٔ زمانی ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹: این دوره با ویژگی‌هایی منحصر به فرد در اقتصاد ایران همراه بود. هجوم جالب توجه نقدینگی سرگردان به بازار سرمایه به رونق غیرعادی این بازار و کاهش چشمگیر هزینهٔ تأمین مالی برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس منجر شد. در چنین فضایی، شرکت‌ها با سهولت بیشتر به منابع مالی دسترسی پیدا کردند. این شرایط احتمالاً انگیزهٔ شرکت‌ها برای افشای گسترده و دقیق اطلاعات را کاهش داده است؛ زیرا حتی بدون ارائهٔ اطلاعات کامل، امکان جذب سرمایه برای آن‌ها فراهم بوده است.

علاوه بر این، می‌توان استدلال کرد در شرایط رونق بازار سرمایه، سرمایه‌گذاران نیز ممکن است کمتر به جزئیات اطلاعات افشاشده توجه داشته باشند و بیشتر تحت تأثیر جو کلی بازار و انتظارات خوش‌بینانه قرار گیرند. این عوامل در مجموع می‌توانند توضیح‌دهندهٔ عدم تقویت اثر افشای اطلاعات شرکت‌های همتا در شرایط وابستگی بیشتر به تأمین مالی برون‌سازمانی باشند.

این پژوهش با محدودیت‌هایی نیز روبه‌رو بود که باید در تفسیر نتایج لحاظ شوند. یکی از این محدودیت‌ها دقت اندازه‌گیری داده‌ها به دلیل استفاده از روش‌های اندازه‌گیری ناکامل بود. به ویژه، معیار استفاده‌شده برای افشای

داوطلبانه مدیر فقط نشان‌دهنده وجود یا عدم وجود شاخص‌های افشای چک‌لیست بود و کیفیت یا قابلیت اتکای آن‌ها را نشان نمی‌داد. محدودیت دیگر عدم در نظر گرفتن تأثیر برخی از متغیرهای درونی مانند تغییرات در ساختار و عوامل خارجی مانند شرایط اقتصادی و تغییرات سیاست‌های مالی و حقوقی به دلیل محدودیت در منابع در دسترس، پیچیدگی تحلیل و دشواری در تفسیر نتایج بود. همچنین، در بررسی شرکت‌های همتا، معیاری معین برای شناسایی آن‌ها وجود ندارد و در این پژوهش، همتایان بر اساس دسته‌بندی سازمان بورس در گروه‌های صنعتی در نظر گرفته شدند؛ در حالی که روش‌هایی دیگر نیز برای این منظور وجود داشتند.

بر اساس یافته‌ها و پرسش‌های این پژوهش، برای مطالعات آتی پژوهش‌های زیر پیشنهاد می‌شوند: بررسی اثر افشای شرکت‌های همتا بر سیاست‌های پژوهش و توسعه شرکت‌ها که در این زمینه، نقش افشای همتایان در جذب منابع مالی برای پروژه‌های پژوهش و توسعه و ارتباط بین سطح افشای آن‌ها با تعهد شرکت به سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های نوآورانه قابل بررسی است. مقایسه آثار افشای اجباری و اختیاری شرکت‌های همتا نیز می‌تواند به درک بهتر تفاوت اثرگذاری انواع افشای آن‌ها بر شفافیت و اطمینان بازار کمک کند. بررسی تأثیر تغییرات در ویژگی‌های همتایان مانند دارایی‌های نامشهود یا سودآوری بر سیاست‌های افشای شرکت‌ها نیز می‌تواند دیدگاهی جدید ارائه دهد. ارزیابی اثر افشای همتایان بر ویژگی‌های مالی شرکت‌ها از جمله نسبت بدهی و نگهداشت وجه نقد نیز از دیگر موضوع‌های قابل تأمل است. بررسی اثر افشای اخبار بد توسط همتایان بر تصمیم‌های مدیران و شفافیت شرکت‌ها و تحلیل نقش این اطلاعات بر محیط اطلاعاتی نیز شایسته توجه است. در نهایت، با توجه به یافته‌های این پژوهش، تحلیل نقش تحولات سیاسی و نوسانات بازار بر اثرگذاری شرکت‌های همتا می‌تواند دیدگاه‌هایی جدید را ارائه دهد. بررسی این موضوع‌ها می‌تواند به تکمیل ادبیات پژوهشی در حوزه آثار شرکت‌های همتا کمک بسیار کند.

منابع

- جودکی، محمد، خلیلی، یاسمن، و رحمتی، لطافت (۱۴۰۲). بررسی اثر تعدیلگری شرکت‌های رهبر و جوان در صنعت بر رابطه عملکرد شرکت‌های همتا با سرمایه‌گذاری شرکت بر مبنای تئوری‌های نقص اطلاعاتی و رقابت پذیری. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۱۵(۲). <https://doi.org/10.22099/jaa.2024.48344.2369>
- خواجه‌جوی، شکراله، و قدیران آرانی، محمدحسین (۱۳۹۷). *روش‌شناسی پژوهش‌های حسابداری*. تهران: مؤسسه چاپ و انتشارات دانشگاه تهران.
- رحمانی، علی، و بشیری‌منش، نازنین (۱۳۹۶). محرک‌های افشای اختیاری در بازار سرمایه ایران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۴(۵۶)، ۱-۳۲. <https://doi.org/10.22054/qjma.2017.8776>
- فتاحی، یاسین، کردستانی، غلامرضا، و دریایی، عباسعلی (۱۴۰۰). اثر قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری شرکت‌های همتا بر پاداش هیئت‌مدیره. *پژوهش‌های راهبردی بودجه و مالی*، ۲(۲)، ۱۱-۴۹. https://fbarj.ihu.ac.ir/article_206882.html
- فرج‌زاده دهکردی، حسن (۱۴۰۱). تأثیر گزارشگری مالی فرصت‌طلبانه بر کارایی عملیاتی شرکت‌های همتا. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۵(۵۹)، ۱۹۹-۲۲۰. <https://www.magiran.com/p2521995>
- کردستانی، غلامرضا، و جعفری سوق، سیده آمنه (۱۴۰۱). عملکرد شرکت‌های همتا و مدیریت سود: تأثیر فشار

بازار سرمایه. قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری و حسابرسی، ۱(۳)، ۷۱-۹۹.
https://journals.iau.ir/article_693174.html
 مرادی، محمد، قضاوت، حسین، سوخکیان، ایمان، و حسین‌زاده، سهراب (۱۳۹۹). تأثیر رفتار شرکت‌های رقیب بر مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های حسابداری مالی، ۱۲(۴)، ۱-۱۸.
<https://doi.org/10.22108/far.2020.120417.1563>

References

- Ahern, K. R., Duchin, R., & Shumway, T. (2014). Peer effects in risk aversion and trust. *The Review of Financial Studies*, 27(11), 3213-3240. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhu042>
- Ajinkya, B., Bhojraj, S., & Sengupta, P. (2005). The association between outside directors, institutional investors and the properties of management earnings forecasts. *Journal of Accounting Research*, 43(3), 343-376. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679x.2005.00174.x>
- Angrist, J. D. (2014). The perils of peer effects. *Labour Economics*, 30, 98-108. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2014.05.008>
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2009). Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion. Princeton university press. https://press.princeton.edu/books/paperback/9780691120355/mostly-harmless-econometrics?srsltid=AfmBOorMolWWei_4tb2XVJRth6ae4Te4FLV26r0_OBcmzzPsmqmSrNiz
- Balakrishnan, K., Billings, M. B., Kelly, B., & Ljungqvist, A. (2014). Shaping liquidity: On the causal effects of voluntary disclosure. *the Journal of Finance*, 69(5), 2237-2278. <https://doi.org/10.1111/jofi.12180>
- Banerjee, V. A. (1992). simple model of herd behavior. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(3), 797-817. <https://doi.org/10.2307/2118364>
- Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2000). Herd behavior in financial markets. *IMF Staff papers*, 47(3), 279-310. <https://doi.org/10.2307/3867650>
- Boone, A. L., & White, J. T. (2015). The effect of institutional ownership on firm transparency and information production. *Journal of Financial Economics*, 117(3), 508-533. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2015.05.008>
- Botosan, C. A. (1997). Disclosure level and the cost of equity capital. *Accounting Review*, 323-349. <https://ssrn.com/abstract=2926>
- Chen, Y. W., Chan, K., & Chang, Y. (2019). Peer effects on corporate cash holdings. *International Review of Economics & Finance*, 61, 213-227. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2019.02.008>
- Chen, S., Miao, B., & Valentine, K. (2022). Corporate control contests and the asymmetric disclosure of bad news: Evidence from peer firm disclosure response to takeover threat. *The Accounting Review*, 97(1), 123-146. <https://doi.org/10.2308/TAR-2018-0619>
- Cheng, Q., Luo, T., & Yue, H. (2013). Managerial incentives and management forecast precision. *The Accounting Review*, 88(5), 1575-1602. <https://doi.org/10.2308/accr-50506>
- Engelberg, J. E., & Parsons, C. A. (2011). The causal impact of media in financial markets. *The Journal of Finance*, 66(1), 67-97. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01626.x>
- Farajzadeh Dehkordi, H. (2023). The Impact of Opportunistic Financial Reporting on the Peer Firms' Operational Efficiency, *Journal of Securities Exchange*, 15(59), 199-220. <https://www.magiran.com/p2521995> [In Persian]
- Fattahi, Y., Kordestani, G., & Daryaei, A. A. (2021). Impact of Accounting Comparability according to the Peer Firms on Board Compensation. *Budget and Finance Strategic Research*, 2(2), 11-49. https://fbarj.ihu.ac.ir/article_206882.html [In Persian]
- Fishman, M. J., & Hagerty, K. M. (1989). Disclosure decisions by firms and the competition for price efficiency. *The Journal of Finance*, 44(3), 633-646. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb04382.x>
- Goldstein, I. & Yang, L. (2017). Information disclosure in financial markets. *Annual Review of Financial Economics*, 9, 101-125. <https://doi.org/10.1146/annurev-financial-110716-032355>

- Graham, J. R., & Harvey, C. R. (2001). The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field. *Journal of Financial Economics*, 60(2-3), 187-243. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(01\)00044-7](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(01)00044-7)
- Joodaki, M., Khalili, Y., & Rahmati, L. (2023). Investigating the moderating effect of Leader and Young firms in industry on the relationship between Peer Firms and the Firm's Investment based on the theories of Information Deficit and Competitiveness. *Journal of Accounting Advances*, 15(2). <https://doi.org/10.22099/jaa.2024.48344.2369> [In Persian]
- Grennan, J. (2019). Dividend payments as a response to peer influence. *Journal of Financial Economics*, 131(3), 549-570. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.01.012>
- Grossman, S. J. (1981). The informational role of warranties and private disclosure about product quality. *The Journal of Law and Economics*, 24(3), 461-483. <https://doi.org/10.1086/466995>
- Healy, P. M., & Palepu, K. G. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 405-440. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00018-0](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00018-0)
- Khajavi, S., & Ghadiran Arani, M. H. (2018). *Methodology of Accounting Research*. Tehran: University of Tehran Press. [In Persian]
- Kent, P., & Ung, K. (2003). Voluntary disclosure of forward-looking earnings information in Australia. *Australian Journal of Management*, 28(3), 273-285. <https://doi.org/10.1177/031289620302800303>
- Kim, K., Pandit, S., & Wasley, C. E. (2016). Macroeconomic uncertainty and management earnings forecasts. *Accounting Horizons*, 30(1), 157-172. <https://doi.org/10.2308/acch-51311>
- Kordestani, G., & Jafari sogh, S. A. (2022). Peer Companies Performance and Earnings Management: The Effect of Capital Market Pressure. *Judgment and Decision Making in Accounting and Auditing*, 1(3), 71-99. https://journals.iau.ir/article_693174.html [In Persian]
- Leary, M. T., & Roberts, M. R. (2014). Do peer firms affect corporate financial policy?. *The Journal of Finance*, 69(1), 139-178. <https://doi.org/10.1111/jofi.12094>
- Leuz, C., & Wysocki, P. D. (2016). The economics of disclosure and financial reporting regulation: Evidence and suggestions for future research. *Journal of Accounting Research*, 54(2), 525-622. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.12115>
- Li, J., Shi, Z., He, C., & Lv, C. (2023). Peer effects on corporate R&D investment policies: A spatial panel model approach. *Journal of Business Research*, 158. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2023.113667>
- Lin, Y., Mao, Y., & Wang, Z. (2018). Institutional ownership, peer pressure, and voluntary disclosures. *The Accounting Review*, 93(4), 283-308. <https://doi.org/10.2308/accr-51945>
- Lou, D. (2014). Attracting investor attention through advertising. *The Review of Financial Studies*, 27(6), 1797-1829. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhu019>
- Machokoto, M., Gyimah, D., & Ntim, C. G. (2021). Do peer firms influence innovation?. *The British Accounting Review*, 53(5). <https://doi.org/10.1016/j.bar.2021.100988>
- Manski, C. F. (1993). Identification of endogenous social effects: The reflection problem. *The Review of Economic Studies*, 60(3), 531-542. <https://doi.org/10.2307/2298123>
- Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*, 42(3) 483-509. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04565.x>
- Moradi, M., Ghozat, H., Soukhakian, I., & Hosseinzadeh, S. (2021). Investigation of the Role of Competitors' Performance in Earning Management. *Financial Accounting Research*, 12(4), 1-18. <https://doi.org/10.22108/far.2020.120417.1563> [In Persian]
- Peress, J. (2010). Product market competition, insider trading, and stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 65(1), 1-43. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01522.x>
- Rahmani, A., & Bashirimanesh, N. (2017). Determinants of Voluntary Disclosure in Iran Capital Marke. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 14(56), 1-32. <https://doi.org/10.22054/qjma.2017.8776> [In Persian]
- Sacerdote, B. (2011). Peer effects in education: How might they work, how big are they and how much do we know thus far?. In *Handbook of the Economics of Education* (Vol. 3; pp. 249-277). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53429-3.00004-1>
- Seo, H. (2021). Peer effects in corporate disclosure decisions. *Journal of Accounting and Economics*, 71(1), 101364. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2020.101364>

- Shroff, N., Verdi, R. S., & Yost, B. P. (2017). When does the peer information environment matter?. *Journal of Accounting and Economics*, 64(2-3), 183-211. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2017.03.005>
- Tang, P., Fu, S., & Yang, S. (2019). Do peer firms affect corporate social performance?. *Journal of Cleaner Production*, 239. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.118080>
- Trueman, B. (1986). Why do managers voluntarily release earnings forecasts?. *Journal of Accounting and Economics*, 8(1), 53-71. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(86\)90010-8](https://doi.org/10.1016/0165-4101(86)90010-8)
- Truong, P. (2023). Peer Effects and Disclosure Timing: Evidence from Earnings Announcements. *The Accounting Review*, 98(3), 427-458. <https://doi.org/10.2308/TAR-2020-0311>
- Tuo, L. & Rezaee, Z. (2019). Are the quantity and quality of sustainability disclosures associated with the innate and discretionary earnings quality?. *Journal of Business Ethics*, 155, 763-786. <https://doi.org/10.1007/s10551-017-3546-y>
- Valiyan, H., Abdoli, M., & Saghari, M. A. (2022). Stakeholder relationship capability and investment efficiency: a mosaic theory test. *Measuring Business Excellence*, 26(3), 346-365. <https://doi.org/10.1108/MBE-01-2021-0009>
- Yang, X., Shi, Z., & Li, C. (2024). Information disclosure and the peer effect of corporate technology innovation. *Transformations in Business & Economics*, 23(2). <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.024754>