Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

A Meta-analysis of the Role of Control Variables in Studies on the Impact of Information Asymmetry on the Cost of Equity Capital

Farzad Nasehpoor
Ph.D. Candidate, Department of Accounting, Najafabad Branch, Islamic Azad University, Najafabad, Iran. E-mail: naseh184@gmail.com

Mahdi Abzari *
*Corresponding Author, Prof., Department of Accounting, Najafabad Branch, Islamic Azad University, Najafabad, Iran. E-mail: mabzari53@gmail.com

Ehsan Kamali
Assistant Prof., Department of Accounting, Najafabad Branch, Islamic Azad University, Najafabad, Iran. E-mail: ehsankamali_acc@yahoo.com

Saeed Fathi
Associate Prof., Department of Management, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: s.fathi@ase.ui.ac.ir

Abstract

Objective

Empirical evidence on the impact of information asymmetry on the cost of equity capital reveals ongoing inconsistencies in the literature. While some studies report a positive relationship, others find it to be negative or statistically insignificant. A significant factor contributing to this divergence is the role of control variables. Although there exists a wide range of potential control variables, the inclusion of certain variables may distort the results, whereas others can enhance the accuracy of the research findings. This meta-analysis aims to investigate which control variables, based on those repeatedly employed in prior studies, significantly influence the regression coefficient in comparison to their exclusion.

Citation: Nasehpoor, Farzad; Abzari, Mahdi; Kamali, Ehsan & Fathi, Saeed (2025). A Meta-analysis of the Role of Control Variables in Studies on the Impact of Information Asymmetry on the Cost of Equity Capital. *Financial Research Journal*, 27(2), 297-323. https://doi.org/10.22059/FRJ.2024.374064.1007581 (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2025, Vol. 27, No.2, pp. 297-323
Published by University of Tehran, Faculty of Management
https://doi.org/10.22059/FRJ.2024.374064.1007581
Article Type: Research Paper
© Authors
Received: March 16, 2024
Received in revised form: November 04, 2024
Accepted: November 16, 2024
Published online: May 21, 2025

Methods
The empirical examination of the relationship between information asymmetry and the cost of equity capital revealed notable divergences. To investigate this issue, a meta-analysis approach was employed, highlighting the varying effects of control variables on this relationship. This meta-analysis synthesizes the findings from 35 studies published between 1986 and 2022, encompassing a total of 198 tests, to illuminate the intricate relationship between information asymmetry and the cost of equity capital. The analysis was carried out in multiple stages: information asymmetry was designated as the independent variable, and the cost of equity capital was identified as the dependent variable. Control variables included the book-to-market ratio, market beta, company size, type of ownership, yield fluctuations, equity, leverage, and growth. Comprehensive searches were conducted in prominent databases such as Science Direct, Emerald, Google Scholar, SSRN, and ResearchGate, resulting in the extraction of 188 articles based on pertinent keywords. The articles were screened for alignment with the research hypotheses, focusing on studies that provided effect size information and employed correlation methods. Consequently, 35 studies published between 1986 and 2022, incorporating 198 effect sizes, were selected for meta-analysis. Relevant general information and details about effect sizes were meticulously extracted from the selected articles. For each sample, the effect size, denoted as r, was calculated. Effect sizes were aggregated using weighted means, accounting for sampling error. Finally, the homogeneity of effect sizes was assessed.

Results
The findings indicate considerable variation in effect sizes across the studies analyzed. Consequently, a random effects model was utilized to calculate the cumulative effect size. Control variables play a crucial role in shaping the relationship between information asymmetry and the cost of equity capital. Specifically, the inclusion of control variables such as the book-to-market ratio, market beta, firm size, and ownership type tends to diminish the strength of this relationship. In contrast, factors such as stock return volatility, leverage, and firm growth do not significantly alter this relationship. A robustness analysis further corroborates these preliminary findings.

Conclusion
Empirical researchers often face challenges in selecting appropriate control variables when examining the relationship between information asymmetry and the cost of equity capital. This raises a critical question: which control variables should be included to enhance the validity and reliability of the empirical results? This study identifies four key control variables that significantly impact the observed relationship: the book-to-market ratio, market beta, firm size, and ownership type. Incorporating these variables into the regression model substantially alters the outcomes of the analysis.

Keywords: Control variables, Cost of capital, Effect size, Information asymmetry, Meta-analysis.

تحقیقات مالی
شاپا چاپی: ۱۰۲۴-۸۱۵۳
شاپا الکترونیکی: ۲۴۲۳-۵۳۷۷

فراتحلیلی بر نقش متغیرهای کنترلی در نتایج مطالعات مرتبط با تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام

فرزاد ناصح پور
دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد نجف آباد، دانشگاه آزاد اسلامی، نجف آباد، ایران. رایانامه: naseh184@gmail.com

مهدی ابزری*
* نویسنده مسئول، استاد، گروه حسابداری، واحد نجف آباد، دانشگاه آزاد اسلامی، نجف آباد، ایران. رایانامه: mabzari53@gmail.com

احسان کمالی
استادیار، گروه حسابداری، واحد نجف آباد، دانشگاه آزاد اسلامی، نجف آباد، ایران. رایانامه: ehsankamali_acc@yahoo.com

سعید فتحی
دانشیار، گروه مدیریت، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: s.fathi@ase.ui.ac.ir

چکیده

هدف: شواهد تجربی در خصوص تأثیر عدم‌تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام، تعارض مداومی را نشان می‌دهد. برخی مطالعات این رابطه را مثبت، برخی منفی و برخی غیرمعنادار ارزیابی کرده‌اند. از جمله عوامل مؤثر در این واگرایی، نقش متغیرهای کنترلی است. تعداد متغیرهای کنترلی قابل استفاده زیاد است؛ اما استفاده از برخی از آن‌ها به نتایج آسیب می‌زند و برخی دیگر، دقت پژوهش را زیاد می‌کند. در این فراتحلیل با توجه به متغیرهای کنترلی با تکرار بال که در پژوهش‌های قبلی استفاده شده است، تلاش می‌شود تا بررسی شود که وجود کدام متغیرهای کنترلی در معادله، نسبت به‌عدم وجود آن ضریب رگرسیون را به‌طور جدی تغییر می‌دهد.

روش: با ترکیب یافته‌های ۳۵ مقاله منتشر شده بین سال‌های ۱۹۸۶ و ۲۰۲۲ که در مجموع، ۱۹۸ آزمون را شامل می‌شود، تعامل ظریف بین عدم‌تقارن اطلاعات و هزینهٔ سرمایه روشن شده است. این فراتحلیل در چند مرحله اجرا شده است: ۱. عدم‌تقارن اطلاعاتی به‌عنوان متغیر مستقل و هزینهٔ سرمایهٔ سهام به‌عنوان متغیر وابسته تعیین شد و متغیرهای کنترلی، شامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، بتای بازار، اندازهٔ شرکت و نوع مالکیت، نوسان‌های بازده سهام، اهرم و رشد در ارزیابی لحاظ شد؛ ۲. به‌طور دقیق، پایگاه‌های دادهٔ برجسته از جمله ساینس دایرکت، امرالد، گوگل اسکالر، شبکهٔ تحقیقات علوم اجتماعی (SSRN) و ریسرچ گیت جست‌وجو شد و در مجموع، ۱۸۸ مقاله بر اساس کلمات کلیدی مرتبط استخراج شد؛ ۳. مقاله‌ها برای اطمینان از هم‌سویی با فرضیه‌های پژوهش غربالگری شد و مطالعاتی مدنظر قرار گرفت که اطلاعات اندازهٔ اثر را ارائه و از روش‌های هم‌بستگی استفاده کرده‌اند. در نهایت، ۳۵ مطالعهٔ منتشر شده بین سال‌های ۱۹۸۶ و ۲۰۲۲، شامل ۱۹۸ اندازهٔ اثر، فراتحلیل شد؛ ۴. اطلاعات کلی و جزئیات مربوط به اندازهٔ اثر، به‌دقت از مقاله‌های انتخابی استخراج

استناد: ناصح‌پور، فرزاد؛ ابزری، مهدی؛ کمالی، احسان و فتحی، سعید (۱۴۰۴). فراتحلیلی بر نقش متغیرهای کنترلی در نتایج مطالعات مرتبط با تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام. *تحقیقات مالی*، ۲۷(۲)، ۲۹۷- ۳۲۳.

تحقیقات مالی، ۱۴۰۴، دوره ۲۷، شماره ۲، صص. ۲۹۷- ۳۲۳
ناشر: دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
نوع مقاله: علمی پژوهشی
© نویسندگان
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۲۶
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۳/۰۸/۱۴
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۲۶
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۲/۳۱
doi: https://doi.org/10.22059/FRJ.2024.374064.1007581

شده است؛ ۶. برای هر نمونه، اندازهٔ اثر که با r نشان داده شده است، محاسبه شد؛ ۷. اندازه‌های اثر با در نظر گرفتن میانگین‌های وزنی و محاسبهٔ خطای نمونه‌گیری ترکیب شد؛ ۸. همگنی اندازهٔ اثر ارزیابی شد.

یافته‌ها: چشم‌انداز تجربی در خصوص رابطهٔ بین عدم‌تقارن اطلاعات و هزینهٔ سرمایهٔ سهام، واگرایی‌های جالبی را نشان داد. برای پرداختن به این موضوع، از رویکرد فراتحلیل استفاده شد که تأثیر متفاوت متغیرهای کنترلی را بر این رابطه نشان می‌دهد. یافته‌ها نشان‌دهندهٔ تنوع شایان توجه در اندازه‌های اثر در بین مطالعات است. در نتیجه، از مدل اثرهای تصادفی برای محاسبهٔ اندازهٔ اثر تجمعی استفاده شد. متغیرهای کنترلی، در شکل دادن به رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام نقش محوری ایفا می‌کنند. به‌طور خاص، گنجاندن متغیرهای کنترلی مانند نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، بتای بازار، اندازهٔ شرکت و نوع مالکیت، ارتباط بین عدم‌تقارن اطلاعات و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کاهش می‌دهد. در مقابل، نوسان‌های بازده سهام، اهرم و رشد شرکت این رابطه را تغییر نمی‌دهد. تحلیل نیرومندی، یافته‌های اولیه را تأیید می‌کند.

نتیجه‌گیری: پژوهشگران تجربی، اغلب باعدم قطعیت‌های مربوط به انتخاب متغیرهای کنترلی مناسب هنگام رگرسیون هزینهٔ سرمایهٔ سهام روی عدم‌تقارن اطلاعات دست‌وپنجه نرم می‌کنند. در این زمینه، به یک سؤال مهم پرداخته شده است: کدام متغیرها باید به‌عنوان متغیر کنترلی برای افزایش واقع‌گرایی نتایج تجربی عمل کنند؟ در این پژوهش، چهار متغیر کنترلی بر رابطهٔ مد نظر تأثیر دارند: ارزش دفتری به ارزش بازار، بتای بازار، اندازهٔ شرکت و نوع مالکیت. وجود این متغیرها در معادلهٔ رگرسیون نتیجه را به‌طور معناداری تغییر می‌دهد.

کلیدواژه‌ها: اندازهٔ اثر، عدم‌تقارن اطلاعات، فراتحلیل، متغیرهای کنترلی، هزینهٔ سرمایه.

مقدمه

مطالعات زیادی نقش عدم‌تقارن اطلاعاتی، به‌معنای نابرابری اطلاعاتی سهام‌داران و مدیران یا سهام‌داران آگاه و ناآگاه (بوتوسان و پلامی[1]، ۲۰۰۲ب؛ ایزلی و اوهارا[2]، ۲۰۰۴؛ یانچوا[3]، ۲۰۱۸؛ صالح، یوسف و بسنان[4]، ۲۰۱۹؛ تسای، تزنگ و چنگ[5]، ۲۰۲۱) بر هزینهٔ سرمایه را تحلیل کرده‌اند. این رابطه به این دلیل است که عدم‌تقارن اطلاعات، سهام‌داران را با نااطمینانی و ریسک مواجه می‌کند (ایزلی و اوهارا، ۲۰۰۴؛ لئوز و ورچیا[6]، ۲۰۰۴) که دلیل مطالبه، بازده بالاتر است (پنگ‌هی، لپون و لیونگ[7]، ۲۰۱۳). اهمیت این موضوع، نخست در این است که مدیران با محدودیت در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت مواجه می‌شوند و دوم در این است که تأمین مالی با محدودیت روبه‌رو می‌شود (فنگ[8]، ۲۰۲۱).

در خصوص ارتباط عدم‌تقارن اطلاعات و هزینهٔ سرمایهٔ سهام، تعارض تجربی وجود دارد (ایزلی، هویدکایر و اوهارا[9]، ۲۰۰۲؛ ایزلی و اوهارا، ۲۰۰۴؛ لامبرت و ورچیا[10]، ۲۰۱۰)؛ به‌نحوی که برخی مطالعات این رابطه را مثبت (بوتوسان، ۲۰۰۰؛ ایزلی و همکاران، ۲۰۰۲؛ پنگ‌هی و همکاران، ۲۰۱۳؛ فنگ، ۲۰۲۱)، برخی منفی (اونگر[11]، ۲۰۰۰؛ ژنگ[12]، ۲۰۲۰) و برخی غیرمعنادار (کوهن و دان[13]، ۲۰۰۵؛ نیکولایف و ون لنت[14]، ۲۰۰۵) گزارش کرده‌اند که این یکی از دلایل انجام این پژوهش است. نوآوری[15] و هدف اصلی این پژوهش، کشف جایگاه متغیرهای کنترلی در تبیین تعارض تجربی فوق است که به پژوهشگران آتی کمک می‌کند تا در تحلیل رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام، دقیق‌تر و با روش‌شناسی صحیح‌تری عمل کنند. بر اساس بررسی‌های پیشینهٔ پژوهش ادبیات، متغیرهای کنترل‌کنندهٔ رابطهٔ این دو متغیر در پژوهش مسلم و استیوان[16] (۲۰۲۱) شامل اندازهٔ شرکت، نوع مالکیت، نوسان و اهرم؛ در مقالهٔ فنگ (۲۰۲۱) شامل ارزش دفتری به بازار، اندازهٔ شرکت، نوع مالکیت و اهرم؛ در مقالهٔ احمد، تاهات، الیوا و برتون[17] (۲۰۲۲) بتای بازار، اندازهٔ شرکت، نوع مالکیت، اهرم و رشد؛ در پژوهش موندال و قوش[18] (۲۰۲۰) اندازهٔ شرکت و اهرم؛ در پژوهش پنگ‌هی و همکاران (۲۰۱۳) ارزش دفتری، اندازهٔ شرکت و نوسان بازده؛ در مقالهٔ سئوک هوانگ، جونگ لی، یئون لیم و هو

1. Botosan & Plumlee
2. Easley & O'Hara
3. Yancheva
4. Salleh, Yusoff &Basnan
5. Tsai, Tzang & Chang
6. Leuz & Verrecchia
7. Peng He, Lepone &Leung
8. Feng
9. Easley, Hvidkjaer & O'Hara
10. Lambert & Verrecchia
11. Unger
12. Zheng
13. Cohen & Dean
14. Nikolaev & van Lent
15. Contribution
16. Muslim & Setiawan
17. Ahmed, Tahat, Eliwa & Burton
18. Mondal & Ghosh

پارک[۱] (۲۰۱۳) ارزش دفتری به بازار، بتای بازار، اندازهٔ شرکت، اهرم و رشد و در مقالهٔ دمیرکان، راداکریشنان و اورکان[۲] (۲۰۱۲) شامل ارزش دفتری به ارزش بازار، بتای بازار و اندازهٔ شرکت می‌شود.

پژوهشگران برای سنجش عدم‌تقارن اطلاعات و سنجش هزینهٔ سرمایهٔ سهام روش‌های مختلفی استفاده کرده‌اند. برای سنجش عدم‌تقارن اطلاعات، از معیارهایی نظیر نقش اطلاعاتی تحلیلگران (بوتوسان، پلامی و زی[۳]، ۲۰۰۴)، افشا (کنت و اونگ[۴]، ۲۰۰۳؛ آلنکار[۵]، ۲۰۰۵؛ موندال و قوش، ۲۰۲۰)، کیفیت اقلام تعهدی (هواکی، احمد و زیجل[۶]، ۲۰۱۷؛ احمد و همکاران، ۲۰۲۲)، عدم نقدشوندگی (آمیهود[۷]، ۲۰۰۲؛ فو، کرافت و ژانگ[۸]، ۲۰۱۲؛ مسلم و استیوان، ۲۰۲۱)، معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی (ایزلی و همکاران، ۲۰۰۲؛ سئوک هوانگ و همکاران، ۲۰۱۳)، تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش (پنگ‌هی و همکاران، ۲۰۱۳)، شفافیت سود (بوشمن، چن، انگل و اسمیت[۹]، ۲۰۰۴) و نوسان درآمد (مولر، کلینگمن و استولز[۱۰]، ۲۰۰۷؛ مسلم و استیوان، ۲۰۲۱؛ فنگ، ۲۰۲۱) و برای سنجش هزینهٔ سرمایهٔ سهام از سه سنجهٔ مورد انتظار حاصل از CAPM (ولی‌الدین، رازالی، برهمانا و سیناسامی[۱۱]، ۲۰۱۶؛ مسلم و استیوان، ۲۰۲۱)، هزینهٔ سرمایهٔ ضمنی (کلاوس و توماس[۱۲]، ۲۰۰۱؛ اسپینوزا و ترومبتا[۱۳]، ۲۰۰۷) و بازده واقعی (آکینز، نگ و وردی[۱۴]، ۲۰۱۱) استفاده است.

در پژوهش حاضر به پیروی از بیالکوفسکی و پررا[۱۵] (۲۰۱۹) از رویکرد فراتحلیل، برای ارزیابی دلایل تضاد در نتایج مطالعات گذشته استفاده شده است. پس از آزمون اندازهٔ اثر مشترک کل مطالعات، به‌منظور تشخیص تفاوت اندازهٔ اثر طبقات مختلف، آزمون واگرایی صورت گرفت؛ سپس نقش متغیرهای کنترلی در ایجاد تفاوت در اندازهٔ اثر بررسی شده است. کشف این متغیرها نقشی است که مقالهٔ حاضر در گسترش ادبیات موضوع در این زمینه ایفا می‌کند. با سنجش صحیح رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام، انتظار می‌رود بینش و نگرش علمی در عناصر نظام حاکمیت شرکتی، در راستای توسعهٔ بازار سرمایه تقویت شود. از طرف دیگر، پژوهش حاضر به پژوهشگران این امکان را می‌دهد که با تجمیع مطالعات پیشین، دیدی وسیع‌تر پیدا کنند و دانش بیشتری برای انجام مطالعات آتی به‌دست آورند.

1. Seok Hwang, JongLee, YeonLim & HoPark
2. Demirkan, Radhakrishnan & Urcan
3. Xie
4. Kent & Ung
5. Alencar
6. Houqe, Ahmed & Zijl
7. Amihud
8. Fu, Kraft & Zhang
9. Bushman, Chen, Engel & Smith
10. Moeller, Chlingemann & Stulz
11. Waliuddin, Razali, Brahmana & Sinnasamy
12. Claus & Thomas
13. Espinosa & Trombetta
14. Akins, Ng &Verdi
15. Białkowski & Perera

پیشینهٔ نظری

در مطالعات تجربی، رابطهٔ بین کیفیت سود و هزینهٔ سرمایه بر اساس ثابت نگه‌داشتن سایر متغیرهای توضیحی شامل اندازهٔ شرکت، بتای بازار، اهرم و رشد تحلیل می‌شود (کر، گای و وردی[1]، ۲۰۰۸).

ارزش دفتری به ارزش بازار

با توجه به نقش متغیر ارزش دفتری به ارزش بازار که در مدل سه عاملی فاما و فرنچ[2] (۱۹۹۳) برای پیش‌بینی بازده استفاده می‌شود، تأثیر آن بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام انکارناپذیر است. مقدار بالای این متغیر نشانهٔ حجم بالای فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و امید به سودآوری عالی در آینده است که انتظار می‌رود در افزایش بازده مورد انتظار نقش تعیین کننده‌ای داشته باشد و باید به‌عنوان متغیر کنترلی در معادلات هزینهٔ سرمایهٔ سهام روی عدم‌تقارن اطلاعاتی وارد شود (پنگ‌هی و همکاران، ۲۰۱۳). بیور، کتلر و اسکولز[3] (۱۹۷۰) استدلال می‌کنند که جریان‌های درآمد غیرعادی ناشی از فرصت‌های رشد، ریسک بیشتری دارد؛ زیرا با ورود رقابت به بازار، در معرض فرسایش است. این نشان‌دهندهٔ ارتباط مثبت بین رشد سود بلندمدت مورد انتظار و هزینهٔ سرمایهٔ سهام است.

بتا

به‌دلیل رابطهٔ بتا و هزینهٔ سرمایهٔ سهام، انتظار می‌رود که ورود بتا به معادلهٔ رگرسیون، دقت مدل هزینهٔ سرمایهٔ سهام روی عدم‌تقارن اطلاعاتی را افزایش دهد. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، نشان می‌دهد که بتای بازار سهام باید با هزینهٔ سرمایهٔ سهام آن هم‌بستگی مثبت داشته باشد (اسپینوزا و ترومپتا، ۲۰۰۷؛ بوتوسان و همکاران، ۲۰۰۴).

$$E(R_{i,t}) = R_{ft} + \beta_{i,t}(E(R_{m,t}) - R_{ft}) \quad \text{رابطهٔ ۱)}$$

در حالی که برخی مانند فاما و فرنچ (۱۹۹۷) رابطهٔ مثبت مذکور را تأیید می‌کنند، مطالعات دیگری همچون اسپینوزا و ترومپتا (۲۰۰۷) این رابطه را نشان نمی‌دهند. به‌هرحال، وجود این متغیر در مدل هزینهٔ سرمایهٔ سهام روی عدم‌تقارن اطلاعات اجتناب‌ناپذیر است؛ کما اینکه بوتوسان و پلامی (۲۰۰۲ب)، اسپینوزا و ترومبتا (۲۰۰۷) و بوتوسان و همکاران (۲۰۰۴) نیز از این متغیر کنترلی استفاده کرده‌اند. به لحاظ عددی، بوتوسان و پلامی (۲۰۰۲ب) گزارش می‌کنند که با ورود بتا به معادله، رابطهٔ هزینهٔ سرمایهٔ سهام و افشای گزارش سالانه (شاخص عدم‌تقارن اطلاعاتی) ۰/۷ افزایش می‌یابد.

اندازهٔ شرکت

معمولاً اطلاعات در شرکت‌های بزرگ‌تر، بیشتر از شرکت‌های کوچک‌تر در دسترس است؛ یعنی عدم‌تقارن اطلاعاتی در شرکت‌های بزرگ‌تر، کمتر است. تا زمانی که شرکت‌ها اطلاعات بیشتری ارائه می‌دهند، سرمایه‌گذاران در نظر می‌گیرند

1. Core, Guay & Verdi
2. Fama & French
3. Beaver, Kettler & Scholes

که سودهای آتی ریسک کمتری دارند و این به‌معنای کمتر بودن هزینهٔ سرمایهٔ سهام است؛ یعنی هزینهٔ سرمایهٔ سهام با اندازهٔ شرکت رابطهٔ معکوس دارد. پس انتظار می‌رود که اندازهٔ شرکت بر رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعات و هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر داشته باشد (اسپینوزا و ترومبتا، ۲۰۰۷). لین، سانگر و بوث[1] (۱۹۹۵) رابطهٔ تفاوت قیمت پیشنهادی خریدوفروش و اندازهٔ شرکت را مستند کردند (پنگ‌هی و همکاران، ۲۰۱۳)؛ ولی مسلم و استیوان (۲۰۲۱) این رابطه را تأیید نکردند. آگاروال و اوهارا[2] (۲۰۰۷) و اصلان، ایزلی، هویدکایر و اوهارا[3] (۲۰۱۱) نیز رابطهٔ معاملهٔ مبتنی‌بر اطلاعات محرمانه و اندازهٔ شرکت را مستند کردند. به نظر هاردین و هیل[4] (۲۰۱۱)، دیرین و کسکیس[5] (۲۰۱۳) و فنگ (۲۰۲۱)، بین اندازهٔ شرکت و پوشش تحلیلگر، رابطهٔ منفی وجود دارد. در ضمن فاما و فرنچ (۱۹۹۲) رابطهٔ اندازهٔ شرکت با هزینهٔ سرمایهٔ سهام را مثبت و برک[6] (۱۹۹۵) منفی ارزیابی می‌کنند.

نوع مالکیت

سرمایه‌گذاران نهادی جزء سرمایه‌گذاران آگاه هستند (آدماتی و پلیدر[7]، ۱۹۸۸)؛ یعنی اطلاعات عمومی آن‌ها برای همهٔ معامله‌گران در دوره بعد آشکار می‌شود یا می‌توانند اطلاعات عمومی را سریع‌تر یا کارآمدتر از آن‌ها پردازش کنند. در همین راستا، طبق کیم و ورچیا[8] (۱۹۹۴) برخی از فعالان بازار اعلان‌های سود را به اطلاعات خصوصی تبدیل می‌کنند. معامله‌گرانی را که قادرند منابع عمومی را آگاهانه قضاوت کنند، می‌توان به‌عنوان کارشناسان بازار در نظر گرفت که از نزدیک یک شرکت را دنبال می‌کنند. مطابق با این ادعاها، سرمایه‌گذاران نهادی، برخلاف سرمایه‌گذاران خرد فردی، بیشتر سرمایه‌گذاران آگاه هستند (جیامبالو و همکاران، ۲۰۰۲) پس سهام‌دار نهادی اطلاعات خاص دارد که روی عدم‌تقارن اثر می‌گذارد (آکینز و همکاران، ۲۰۱۱).

نوسان‌های بازده سهام

اگر سبد سرمایه‌گذاران، کاملاً متنوع نباشد، ریسک غیرسیستماتیک، هزینهٔ سرمایهٔ سهام را متأثر می‌سازد (عرب مازار یزدی، دولو و بدری، ۱۳۹۳). نظریهٔ قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[9] را شارپ[10] (۱۹۶۵-۱۹۶۴) و ترینر[11] (۱۹۶۱) معرفی کردند. رابطهٔ ۲ شکل ریاضی این مدل را نشان می‌دهد.

$$E(R_{i,t}) = R_{ft} + \beta_{i,t}(E(R_{m,t}) - R_{ft})$$ رابطهٔ ۲)

1. Lin, Sanger & Booth
2. Agarwal & O'Hara
3. Aslan, Easley, Hvidkjaer & O'Hara
4. Hardin & Hill
5. Derrien & Kecskés
6. Berk
7. Admati & Pfleiderer
8. Kim & Verrecchia
9. Capital Asset Pricing Model
10. Sharpe
11. Treynor

ولی با فرض عدم تعادل و متنوع‌سازی ناقص مدل بازار به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{m,t} + e_{i,t}$$ رابطهٔ ۳)

که واریانس آن می‌شود:

$$Var(R_{i,t}) = \beta^2{}_1 Var(R_{m,t}) + Var(e_{i,t})$$ رابطهٔ ۴)

طبق ادبیات قیمت‌گذاری، ریسک غیرسیستماتیک به غیر از جمله اول سمت راست معادله (ریسک سیستماتیک)، جمله دوم (ریسک غیرسیستماتیک) نیز بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارد که به معنای تأثیرگذاری واریانس کل بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام است.

معاملهٔ مبتنی‌بر اطلاعات محرمانه نیز با نوسان‌های بازده سهام رابطه دارد (آگاروال و اوهارا، ۲۰۰۷؛ اصلان و همکاران، ۲۰۱۱ و سئوک هوانگ و همکاران، ۲۰۱۳). درنهایت آدماتی (۱۹۸۵)، گروسمن و استیگلیتز[1] (۱۹۸۰) و ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و نوسان‌های بازده سهام را مستند کردند.

اهرم

مسلم و استیوان (۲۰۲۱) مستند کردند که اهرم سطح ریسک مالی شرکت (بوتوسان و همکاران، ۲۰۰۴) و در نتیجه هزینهٔ سرمایهٔ سهام را تغییر می‌دهد. در مطالعات تیسن و ایتریدیس[2] (۲۰۱۶) و مسلم و استیوان (۲۰۲۱) شواهدی ارائه شده است که نشان می‌دهد اهرم با هزینهٔ سرمایهٔ سهام رابطهٔ مستقیم دارد (بوتوسان و پلامی، ۲۰۰۲ الف؛ اسپینوزا و ترومبتا، ۲۰۰۷؛ راملی[3]، ۲۰۱۲، صالح و همکاران، ۲۰۱۹). پس استفاده از اهرم، به‌عنوان متغیر کنترلی در این حوزه رایج شده است (فنگ، ۲۰۲۱؛ یانیو[4]، ۲۰۱۳).

رشد شرکت

رابطهٔ منفی بین رشد شرکت و پوشش تحلیلگر در مطالعات متعددی مستند شده است (هاردین و هیل، ۲۰۱۱؛ دیرین و کسکیس، ۲۰۱۳؛ فنگ، ۲۰۲۱). این متغیر با هزینهٔ سرمایهٔ سهام نیز ارتباط دارد (بیور و همکاران، ۱۹۷۰؛ بوتوسان و همکاران، ۲۰۰۴). درنتیجه ویژگی‌های شرکت نظیر رشد را در اندازه‌گیری هزینهٔ سرمایهٔ سهام کنترل می‌کنند (سئوک هوانگ و همکاران، ۲۰۱۳). آگاروال و اوهارا (۲۰۰۷) و اصلان و همکاران (۲۰۱۱) نیز ادعا می‌کنند که معامله مبتنی‌بر اطلاعات محرمانه با رشد شرکت ارتباط دارد و رابطهٔ بین کیفیت سود و هزینهٔ سرمایهٔ سهام با ثابت نگه‌داشتن رشد شرکت تحلیل می‌شود (فنگ، ۲۰۲۱؛ کر و همکاران، ۲۰۰۸).

با توجه به استدلال‌های فوق فرضیه‌های پژوهش به شرح ذیل تدوین شدند.

1. Grossman & Stiglitz
2. Thijssen & Iatridis
3. Ramly
4. Yanyu

فرضیهٔ ۱: ارزش دفتری به ارزش بازاری، رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کنترل می‌کند.

فرضیهٔ ۲: بتای بازار، رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کنترل می‌کند.

فرضیهٔ ۳: اندازهٔ شرکت، رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کنترل می‌کند.

فرضیهٔ ۴: نوع مالکیت، رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کنترل می‌کند.

فرضیهٔ ۵: نوسان بازده سهام، رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کنترل می‌کند.

فرضیهٔ ۶: اهرم، رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کنترل می‌کند.

فرضیهٔ ۷: رشد شرکت، رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کنترل می‌کند.

پیشینهٔ تجربی

دمیرکان و همکاران (۲۰۱۲) کیفیت اقلام تعهدی اختیاری شرکت‌های تک‌بخشی و چندبخشی را بررسی کردند و دریافتند که کیفیت اقلام تعهدی اختیاری برای شرکت‌های چندبخشی کمتر از شرکت‌های تک‌بخشی است و برای همان سطح کیفیت اقلام تعهدی اختیاری، هزینهٔ سرمایهٔ سهام برای شرکت‌های چندبخشی بیشتر از شرکت‌های تک‌بخشی است. این یافته‌ها نشان می‌دهد که مشکلات نمایندگی شدیدتر در شرکت‌های چندبخشی، در مقایسه با شرکت‌های تک‌بخشی، ممکن است به کیفیت اقلام تعهدی اختیاری ضعیف منجر شود و ریسک نمایندگی به‌عنوان هزینهٔ سرمایهٔ بالاتر قیمت‌گذاری شود. در این مطالعه، ارزش دفتری به بازار، بتای بازار و اندازهٔ شرکت، متغیرهای کنترلی بوده‌اند.

پنگ‌هی و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی رابطهٔ بین عدم‌تقارن اطلاعات و هزینهٔ سرمایهٔ سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار استرالیا پرداختند. هزینهٔ سرمایهٔ سهام برای شرکت‌های تشکیل‌دهندهٔ شاخص S&P/ASX 200 محاسبه شده است. شکاف قیمتی برای یافتن مؤلفهٔ انتخاب نامطلوب تجزیه و برای اندازه‌گیری عدم‌تقارن اطلاعاتی شرکت استفاده شده است. آن‌ها عواملی را کنترل کردند که عموماً بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر می‌گذارند، مانند بخش، بتا، اندازهٔ شرکت، قیمت دفتری به بازار، پوشش تحلیلگر و پراکندگی پیش‌بینی سود تحلیلگر. این مطالعه رابطهٔ مثبت و معنادار بین عدم‌تقارن اطلاعاتی و نرخ بازده مورد نیاز سرمایه‌گذار پیشین را نشان می‌دهد. یافته‌ها حاکی از آن است که پراکندگی پیش‌بینی سود، هزینهٔ سرمایهٔ سهام را افزایش می‌دهد، در حالی که پوشش تحلیلگر، هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کاهش می‌دهد.

سئوک هوانگ و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از مجموعه دادهٔ انفرادی شرکت‌های پذیرفته شدهٔ کره که آغازگرهای معامله برای آن‌ها به‌درستی قابل شناسایی است، احتمال معاملهٔ آگاهانه را تخمین زده‌اند که دیگر مشمول مشکل تعیین اشتباه معاملاتی نیست و بررسی می‌کنند که آیا با هزینهٔ سرمایهٔ سهام مرتبط است یا خیر. برخلاف مطالعات قبلی، نتایج نشان داد که احتمال معاملهٔ آگاهانهٔ تعدیل شده، به‌طور مثبت با هزینهٔ ضمنی حقوق صاحبان سهام مرتبط است. یافته‌ها نشان می‌دهد که خطاهای موجود در احتمال معاملهٔ آگاهانه، قیمت‌گذاری احتمال معاملهٔ آگاهانه در مطالعات قبلی را مختل می‌کند. این مطالعه تأثیر ارزش دفتری به بازار، بتای بازار، اندازهٔ شرکت، اهرم و رشد شرکت را کنترل کرده است.

موندال و قوش (۲۰۲۰) به بررسی اثر کلی سرمایهٔ فکری و تأثیر انفرادی افشای سرمایهٔ انسانی، افشای سرمایهٔ رابطه‌ای و افشای سرمایهٔ ساختاری بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام پرداخته‌اند. این مطالعه با رگرسیون هزینهٔ سرمایهٔ سهام، اندازهٔ شرکت، اهرم، نوع صنعت روی شاخص افشا انجام شده است. شاخص افشا بر اساس تحلیل محتوای افشای صورت گرفته در گزارش‌های سالانه، نمونه‌ای متشکل از ۵۰ شرکت پذیرفته‌شده در شاخص Nifty 50 برای سال‌های ۲۰۱۸ تا ۲۰۱۹ تهیه شده است؛ اما در این مقاله، ۲۰ شرکت به‌دلیل منفی بودن هزینهٔ سرمایهٔ سهام حذف و ۳۰ شرکت به‌عنوان نمونه استفاده شده است. نتیجهٔ این مطالعه نشان داد که بین افشای سرمایهٔ فکری به‌طور کلی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام، ارتباط منفی وجود دارد. اما ارتباط منفی تنها برای دو جزء (سرمایهٔ انسانی و سرمایهٔ ساختاری) با هزینهٔ سرمایهٔ سهام تنها زمانی پیدا می‌شود که ارتباط هزینهٔ سرمایهٔ سهام با دسته‌های سرمایهٔ فکری در نظر گرفته شود. این مطالعه رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را با کنترل متغیرهای اندازهٔ شرکت و اهرم تخمین زده است.

یونیارتی و آرسی[1] (۲۰۲۱) تأثیر عدم‌تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام را در شرکت‌های تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار اندونزی، در سال‌های ۲۰۱۷ تا ۲۰۱۹ مطالعه کردند. مشکل این پژوهش، نوسان هزینهٔ سرمایهٔ سهام و روش مورد استفاده تبیینی بوده است. نتایج نشان می‌دهد که عدم‌تقارن اطلاعاتی، بر هزینهٔ سهام تأثیر مثبت و معناداری دارد؛ یعنی اگر عدم‌تقارن افزایش یابد، هزینهٔ سرمایهٔ سهام نیز افزایش خواهد یافت.

مسلم و استیوان (۲۰۲۱) به بررسی چگونگی تأثیر عدم‌تقارن اطلاعات و ساختار مالکیت بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام پرداخته‌اند. برای این منظور، اطلاعات ۲۴۶ صادرکننده را طی ۴ سال جمع‌آوری کردند که در مجموع شامل ۹۸۴ مشاهده می‌شود. با استفاده از پردازش داده‌های تابلویی، نتایج حاکی است که عدم‌تقارن اطلاعاتی با شاخص عدم همگام‌سازی قیمت و حجم معاملات، بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارد. این نتایج هم نظریهٔ نمایندگی و هم نظریهٔ سلسله‌مراتبی را تأیید کرد. هر دو نظریه مطابق با شرایط بازار سهام در اندونزی است. در این مطالعه از متغیرهای کنترلی اندازهٔ شرکت، نوع مالکیت، نوسان و اهرم استفاده شده است.

احمد و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی ارتباط بین هزینهٔ سرمایهٔ سهام و کیفیت سود پرداختند. این تجزیه‌وتحلیل روی شواهد مربوط به (قانون مشترک) شرکت‌های بریتانیا / ایالات متحده و شرکت‌های آلمانی (قانون مدنی)، در دورهٔ ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۸ تمرکز دارد. مطابق با استدلال نظری و تحلیل‌های تجربی قبلی، بین کیفیت سود که توسط اطلاعات مربوط به اقلام تعهدی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام مشخص می‌شود، ارتباط آماری منفی وجود دارد. با این حال، پس از تجزیه‌وتحلیل اثر ترکیبی مالکیت نهادی و کیفیت سود بر هزینهٔ تأمین مالی، تأثیر آن در حالی که به‌طور کلی منفی است، در زمینه‌های قانونی متفاوت است. استحکام این یافته‌ها در شرایط اقتصادسنجی جایگزین و معیارهای جایگزین برای کیفیت سود و هزینهٔ سرمایهٔ سهام بررسی شد. متغیرهای کنترلی مورد استفاده در این مطالعه عبارت بودند از: بتای بازار، اندازهٔ شرکت، نوع مالکیت، اهرم و رشد.

علیجانی و نژادحسینیان (۱۴۰۳) به بررسی تأثیر نقدشوندگی سهام بر بازدهی در شرایط اطلاعات نامتقارن و

1. Yuniarti & Arsyiy

محدودیت‌های تأمین مالی در بین ۱۱۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و بازه زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰ پرداخته‌اند. یافته‌های اصلی پژوهش نشان می‌دهد که ارتباط معناداری بین نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها وجود دارد؛ به بیان دیگر، هرچه میزان نقدشوندگی سهام بیشتر باشد، کارایی و بازدهی سرمایه‌گذاری بیشتر خواهد شد. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر نقدشوندگی بیشتر سهام بر کاهش سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی باعدم‌تقارن اطلاعاتی و محدودیت مالی بیشتر نمایان خواهد شد. متغیرهای کنترلی مورد استفاده در این مطالعه عبارت بودند از: ارزش دفتری به بازار، ریسک ورشکستگی، اهرم مالی، اندازهٔ شرکت، نوسان جریان نقد عملیاتی، نوسان فروش، نوسان سرمایه‌گذاری و... .

روش‌شناسی پژوهش

پس از مطالعه ادبیات فراتحلیل (گلاس، مک‌گاو و اسمیت[1]، ۱۹۸۱؛ روزنتال[2]، ۲۰۰۱) هفت مرحله برای این فراتحلیل انتخاب شد. در مرحلهٔ نخست، چارچوب موضوعی مشخص شد. متغیر مستقل این فراتحلیل عدم‌تقارن اطلاعات و متغیر وابستهٔ آن هزینهٔ سرمایهٔ سهام است و تأثیر متغیرهای کنترلی بر رابطه عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام فراتحلیل شد. در مرحلهٔ دوم، واژه‌های کلیدی در پایگاه‌های مقاله‌ها جست‌وجو شد. پایگاه‌ها عبارت بودند از: ساینس دایرکت، امرالد، گوگل اسکالر، شبکهٔ تحقیقات علوم اجتماعی (SSRN) و ریسرچ گیت. کلیدواژه‌های جست‌وجو شده نیز عبارت بودند از:

Information asymmetry,
informed investor
bid-ask spread
turnover
PIN
return
capital return
cost of equity capital
capital asset pricing
probability of informed trading
cost of capital
required return
disclosure
disclosure quality
financial statement quality
analysts
Analyst forecast
information quality
stock return
earnings quality
accruals quality
earnings smoothness
discretionary accruals
illiquidity
earnings transparency
return volatility
price non-synchronization
CAPM
expected return
earnings management

1. Glass, McGaw & Smith
2. Rosenthal

در مرحلهٔ سوم، مقاله‌ها براساس این معیارها غربال شدند: ۱. تناسب موضوع مقاله با یکی از فرضیه‌های این پژوهش؛ ۲. وجود اطلاعات اندازهٔ اثر در مقاله؛ ۳. استفاده از روش هم‌بستگی در مقاله. پس از اعمال شرایط، از ۳۵ مطالعهٔ منتشر شده بین سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۲۲ استفاده شد.

مرحلهٔ چهارم، استخراج اطلاعات عمومی (عنوان مقاله، نویسنده یا نویسندگان، سال نشر و نام مجله)، اطلاعات مربوط به اندازهٔ اثر (تعداد نمونه، ضریب رگرسیون متغیرهای مستقل، خطای استاندارد ضریب، آماره t و در نهایت سطح معناداری) و اطلاعات لازم برای نیرومندی (شاخص متغیر مستقل و شاخص متغیر وابسته) است. به‌دلیل اینکه زمان داده‌ها در پژوهش‌های تجربی شامل بازه زمانی می‌شود، سال نشر، نمایندهٔ زمان پژوهش مدنظر قرار گرفت. اطلاعات نخست در اکسل مرتب شد. نمونهٔ این فراتحلیل با توجه به آزمون‌های تجربی در هر مطالعه ۱۹۸ آزمون است. در این گام، علاوه‌بر استخراج اطلاعات مرتبط با هر آزمون، اطلاعات لازم برای نیرومندی کدگذاری شد (جدول ۱).

مرحلهٔ پنجم، محاسبهٔ اندازهٔ اثر است. اندازهٔ اثر معیار استانداردی است که شدت اثر یک متغیر بر متغیر دیگر را نشان می‌دهد. مقیاس این آماره، مستقل از مطالعات تجربی است و می‌تواند برای تلفیق و مقایسهٔ نتایج به کار رود (روزنتال، ۲۰۰۱). اندازهٔ اثر در این فراتحلیل از نوع r است. اگر مقالهٔ انتخاب شده ضریب هم‌بستگی گزارش کرده باشد، ضریب هم‌بستگی همان اندازهٔ اثر r است و در مطالعه‌های از جنس رگرسیون، آمارهٔ t ضریب رگرسیون، به‌کمک رابطهٔ ۵ به اندازهٔ اثر r تبدیل شد (روزنتال، ۲۰۰۱).

$$r = \sqrt{\frac{t^2}{t^2 + (n-2)}}$$ رابطهٔ ۵)

که در آن، t آماره آزمون ضریب رگرسیون و n تعداد مشاهدات است. با توجه به نرم‌افزار سی‌ام‌ای۲، مقدار t به همراه تعداد نمونهٔ مطالعات تجربی به نرم‌افزار وارد شد. در مقاله‌هایی که ضریب هم‌بستگی گزارش شده بود، به‌کمک رابطهٔ ۶ به آمارهٔ آزمون t تغییر داده شد.

$$t = \frac{r}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}}$$ رابطهٔ ۶)

در این معادله r ضریب هم‌بستگی است. در مقاله‌هایی که ضریب رگرسیون و انحراف معیار آن محاسبه شده است، از حاصل تقسیم ضریب به انحراف معیار آن، آماره t به‌دست آمد. در مقاله‌هایی که سطح معناداری وجود داشت، آماره t متناظر آن از جدول z استخراج شد. به‌طور خلاصه، برای هر آزمون یک عدد برای آماره t حاصل شد و مقدار آن همراه تعداد نمونه به نرم‌افزار وارد شد.

مرحلهٔ ششم، محاسبهٔ اندازهٔ اثر مشترک است. برای هر اندازهٔ اثر، وزن میانگین برابر نسبت یک به خطای نمونه‌گیری است. برای اندازهٔ اثر مشترک هر فرضیه، آمارهٔ z و سطح معناداری محاسبه می‌شود که معناداری آن، اختلاف اندازهٔ اثر مشترک با صفر را نشان می‌دهد.

مرحلهٔ هفت، محاسبهٔ همگنی اندازهٔ اثر است (رابطه ۷).

$$Q = \frac{k\hat{\sigma}_r^2}{\hat{\sigma}_e^2}$$ رابطهٔ ۷)

Q آماره آزمون ناهمگونی؛ k درجهٔ آزادی به‌علاوهٔ ۱؛ $\hat{\sigma}_r^2$ واریانس اندازهٔ اثر هر گروه است که به‌کمک رابطهٔ ۸ به‌دست می‌آید و $\hat{\sigma}_e^2$ میانگین وزنی خطای نمونه‌گیری است که با رابطهٔ ۹ محاسبه می‌شود.

$$\hat{\sigma}_r^2 = \frac{\sum_i w_i(r_i - \bar{r})^2}{\sum_i w_i}$$ رابطهٔ ۸)

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{\sum_{i=1}^{k} w_i\hat{\sigma}_{e_i}^2}{\sum_{i=1}^{k} w_i} = \frac{k}{\sum_{i=1}^{k} \frac{1}{\hat{\sigma}_{e_i}^2}}$$ رابطهٔ ۹)

آمارهٔ Q نشان می‌دهد که فرضیهٔ صفر (مقدار صفر برای واریانس بین اندازهٔ اثرها) رد می‌شود یا خیر. در صورت واگرایی اندازهٔ اثر داخل گروه، می‌توان گفت یک اندازهٔ اثر مشترک وجود ندارد که همه آزمون‌ها آن را نشان دهد و برای به‌دست آوردن اندازهٔ اثر مشترک، از الگوی اثرهای تصادفی استفاده شده است. در صورت همگرایی اندازهٔ اثر درون گروه، قابل استدلال است که اندازهٔ اثرهای متفاوتی وجود ندارد و همهٔ آزمون‌ها، یک اندازهٔ اثر را اندازه‌گیری کرده‌اند؛ بنابراین برای محاسبهٔ اندازهٔ اثر مشترک از الگوی اثرهای تصادفی استفاده شده است. پس از آزمون فرضیه‌ها، به‌کمک سطح معناداری سعی شد با تغییر در شرایط پژوهش، نیرومندی نتایج بررسی شود.

یافته‌های پژوهش

در این بخش ابتدا فراوانی متغیرهای کنترلی در بین ۱۹۸ آزمون انجام شده در مقاله‌های استخراجی، در شکل ۱ گزارش شده است.

شکل ۱. نمودار فراوانی متغیرها کنترلی در ۱۹۸ آزمون انجام شده

در ادامه، آزمون‌های آماری صورت گرفته برای بررسی مصادیق فرضیه‌ها گزارش شده است. نتایج مرتبط با آزمون فرضیه‌ها در جدول‌های ۱ تا ۷ گزارش شده است.

جدول ۱. تأثیر متغیر کنترلی ارزش دفتری به ارزش بازار بر رابطه عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام

گروه ها	اندازهٔ اثر						واگرایی		
گروه	تعداد نمونه	اندازه اثر	حد پایین	حد بالا	آمارهZ	سطح معناداری	آمارهQ	درجه آزادی	معناداری
تحلیل اثرهای ثابت									
۰	۱۲۸	۰/۰۱۰	۰/۰۰۹	۰/۰۱۱	۲۵/۰۴۹	۰/۰۰۰***	۵۳۰۹/۸۳۰	۱۲۷	۰/۰۰۰***
۱	۷۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۴/۵۶۷	۰/۰۰۰***	۷۰۶/۲۷۴	۶۹	۰/۰۰۰***
واریانس درون گروهی							۶۰۱۶/۱۰۴	۱۹۶	۰/۰۰۰***
واریانس بین گروهی							۳۵۶/۶۷۷	۱	۰/۰۰۰***
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۱۷/۰۰۷	۰/۰۰۰***	۶۳۷۲/۷۸۱	۱۹۷	۰/۰۰۰***
تحلیل اثرهای تصادفی									
۰	۱۲۸	۰/۰۴۱	۰/۰۳۴	۰/۰۴۹	۱۱/۲۹۴	۰/۰۰۰***			
۱	۷۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۲/۶۳۸	۰/۰۰۸***			
واریانس بین گروهی							۱۰۲/۱۵۲	۱	۰/۰۰۰***
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۰۶	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	۵/۶۵۹	۰/۰۰۰***			

* * معناداری در سطح ۵ درصد و *** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد.

طبق نتایج جدول ۱، با توجه به سطح معناداری آزمون همگنی (۰/۰۰۰)، فرض صفر (صفر بودن واریانس اندازهٔ اثرها) رد می‌شود، پس اندازهٔ اثرها واگرا هستند؛ بنابراین از الگوی اثرهای تصادفی برای محاسبه اندازهٔ اثر مشترک استفاده شده است و چون سطح معناداری آزمون میانگین کمتر از ۱ درصد است، فرض صفر (برابری اندازهٔ اثر دو گروه) رد می‌شود؛ زیرا هنگام استفاده از متغیر کنترلی اندازهٔ اثر کوچک‌تر شده است (۰/۰۰۳ نسبت به ۰/۰۴۱). می‌توان ادعا کرد که متغیر کنترلی ارزش دفتری به ارزش بازار، رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کاهش می‌دهد. جدول ۲ نتایج مربوط به بتای بازار را نشان می‌دهد.

طبق نتایج جدول ۲، با توجه به سطح معناداری آزمون همگنی (۰/۰۰۰)، فرض صفر (صفر بودن واریانس اندازهٔ اثرها) رد می‌شود، پس اندازهٔ اثرها واگرا هستند؛ بنابراین از الگوی اثرهای تصادفی برای محاسبه اندازهٔ اثر مشترک استفاده شده است و چون سطح معناداری آزمون میانگین کمتر از ۱درصد است، فرض صفر (برابری اندازهٔ اثر دو گروه) رد می‌شود و به‌دلیل اینکه هنگام استفاده از متغیر کنترلی اندازهٔ اثر کوچک‌تر شده است (۰/۰۰۱ نسبت به ۰/۰۵۰) می‌توان ادعا کرد که متغیر کنترلی بتای بازار، رابطه عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کاهش می‌دهد.

جدول ۲. تأثیر متغیر کنترلی بتای بازار بر رابطه عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینه سرمایه

گروه ها	اندازهٔ اثر						واگرایی		
گروه	تعداد نمونه	اندازه اثر	حد پایین	حد بالا	آمارهZ	سطح معناداری	آمارهQ	درجه آزادی	سطح معناداری
تحلیل اثرهای ثابت									
۰	۱۰۶	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۰/۰۱۱	۲۶/۰۰۳	۰/۰۰۰***	۵۲۰۹/۱۶۱	۱۰۵	۰/۰۰۰***
۱	۹۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۳/۹۶۷	۰/۰۰۰***	۷۶۳/۳۶۳	۹۱	۰/۰۰۰***
واریانس درون گروهی							۵۹۷۲/۵۲۴	۱۹۶	۰/۰۰۰***
واریانس بین گروهی							۴۰۰/۲۵۷	۱	۰/۰۰۰***
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۱۷/۰۷۷	۰/۰۰۰***	۶۳۷۲/۷۸۱	۱۹۷	۰/۰۰۰***
تحلیل اثرهای تصادفی									
۰	۱۰۶	۰/۰۵۰	۰/۰۴۳	۰/۰۵۸	۱۳/۵۱۵	۰/۰۰۰***			
۱	۹۲	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۵۴۷	۰/۵۸۴			
واریانس بین گروهی							۱۶۴/۳۸۱	۱	۰/۰۰۰***
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۷	۴/۳۱۰	۰/۰۰۰***			

* * معناداری در سطح ۵ درصد و *** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد.

جدول ۳ نتایج مربوط به متغیر کنترلی اندازه را نشان می‌دهد.

جدول ۳. تأثیر متغیر کنترلی اندازهٔ شرکت بر رابطه عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینه سرمایه

گروه ها	اندازهٔ اثر						واگرایی		
گروه	تعداد نمونه	اندازه اثر	حد پایین	حدبالا	آمارهZ	سطح معناداری	آمارهQ	درجه آزادی	سطح معناداری
تحلیل اثرهای ثابت									
۰	۸۹	۰/۰۱۰	۰/۰۰۹	۰/۰۱۱	۲۵/۱۳۱	۰/۰۰۰***	۴۱۹۸/۸۵۷	۸۸	۰/۰۰۰***
۱	۱۰۹	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۴/۵۶۱	۰/۰۰۰***	۱۸۱۳/۱۹۴	۱۰۸	۰/۰۰۰***
واریانس درون گروهی							۶۰۱۲/۰۵۱	۱۹۶	۰/۰۰۰***
واریانس بین گروهی							۳۶۰/۷۳۰	۱	۰/۰۰۰***
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۱۷/۰۷۷	۰/۰۰۰***	۶۳۷۲/۷۸۱	۱۹۷	۰/۰۰۰***
تحلیل اثرهای تصادفی									
۰	۸۹	۰/۰۴۵	۰/۰۳۸	۰/۰۵۲	۱۲/۲۰۰	۰/۰۰۰***			
۱	۱۰۹	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۸	۳/۱۴۷	۰/۰۰۲***			
واریانس بین گروهی							۱۰۲/۶۰۹	۱	۰/۰۰۰***
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۱۰	۰/۰۰۸	۰/۰۱۳	۷/۴۹۳	۰/۰۰۰***			

* * معناداری در سطح ۵ درصد و *** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد.

طبق نتایج جدول ۳، با توجه به سطح معناداری آزمون همگنی (۰/۰۰۰)، فرض صفر (صفر بودن واریانس اندازهٔ اثرها) رد می‌شود، پس اندازهٔ اثرها واگرا هستند؛ بنابراین از الگوی اثرهای تصادفی برای محاسبهٔ اندازهٔ اثر مشترک استفاده شده است و چون سطح معناداری آزمون میانگین کمتر از ۱درصد است، فرض صفر (برابری اندازهٔ اثر دو گروه) رد می‌شود. هنگام استفاده از متغیر کنترلی، اندازهٔ اثر کوچک‌تر شده است (۰/۰۰۵ نسبت به ۰/۰۴۵)؛ از این رو می‌توان ادعا کرد که متغیر کنترلی اندازهٔ شرکت، رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کاهش می‌دهد. جدول ۴ نتایج مربوط به متغیر کنترلی نوع مالکیت را نشان می‌دهد.

جدول ٤. تأثیر متغیر کنترلی نوع مالکیت بر رابطه عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایه

گروه ها	اندازهٔ اثر						واگرایی		
گروه	تعداد نمونه	اندازه اثر	حد پایین	حدبالا	آمارهZ	سطح معناداری	آمارهQ	درجه آزادی	سطح معناداری
تحلیل اثرهای ثابت									
۰	۱۸۱	۰/۰۰۶	۰/۰۰۵	۰/۰۰۶	۱۹/۷۱۰	۰/۰۰۰***	۶۱۳۹/۸۵۵	۱۸۰	۰/۰۰۰***
۱	۱۷	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۴/۵۷۸	۰/۰۰۰***	۱۱۵/۰۹۹	۱۶	۰/۰۰۰***
واریانس درون گروهی							۶۲۵۴/۹۵۴	۱۹۶	۰/۰۰۰***
واریانس بین گروهی							۱۱۷/۸۲۷	۱	۰/۰۰۰***
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۱۷/۰۷۷	۰/۰۰۰***	۶۳۷۲/۷۸۱	۱۹۷	۰/۰۰۰***
تحلیل اثرهای تصادفی									
۰	۱۸۱	۰/۰۲۷	۰/۰۲۳	۰/۰۳۲	۱۱/۷۴۴	۰/۰۰۰***			
۱	۱۷	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۱/۱۱۸	۰/۲۶۳			
واریانس بین گروهی							۱۱۰/۴۵۶	۱	۰/۰۰۰***
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶	۵/۳۵۹	۰/۰۰۰***			

** معناداری در سطح ۵ درصد و *** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد.

طبق نتایج جدول ۴، با توجه به سطح معناداری آزمون همگنی (۰/۰۰۰)، فرض صفر (صفر بودن واریانس اندازهٔ اثرها) رد می‌شود پس اندازهٔ اثرها واگرا هستند؛ بنابراین از الگوی اثرهای تصادفی برای محاسبهٔ اندازهٔ اثر مشترک استفاده شده است و چون سطح معناداری آزمون میانگین کمتر از ۱درصد است، فرض صفر (برابری اندازهٔ اثر دو گروه) رد می‌شود و به‌دلیل اینکه هنگام استفاده از متغیر کنترلی اندازهٔ اثر کوچک‌تر شده است (۰/۰۰۱ نسبت به ۰/۰۲۷)، می‌توان ادعا کرد که متغیر کنترلی نوع مالکیت، رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کاهش می‌دهد. جدول ۵ نتایج مربوط به متغیر کنترلی نوسان بازده را نشان می‌دهد.

جدول ۵. تأثیر متغیر کنترلی نوسان بازده سهام بر رابطه عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایه

گروه ها	اندازهٔ اثر						واگرایی		
گروه	تعداد نمونه	اندازهٔ اثر	حد پایین	حد بالا	آمارهZ	سطح معناداری	آماره Q	درجه آزادی	سطح معناداری
تحلیل اثرهای ثابت									
۰	۱۷۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۱۵/۱۰۱	۰/۰۰۰***	۴۵۲۵/۶۰۲	۱۷۱	۰/۰۰۰***
۱	۲۶	۰/۰۱۹	۰/۰۱۶	۰/۰۲۱	۱۳/۹۳۹	۰/۰۰۰***	۱۷۱۶/۴۹۹	۲۵	۰/۰۰۰***
واریانس درون گروهی							۶۲۴۲/۰۵۲	۱۹۶	۰/۰۰۰***
واریانس بین گروهی							۱۳۰/۷۲۹	۱	۰/۰۰۰***
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۱۷/۰۷۷	۰/۰۰۰***	۶۳۷۲/۷۸۱	۱۹۷	۰/۰۰۰***
تحلیل اثرهای تصادفی									
۰	۱۷۲	۰/۰۱۹	۰/۰۱۶	۰/۰۲۲	۱۲/۰۴۸	۰/۰۰۰***			
۱	۲۶	۰/۰۱۸	-۰/۰۰۴	۰/۰۴۰	۱/۵۶۷	۰/۱۱۷			
واریانس بین گروهی							۰/۰۱۷	۱	۰/۸۵۹
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۱۹	۰/۰۱۶	۰/۰۲۲	۱۲/۱۴۹	۰/۰۰۰***			

** معناداری در سطح ۵ درصد و *** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد.

طبق نتایج جدول ۵، با توجه به سطح معناداری آزمون همگنی (۰/۰۰۰)، فرض صفر (صفر بودن واریانس اندازهٔ اثرها) رد می‌شود، پس اندازهٔ اثرها واگرا هستند؛ بنابراین از الگوی اثرهای تصادفی برای محاسبهٔ اندازهٔ اثر مشترک استفاده شده است و چون سطح معناداری آزمون میانگین بیشتر از ۱۰درصد است (۰/۸۵۹) فرض صفر (برابری اندازهٔ اثر دو گروه) رد نمی‌شود؛ از این رو می‌توان ادعا کرد که متغیر کنترلی نوسان بازده سهام، بر رابطه عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیری ندارد. جدول ۶ نتایج مربوط به متغیر کنترلی اهرم را نشان می‌دهد.

جدول ٦. تأثیر متغیر کنترلی اهرم بر رابطه عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایه

گروه ها	اندازهٔ اثر						واگرایی		
گروه	تعداد نمونه	اندازه اثر	حد پایین	حد بالا	آمارهZ	سطح معناداری	آمارهQ	درجه آزادی	سطح معناداری
تحلیل اثرهای ثابت									
۰	۱۳۹	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۱۴/۱۲۱	۰/۰۰۰***	۵۰۲۱/۲۵۳	۱۳۸	۰/۰۰۰***
۱	۵۹	۰/۰۱۴	۰/۰۱۳	۰/۰۱۶	۱۵/۰۸۸	۰/۰۰۰***	۱۲۱۶/۰۹۷	۵۸	۰/۰۰۰***
واریانس درون گروهی							۶۲۳۷/۳۴۷	۱۹۶	۰/۰۰۰***
واریانس بین گروهی							۱۳۵/۴۳۵	۱	۰/۰۰۰***
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۱۷/۰۷۷	۰/۰۰۰***	۶۳۷۲/۷۸۱	۱۹۷	۰/۰۰۰***
تحلیل اثرهای تصادفی									
۰	۱۳۹	۰/۰۲۰	۰/۰۱۶	۰/۰۲۳	۱۱/۲۶۳	۰/۰۰۰***			
۱	۵۹	۰/۰۲۷	۰/۰۱۶	۰/۰۳۸	۴/۸۱۰	۰/۰۰۰***			
واریانس بین گروهی							۱/۴۱۷	۱	۰/۲۳۴
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۲۰	۰/۰۱۷	۰/۰۲۴	۱۲/۱۸۹	۰/۰۰۰***			

** معناداری در سطح ۵ درصد و *** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد.

طبق نتایج جدول ۶، با توجه به سطح معناداری آزمون همگنی (۰/۰۰۰)، فرض صفر (صفر بودن واریانس اندازهٔ اثرها) رد می‌شود، پس اندازهٔ اثرها واگرا هستند؛ بنابراین از الگوی اثرهای تصادفی برای محاسبهٔ اندازهٔ اثر مشترک استفاده شده است و چون سطح معناداری آزمون میانگین بیشتر از ۱۰درصد است (۰/۲۳۴)، فرض صفر (برابری اندازهٔ اثر دو گروه) رد نمی‌شود؛ پس می‌توان ادعا کرد که متغیر کنترلی اهرم تأثیری بر رابطه عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام ندارد. جدول ۷ نتایج مربوط به متغیر کنترلی رشد را نشان می‌دهد.

جدول ۷. تأثیر متغیر کنترلی رشد شرکت بر رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایه

گروه ها	اندازهٔ اثر						واگرایی		
گروه	تعداد نمونه	اندازهٔ اثر	حد پایین	حدبالا	آمارهZ	سطح معناداری	آمارهQ	درجه آزادی	سطح معناداری
تحلیل اثرهای ثابت									
۰	۱۸۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۱۶/۹۹۳	۰/۰۰۰***	۶۱۸۹/۵۱۵	۱۸۲	۰/۰۰۰***
۱	۱۵	۰/۰۰۹	۰/۰۰۱	۰/۰۱۷	۲/۱۲۱	۰/۰۳۴**	۱۸۱/۶۴۶	۱۴	۰/۰۰۰***
واریانس درون گروهی							۶۳۷۱/۱۶۱	۱۹۶	۰/۰۰۰***
واریانس بین گروهی							۱/۶۲۱	۱	۰/۲۰۳
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۱۷/۰۷۷	۰/۰۰۰***	۶۳۷۲/۷۸۱	۱۹۷	۰/۰۰۰***
تحلیل اثرهای تصادفی									
۰	۱۸۳	۰/۰۲۱	۰/۰۱۸	۰/۰۲۴	۱۲/۶۳۴	۰/۰۰۰***			
۱	۱۵	۰/۰۰۸	-۰/۰۲۲	۰/۰۳۸	۰/۵۱۸	۰/۶۰۴			
واریانس بین گروهی							۰/۷۲۱	۱	۰/۳۹۶
کل واریانس	۱۹۸	۰/۰۲۱	۰/۰۱۸	۰/۰۲۴	۱۲/۶۱۶	۰/۰۰۰***			

* * معناداری در سطح ۵ درصد و *** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد.

طبق نتایج جدول ۷، با توجه به سطح معناداری آزمون همگنی (۰/۲۰۳)، فرض صفر (صفر بودن واریانس اندازهٔ اثرها) رد نمی‌شود، پس اندازهٔ اثرها همگرا هستند؛ بنابراین از الگوی اثرهای ثابت برای محاسبهٔ اندازهٔ اثر مشترک استفاده شده است و چون سطح معناداری آزمون میانگین بیش از ۱۰درصد است، فرض صفر (برابری اندازهٔ اثر دو گروه) رد نمی‌شود و می‌توان ادعا کرد، متغیر کنترلی رشد شرکت، رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را تغییر نمی‌دهد.

چنانچه نتایج پژوهش با تغییر در شرایط انجام آن تغییر کند، نسبت به استحکام و نیرومندی[1] شک ایجاد می‌شود؛ اما ثبات نتایج با تغییر در شرایط حاکی از نیرومندی نتایج است؛ به آن معنا که می‌توان به نتایج اصلی پژوهش در جداول ۱ تا ۷ اعتماد کرد. در ادامه با تغییر در شاخص متغیر مستقل و وابسته، تلاش شده است تا نیرومندی نتایج بررسی شود؛ بنابراین نقش هر کدام از متغیرهای کنترلی، به ازای شاخص‌های مختلف متغیر مستقل و شاخص‌های مختلف متغیر وابسته واکاوی شد. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۸ گزارش شده است.

1. Robustness

جدول ۸. نتایج آزمون نیرومندی

متغیر کنترلی	معیار هزینهٔ سرمایهٔ سهام			معیار عدم‌تقارن اطلاعاتی				
	CAPM	ضمنی	تاریخی	افشا	کیفیت درآمد	نقد شوندگی	احتمال معاملات آگاهانه	شکاف
ارزش دفتری به بازار	۴/۶۶۳** (۰/۰۳۱)	۰/۲۳۵ (۰/۶۲۸)	۴۱/۰۴۶*** (۰/۰۰۰)	۵/۳۳۴** (۰/۰۲۱)	۰/۰۸۲*** (۰/۰۰۰)	۱۸/۷۰۷*** (۰/۰۰۰)	۴/۴۹۳** (۰/۰۳۴)	۲۷/۳۳۸*** (۰/۰۰۰)
بتا	*a*	۹/۰۸۳*** (۰/۰۰۳)	۴۱/۰۴۶*** (۰/۰۰۰)	۲۰/۵۳۰*** (۰/۰۰۰)	۵/۶۶۰** (۰/۰۱۷)	۱۸/۷۰۴*** (۰/۰۰۰)	۴/۴۹۳** (۰/۰۳۴)	۵۰/۰۳۷*** (۰/۰۰۰)
اندازهٔ شرکت	۱/۲۶۸ (۰/۲۶۰)	۹/۰۸۳*** (۰/۰۰۳)	۴۱/۰۴۶*** (۰/۰۰۰)	۲۰/۵۳۰*** (۰/۰۰۰)	۵/۶۶۰** (۰/۰۱۷)	۶/۳۵۲** (۰/۰۱۲)	۴/۴۹۳** (۰/۰۳۴)	۲۷/۳۳۸*** (۰/۰۰۰)
نوع مالکیت	*a*	*a*	۲۰/۸۶۷*** (۰/۰۰۰)	*a*	۱۶/۴۳۴*** (۰/۰۰۰)	*a*	*a*	۳۸/۰۱۷*** (۰/۰۰۰)
نوسان	*a*	۲/۴۵۹*** (۰/۰۰۰)	۱/۰۸۹ (۰/۲۹۷)	*a*	*a*	۶/۳۵۲** (۰/۰۱۲)	۰/۰۱۵*** (۰/۰۰۰)	۱۱/۵۸۵*** (۰/۰۰۱)
اهرم	۲۲/۲۳۷*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۲ (۰/۸۸۳)	*a*	۶/۰۱۷*** (۰/۰۰۰)	۰/۹۱۹ (۰/۳۳۸)	*a*	*a*	*a*
رشد شرکت	*a*	۰/۵۵۵ (۰/۴۵۶)	*a*	*a*	۰/۹۱۹ (۰/۳۳۸)	*a*	*a*	*a*

* * معناداری در سطح ۵ درصد و *** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد. در ضمن، اعداد داخل پرانتز سطوح معناداری آماره Q است و *a* یعنی اطلاعات کافی برای انجام آزمون نیرومندی وجود نداشته است.

نتایج نیرومندی در جدول ۸ حاکی است که ارزش دفتری به ارزش بازار، به‌جز پراکسی نرخ تنزیل ضمنی در هزینهٔ سرمایهٔ سهام، در همهٔ موارد نتایجی مطابق با نتایج اصلی پژوهش به همراه داشته است. متغیر بتا در همهٔ شرایط بر رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایه تأثیر می‌گذارد و نتایج اصلی پژوهش در همهٔ شرایط تأیید می‌شود. اندازهٔ شرکت تأثیر همهٔ پراکسی‌های عدم‌تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام و تأثیر همه پراکسی‌های هزینهٔ سرمایهٔ سهام بر عدم‌تقارن اطلاعاتی را به‌جز تأثیر عدم‌تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام حاصل از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مطابق با نتایج اصلی پژوهش تأیید می‌کند. نقش نوع مالکیت در هر سه حوزه، مطابق نتایج اصلی پژوهش تأیید شد. در خصوص متغیر کنترلی نوسان، در نتایج اصلی تأثیر آن بر رابطهٔ دو متغیر مستقل و وابسته تأیید نشد و در نتایج نیرومندی، نقش این متغیر در مورد بازده تاریخی مطابق با نتایج اصلی و در مورد سایر سنجه‌ها ناموافق با نتایج اصلی است و بر نتایج اصلی نمی‌توان به‌راحتی تکیه کرد. متغیر اهرم در دو مورد نقش کنترلی نداشته است. این نتایج نیز با نتایج اصلی پژوهش تفاوت چشمگیری دارد. درنهایت رشد شرکت در دو مورد قابلیت سنجش نیرومندی داشت که در هر دو مورد نتایج اصلی پژوهش تأیید شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

اعتقاد بر این است که عدم‌تقارن اطلاعاتی، باعث افزایش ریسک اطلاعاتی شرکت می‌شود و سهام‌دار برای اضافه ریسک اطلاعاتی، اضافه بازده طلب می‌کند و هزینهٔ سرمایه افزایش می‌یابد؛ اما یکی از ابهام‌های پیش روی پژوهشگران تجربی این است که در رگرسیون هزینهٔ سرمایهٔ سهام، روی عدم‌تقارن اطلاعاتی، چه متغیرهایی باید به‌عنوان متغیر کنترلی استفاده شود که بتوان به ضرایب اطمینان کرد. تعداد متغیرهای کنترلی قابل استفاده زیاد است و استفاده از همهٔ آن‌ها، اقدامی ناکارا و حذف برخی از آن‌ها لازم است. در این فراتحلیل تلاش می‌شود تا بررسی شود که وجود کدام متغیرهای کنترلی در معادله، نسبت به عدم وجود آن، ضریب رگرسیون را به‌طور جدی تغییر می‌دهد.

بر اساس نتایج، وجود متغیرهای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، بتای بازار، اندازهٔ شرکت و نوع مالکیت، باعث تغییر معنادار در اندازهٔ اثر رابطه عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام می‌شود؛ اما متغیرهای کنترلی نوسان بازده سهام، اهرم و رشد شرکت، در اندازهٔ اثر تأثیری ندارد. به‌عبارتی، از آنجا که وجود متغیرهای ارزش دفتری به ارزش بازار، بتای بازار، اندازهٔ شرکت و نوع مالکیت در مدل اندازهٔ اثر کاهش می‌یابد، می‌توان تفسیر کرد که در غیاب این چهار متغیر در معادلهٔ رگرسیون، ضریب رگرسیون و معناداری آن به‌طور غیرمنطقی بالا خواهد بود و در ارزیابی تأثیر عدم‌تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام، باید این چهار متغیر به‌عنوان متغیر کنترلی وارد مدل شود تا نتایج واقعی‌تر باشد. متغیرهای رشد شرکت، نوسان بازده و اهرم در مدل باشند یا نباشند، بر رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیری ندارند و استفاده از آن‌ها در مدل‌های رگرسیون مربوطه لازم نیست.

تأثیر متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با مطالعات بیور و همکاران (۱۹۷۰)، بوتوسان و همکاران (۲۰۰۴) و پنگ‌هی و همکاران (۲۰۱۳) موافق و با مطالعهٔ مسلم و استیوان (۲۰۲۱) ناموافق است. تأثیر متغیر بتای بازار با مطالعات فاما و فرنچ (۱۹۹۷)، هیل (۲۰۰۲) و بوتوسان و همکاران (۲۰۰۴) موافق و با مطالعهٔ اسپینوزا و ترومپتا (۲۰۰۷) ناموافق است. تأثیر متغیر اندازهٔ شرکت با مطالعات فاما و فرنچ (۱۹۹۲)، آگاروال و اوهارا (۲۰۰۷) و اصلان و همکاران (۲۰۱۱) موافق و با مطالعات برک (۱۹۹۵) ناموافق است. تأثیر متغیر نسبت نوع مالکیت با مطالعات آکینز و همکاران (۲۰۱۱) و احمد و همکاران (۲۰۲۲)، موافق و با مطالعات ایزلی و همکاران (۲۰۰۲)، اسپینوزا و ترومپتا (۲۰۰۷) و پنگ‌هی و همکاران (۲۰۱۳) ناموافق است. نقش غیرمؤثر متغیر نوسان بازده با مطالعات اسپینوزا و ترومبتا (۲۰۰۷)، آکینز و همکاران (۲۰۱۱) و بوتوسان و پلامی (۲۰۰۲ب) موافق و با مطالعات گروسمن و استیگلیتز (۱۹۸۰)، گاروال و اوهارا (۲۰۰۷) و سئوک هوانگ و همکاران (۲۰۱۳) ناموافق است. نقش غیرمؤثر متغیر اهرم با مطالعات بوتوسان و پلامی (۲۰۰۲ب)، آکینز و همکاران (۲۰۱۱) و پنگ‌هی و همکاران (۲۰۱۳) موافق و با مطالعهٔ صالح و همکاران (۲۰۱۹) ناموافق است. نقش غیرمؤثر متغیر رشد شرکت نیز با مطالعات اسپینوزا و ترومپتا (۲۰۰۷)، پنگ‌هی و همکاران (۲۰۱۳) و مسلم و استیوان (۲۰۲۱) موافق و با مطالعات بیور و همکاران (۱۹۷۰)، دیرین و کسکیس (۲۰۱۳) ناموافق است.

نتایج این پژوهش با تغییر پراکسی هزینهٔ سرمایهٔ سهام و عدم‌تقارن اطلاعاتی مورد سنجش نیرومندی قرار گرفت و نشان داد که ارزش دفتری به ارزش بازاری، در رابطهٔ بین نرخ تنزیل ضمنی و عدم‌تقارن اطلاعاتی نقش کنترلی ندارد. بنا

در همهٔ پراکسی‌ها نقش کنترلی داشته است. اندازهٔ شرکت در رابطهٔ بین عدم‌تقارن اطلاعاتی و نرخ بازده مورد انتظار مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نقش کنترلی ندارد. در مورد نوع مالکیت، در شرایطی که سنجش نیرومندی برای آن صورت گرفت، نتایج اصلی پژوهش تأیید شد. نوسان بازده، رابطهٔ بازده تاریخی و عدم‌تقارن اطلاعاتی را تغییر نمی‌دهد و در سایر شرایط، برخلاف نتایج پژوهش در این رابطه نقش کنترلی دارد. متغیر اهرم، در چهارحوزه قابلیت سنجش نیرومندی داشت که در دو مورد از آن، نقش کنترلی بازی کرده و نتایج اصلی را به چالش کشیده است. در نهایت رشد شرکت، مطابق با نتایج اصلی پژوهش، نتوانست در رابطهٔ بین دو متغیر اصلی پژوهش نقش کنترلی بازی کند.

از محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به محدودیت زمان انتشار به ۱۹۸۶ تا ۲۰۲۲، محدودیت زمان داده‌های مطالعات تجربی به ۱۹۵۱ تا ۲۰۱۹ و محدودیت کشورهایی اشاره کرد که در این مطالعات لحاظ شده بودند. این فراتحلیل از طرف دیگر، به مقاله‌های گذشته‌ای محدود است که به زبان انگلیسی منتشر شده و در پایگاه اسکوپوس با شاخص H حداقل ۱ نمایه شده‌اند. پیشنهاد کاربردی این پژوهش آن است که به‌دلیل وجود رابطهٔ بین عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایه، تلاش کافی برای مدیریت عدم‌تقارن اطلاعاتی در بازار صورت گیرد تا با کاهش ریسک اطلاعاتی، گامی مؤثر در راستای کاهش هزینه سرمایه و افزایش ثروت سهام‌داران برداشته شود. از طرفی با توجه به متغیرهای معرفی شده در این پژوهش، سرمایه‌گذاران هنگام دخالت دادن عدم‌تقارن اطلاعاتی در هزینهٔ سرمایه، به طبقات آزمون نیرومندی این پژوهش توجه داشته باشند.

پیشنهاد این پژوهش به پژوهشگران آتی نیز این است که از متغیرهای ارزش دفتری به ارزش بازاری، بتای بازار، اندازهٔ شرکت و نوع مالکیت در رگرسیون هزینهٔ سرمایهٔ سهام روی عدم‌تقارن اطلاعاتی استفاده کنند؛ اما استفاده از متغیرهای کنترلی رشد شرکت، نوسان بازده و اهرم لازم نیست و ناکاراست و استفاده نکردن از آن‌ها توصیه می‌شود. از دیگر پیشنهادهای پژوهشی آتی، این است که علت اثر خنثی برای متغیرهای اهرم، رشد و نوسان‌ها در رگرسیون مدنظر را بررسی کنند. به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود که دلیل عدم نقش کنترلی نسبت ارزش دفتری به بازاری را برای نرخ تنزیل، عدم نقش کنترلی اندازهٔ شرکت را برای بازده مورد انتظار حاصل از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بی‌اثربودن نوسان بازده را بر رابطهٔ عدم‌تقارن اطلاعاتی و بازده تاریخی و نیز، بازی نکردن نقش کنترلی توسط اهرم مالی را در خصوص نرخ تنزیل ضمنی و کیفیت درآمد، مطالعه کنند.

منابع

عرب مازار یزدی، محمد؛ دولو، مریم؛ بدری، احمد (۱۳۹۳). قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک: شواهدی مبتنی بر محتوای اطلاعاتی سود. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۱۱(۳)، ۱-۱۹.

علیجانی، مهرزاد و نژاد حسینیان، فاطمه (۱۴۰۳). تأثیر نقدشوندگی سهام بر بازدهی در شرایط اطلاعات نامتقارن و محدودیت‌های تأمین مالی. *تحقیقات مالی*، ۲۶(۱)، ۱۰۵-۱۲۹.

References

Admati, A. R. & Pfleiderer, P. (1988). A theory of intraday patterns: Volume and price variability. *Review of Financial Studies*, 1 (1), 3-40. https://doi.org/10.1093/rfs/1.1.3.

Agarwal, P. & O'Hara, M. (2007). Information Risk and Capital Structure. *Working Paper*. Available at: /http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm? abstract_id=939663S.

Ahmed, A. H., Tahat, Y., Eliwa, Y. & Burton, B. (2022). Earnings quality and the cost of equity capital: Evidence on the impact of legal background. *International Journal of Accounting and Information Management*, 29 (4), 631-650. https://doi.org/10.1108/IJAIM-05-2021-0092

Akins, B., Ng, J. & Verdi, R. S. (2011). Investor competition over information and the pricing of information asymmetry. *Accounting Review*. 87 (1), 35-58. https://doi.org/10.2308/accr-10157

Alencar, C.R. (2005). Cost of equity capital and disclosure level in Brazilian companies. *Brazilian Business Review*, 2 (1), 1-12. https://doi.org/10.15728/bbr.2005.2.1.1

Alijani, M. & Nezhad Hossseinian, F. (2024). The Impact of Stock Liquidity on Returns under Asymmetric Information and Financial Constraints. *Financial Research Journal*, 26 (1), 105-129. https://doi.org/10.22059/FRJ.2023.365763.1007514 (*in Persian*)

Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time series effects. *Journal of Financial Markets*, 5, 31-56. https://doi.org/10.1016/S1386-4181(01)00024-6.

Arabmazar Yazdi, M., Davallou, M. & Badri, A. (2014). Idiosyncratic Risk Pricing: Evidence based Information Content of Earnings. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 4(11), 1-19. https://doi.org/10.22051/jera.2014.608 (*in Persian*)

Aslan, H., Easley, D., Hvidkjaer, S. & O'Hara, M. (2011). The characteristics of informed trading: implications for asset pricing. *Journal of Empirical Finance*, 18 (5), 782–801.

Beaver, W., Kettler, P. & Scholes, M. (1970). The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures, *The Accounting Review, 45*(4), 654-682.

Berk, J. B. (1995). A Critique of Size-Related Anomalies. *Review of Financial Studies*, 8, 275-286. https://doi.org/10.1093/rfs/8.2.275.

Białkowski, J. & Perera, D. (2019). Stock index futures arbitrage: Evidence from a meta-analysis. *International Review of Financial Analysis*, 61, 284-294. https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1998.tb00547.x

Botosan, C. A. & Plumlee, M. (2002a). Assessing the Construct Validity of Alternative Proxies for Expected Cost of Equity Capital. *The Accounting Review,* 80(1), 21- 53. http://ssrn.com/abstract=310181

Botosan, C. A. & Plumlee, M. (2002b). A Re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital. *Journal of Accounting Research*, 40(1), 21-40. https://doi.org/10.1111/1475-679X.00037

Botosan, C. A. (2000). Evidence that greater liquidity lowers the cost of capital. *Journal of Applied Corporate Finance*, 12(4), 60-69. https://doi.org/10.1111/j.1745-6622.2000.tb00019.x

Botosan, C. A., Plumlee, M. & Xie, Y. (2004). The role of private information precision in determining cost of equity capital. *Review of Accounting Studies*, 65(3), 221-265. https://doi.org/10.1023/B:RAST.0000028188.71604.0a

Bushman, R., Chen, Q., Engel, E. & Smith, A. (2004). Financial accounting information, organizational complexity and corporate governance systems. *Journal of Accounting and Economics*, 37, 167-201. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2003.09.005

Claus, J. & Thomas, J. (2001). Equity premia as low as three percent? Evidence from analysts' earnings forecasts for domestic and international stock markets. *Journal of Finance*, 56, 1629-1666. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00384

Cohen, B.D. & Dean, T. J. (2005). Information asymmetry and investor valuation of IPOs: top management team legitimacy as a capital market signal. *Strategic Management Journal*, 26, 683-690. https://doi.org/10.1002/smj.463

Core, J., Guay, W. & Verdi. R., (2008). Is accruals quality a priced risk factor? *Journal of Accounting and Economics*, 46(1), 2-22. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2007.08.001

Demirkan, S., Radhakrishnan, S. & Urcan, O. (2012). Discretionary accruals quality cost of capital, and diversification. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 27(4), 496–526. https://doi.org/10.1177/0148558X11409162

Derrien, F. & Kecskés, A. (2013). The real effects of financial shocks: Evidence from exogenous changes in analyst coverage. *The Journal of Finance*, 68(4), 1407-1440.

Easley, D. & O'Hara, D. (2004). Information and the cost of capital. *Journal of Finance*, 59, 1553-1583. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00672.x

Easley, D., Hvidkjaer, S. & O'Hara, M. (2002). Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance*, 57, 2185-221. https://doi.org/10.1111/1540-6261.00493

Espinosa, M. & Trombetta, M., (2007). Disclosure interactions and the cost of equity capital: Evidence from the spanish continuous market. *Journal of Business Finance and Accounting*, 34(9/10), 1371-1392. https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2007.02064.x

Fama, E. F. & French, K. R. (1992). The cross section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47 (2), 427-465. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x.

Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56. https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5

Fama, E. F. & French, K. R. (1997). Industry costs of equity. *Journal of Financial Economics*, 93, 153-194. https://doi.org/10.1016/S0304-405X(96)00896-3

Feng, Z. (2021). How does information asymmetry affect REIT investments? Cost of capital, performance, and executive compensation. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 27, 1-19. https://doi.org/10.1080/10835547.2021.1967676

Fu, R., Kraft, A. & Zhang, H., (2012). Financial reporting frequency, information asymmetry, and the cost of equity. *Journal of Accounting and Economics*, 54, 132-149. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2012.07.003

Glass G. V., McGaw, B. & Smith M. L. (1981). *Meta-analysis in social research*. Beverly Hill, CA: Sage.

Grossman, S. J. & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets, *American Economic Review*. 70 (3), 393-408. https://www.jstor.org/stable/1805228.

Hardin, W. & Hill, M. (2011). Credit line availability and utilization in REITs. *Journal of Real Estate Research*, 33(4), 507-530.

Houqe, M. N., Ahmed, K. & Zijl, T. (2017). Audit quality, earnings management, and cost of Eequity capital: Evidence from India. *International Journal of Auditing*, 21, 177-189. https://doi.org/10.1111/ijau.12087.

Jiambalvo, J., Rajgopal, S. & Venkatachalam, M., (2002). Institutional ownership and the extent to which stock prices reflect future earnings. *Contemporary Accounting Research*, 19 (1), 117-145. https://doi.org/10.1506/EQUA-NVJ9-E712-UKBJ.

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, O. & Verrecchia, R. E. (1994). Liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics*, 17 (1), 41-67. https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)90004-3

Lambert, R. & Verrecchia, R. (2010). Cost of capital in imperfect competition settings. *Working paper,* University of Pennsylvania, Oct. 2010.

Leuz, C. & Verrecchia, R. E. (2004). *Firms' capital allocation choices, information quality and the cost of capital. Information Quality, and the Cost of Capital (January 2005)*. SSRN: https://ssrn.com/abstract=495363 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.495363

Lin, J., Sanger, G. C. & Booth, G. G. (1995). Trade size and components of the bid–ask spread. *Review of Financial Studies*, 8, 1153–1183.

Moeller, S. B., Schlingemann, F. P. & Stulz. R. M. (2007). How do diversity of opinion and information asymmetry affect acquirer returns? *Review of Financial Studies*, 20(6), 2047-2078. https://doi.org/10.1093/rfs/hhm040

Mondal, A. & Ghosh, C. (2020). Effect of intellectual capital disclosure on cost of equity capital: A study on Indian companies. *Asian Journal of Accounting Research*, 6(2), 165-179. https://doi.org/10.1108/AJAR-08-2020-0069

Muslim, A. I. & Setiawan, D. (2021). Information asymmetry, ownership Sstructure and cost of equity capital: The formation for open innovation. *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, 1 (7), 1-17. https://doi.org/10.3390/joitmc7010048

Nikolaev, V. & van Lent, L. (2005). The endogeneity bias in the relation between cost-of-debt capital and corporate disclosure policy *European Accounting Review*, *14*(4), 677-724. https://doi.org/10.1080/09638180500204624

Peng He, W., Lepone, A. & Leung, H. (2013). Information asymmetry and the cost of equity capital. *International Review of Economics and Finance*, 27, 611-620. https://doi.org/10.1016/j.iref.2013.03.001

Ramly, Z. (2012). Impact of Corporate Governance Quality on the Cost of Equity Capital in an Emerging Market: Evidence from Malaysian Listed Firms. *African Journal of Business Management*, 6 (4), 1733-1748. DOI: 10.5897/AJBM10.1624.

Rosenthal, J. A. (2001). *Statistics and data Interpretation for the Helping Professions*. Belmont, CA: Brooks/Cole.

Salleh, M. F. M., Yusoff, W. S. & Basnan, N. (2019). Whistleblowing disclosure policy and cost of equity in Asean 5 Publicly listed companies: A New establishment of regional whistleblowing disclosure scoring index. *Jurnal Pengurusan*. 55, 125-133. http://dx.doi.org/10.17576/pengurusan-2019-55-10

Seok Hwang, L., JongLee, W., YeonLim, S. & HoPark, K. (2013). Does information risk affect the implied cost of equity capital? An analysis of PIN and adjusted PIN. *Journal of Accounting and Economics*, 55, 148-167. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2013.01.005

Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x.

Sharpe, W. F., (1965). Risk-aversion in the stock market: Some empirical evidence. *The Journal of Finance*, 20 (3), 416-422.

Thijssen, M. W. P. & Iatridis, G. E., (2016). Conditional conservatism and value relevance of financial reporting: A study in view of converging accounting standards. *Journal of Multinational Financial Management*, 37–38, 48–70.

Treynor, J. (1961). Toward a Theory of the Market Value of Risky Assets. SSRN: https://ssrn.com/abstract=628187

Tsai,T., Tzang, S. & Chang, C. (2021). Information asymmetry, market liquidity and abnormal returns. *Advances in intelligent systems and computing*, 1195, 510-518. http://dx.doi.org/10.1007/978-3-030-50399-4_50

Unger, L. (2000). *Speech by SEC Commissioner: Fallout from Regulation FD-Has the SEC finally cut the Tightrope*? http://www.sec.gov/news/speech/spch421.htm. accessed 27 Oct. 2000.

Waliuddin, M., Razali, M., Brahmana, R. K. & Sinnasamy, G., (2016). Corporate disclosure and cost of equity: Case of Malaysian listed companies. *Journal of International Business and Economics*, 16(2), 83-94. https://doi.org/10.18374/JIBE-16-2.7

Yancheva, A. (2018). Some aspects of information asymmetry and its effect on the cost of capital. *Izvestia Journal of the Union of Scientists - Varna. Economic Sciences Series*,7 (3), 140-148.

Yanyu, Z. (2013). Research on Relationship between Information Disclosure and Cost of Equity Capital for Small and Medium-Sized Enterprises. *Applied Mechanics and Materials*, 462-463, 833-836. https://doi.org/10.4028/www.scientific.net/AMM.462-463.833

Yuniarti, R. & Arsyiy, L., (2021). The effect of information asymmetry to cost of equity capital (study on manufacturing companies listed in Indonesia stock exchange for the year 2017-2019). *Turkish Journal of Computer and Mathematics Education*, 12 (11), 1433-1441. https://doi.org/10.17762/turcomat.v12i11.6057

Zheng, W. (2020). Information asymmetry, price informativeness and cost of capital. https://ssrn.com/abstract=3683355