https://amf.ui.ac.ir
**Journal of Asset Management and Financing**
E-ISSN: 2383-1189
Vol. 11, Issue 3, No. 42, Autumn 2023, p 23-46
Received: 09.06.2023 Accepted: 19.09.2023

**Research Paper**

# Exploratory Analysis of the Heterogeneity in the Relationship between Information Asymmetry and the Cost of Equity Capital: A Meta-Analytic Approach

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

**Mahdi Abzari***
Professor, Department of Accounting, Najafabad Branch, Islamic Azad University, Najafabad, Iran
mabzari53@gmail.com

**Ehsan Kamali**
Assistant Professor, Department of Accounting, Najafabad Branch, Islamic Azad University, Najafabad, Iran
ehsankamali_acc@yahoo.com

**Abstract**
Several empirical studies have tested the relationship between information asymmetry and the cost of equity capital and have reported conflicting results. Some studies evaluate this relationship as positive, some as negative, and some as insignificant. The discovery of divergence factors has an effective role in managing information asymmetry, the cost of equity capital, and shareholder wealth. In this study, this issue is followed by the meta-analysis approach. This meta-analysis was carried out in seven stages. For this meta-analysis, 36 studies published between 1986 and 2022 from journals with an H index at least equal to 1 of SCOPUS were used. The number of samples is 260 tests which were extracted from the mentioned studies. Using CME2 software, divergence test, and one-sample t-test with random effects approach in addition to testing 12 hypotheses, the robustness check of the results was tested based on 18 categories of analysis, of which 15 categories confirmed the robustness. The results showed that information asymmetry affects the cost of equity capital. All dimensions of information asymmetry affect the cost of equity capital, except analysts' quality and income volatility. In addition, information asymmetry has a positive effect on all dimensions of the cost of equity capital.
**Keywords**: Information Asymmetry, Cost of Capital, Meta-Analysis, Divergence, Effect Size.

## Introduction

The contribution of this study is to discover the reasons for the conflict in empirical studies using meta-analysis. Information asymmetry exposes shareholders to risk and therefore demands higher returns. Companies can reduce the cost of equity capital by reducing information asymmetry. Some theoretical and experimental studies regarding the relationship between information asymmetry and the cost of equity capital have reported this relationship as positive, some negative, and some non-significant. The purpose of this study is to meta-analyze the effect of information asymmetry on the cost of equity capital to clarify the divergence of empirical studies and its reasons. Hypothesis 1 is about the relationship between information asymmetry and the cost of equity capital. To check the robustness, this hypothesis was tested in different conditions. The next eleven hypotheses are related to the influence of the dimensions of the cost of equity capital on information asymmetry and the impact of the dimensions of information asymmetry on the cost of equity capital.

## Method and Data

This meta-analysis was performed in seven stages. In the first stage, as the research problem, the independent variable is information asymmetry and the dependent variable is the cost of equity capital. In the second stage, after determining keywords and databases, 188 empirical studies were downloaded. In the third stage, the studies of the previous stage were screened based on three criteria: 1) the subject of the study should be in accordance with hypothesis 1 of this meta-analysis, 2) the information related to effect size calculation

*Corresponding author
Nasehpoor, F., Abzari, M. & Kamali, E. (2023). Exploratory analysis of the heterogeneity in the relationship between information asymmetry and the cost of equity capital: A meta-analytic approach. *Journal of Asset Management and Financing*, 11(3), 23-46.

2383-1189 © University of Isfahan
This is an open access article under the BY-NC-ND/4.0/ License (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

http://dx.doi.org/10.22108/AMF.2023.137982.1802

should be reported in the paper, and 3) the study analysis method should be correlational. After the screening, 36 studies published between 1986 and 2022 including 260 tests (the statistical sample of this meta-analysis) were meta-analyzed. In the fourth stage the general data, the data related to effect sizes, and the data for robustness check were extracted. In the fifth stage, the effect size was calculated for each of the samples, and in the sixth stage, the cumulative effect size was calculated for each hypothesis. To test each hypothesis, z-statistic, and a significance level were obtained for each cumulative effect size, which shows the significance of the difference between the cumulative effect size and zero. In the seventh step, the homogeneity of the effect sizes was tested for each hypothesis. For hypotheses with heterogeneous/homogeneous effect sizes, the cumulative effect size was calculated with the fixed/random effects model. Finally, in the eighth stage, the divergence reasons were explored.

## Findings

The results related to the first hypothesis test are reported in Table 1.

**Table (1). The results of hypothesis 1; The effect of information asymmetry on the cost of equity capital**

| Model | Cumulative effect size | One-sample t-test | | Homogeneity test | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | Z statistic | P-value | Q statistic | P-value |
| Fixed effects | 0.004 | 17.08 | 0.000 | 6373 | 0.000 |
| Random effects | 0.021 | 12.58 | 0.000 | | |

In the test of all hypotheses, the random effects model was used to calculate the cumulative effect size. In hypothesis 1, at the 1% significance level, the null hypothesis of the test is rejected, which means that the cumulative effect size is significantly different from zero. Hypothesis 1 is robust in most of the robustness tests. The test results of hypotheses 2 to 9 are reported in Table 2.

**Table (2) Test Results of Sub-hypotheses (Dependent variable of the cost of equity capital)**

| Independent variable | Cumulative effect size | One-sample t-test | | Homogeneity test | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | Z statistic | P-value | Q statistic | P-value |
| Analysts` quality | 0.043 | 1.555 | 0.120 | 22.246 | 0.000 |
| Disclosure | 0.017** | 1.833 | 0.067 | 177.720 | 0.000 |
| Accruals | 0.007*** | 2.826 | 0.004 | 7720.056 | 0.000 |
| Liquidity | 0.089*** | 4.725 | 0.000 | 307.206 | 0.000 |
| PIN | 0.015*** | 7.852 | 0.000 | 1802.694 | 0.000 |
| Bid-ask spread | 0.020*** | 7.362 | 0.000 | 1090.235 | 0.000 |
| Transparency | 0.023*** | 3.665 | 0.000 | 1180.044 | 0.000 |
| Income volatility | 0.087 | 0.520 | 0.603 | 5663.344 | 0.000 |

According to the results in Table 2, the null hypothesis is rejected in all hypotheses except for the independent variables of analysts' quality and income volatility, and the common effect size is significantly different from zero; that is, apart from the quality of analysts and the income volatility, other independent variables have a significant effect on the cost of equity capital. The test results of hypotheses 10 to 12 are reported in Table 3.

**Table 3. The results of the Sub-hypotheses test (Independent variable of information asymmetry)**

| Dependent variable | Cumulative effect size | One-sample t-test | | Homogeneity test | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | Z statistic | P-value | Q statistic | P-value |
| CAPM required return | 0.07*** | 9.138 | 0.000 | 2994.169 | 0.000 |
| Implied equity cost of capital | 0.020*** | 2.717 | 0.007 | 756.205 | 0.000 |
| Historical return | 0.008*** | 5.792 | 0.000 | 1979.782 | 0.000 |

According to the results in Table 3, information asymmetry has a significant and positive effect on all three dimensions of the cost of equity capital (CAPM expected return, implied cost of capital, and historical return).

## Conclusion and discussion

The cost of equity capital is particularly important because of its role in shareholder wealth. For this reason, managers try to reduce it as much as possible. One of the ways to reduce capital cost is to reduce information asymmetry. The breadth of literature indicates conflicting results regarding the relationship between information asymmetry and the cost of equity capital. The general relationship between the cost of equity capital and information asymmetry is positive and significant. In other words, the less information is transferred to the market (that is, the difference of information between managers and the market or the information difference between two shareholders), the risk causes the market to increase the discount rate used in stock valuation and the intrinsic value, and finally, the shareholder's wealth will decrease below the optimal value. To check the robustness of hypothesis 1, this hypothesis was tested in different conditions of number of observations, length of period, presence or absence of control variable, publication year, and H index in different studies and it was found that the change in these conditions does not affect the results of the meta-anlaysis and the result of hypothesis 1 is robust. According to past empirical studies, different criteria for measuring information asymmetry and the cost of equity capital are the reasons for the conflicting results. In the test of these relationships, the results showed that except for the analysts' quality and income volatility, other dimensions of information asymmetry have a positive effect on the cost of equity capital, and information asymmetry has a significant and positive effect on various dimensions of the cost of equity capital.

This study is limited to the publication years 1986 to 2022. The dimensions of information asymmetry and the cost of equity capital are limited to the indicators that have been used in previous empirical studies. Future authors are suggested to test the results of this study with an experimental approach, to analyze the reason for the lack of influence of analysts' quality and income volatility on the cost of equity capital, and the reason for the non-significant relationship between the cost of equity capital and information asymmetry in the years 1981 to 2000, and finally compare the results of this studt in developing and developed countries.

مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال یازدهم، شماره سوم، شماره پیاپی (۴۲)، پاییز ۱۴۰۲، ص ۲۳-۴۶
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۳/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۲۸

**مقاله پژوهشی**

# تحلیل اکتشافی دلایل واگرایی رابطه عدم تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام: رویکرد فراتحلیلی

**فرزاد ناصح‌پور**
*دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد نجف آباد، دانشگاه آزاد اسلامی، نجف آباد، ایران*
*naseh184@gmail.com*
**مهدی ابزری** *
*استاد، گروه حسابداری، واحد نجف آباد، دانشگاه آزاد اسلامی، نجف آباد، ایران*
*mabzari53@gmail.com*
**احسان کمالی**
*استادیار، گروه حسابداری، واحد نجف آباد، دانشگاه آزاد اسلامی، نجف آباد، ایران*
*ehsankamali_acc@yahoo.com*

**چکیده**

**اهداف**: مطالعات تجربی متعددی رابطهٔ عدم تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را آزموده و نتایج متناقضی گزارش کرده‌اند. برخی مطالعات این رابطه را مثبت، برخی منفی و برخی آن را غیرمعنی‌دار ارزیابی می‌کنند. کشف عوامل واگرایی جایگاه مؤثری در مدیریت عدم تقارن اطلاعاتی، هزینهٔ سرمایهٔ سهام و ثروت سهام‌دار دارد. در این پژوهش این موضوع بارویکرد فراتحلیل دنبال می‌شود.

**روش**: فراتحلیل این پژوهش در هفت مرحله اجرا شد. برای این فراتحلیل ۳۶ مطالعهٔ منتشر شده بین سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۲۲ از نشریات با شاخص H حداقل برابر ۱ پایگاه اسکوپوس استفاده شد. تعداد نمونهٔ پژوهش ۲۶۰ آزمون است که از مطالعات مذکور استخراج شده است. با استفاده از نرم‌افزار سی ام ای ۲ و آزمون‌های میانگین تک‌نمونه با رویکرد اثرات تصادفی و آزمون واگرایی علاوه‌بر آزمون ۱۲ فرضیهٔ نیرومندی نتایج براساس ۱۸ طبقه تحلیل و ۱۵ طبقهٔ آن تأیید شد.

**نتایج**: نتایج نشان داد عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارد. به‌جز متغیرهای کیفیت تحلیل‌گران و نوسان درآمد، همهٔ ابعاد عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارند. به‌علاوه عدم تقارن اطلاعاتی بر همهٔ ابعاد هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر مثبت دارد.

**کلیدواژه‌ها:** عدم تقارن اطلاعاتی، هزینهٔ سرمایه، فراتحلیل، واگرایی، اندازه‌اثر.

---

* نویسندهٔ مسئول

ناصح‌پور، فرزاد.، ابزری، مهدی. و کمالی، احسان. (۱۴۰۲). تحلیل اکتشافی دلایل واگرایی رابطه نبود تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام: رویکرد فراتحلیلی . *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۱۱(۳)، ۲۳-۴۶.

2383-1189 © University of Isfahan
This is an open access article under the BY-NC-ND/4.0/ License (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).
https://Doi.org/10.22108/AMF.2023.137982.1802

**مقدمه**

اطلاعات جایگاه مهمی در تعیین هزینهٔ سرمایهٔ سهام دارد (Botosan, 1997 and Peng He et al., 2013). مسئلهٔ عدم تقارن اطلاعاتی به تفاوت و نابرابری اطلاعات درد سترس بین سهام‌داران و مدیریت، سهام‌داران آگاه و ناآگاه (Levitt, 1998; Easley and O'Hara, 2004; Yancheva, 2018 and Tsai et al., 2021) و یا بین دارندگان اطلاعات محرمانه و سایر سهام‌داران اشاره دارد. محرمانگی ناشی از حفظ مزیت رقابتی (Easley, and O'Hara, 2004) و تفکیک مدیریت از مالکیت در شرکت‌ها عامل اصلی عدم تقارن اطلاعاتی است (Ogden et al., 2003 and Cohen and Dean, 2005). علاوه‌بر اطلاعات محرمانه (که درراستای مزیت رقابتی نباید افشا شود)، ورود کارکنان داخلی به بازار سرمایه (Leland, 1992 and Muller et al., 2019) و نواقص[1] بازار از دلایل عدم تقارن اطلاعاتی است (Armstrong et al., 2011 and Shekari et al., 2018).

بنابراین عدم تقارن اطلاعاتی چه در سطح سیستماتیک و چه در سطح غیر سیستماتیک (Qiu and Zheng, 2021)، سهام‌داران را درمعرض نااطمینانی و ریسک قرار می‌دهد (Easley, and O'Hara, 2004 and Leuz and Verrecchia, 2004) و سهام‌داران به همین دلیل بازده بیشتری طلب می‌کنند (Peng He et al., 2013)؛ برای مثال، بوتوسان[2] (1997) تخمین می‌زند در نمونه‌ای از شرکت‌ها با شفاف‌ترین افشاگری نسبت‌به شرکت‌هایی که افشای اطلاعات آیندهٔ کمتری دارند، ۹/۷٪ هزینهٔ سرمایهٔ کمتری دارند؛ پس بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام رابطهٔ مثبت وجود دارد (Leland, 1992; Wang, 1993; Easley, and O'Hara, 2004; Peng He et al., 2013; Nuryaman, 2014; Yassin et al., 2015 and Yancheva, 2018) یا به‌عبارتی عدم تقارن اطلاعاتی قیمت‌گذاری می‌شود (Botosan, 1997 and Francis et al., 2004, 2005). این موضوع به دو دلیل اهمیت دارد: نخست اینکه مدیریت با محدودیت پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت روبه‌رو می‌شود و دوم اینکه به‌دلیل ریسک زیاد، تأمین مالی با محدودیت مواجه می‌شود (Feng, 2021)؛ بنابراین شرکت‌ها باید با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کاهش دهند (Khomsiyah and Susanti, 2003; Mutia, 2013 and Adle and Akdemir, 2019).

تعارض نظری (Easley, and O'Hara, 2004; Grossman and Stiglitz, 1980; Leland, 1992 and Wang, 1993) رابطهٔ بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام، انگیزهٔ نویسندگان برای این پژوهش است؛ برای مثال، لیلاند[3] (1992) و وانگ[4] (1993) بیان می‌کنند افزایش درصد سرمایه‌گذاران آگاه در اقتصاد، هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کاهش می‌دهد؛ زیرا اطلاعات آنها در قیمت لحاظ می‌شود، درحالی‌که گروسمن و استیگلیز[5] (1980)، لیلاند (1992) و وانگ (1993) بیان کردند اطلاعات نامتقارن دو اثر بر قیمت دارایی دارد: اول، سرمایه‌گذاران ناآگاه برای جبران مشکل انتخاب نامطلوب نا شی از معامله با معامله‌گران آگاه، به یک صرف ریسک نیاز دارند. دوم، معاملات آگاهانه اطلاعات مفید را در قیمت وارد می‌کند، درنتیجه ریسک برای افراد ناآگاه و بعد از آن صرف ریسک را کاهش می‌دهد؛ مثالی دیگر اینکه لیلاند (1992) دریافت اجازهٔ معاملهٔ سهام به سهام‌داران داخلی، به طور متوسط قیمت سهام را افزایش یا به‌عبارتی هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کاهش می‌دهد، درحالی‌که به‌لحاظ نظری انتظار می‌رود حضور سهام‌داران داخلی در بازار، عدم تقارن اطلاعاتی را در اقتصاد افزایش دهد. لامبرت[6] و همکاران (2012) نشان می‌دهند افزایش عدم تقارن اطلاعاتی هزینهٔ سرمایهٔ را کاهش می‌دهد، مشروط بر اینکه تغییر در ساختار اطلاعات، در ستی متو سط اطلاعات را افزایش دهد. دیاموند و ورچیا[7] (1991) نشان دادند انتشار اطلاعات عمومی برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران نقد شوندگی را افزایش و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را کاهش می‌دهد. به‌لحاظ تجربی نیز بین مطالعات تجربی متعددی که رابطهٔ عدم تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام را آزمون کرده‌اند

---

1. Imperfection
2. Botosan
3. Leland
4. Wang
5. Grossman and Stiglitz
6. Lambert
7. Diamond and Verrecchia

Leland, 1992; Easley et al., 2002; Easley and O'Hara, 2004; Duarte and Young, 2009; Lambert and Verrecchia, 2010; Lambert et al., 2012; and Yassin et al., 2015)، تناقض و تعارض وجود دارد؛ به صورتی که برخی مطالعات این رابطه را مثبت Demsetz, 1968; Leland, 1992; Botosan, 1997: Botosan, 2000; Easley et al., 2002; Peng He et al., 2013; Nuryaman, 2014; Shekari et al., 2018; Qiu and Zheng, 2021 and Feng, 2021)، برخی منفی (Merton, 1987; Association for investment management and research (AIMR), 2001; Unger, 2000; Lambert et al., 2012 and Zheng, 2020) و برخی غیرمعنی‌دار (Cohen and Dean, 2005; Nikolaev, and vanLent, 2005; Hughes et al., 2007 and Lambert et al., 2012) گزارش کرده‌اند. ازجمله دلایل تضاد در نتایج، شاخص‌های متغیر مستقل، شاخص‌های متغیر وابسته، روش تحلیل داده‌ها، توسعه‌یافتگی کشورها، دورهٔ زمانی مطالعه[1] و غیره است (Valickova et al., 2015; Asgarnezhadnouri, B., 2018; Białkowski and Perera, 2019; Opare et al., 2019; Aboutalebi, H., 2019; Fazelian, Z., 2020 and Esmaeili, E., 2022). کشف عواملی که باعث این تناقض شده است جایگاه مؤثری در مدیریت عدم تقارن و درنتیجه هزینهٔ سرمایهٔ سهام و ثروت سهام‌دار دارد. هدف اصلی این پژوهش نوآوری[2] و کشف دلایل فوق است که به پژوهشگران آتی کمک می‌کند در تحلیل رابطهٔ عدم تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام، دقیق‌تر و با روش‌شناسی صحیح‌تری عمل کنند. این عوامل (به طور خاص تفاوت معیارها) آن چیزی است که این مقاله به اصول رابطهٔ عدم تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام اضافه می‌کند. پژوهشگران برای سنجش عدم تقارن اطلاعاتی و سنجش هزینهٔ سرمایهٔ سهام روش‌های مختلفی استفاده کرده‌اند.

برای سنجش عدم تقارن اطلاعاتی از معیارهایی نظیر نقش اطلاعاتی تحلیل‌گران (Botosan, 1997; Venkataraman, 2000; Byard and Shaw, 2002 and Botosan et al., 2004)، افشا (Knutson, 1992; Giner, 1997; Kent and Ung, 2003; Alencar, 2005 and Mondal and Ghosh, 2020)،کیفیت اقلام تعهدی (Becker et al., 1998; Houqe et al., 2017; Akins et al., 2011 and Ahmed et al., 2022)، نبود نقدشوندگی (Amihud, 2002; Fu et al., 2012; Muslim and Setiawan, 2021; Easley et al., 2002)، معامله مبتنی‌بر اطلاعات محرمانه (Easley et al., 2002; Duarte and Young, 2009;Akins et al., 2011 and Seok Hwang et al., 2013)، تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش (Welker, 1995; Easley and O'Hara, 2004; Peng He et al., 2013 and Yassin et al., 2015)، شفافیت سود (Easton and Harris, 1991; Ohlson, 1995; Bushman et al., 2004 and Barth et al., 2013) و نوسان درآمد (Eleswarapu et al., 2004; Moeller et al., 2007; Muslim and Setiawan, 2021 and Feng, 2021) استفاده شده است. همچنین برای سنجش هزینهٔ سرمایهٔ سهام، معیارهایی نظیر بازده مطلوب الگوی CAPM (Waliuddin et al., 2016; Muslim and Setiawan, 2021)، هزینهٔ سرمایهٔ ضمنی (Claus and Thomas, 2001; Gordon and Gordon, 1997; Espinosa and Trombetta, 2007) و بازده واقعی (Gebhardt et al., 2001; Akins et al., 2011 and Yassin et al., 2015) به کار رفته است.

به‌پیروی از اسماعیلی[3] (2022) و بایاکوفسکی و پررا[4] (2019) و اوپار[5] و همکاران (2019)، رویکرد فراتحلیل برای این منظور استفاده می‌شود. شایان ذکر است در مرحلهٔ محاسبهٔ اندازه‌اثر براساس کل نمونه، اندازه‌اثر کشورهای متفاوت، زمان‌های متفاوت، سنجه‌های متفاوت و روش‌های متفاوت تحلیلی درمجموع در محاسبهٔ اندازه‌اثر وارد می‌شود. آزمون واگرایی به‌منظور تشخیص تفاوت بین اندازه‌اثر طبقات مختلف صورت می‌گیرد و سپس در کشف دلایل واگرایی، تأثیر این عوامل در ایجاد تفاوت در اندازه‌اثر برر سی می‌شود.

---

[1]. در پژوهش‌های فراتحلیلی هرکدام از این عوامل، مبنای استخراج یک مقاله است.

[2]. Contribution
[3]. Esmaeili
[4]. Białkowski and Perera
[5]. Opare

فراتحلیل عبارت از کاربرد روش‌های آماری برای جمع‌آوری حجم گسترده‌ای از نتایج مطالعات تجربی موجود به‌منظور تلفیق و ارزیابی یافته‌های حاصل از آنها است (Lin and Hwang, 2010)؛ بنابراین فراتحلیل، مقایسهٔ نتایج آزمون‌های قبلی است که درقالب گزارش‌های پژوهشی منتشر شده است. فراتحلیل در رابطه با همه علوم کاربرد دارد و به‌کمک آن و با استفاده از روش‌های آماری و بررسی روابط بین ویژگی‌های مطالعات و یافته‌های پژوهشی گذشته به منطقی‌سازی تناقض موجود در نتایج پژوهش‌ها کمک می‌شود (Maranjory and Rezvani, 2018).

در این پژوهش با رویکرد فراتحلیل ارزیابی کلی از رابطهٔ عدم تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام در بدنهٔ پژوهش‌های تجربی گذشته صورت می‌گیرد و سپس واگرایی در نتایج مطالعات، تحلیل و درنهایت دلایل این واگرایی کشف می شود. کشف این دلایل تأثیری است که این مقاله در گسترش اصول موضوع در این زمینه دارد. به کمک نتایج، مدیران و سهام‌داران تشخیص می‌دهند با تغییر در چه ابعادی از عدم تقارن اطلاعاتی، کدام ابعاد هزینهٔ سرمایهٔ سهام تعدیل می‌شود. با مدیریت عدم تقارن اطلاعاتی انتظار می‌رود نظام حاکمیت شرکتی درراستای توسعهٔ بازار سرمایه تقویت شود. از طرف دیگر پژوهش حاضر به پژوهشگران این امکان را می‌دهد که با تجمیع مطالعات پیشین، دید وسیعی پیدا کنند و دانش بیشتری برای انجام مطالعات آتی به‌دست آورند.

## مبانی نظری

مبنای نظری ارتباط منفی بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام سه محور مرتبط را دنبال کرده است. نخستین محور (Demsetz, 1968; Amihud and Mendelson, 1986 and Diamond and Verrecchia, 1991) این است که افشای بیشتر، نقدشوندگی سهام را افزایش و درنتیجه هزینهٔ سرمایهٔ سهام را ازطریق کاهش هزینه‌های معاملات یا افزایش تقاضا برای اوراق بهادار کاهش می‌دهد. در محور دوم (Klein and Bawa, 1976 and Clarkson et al., 1996) افشای بیشتر ریسک، توان سرمایه‌گذاران را برای برآورد شاخص‌های بازده یا توزیع بازده دارایی کاهش می‌دهد؛ یعنی با ادراک ریسک بیشتر نبود قطعیت دربارهٔ شاخص‌های واقعی افزایش می‌یابد و در مواقعی که ریسک برآورد تنوع‌پذیر نباشد، سرمایه‌گذاران به صرف ریسک بیشتری نیاز دارند. در محور سوم عدم تقارن اطلاعاتی به‌دلیل هزینهٔ نمایندگی بیشتر قیمت سهام را کاهش می‌دهد و مدیریت تلاش می‌کند تا با افزایش محافظه‌کاری اعتبار خود را افزایش دهد تا هزینهٔ نمایندگی کاهش یابد (LaFond and Watts, 2008).

بااین‌حال، هیچ توافقی در تنوع‌پذیری ریسک برآورد حاصل نشده است (Clarkson et al., 1996). ایزلی و همکاران (2002) اشاره می‌کنند تفاوت ۱۰درصدی در احتمال معامله برمبنای اطلاعات خصوصی منجربه تفاوت در بازده موردانتظار آنها به‌میزان ۲/۵درصد در سال می‌شود. بزرگی و اهمیت آماری این اثر، پشتیبانی قوی از این فرض را فراهم می‌کند که اطلاعات بر مبانی قیمت‌گذاری دارایی تأثیر می‌گذارد. اصول گسترده‌ای استدلال می‌کند کیفیت اطلاعات، قیمت‌گذاری می‌شود؛ زیرا کیفیت اطلاعات ضعیف با عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر همراه است و عدم تقارن اطلاعاتی قیمت‌گذاری می‌شود (Botosan, 1997; Francis et al., 2004, 2005). ایزلی و اوهارا[1](2004) نشان می‌دهند تفاوت در ترکیب اطلاعات خصوصی و عمومی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر می‌گذارد. آنها استدلال می‌کنند عدم تقارن اطلاعاتی هزینهٔ سرمایهٔ سهام را افزایش می‌دهد؛ زیرا معامله‌گران ناآگاه خود را در وضعیت نامناسب اطلاعاتی می‌بینند و دارایی‌ها را در جایی نگه‌داری می‌کنند که ضرر آنها کمتر باشد. این کار باعث کاهش قیمت اوراق بهادار با درجهٔ زیاد عدم تقارن اطلاعاتی می شود و درنتیجه هزینهٔ سرمایهٔ سهام را افزایش می‌دهد. نتیجه این است که اطلاعات خصوصی شکل جدیدی از ریسک سیستماتیک را القا می‌کند و در حالت تعادل، سرمایه‌گذاران به جبران آن نیاز دارند. علاوه بر این، به نظر آنها شرکت‌ها با تأثیر بر دقت و کمیت اطلاعات ازطریق انتخاب استانداردهای حسابداری، سیاست‌های افشا و کیفیت تحلیل‌گران بر هزینهٔ

[1]. Easley, and O'Hara

سرمایهٔ سهام خود تأثیر می‌گذارند (Peng He et al., 2013). با توجه به استدلال‌های مذکور فرضیه اول پژوهش به شرح ذیل تدوین شد.

*فرضیهٔ ۱: عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارد.*

به‌لحاظ نظری دربارهٔ رابطه عدم تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام تعارض دیدگاه زیادی حاکم است. وانگ (1993) یک الگوی قیمت‌گذاری دارایی بین زمانی ارائه می‌دهد که در آن معامله‌گران در یک دارایی بدون ریسک و یک دارایی پر ریسک سرمایه‌گذاری کنند. در این الگو، حضور معامله‌گران با برتری اطلاعاتی باعث ایجاد مشکل انتخاب نامطلوب[1] می‌شود؛ زیرا معامله‌گران ناآگاه برای ریسک معامله با معامله‌گران آگاه، صرف ریسک طلب می‌کنند. بااین‌حال، معاملهٔ سرمایه‌گذاران آگاه نیز باعث افزایش محتوای اطلاعاتی قیمت می‌شود و درنتیجه نبود اطمینان را کاهش می‌دهد. این دو اثر در جهت مخالف هستند و درنتیجه تأثیر کلی حضور سرمایه‌گذار آگاه بر بازده دارایی‌ها مبهم است. کمیتهٔ ویژهٔ گزارشگری مالی مؤسسه حسابداران رسمی آمریکا[2] بیان می‌کند یک برتری مهم افشای بیشتر، هزینهٔ سرمایهٔ سهام کمتر است. در نقض آن، مؤسسهٔ اجرایی مالی (Berton, 1994) استدلال می‌کند افزایش افشای درخواست‌شده در گزارش کمیته در هر بار افشا به تغییر قیمت منجر می‌شود، به نوسان قیمت سهام می‌افزاید و درنتیجه ریسک را افزایش می‌دهد و به هزینهٔ بیشتر سرمایه سهام می‌انجامد. از طرف دیگر در برخی شاخص‌های عدم تقارن اطلاعاتی، نظیر شفافیت سود و کیفیت اقلام تعهدی، تفاوت اطلاعاتی بین مدیر و سهامداران و سایر شاخص‌های به‌کار گرفته شده، تفاوت اطلاعات بین سهامداران را اندازه‌گیری می‌کند. این تفاوت ازجمله دلایلی است که باعث ایجاد تضاد در نتایج رابطه بین این دو متغیر می‌شود. از سوی دیگر این تعارضات در روش محاسبهٔ هر شاخص نیز دیده می‌شود؛ برای مثال در استفاده از شاخص کیفیت تحلیل‌گران، ایزلی[3] و همکاران (2002) از تعداد تحلیل‌گران و بوتاسان (1997) و بوتاسان[4] و همکاران (2004) از اطلاعات خصوصی تحلیل‌گران استفاده کرده‌اند و یا در استفاده از شاخص کیفیت افشا، اسپینوزا و ترومپتا[5] (2007) از روش مدیریت سود جونز، بوتاسان و پلام[6] (2002) از اطلاعات عرضه‌شده در صورت‌های مالی و فرانسیس و همکاران (2008) از افشای اختیاری استفاده کرده‌اند. ممکن است در شرایطی حضور قوی‌تر تحلیل‌گران باعث تقویت اطلاعات بازار و درنتیجه کاهش عدم تقارن اطلاعاتی مدیران و سهامداران بشود، ولی به دلیل اینکه کمتر با تقارن اطلاعاتی بین سهامداران ارتباط دارد، شکاف قیمتی را تغییر ندهد و درنتیجه تأثیر این دو شاخص، هزینهٔ سرمایهٔ متفاوت جلوه کند. یا اینکه شفافیت سود درتأثیر افشا تغییر کند و باعث کاهش هزینهٔ سرمایهٔ سهام شود، ولی همچنان وجود سهامداران آگاه درمقابل ناآگاه از آن پیروی نکند و تأثیر آن با شفایت سود و افشا متفاوت باشد. به‌لحاظ تجربی نیز سکوهوانگ[7] و همکاران (2013) مدعی است تفاوت در معیارهای عدم تقارن اطلاعاتی باعث می شود رابطهٔ این متغیر با هزینهٔ سرمایهٔ سهام متفاوت ارزیابی شود.

این تفاوت در معیارهای هزینهٔ سرمایهٔ سهام نیز مطرح است. در محاسبهٔ هزینهٔ سرمایهٔ سهام چند رویکرد وجود دارد (که این خود باعث اختلاف در نتایج حاصل می‌شود)؛ مانند استاندارد و الگوهای توسعه یافته قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، رویکرد نرخ تنزیل ضمنی و رویکرد نرخ بازدهٔ تاریخی. این تعارضات در روش محاسبهٔ هر شاخص نیز دیده می‌شود؛ برای مثال الگوی توسعه‌یافتهٔ قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با الگوهای سه عاملی، پنج عاملی و شش عاملی فاما–فرنچ هزینهٔ سرمایهٔ سهام را متفاوت اندازه‌گیری می‌کنند. یا در روش ضمنی معیارهای گبهارت و همکاران (2001)، گوردون و گوردون (1997)، اولسون و جوتنر– نورث[8] (2005) و ایستون (2004) به‌دلیل تفاوت‌هایی که در اندازه‌گیری هزینهٔ سرمایهٔ سهام ایجاد می‌کنند، به‌شکل متفاوتی از عدم تقارن

---

1. Adverse selection
2. Committee on Financial Reporting of the American Institute of Certified Public Accountants
3. Easley
4. Botosan
5. Espinosa and Trombetta
6. Botosan and Plumlee
7. Seok Hwang
8. Ohlson and Juettner-Nauroth

اطلاعاتی تأثیر می‌پذیرد. به عبارت دیگر روش ضمنی مستقل از همبستگی بازده دارایی و بازده بازار، هزینهٔ سرمایهٔ سهام را اندازه‌گیری می‌کند، درحالی‌که الگوی قیمت‌گذاری این همبستگی را درنظر می‌گیرد و هزینهٔ سرمایهٔ حاصل از این دو روش به شکل متفاوتی از عدم تقارن اطلاعاتی تأثیر می‌پذیرد. در این بخش از مبانی نظری معیارهای مختلف عدم تقارن اطلاعاتی به‌صورت مبنایی برای آزمون فرضیه‌های این فراتحلیل معرفی می‌شود.

مولر[1] و همکاران، (2007)، تیسما[2] و همکاران (2017) و مسلم و استیوان[3] (2021) از نسبت حجم معاملات به تعداد سهام در دست مردم به‌صورت گردش معاملات برای اندازه‌گیری عدم تقارن استفاده کرده‌اند. در برخی مطالعات برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات، از کیفیت اقلام تعهدی و هموار سازی سود استفاده شده است؛ زیرا این معیارها اخیراً برای بررسی قیمت‌گذاری کیفیت اطلاعات استفاده شده‌اند (Francis et al., 2004, 2005; Core et al., 2008; McInnis, 2010 and Mashruwala and Mashruwala, 2011). پنگ‌هی[4] و همکاران (2013) شواهدی دریافتند که نشان می‌دهد پراکندگی پیش‌بینی‌های تحلیل‌گران هزینهٔ سرمایهٔ سهام را افزایش می‌دهد، درحالی‌که پوشش تحلیل‌گر به داشتن رابطهٔ منفی با بازده موردانتظار تمایل دارد. نوسانات بازده سهام نیز به صورت معیار عدم تقارن استفاده می‌شود (Corwin, 2003; Eleswarapu et al., 2004; Tetlock, 2010; Muslim and Setiawan, 2021; and Feng, 2021). نوسانات بازده سهام با استفاده از انحراف استاندارد بازده روزانهٔ سهام اندازه‌گیری می‌شود. کلی[5] (2014) و مسلم و استیوان (2021) با تخمین الگوی بازار (رگرسیون بازده سهم روی بازده بازار) مقدار $1\text{-}R^2$ معادله را به عنوان «نبود هماهنگی قیمت»[6] برای عدم تقارن اطلاعاتی اندازه‌گیری می‌کنند. ایزلی و همکاران (2002) نشان می‌دهند احتمال معامله مبتنی‌بر اطلاعات آگاهانه به طور مثبت و معنی‌داری با بازده تحقق‌یافتهٔ آینده مرتبط است. درمقابل، محرم و راج کوپال[7] (2009) در تعارض با ادعای مذکور نشان می‌دهند احتمال معامله مبتنی‌بر اطلاعات آگاهانه قیمت‌گذاری نمی‌شود. ایزلی و همکاران (2002) برای اندازه‌گیری این احتمال از معادلهٔ (۱) استفاده می‌کنند.

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu+\epsilon_g+\epsilon_b} \qquad (۱)$$

شاخص‌های این الگو با حل عددی معادله (۲) به‌دست می‌آید.

$$L(\theta|B,S) = (1-\alpha)e^{-\epsilon_b}\frac{\epsilon_b^B}{B!}e^{-\epsilon_S}\frac{\epsilon_S^S}{S!} + \alpha\delta e^{-\epsilon_b}\frac{\epsilon_b^B}{B!}e^{-(\mu+\epsilon_g)}\frac{(\mu+\epsilon_s)^S}{S!} + \alpha(1-\delta)e^{-(\mu+\epsilon_b)}\frac{(\mu+\epsilon_b)^B}{B!}e^{-\epsilon_S}\frac{\epsilon_S^S}{S!} \qquad (۲)$$

در این معادله B و S بیانگر تعداد معاملات خرید و فروش در یک روز و $\Theta = (\alpha, \mu, \varepsilon_s, \varepsilon_b, \delta)$ بردار شاخص‌ها است. برخی از پژوهشگران برای سنجش میزان عدم تقارن اطلاعاتی از تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش با معادلهٔ (۳) استفاده کرده‌اند (Easley, and O'Hara, 2004; Mohd, 2005; Silber, 2005; Peng He et al., 2013; Yassin et al., 2015 and Devos et al., 2019).

$$SPREAD_{it} = \frac{(ask_{it}-bid_{it})}{\frac{(ask_{it}+bid_{it})}{2}} \times 100 \qquad (۳)$$

---

1. Moeller
2. Tessema
3. Muslim and Setiawan
4. Peng He
5. Kelly
6. price non-synchronization
7. Mohanram and Rajgopal

در این معادله $ask_{it}$ بیشترین قیمت پیشنهادی فروش و $bid_{it}$ کمترین قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت i در دورهٔ t است. استول[1](1989) شکاف قیمتی را به سه جزء تقسیم می‌کند: هزینه‌های پردازش سفارش، هزینه‌های نگه‌داری دارایی و هزینه‌های انتخاب نامطلوب. عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران آگاه و ناآگاه جزء انتخاب نامطلوب شکاف قیمتی را تشکیل می‌دهد (Peng and Xiong, 2006; Hendershott et al., 2011; He et al., 2013). براکمن و چانگ[2](1999) از الگوی رگرسیون طبق معادله‌های (۴ و ۵) برای تفکیک فوق استفاده می‌کنند.

$$\Delta Q_{t+1} = Z_t + e_{t+1} \quad (۴)$$

$$\Delta P_{t+1} = \gamma Z_t + u_{t+1} \quad (۵)$$

در این معادله $\Delta Q_{t+1} = Q_{t+1} - Q_t$ ، $Q_t$ برابر لگاریتم میانگین قیمت پیشنهادی خرید و فروش در زمان t یعنی $Q_t = \frac{A_t + B_t}{2}$، $\Delta P_{t+1} = P_{t+1} - P_t$ ، $P_t$ برابر قیمت معامله در زمان t و جملات خطای $e_{t+1}$ و $u_{t+1}$ غیرهمبسته فرض می‌شوند. $\lambda$ جزء اطلاعاتی نامطلوب در شکاف قیمت خرید و فروش و $\gamma$ جزء پردازش سفارش در شکاف قیمت خرید و فروش است. برخی پژوهشگران (Easton and Harris, 1991;Ohlson, 1995; Bushman et al., 2004 and Barth et al., 2013) برای سنجش عدم تقارن اطلاعاتی از شفافیت سود استفاده کرده‌اند که برابر با درجهٔ توضیح‌دهندگی بازده سهم با سود هر سهم و تغییرات آن است. طبق معادلهٔ (۶) شفافیت بیشتر (کمتر) سود به قدرت توضیحی ($R^2$) بیشتر (کمتر) در رابطهٔ بازده–سود منجر می‌شود.

$$R_{i,t=}\alpha_0 + \alpha_1 \frac{E_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta E_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (۶)$$

در این معادله $R_{i,t}$ بازده سالانه، $E_{i,t}$ سود هر سهم قبل از اقلام غیر عادی، $\Delta E_{i,t}$ تغییرات سود هر سهم قبل از اقلام غیرعادی و $P_{i,t-1}$ قیمت پایانی سهام ا ست. بارت[3]و همکاران (2013) در اندازه‌گیری شفافیت سود، اثر سود صنعت و سود مستقل از صنعت (سود اختصاصی شرکت‌ها) را تفکیک و شفافیت سود را طبق معادلهٔ (۷) از مجموع این دو اثر محاسبه می‌کنند.

$$TRANS_{it} \equiv TRANSI_{jt} + TRANSIN_{pt} \quad (۷)$$

در این معادله TRANSI شفافیت سود سطح صنعت است؛ به طوری که نمونهٔ آماری، صنایع مختلف بورس و TRANSIN شفافیت سود مستقل از صنعت است که با ضریب تعیین معادلهٔ (۸) محاسبه می‌شود.

$$RET_{ijt} = \alpha_0^I + \frac{\alpha_1^I E_{ijt}}{P_{ijt-1}} + \frac{\alpha_2^I \Delta E_{ijt}}{P_{ijt-1}} + \varepsilon_{ijt} \quad (۸)$$

در این معادله نمونهٔ آماری سبدهای تشکیل‌شده برمبنای جملهٔ خطای معادلهٔ (۹) است.

$$RET_{ipt} = \alpha_0^{IN} + \frac{\alpha_1^{IN} E_{ijt}}{P_{ipt-1}} + \frac{\alpha_2^{IN} \Delta E_{ipt}}{P_{ipt-1}} + \varepsilon_{ipt} \quad (۹)$$

کیفیت تحلیل‌گران یکی از معیارهای عدم تقارن اطلاعاتی است که براساس تعداد تحلیل‌گران یا دقت اطلاعات تحلیل‌گران (Botosan et al., 2004) اندازه‌گیری می‌شود. بوتاسان و همکاران (2004) در اندازه‌گیری دقت اطلاعات تحلیل‌گران از معادله‌های (۱۰ و ۱۱) استفاده می‌کنند.

$$PUBLIC = \frac{\left(SE - \frac{D}{N}\right)}{\left[\left(SE - \frac{D}{N}\right) + D\right]^2} \quad (۱۰)$$

[1]. Stoll
[2]. Brockman and Chung
[3]. Barth

$$PRIVATE = \frac{D}{\left[\left(SE-\frac{D}{N}\right)+D\right]^2} \quad (۱۱)$$

N تعداد پیش‌بینی، SE توان دوم خطای تخمینی در پیش‌بینی میانگین $(\bar{F}_{it} - A_{it})^2$، D واریانس تخمینی $\frac{1}{N-1}\sum_{i-1}^{N}(\bar{F}_{it} - F_{ijt})^2$، $\bar{F}_{it}$ میانگین پیش‌بینی شرکت i در دوره t، $A_{it}$ درآمد واقعی شرکت i در دوره t و $F_{ijt}$ پیش‌بینی تحیلگر j از درآمد شرکت i در دوره t است. افشا معیار دیگری است که برای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی استفاده شده است. اسپینوزا و ترومپتا[1](2007) با نظرسنجی از خبرگان دربارهٔ تعدادی از اقلام اطلاعاتی از پیش تعیین‌شده که در صورت‌های مالی آمده است، افشا را اندازه‌گیری می‌کنند. البته غیر از صورت‌های مالی انتشارات دیگری نیز در افشا دخالت دارد. بوتاسان و پلام (2002) رتبهٔ افشای مندرج در پایگاه‌های دادهٔ موجود را برای اندازه‌گیری عدم تقارن استفاده می‌کنند و انجمن مدیریت سرمایه‌گذاری و پژوهش (AIMR)[2]کسر امتیاز گزارش‌های سالانه، کسر امتیاز سایر گزارش‌ها و کسر امتیاز ارتباط با سرمایه‌گذار را پایگاه داده کرده است.

با توجه به انواع معیارهای عدم تقارن اطلاعاتی که برا ساس مطالعات پی شین رمزبندی شده ا ست، فر ضیه‌های مرتبط با تأثیر هر معیار عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام به شرح ذیل تدوین شد.

*فرضیهٔ ۲: کیفیت تحلیل‌گران بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارد.*

*فرضیهٔ ۳: کیفیت افشا بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارد.*

*فرضیهٔ ۴: کیفیت اقلام تعهدی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارد.*

*فرضیهٔ ۵: نبود نقد شوندگی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارد.*

*فرضیهٔ ۶: احتمال معامله مبتنی‌بر اطلاعات محرمانه بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارد.*

*فرضیهٔ ۷: شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارد.*

*فرضیهٔ ۸: شفافیت سود بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارد.*

*فرضیهٔ ۹: نوسان درآمد بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارد.*

طبق مورنی[3](2004) هزینهٔ سرمایهٔ سهام به‌صورت کمترین نرخ بازده موردتوقع صاحبان منابع مالی تعریف می‌شود. هزینهٔ سرمایهٔ سهام، نرخ بازدهی است که شرکت باید به دست آورد تا بازده موردانتظار سهام‌داران حاصل شود (Bodie et al., 2008). هزینهٔ سرمایهٔ سهام پایین در یک شرکت نشان‌دهندهٔ سطح ریسک کم است. طبق یونیارتی و آرسی[4](2021) محاسبهٔ هزینهٔ سرمایهٔ سهام دو رویکرد دارد: ۱) رویکرد الگوی معار و الگوهای تو سعه‌یافتهٔ قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ( Sharpe,1964; Fama and French, 2004; Ingram and Margetis, 2011 and Dhaliwal et al., 2011). بازده موردانتظار سرمایه‌گذاری در سهام را بازده بدون ریسک و صرف ریسک بازار تعیین می‌کند. مقدار صرف ریسک در این رویکرد با اندازهٔ ریسک سیستماتیک (β) سهام تعیین می‌شود. مقدار درآمد سهم با معادلهٔ (۱۲) اندازه‌گیری می‌شود:

$$R_{it} = R_f + \beta_i(R_{mt} - R_f) \quad (۱۲)$$

1. Espinosa and Trombetta
2. Association for Investment Management and Research
3. Murni
4. Yuniarti and Arsyiy

$R_{it}$ بازده سهام i در دورهٔ t، $R_f$ بازده بدون ریسک و $R_{mt}$ بازده بازار است. در شکل توسعه‌یافته الگوی مذکور الگوی سه عاملی فاما–فرنچ[۱](۱۹۹۳) (معادله ۱۳)، الگوی پنج عاملی فاما–فرنچ (2015) (معادله ۱۴) و الگوی شش عاملی فاما–فرنچ[۲](2018) (معادلهٔ ۱۵) ارائه شده است.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{1it}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2it}SMB_t + \beta_{3it}HML_t + e_{it} \quad (۱۳)$$

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{1it}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2it}SMB_t + \beta_{3it}HML_t + \beta_{4it}RMW_t + \beta_{5it}CMA_t + e_{it} \quad (۱۴)$$

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{1it}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2it}SMB_t + \beta_{3it}HML_t + \beta_{4it}RMW_t + \beta_{5it}CMA_t + \beta_{6it}WML_t + \varepsilon_{it} \quad (۱۵)$$

$R_{it} - R_{ft}$ صرف ریسک دارایی، $R_{mt} - R_{ft}$ صرف ریسک بازار، $SMB_t$ عامل اندازه، $HML_t$ عامل ارزش، $RMW_t$ سودآوری، $CMA_t$ عامل سرمایه گذاری و $WML_t$ عامل مومنتوم است. ۲) رویکرد بازده موردتوقع ضمنی به‌عنوان «نرخ تنزیلی» که ارزش فعلی تمام سود سهام موردانتظار برای دریافت در آینده را با قیمت فعلی بازار سهام برابر می‌کند (معادلهٔ ۱۶).

$$P_o = \frac{D_1}{(1+k)^1} + \frac{D_2}{(1+k)^2} + \cdots + \frac{D_\infty}{(1+k)^\infty} \quad (۱۶)$$

$D_t$ سود نقدی دوره t، K هزینهٔ سرمایهٔ ضمنی سهام و P قیمت بازاری است. طبق پنگ‌هی و همکاران (2013) شکل عملیاتی رویکرد دوم شامل اینها است: ۱) روش گبهارت و همکاران (2001) (معادله ۱۷) و شکل توسعه یافته‌تر آن کلاوس و توماس[۳](2001) (Hail and Leuz, 2006 and Francis et al., 2005) (معادله ۱۸) ؛ ۲) گوردون و گوردون[۴](1997) (Guay et al., 2004) (معادله ۱۹)؛ ۳) اولسون و جوتنر- نورث[۵](۲۰۰۵) (Hail and Leuz, 2006 and Botosan, et al., 2004) (معادله ۲۰)؛ ۴) ایستون[۶](2004) (Ohlson and Juettener-Nauroth, 2005) (معادله ۲۱).

در ادامه رویکردهای دیگری ارائه شده است؛ مثل: ۵) گود و محرم[۷](2003) (معادله ۲۲)؛ ۶) بوتا سان و پلام (2002) (معادله ۲۳)؛ ۷) روش ضریب ضریب سود به قیمت[۸](Gitman and Mercurio, 1982) (معادله ۲۴) و ضریب سود به قیمت ایستون (2004) (Francis et al., 2005) (معادله ۲۵) و اصلاح‌شدهٔ آن (Ahmed et al., 2021) (معادله ۲۶) می‌شود.

$$P_t = bv_t + \sum_{t=1}^{+\infty} \frac{x_{t+\tau} - rbv_{t+\tau-1}}{(1+r)^\tau} \quad (۱۷)$$

$$P_t = bv_t + \sum_{\varphi=1}^{T} \frac{x_{t+\varphi} - r.bv_{t+\varphi-1}}{(1+r)\varphi} + \frac{(x_{t+T} - r.bv_{t+T})(1+g)}{(r-g)(1+r)^T} \quad (۱۸)$$

$$P_t = \sum_{i=1}^{T} \frac{E[d_t]}{(1+r)^t} + \frac{E[EPS_{T+1}]}{r(1+r)^T} \quad (۱۹)$$

---

[1]. Fama and French

[۲]. الگوی رایج قیمت‌گذاری دارایی برای تخمین هزینهٔ سرمایهٔ سهام در اصول مالی از الگوی سه عاملی فاما–فرنچ (۱۹۹۳) استفاده می‌کند. بااین‌حال، فاما و فرنچ (۱۹۹۷) مشکلات مواجه‌شده را در برآورد دقیق هزینهٔ سرمایهٔ سهام منعکس می‌کنند و نشان می‌دهند تخمین هزینهٔ سرمایهٔ سهام سه عاملی در سطح شرکت همچنین در سطح جزء نادرست است. علاوه‌بر این، مسائل مربوط به اینکه آیا و چگونه نبود تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر می‌گذارد، در الگوهای متعارف قیمت‌گذاری دارایی‌ها، مانند الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه، بررسی نمی‌شود؛ زیرا این الگوها عموماً فرض می‌کنند سرمایه‌گذاران باورهای همگن دارند (Lambert et al., 2012).

[3]. Claus and Thomas

[4]. Gordon and Gordon

[۵]. گود و محرم (2003) از نرخ رشد کوتاه‌مدت به‌صورت میانگین درصد تغییر در پیش‌بینی سود استفاده کردند (Peng He et al., 2013).

[6]. Easton

[7]. Gode and Mohanram

[۸]. پنمن (1993) استدلال می‌کند نسبت E/P ممکن است برای تخمین هزینه سهام فقط در شرایط نادری استفاده شود که در آن سود موردانتظار آتی، سود جاری است که برای رشد با نرخی برابر با هزینهٔ سرمایهٔ سهام تعدیل شده است. او اشاره می‌کند تحقیقات قبلی نتوانسته است ارتباطی بین نسبت E/P و معیارهای ریسک پیدا کند؛ زیرا نسبت‌های E/P منعکس‌کنندهٔ تغییرات مقطعی در توانایی سود فعلی شرکت‌ها برای پیش‌بینی سود آیندهٔ آنها است تا بازتاب متقاطع.

$$P_t = \frac{\left(\frac{x_{t+1}}{r}\right)\left(\frac{g_{st}+r.d_{t+1}}{x_{t+1}-g_{lt}}\right)}{r-g_{lt}} \quad (۲۰)$$

$$P_t = \frac{(x_{t+2}+r.d_{t+1}-x_{t+1})}{r^2} \quad (۲۱)$$

$$r_{OJN} = A + \sqrt{A^2 + \left(\frac{eps_1}{P_O}\right) \times \frac{eps_2-eps_1}{eps_1} - (\gamma - 1)} \quad (۲۲)$$

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{4}(1+r)^{-\tau}E_t\left[d_{t+\tau}\right] + (1+r)^{-4}P_4 \quad (۲۳)$$

$$r_j = K_j\left(1+g_j\right)\left(\frac{E_t}{P_t}\right)_j + g_j \quad (۲۴)$$

$$r_{PEG} = \sqrt{\frac{eps_2-eps_1}{P_O}} \quad (۲۵)$$

$$r_{MPEG} = A + \sqrt{A^2 + \left(E(eps_2) - (E(eps_1)\right)/P_O} \quad (۲۶)$$

bv ارزش دفتری سهام، r هزینهٔ سرمایهٔ سهام و x پیش‌بینی سود هر سهم، g نرخ رشد سالانه سود هر سهم، E[d] مقدار تخمینی سود نقدی هر سهم و E[EPS] مقدار تخمینی سود هر سهم، $A = \frac{1}{2}\left(\gamma - 1 + \frac{dps_1}{P_O}\right)$، eps سود هر سهم، dps سود نقدی هر سهم و $\gamma$ نرخ رشد سود غیرعادی در افق پس از پیش‌بینی، K نسبت سود تقسیمی و (درمعادله ۲۶) $A = E(dps_1)/2P_O$ است. اسپینوزا و ترومپتا (2007) فرآیند اجرایی روش گبهارت و همکاران (2001) را با دقایق آن توضیح داده است، برای انجام محاسبات از آن استفاده می‌شود. رویکرد سومی که در محاسبهٔ هزینهٔ سرمایهٔ سهام استفاده می‌شود بازده واقعی است (Welker, 1995; Easley et al., 2002; Akins et al., 2011 and Yassin et al., 2015). طبق گبهارت و همکاران (2001) بازده محقق‌شده، یک برآوردگر بی‌طرفانه از هزینهٔ غیر قابل مشاهدهٔ حقوق صاحبان سهام در یک بازار کارآمد است؛ بنابراین بازده سالانهٔ محقق‌شده به‌دلیل جذابیت نظری آن به‌صورت نماینده‌ای برای هزینهٔ حقوق صاحبان سهام در ابتدای همان سال در نظر گرفته می‌شود. فو[1] و همکاران (2012) نیز بازده غیرعادی محقق‌شده را به‌صورت معیار هزینهٔ سرمایهٔ سهام استفاده کرده‌اند که در مولر و همکاران (2007) و براون و وارنر (1985) نیز این رویکرد مشاهده می‌شود. با توجه به انواع معیارهای هزینهٔ سرمایهٔ سهام که براساس مطالعات پیشین رمزبندی شده است، فرضیه‌های مرتبط با تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر معیارهای هزینهٔ سرمایهٔ سهام به شرح ذیل تدوین شد.

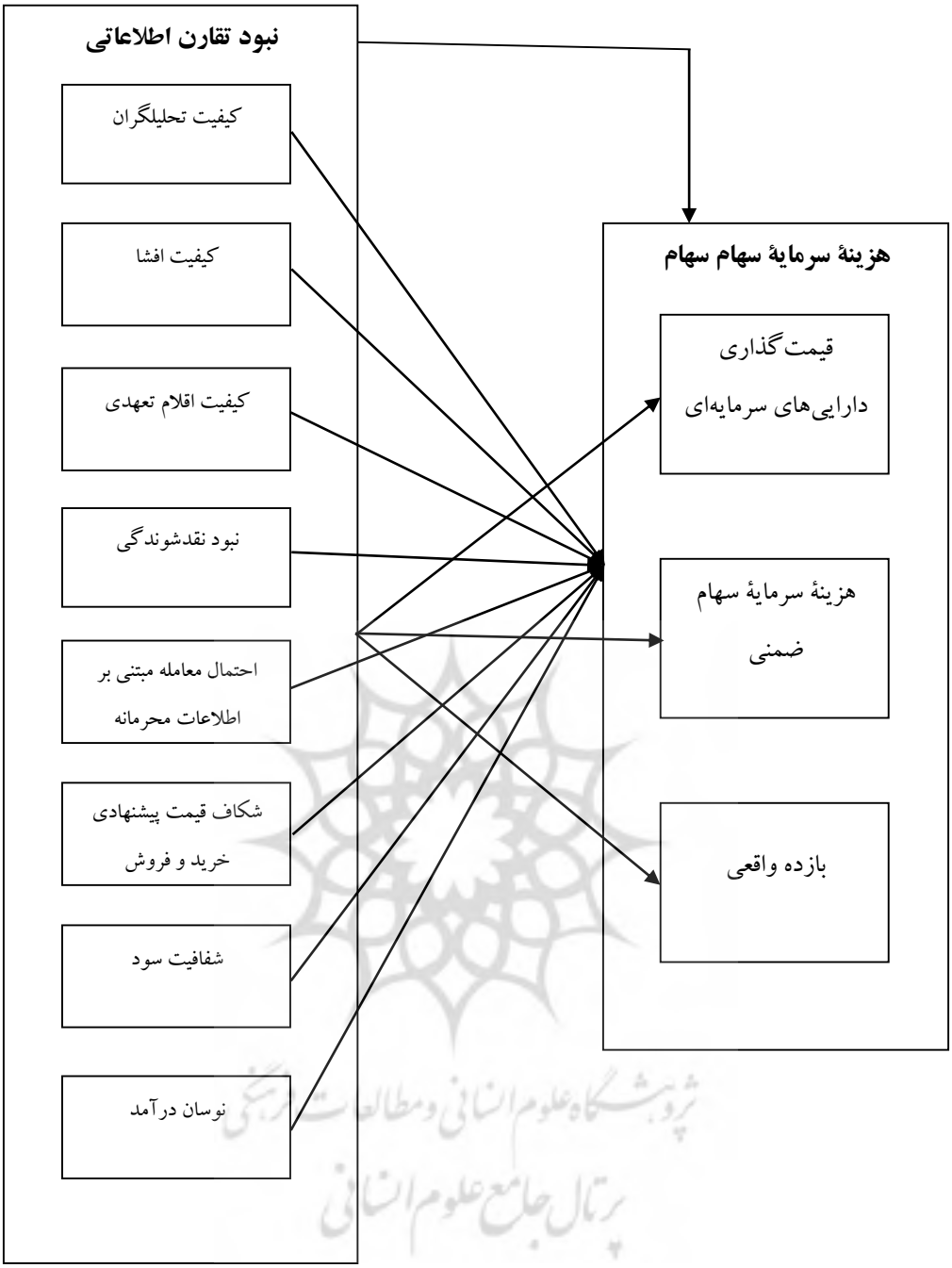
*فرضیهٔ ۱۰: عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام حاصل الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تأثیر دارد.*

*فرضیهٔ ۱۱: عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام ضمنی تأثیر دارد.*

*فرضیهٔ ۱۲: عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام محاسبه‌شده با بازه واقعی تأثیر دارد.*

براساس مبانی نظری و تجربی مذکور و فرضیه‌های پژوهش انتظار می‌رود تأثیر معیارهای مختلف عدم تقارن اطلاعاتی بر معیارهای مختلف هزینهٔ سرمایهٔ سهام متفاوت باشد؛ بنابراین در این پژوهش با رویکرد فراتحلیل الگوی مفهومی پژوهش طبق شکل (۱) آزمون می‌شود.

[1]. Fu




**شکل (۱) الگوی مفهومی پژوهش**

**Figure (1) The conceptual model**

## روش پژوهش

پس از مطالعهٔ اصـــول فراتحلیل (Rosenthal, 2001; Glass et al., 1981; Kohli and Devaraj, 2003 and Hunter and Schmidt, 2004) هفت مرحله برای این فراتحلیل برگزیده شـــد. در مرحلهٔ اول چارچوب موضـــوعی فراتحلیل تعیین می‌شـــود. در این فراتحلیل متغیر مستقل عدم تقارن اطلاعاتی و متغیر وابستهٔ هزینهٔ سرمایهٔ سهام است. البته به طور جداگانه ابتدا تأثیر شاخص‌های عدم تقارن اطلاعاتی بر شاخص‌های هزینهٔ سرمایهٔ سهام سپس تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام بررسی شد. در هر فرضیه، رابطهٔ دو متغیر فراتحلیل می‌شـــود. در مرحلهٔ دوم کلیدواژه‌ها و پایگاه‌های داده تعیین و ســـپس جســـت‌وجوی مطالعات انجام شـــد. به عبارت

دیگر با کمک کلیدواژه‌های زیر یا ترکیب‌های مختلف آن از پایگاه‌های نمایه‌سازی Science Direct، Emerald، Google Scholar، SSRN، ResearchGate، Jstor و Semantic Scholar تعداد ۱۸۸ مقاله پژوهشی استخراج شد.

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

در مرحلهٔ سوم، مطالعات شناسایی‌شده در مرحله قبل براساس سه معیار غربال شد: ۱) موضوع مطالعهٔ درحال بررسی مطابق یکی از فرضیه‌های این فراتحلیل باشد؛ ۲) اطلاعات مربوط محاسبهٔ اندازه‌اثر در مقاله موردبررسی ذکر شده باشد؛ ۳) روش تحلیل مطالعهٔ درحال بررسی همبستگی باشد. پس از اعمال شرایط لازم، از تعداد ۳۶ مطالعه منتشرشده بین سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۲۲ استفاده شد. مرحلهٔ چهارم استخراج داده‌های عمومی (عنوان، نویسنده(ها)، سال انتشار و نام نشریه)، داده‌های مربوط‌به اندازه‌اثر (تعداد مشاهدات، ضریب رگرسیون هر متغیر مستقل، خطای استاندارد ضریب، آماره t و سطح معناداری) و اطلاعات لازم برای نیرومندی (سال مطالعه، شاخص H، متغیر کنترلی، تعداد مشاهدات و طول زمانی مطالعه) است. ازآنجاکه زمان داده‌ها در مطالعات تجربی یک بازهٔ زمانی را شامل می‌شود، سال انتشار نماینده زمان مطالعه تعریف شده است. داده‌ها نخست در صفحهٔ گسترده اکسل مرتب شد. تعداد نمونه این فراتحلیل با توجه به آزمون‌های مختلف در هر مطالعهٔ صورت‌گرفته، ۲۶۰ آزمون است. در این مرحله علاوه‌بر استخراج داده‌های هریک از آزمون‌ها، داده‌های لازم برای نیرومندی ابتدا رمزگذاری و سپس برای مراحل بعد وارد نرم‌افزار سی‌ام‌ای۲ شد. این متغیرها به‌صورتی‌که در جدول شمارهٔ (۱) گزارش شده است، رمزگذاری شد.

**جدول (۱) رمزبندی متغیرهای نیرومندی**

**Table (1) The coding of robustness check variables**

| متغیر | طبقه‌بندی | رمز | متغیر | طبقه‌بندی | رمز | متغیر | طبقه‌بندی | رمز | متغیر | طبقه‌بندی | رمز |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| تعداد مشاهدات | ۲۰ – ۱۰۰۰ | ۱ | طول زمان داده ها | ۱–۳ سال | ۱ | سال پایان داده‌ها | ۱۹۷۰–۱۹۸۰ | ۱ | شاخص H | ۱ الی ۶۰ | ۱ |
| | ۱۰۰۱ – ۸۰۰۰ | ۲ | | ۴–۱۰ سال | ۲ | | ۱۹۸۱–۲۰۰۰ | ۲ | | ۶۱ الی ۱۵۰ | ۲ |
| | ۸۰۰۱ – ۳۱۰۰۰ | ۳ | | ۱۱–۱۷ سال | ۳ | | ۲۰۰۱–۲۰۱۰ | ۳ | | ۱۵۱الی ۲۱۰ | ۳ |
| | ۳۱۰۰۱ – ۹۷۰۰۰۰ | ۴ | | ۱۸–۲۶ سال | ۴ | | ۲۰۱۱–۲۰۲۰ | ۴ | | ۱۱ الی ۳۰۰ | ۴ |
| متغیر کنترلی | ندارد | ۰ | | | | | | | | | |
| | دارد | ۱ | | | | | | | | | |

در مرحله ۵ برای هر عضو نمونه، اندازه‌اثر محاسبه شد. اندازه‌اثر معیار استانداردی است که قوت رابطه دو متغیر را نشان می‌دهد. مقیاس و آمارهٔ اندازه‌اثر، مستقل از مطالعات تجربی است و برای ترکیب نتایج و مقایسهٔ آنها استفاده می‌شود (Rosenthal, 2001). اندازه‌اثر در این پژوهش از نوع اندازه‌اثر r است. اگر مطالعه تجربی ضریب همبستگی گزارش‌کرده باشد، خود ضریب همبستگی به‌صورت اندازه‌اثر r تعریف شده است. در مطالعاتی که از جنس رگرسیون بود، آماره t هر ضریب رگرسیون با معادلهٔ (۲۷) به اندازه‌اثر

r تبدیل شد (Rosenthal, 2001).

$$r = \sqrt{\frac{t^2}{t^2+(n-2)}} \quad (۲۷)$$

t آمارهٔ آزمون و n تعداد مشاهدات در آزمون استخراج‌شده از مطالعه تجربی است. به دلیل اینکه از نرم افزار CMA برای محاسبهٔ اندازه‌اثر استفاده شد، ضروری است مقدار t همراه تعداد مشاهده به نرم‌افزار وارد شود. در مطالعاتی که ضریب همبستگی گزارش شده بود، این آماره به‌کمک معادلهٔ (۲۸) به آمارهٔ آزمون t تبدیل شد.

$$t = \frac{r}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}} \quad (۲۸)$$

در این معادله r ضریب همبستگی است. در مطالعاتی که ضریب رگرسیون و انحراف معیار ضریب گزارش شده بود، از تقسیم ضریب به انحراف معیار ضریب، آماره t حاصل شد. در مطالعاتی که سطح معناداری گزارش شده بود، آماره t مرتبط با آن از جدول z به‌دست آمد. درنهایت برای هر آزمون یک مقدار برای آماره t به‌دست آمد و مقدار آن همراه حجم نمونه وارد نرم افزار شد. در مرحلهٔ ششم اندازه‌اثر مشترک برای هر فرضیه محاسبه شد؛ برای مثال برای فرضیه دوم همه آزمون‌هایی که متغیر مستقل آنها کیفیت تحلیل‌گران و متغیر وابسته هزینهٔ سرمایهٔ سهام بوده است، به عنوان یک گروه آزمون در نظر گرفته شد و برای آن اندازه‌اثر مشترک با میانگین وزنی همهٔ اندازه‌اثرهای درون گروه محاسبه شد. وزن هر اندازه‌اثر برابر نسبت یک به خطای نمونه‌گیری تعریف شد. اندازه‌اثر، تعیین‌کنندهٔ شدت رابطه بین کیفیت تحلیل‌گران و هزینهٔ سرمایهٔ سهام است. برای هر اندازه‌اثر مشترک (مربوط به هر فرضیه) آماره z و سطح معناداری به‌دست آمدکه معناداری اختلاف اندازه‌اثر مشترک با صفر را نشان می‌دهد. مطابق این آماره هرکدام از فرضیه‌ها آزمون شد. در مرحله هفت، همگنی اندازه‌اثر برای فرضیه‌ها (هر گروه اندازه‌اثر) با معادله (۲۹) محاسبه شد.

$$Q = \frac{k\hat{\sigma}_r^2}{\hat{\sigma}_e^2} \quad (۲۹)$$

Q آماره ناهمگونی اندازه‌اثر، k درجه آزادی به‌علاوه ۱ ، $\hat{\sigma}_r^2$ واریانس اندازه‌اثر داخل هر گروه است که با معادله (۳۰) محاسبه شد و $\hat{\sigma}_e^2$ میانگین وزنی خطای نمونه‌گیری اندازه‌اثر است که با معادله (۳۱) محاسبه شده است.

$$\hat{\sigma}_r^2 = \frac{\sum_i w_i(r_i-\bar{r})^2}{\sum_i w_i} \quad (۳۰)$$

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{\sum_{i=1}^{k} w_i\hat{\sigma}_{e_i}^2}{\sum_{i=1}^{k} w_i} = \frac{k}{\sum_{i=1}^{k}\frac{1}{\hat{\sigma}_{e_i}^2}} \quad (۳۱)$$

آمارهٔ آزمون Q و سطح معناداری مربوط به آن نشان می‌دهد فرضیهٔ خنثی (صفربودن واریانس بین اندازه‌اثرها) رد می‌شود یا خیر. در صورت همگرایی اندازه‌اثرهای داخل گروه، یک اندازه‌اثر مشترک وجود دارد که همهٔ آزمون‌ها آن را نشان می‌دهند. برای محاسبه اندازه‌اثر مشترک باید از الگوی اثرات ثابت استفاده کرد. در صورت واگرایی اندازه‌اثرهای درون گروه، استدلال می شود اندازه‌اثرهای متفاوتی وجود دارد که در هر آزمون، یکی از آنها اندازه‌گیری شده است. برای محاسبهٔ اندازه‌اثر مشترک باید از الگوی اثرات تصادفی استفاده کرد. بعد از آزمون فرضیه‌ها به‌کمک معناداری اندازه‌اثر مشترک، سعی شد با تغییر شرایط پژوهش، نیرومندی نتایج آزمون فرضیه‌ها آزمون شود. در بخش بعد یافته‌های مرتبط با فرضیه‌ها گزارش شده است.

**یافته‌ها**

در این بخش آزمون های آماری صورت‌گرفته برای بررسی مصادیق فرضیه‌ها و اظهارنظر در تأیید یا نبود تأیید هریک از فرضیه‌های پژوهش ارائه می‌شود. نتایج مرتبط با آزمون فرضیه اول در جدول (۲) ارائه شده است.

**جدول (۲) نتایج آزمون فرضیهٔ ۱؛ تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ**

**Table (2) The results of testing hypothesis 1; The effect of information asymmetry on the cost of equity capital**

| الگو | اندازه‌اثر مشترک | فاصله اطمینان۰/۹۵ | | آزمون میانگین | | آزمون ناهمگنی | | وضعیت فرضیه |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | حد پایین | حد بالا | آماره Z | سطح معناداری | آماره Q | سطح معناداری | |
| اثرات ثابت | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۴ | ۱۷/۰۸ | ۰/۰۰۰ | ۶۳۷۳ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| اثرات تصادفی | ۰/۰۲۱ | ۰/۰۱۷ | ۰/۰۲۴ | ۱۲/۵۸ | ۰/۰۰۰ | | | |

طبق نتایج جدول (۲) با توجه به اینکه سطح معناداری آزمون همگنی کمتر ۱٪ است. فرض صفر آزمون یعنی صفربودن واریانس اندازه‌اثرها رد می شود و به‌عبارتی اندازه‌اثرها واگرا هستند؛ بنابراین از الگوی اثرات تصادفی برای محاسبهٔ اندازه‌اثر مشترک استفاده می شود و چون سطح معناداری آزمون میانگین به سطر اثرات تصادفی کمتر ۱٪ مربوط است. فرض صفر آزمون به‌نشانهٔ صفربودن اندازه‌اثر مشترک رد می شود و به‌عبارتی اندازه‌اثر مشترک تفاوت معناداری با صفر دارد. برای آزمون نیرومندی[1] نتایج فرضیه اول، این فرضیه در گروه‌های مختلف سال مطالعه، شاخص H، متغیر کنترلی، تعداد مشاهدات و طول زمانی مطالعه آزمون شد. نتایج آن در جدول (۳) آمده است.

**جدول (۳) نتایج آزمون نیرومندی**

**Table (3) The results of robustness check**

| طبقه بندی | گروه | الگو | اندازه‌اثر مشترک | فاصله‌اطمینان۰/۹۵ | | آزمون میانگین | | آزمون ناهمگنی | | وضعیت فرضیه |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | حدکم | حدزیاد | آماره Z | سطح معناداری | آماره آزمون Q | سطح معناداری | |
| تعداد مشاهدات | ۲۰ – ۱۰۰۰ | تصادفی | ۰/۰۸۷** | ۰/۰۱۴ | ۰/۱۶۰ | ۲/۳۲۸ | ۰/۰۲۰ | ۱۸۹۴ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| | ۱۰۰۱ – ۸۰۰۰ | تصادفی | ۰/۰۴۱*** | ۰/۰۲۲ | ۰/۰۶۰ | ۴/۱۷۶ | ۰/۰۰۰ | ۵۷۲ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| | ۸۰۰۱ – ۳۱۰۰۰ | تصادفی | ۰/۰۱۴** | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۲۶ | ۲/۴۱۸ | ۰/۰۱۶ | ۱۳۲۵ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| | ۳۱۰۰۱ – ۹۷۰۰۰۰ | تصادفی | ۰/۰۰۹*** | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۱۲ | ۶/۰۷۸ | ۰/۰۰۰ | ۲۱۱۹ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| طول زمان داده‌ها | ۳–۱ سال | تصادفی | ۰/۰۱۲*** | ۰/۰۴۹ | ۰/۱۹۳ | ۳/۲۷۷ | ۰/۰۰۱ | ۱۵۷۷ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| | ۱۰–۴ سال | تصادفی | ۰/۰۲۶*** | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۳۷ | ۴/۷۱۰ | ۰/۰۰۰ | ۱۸۳۰ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| | ۱۷–۱۱ سال | تصادفی | ۰/۰۰۱ | -۰/۰۰۷ | ۰/۰۱۰ | ۰/۲۷۸ | ۰/۷۸۱ | ۶۹۵ | ۰/۰۰۰ | رد |
| | ۲۶–۱۸ سال | تصادفی | ۰/۰۰۳*** | -۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۵ | ۱/۹۵۱ | ۰/۰۰۰ | ۹۴۰ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| متغیر کنترلی | ندارد | تصادفی | ۰/۰۷۷*** | ۰/۰۵۸ | ۰/۰۹۵ | ۸/۱۴۵ | ۰/۰۰۰ | ۲۵۰۴ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| | دارد | تصادفی | ۰/۰۱۰*** | ۰/۰۰۷ | ۰/۰۱۳ | ۷/۵۱۰ | ۰/۰۰۰ | ۲۹۵۶ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| سال | ۱۹۸۰–۱۹۷۰ | تصادفی | ۰/۰۸۷*** | ۰/۰۴۱ | ۰/۱۳۳ | ۳/۷۱۲ | ۰/۰۰۰ | ۲۶۰ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| | ۲۰۰۰–۱۹۸۱ | تصادفی | -۰/۰۰۳ | -۰/۰۱۲ | ۰/۰۰۵ | -۰/۷۵۴ | ۰/۴۵۱ | ۵۴۳ | ۰/۰۰۰ | رد |
| | ۲۰۱۰–۲۰۰۱ | تصادفی | ۰/۰۱۶*** | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۱۹ | ۱۰/۶۰۳ | ۰/۰۰۰ | ۲۶۱۵ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| | ۲۰۲۰–۲۰۱۱ | تصادفی | ۰/۱۱۸*** | ۰/۰۷۶ | ۰/۱۶۰ | ۵/۴۵۸ | ۰/۰۰۰ | ۲۲۲۹ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| شاخص H | ۱ الی ۶۰ | تصادفی | ۰/۰۸۲*** | ۰/۰۵۶ | ۰/۱۰۸ | ۶/۱۱۹ | ۰/۰۰۰ | ۳۰۴۰ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| | ۶۱ الی ۱۵۰ | تصادفی | -۰/۰۰۶ | -۰/۰۴۴ | ۰/۰۳۲ | -۰/۳۰۰ | ۰/۷۶۴ | ۲۰۴ | ۰/۰۰۰ | رد |
| | ۱۵۱ الی ۲۱۰ | تصادفی | ۰/۰۱۸*** | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۲۱ | ۱۱/۳۶۵ | ۰/۰۰۰ | ۲۴۳۷ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| | ۲۱۱ الی ۳۰۰ | تصادفی | ۰/۰۰۸* | -۰/۰۰۱ | ۰/۰۱۷ | ۱/۷۸۳ | ۰/۰۷۵ | ۴۹۸ | ۰/۰۰۰ | تأیید |

*** معنادار در سطح ۱٪، ** معنادار در سطح ۵٪، * معنادار در سطح ۱۰٪

1. Robustness check

طبق نتایج جدول (۳)، در همهٔ طبقات سطح معناداری آزمون همگنی کمتر ۱٪ است؛ درنتیجه فرضیه صفر آزمون یعنی صفربودن واریانس اندازه‌اثرها رد می شود و به عبارتی اندازه‌اثرها واگرا هستند؛ بنابراین در همهٔ طبقات از الگوی اثرات تصادفی برای محاسبهٔ اندازه‌اثر مشترک استفاده شده است. در همهٔ موارد (به‌جز طبقات با طول زمان ۱۱ تا ۱۷سال، سال انتشار ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۰ و شاخص H ۶۱ تا ۱۵۰) سطح معناداری آزمون میانگین کمتر از ۱۰٪ است و فرض صفر آزمون به‌نشانهٔ صفربودن اندازه‌اثر مشترک رد می شود و به‌عبارتی اندازه‌اثر مشترک تفاوت معناداری با صفر دارد. در سایر موارد که سطح معناداری آزمون میانگین بیشتر ۱۰٪ است، فرض صفر آزمون به‌نشانهٔ صفربودن اندازه‌اثر مشترک رد نمی شود و به‌عبارتی اندازه‌اثر مشترک تفاوت معناداری با صفر ندارد. نتایج آزمون فرضیه‌های ۲ الی ۹ در جدول شماره (۴) ارائه شده است.

**جدول (۴) نتایج آزمون فرضیهٔ ۲ الی۹؛ تأثیر ابعاد عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام**

**Table (4) The results of testing hypothesis 2 to 9; The effect of information asymmetry dimensions on cost of equity capital**

| متغیر مستقل | الگو | اندازه‌اثر مشترک | فاصله اطمینان۰/۹۵ | | آزمون میانگین | | آزمون ناهمگنی | | وضعیت فرضیه |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | حد پایین | حد بالا | آماره آزمونZ | سطح معناداری | آماره آزمونQ | سطح معناداری | |
| تح–ه فرضیه۲ | اثرات تصادفی | ۰/۰۴۳ | -۰/۰۱۱ | ۰/۰۹۶ | ۱/۵۵۵ | ۰/۱۲۰ | ۲۲/۲۴۶ | ۰/۰۰۰ | رد |
| اف–ه فرضیه۳ | اثرات تصادفی | ۰/۰۱۷** | -۰/۰۰۱ | ۰/۰۳۴ | ۱/۸۳۳ | ۰/۰۶۷ | ۱۷۷/۷۲۰ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| تع–ه فرضیه۴ | اثرات تصادفی | ۰/۰۰۷*** | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۱۲ | ۲/۸۲۶ | ۰/۰۰۴ | ۷۷۲/۰۵۶ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| نق–ه فرضیه۵ | اثرات تصادفی | ۰/۰۸۹*** | ۰/۰۵۲ | ۰/۱۲۶ | ۴/۷۲۵ | ۰/۰۰۰ | ۳۰۷/۲۰۶ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| اط–ه فرضیه۶ | اثرات تصادفی | ۰/۰۱۵*** | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۱۹ | ۷/۸۵۲ | ۰/۰۰۰ | ۱۸۰۲/۶۹۴ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| شک–ه فرضیه۷ | اثرات تصادفی | ۰/۰۲۰*** | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۲۶ | ۷/۳۶۲ | ۰/۰۰۰ | ۱۰۹۰/۲۳۵ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| شف–ه فرضیه۸ | اثرات تصادفی | ۰/۰۲۳*** | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۳۵ | ۳/۶۶۵ | ۰/۰۰۰ | ۱۱۸۰/۰۴۴ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| نو–ه فرضیه۹ | اثرات تصادفی | ۰/۰۸۷ | -۰/۲۳۶ | ۰/۳۹۳ | ۰/۵۲۰ | ۰/۶۰۳ | ۵۶۶۳/۳۴۴ | ۰/۰۰۰ | رد |

*** معنادار در سطح ۱٪، ** معنادار در سطح ۵٪، * معنادار در سطح ۱۰٪

طبق نتایج جدول (۴)، برای همهٔ فرضیه‌ها سطح معناداری آزمون همگنی کمتر ۱٪ است؛ بنابراین فرض صفر آزمون یعنی صفربودن واریانس اندازه‌اثرها رد می‌شود و به‌عبارتی اندازه‌اثرها واگرا هستند؛ پس از الگوی اثرات تصادفی برای محاسبهٔ اندازه‌اثر مشترک استفاده شده است. در همهٔ فرضیه‌ها به‌جز فرضیه‌های ۲ و ۹ سطح معناداری آزمون میانگین کمتر ۱۰٪ است و بنابراین فرضیه صفر آزمون به‌نشانهٔ صفربودن اندازه‌اثر مشترک رد می شود و به‌عبارتی اندازه‌اثر مشترک تفاوت معناداری با صفر دارد؛ یعنی کیفیت تحلیل‌گران و نوسان درآمد بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر ندارد و کیفیت افشا، کیفیت اقلام تعهدی، نبود نقد شوندگی، احتمال معامله

مبتنی‌بر اطلاعات محرمانه، شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش و شفافیت سود بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر دارد. نتایج آزمون فرضیه‌های ۱۰ الی ۱۲ در جدول شمارهٔ (۵) ارائه شده است.

**جدول (۵) نتایج آزمون فرضیهٔ۱۰ الی۱۲؛ تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر ابعاد هزینهٔ سرمایهٔ سهام**

**Table (5) The results of testing hypothesis 10 to 12; The effect of information asymmetry on cost of equity capital dimensions**

| متغیر مستقل | الگو | اندازه‌اثر مشترک | فاصله اطمینان ۰/۹۵ | | آزمون میانگین | | آزمون ناهمگنی | | وضعیت فرضیه |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | حدپایین | حد بالا | آماره آزمونZ | سطح معناداری | آماره آزمونQ | سطح معناداری | |
| عد-قی فرضیه۱۰ | اثرات تصادفی | ۰/۰۷۰*** | ۰/۰۵۵ | ۰/۰۸۵ | ۹/۱۳۸ | ۰/۰۰۰ | ۲۹۹۴/۱۶۹ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| عد-ض فرضیه۱۱ | اثرات تصادفی | ۰/۰۲۰*** | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۳۵ | ۲/۷۱۷ | ۰/۰۰۷ | ۷۵۶/۲۰۵ | ۰/۰۰۰ | تأیید |
| عد-با فرضیه۱۲ | اثرات تصادفی | ۰/۰۰۸*** | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۱۱ | ۵/۷۹۲ | ۰/۰۰۰ | ۱۹۷۹/۷۸۲ | ۰/۰۰۰ | تأیید |

*** معنادار در سطح ۱٪، ** معنادار در سطح ۵٪، * معنادار در سطح ۱۰٪

طبق نتایج جدول (۵) در هر سه فرضیه سطح معناداری آزمون همگنی کمتر ۱٪ است و فرضیه صفر آزمون یعنی صفربودن واریانس اندازه‌اثرها رد می شود و به‌عبارتی اندازه‌اثرها واگرا هستند؛ بنابراین از الگوی اثرات تصادفی برای محاسبهٔ اندازه‌اثر مشترک استفاده شده است. ازطرفی در همهٔ فرضیه‌ها سطح معناداری آزمون میانگین کمتر ۱٪ است و درنتیجه فرض صفر آزمون به‌نشانهٔ صفربودن اندازه‌اثر مشترک رد می‌شود و اندازه‌اثر مشترک تفاوت معناداری با صفر دارد. درمجموع عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام حاصل از الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، هزینهٔ سرمایهٔ ضمنی و بازهٔ واقعی تأثیر مثبت دارد.

## نتایج و پیشنهادها

هزینهٔ سرمایهٔ سهام به‌دلیل جایگاهی که در ثروت سهام‌دار دارد، اهمیت ویژه‌ای برای مدیران دارد؛ به همین دلیل آنها سعی می‌کنند در حد امکان آن را کاهش دهند. یکی از روش‌های کاهش هزینهٔ سرمایهٔ، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی است که به کاهش ریسک اطلاعاتی منجر می‌شود. گسترهٔ اصول بیانگر تضاد نتایج دربارهٔ رابطه عدم تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام است؛ بنابراین در این پژوهش هدف فراتحلیل تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ است تا واگرایی پژوهش‌ها و دلایل آن شفاف شود. در این راستا یکی از دستاوردهای مهم تشخیص ابعادی از عدم تقارن اطلاعاتی است که تأثیر بیشتری بر هزینهٔ سرمایهٔ دارد و شاخص‌هایی از هزینهٔ سرمایهٔ سهام که تأثیر بیشتری از عدم تقارن اطلاعاتی می‌پذیرد. در فراتحلیل فرضیه اول مطابق جدول (۲) رابطهٔ کلی هزینهٔ سرمایهٔ سهام و عدم تقارن اطلاعاتی بررسی شد که نشان داد این رابطه مثبت و معنادار است؛ یعنی هراندازه که اطلاعات به بازار مخابره نشود (یعنی اطلاعات بین مدیران و بازار متفاوت باشد) یا اطلاعات بین دو سهام‌دار متفاوت باشد، ریسک ناشی از این تفاوت اطلاعاتی باعث می‌شود بازار سرمایه نرخ تنزیل بیشتری در ارزش‌گذاری سهام شرکت استفاده کند و درنتیجه ارزش ذاتی و درنهایت ثروت سهام‌دار سقوط کند؛ یعنی به‌طور منطقی زیادبودن عدم تقارن اطلاعاتی ثروت سهام‌دار را کاهش و کم‌بودن آن ثروت سهام‌دار را افزایش می‌دهد. برای بررسی نیرومندی فرضیهٔ ۱، این فرضیه در شرایط مختلف طبق جدول (۳) آزمون شد؛ برای مثال تعداد مشاهدات در پژوهش‌های مختلف در چهار دسته بررسی شد و مشخص شد تغییر در تعداد مشاهدات تأثیری در نتیجهٔ پژوهش ندارد و نیرومندی فرضیهٔ ۱ تأیید شد. سپس طول دورهٔ زمانی در پژوهش‌های مختلف در چهار دسته بررسی و مشاهده شد که به‌جز طول دوره ۱۱ تا ۱۷

سال، در تمام طول دوره‌ها نتیجه ثابت است؛ یعنی فرضیهٔ ۱ در طول دورهٔ ۱۱ تا ۱۷ تأیید نشده است و این ممکن است به‌دلیل شرایط خاص در این طول دوره در کشورهای درحال مطالعه باشد؛ درنتیجه این فرصتی است برای پژوهش‌های آتی که بررسی کنند چه شرایطی باعث شده است در طول دورهٔ ۱۱ تا ۱۷ سال رابطهٔ هزینهٔ سرمایهٔ سهام و عدم تقارن اطلاعاتی مخدوش شود. در مرحلهٔ بعد تأثیر وجود یا نبود وجود متغیر کنترلی بر فرضیهٔ ۱ بررسی شد و مشاهده شد که با وجود یا بدون وجود متغیر کنترلی همچنان فرضیهٔ ۱ صادق است. در ادامه سال انجام پژوهش به چهار دسته تقسیم و مشاهده شد که به‌جز دورهٔ ۱۹۸۱ الی ۲۰۰۰، در تمام دوره‌های زمانی نتیجه ثابت است و شرایط خاصی فقط در دهه ۸۰ تا ۹۰ رخ داده که باعث نبود تأیید فرضیهٔ ۱ در آن دوره شده است. شناخت این شرایط در پژوهش‌های آتی اهمیت زیادی دارد. شاخص H که اعتبار مجلات ناشر پژوهش را نشان می‌دهد نیز در پنج گروه دسته‌بندی و بررسی و مشخص شد در شاخص‌های H بیشتر، نیرومندی فرضیهٔ ۱ تأیید می‌شود، فقط در شاخص H بین ۶۱ الی ۱۵۰ این فرضیه تأیید نشده است.

به‌دلیل متفاوت‌بودن تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام، یکی از دلایل تضاد نتایج استفاده از معیارهای مختلف اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی است؛ درنتیجه مطابق جدول ۴ در فرضیه‌های ۲ تا ۹ بررسی شد آیا شاخص‌های مختلف عدم تقارن اطلاعاتی تأثیر متفاوتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام می‌گذارد یا خیر. در فراتحلیل فرضیهٔ ۲ تأثیر کیفیت تحلیل‌گران بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأیید نشد، درحالی‌که انتظار می‌رفت کیفیت و کمیت تحلیل به توزیع بیشتر اطلاعات و درنتیجه کاهش ریسک اطلاعاتی منجر شود. ازطرف دیگرتعداد زیاد یا کم کسانی که سهام را تحلیل می‌کنند و کیفیت تحلیل آنها، تأثیری بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام ندارد. دلیل آن ممکن است ضعف نظام حاکمیتی بازار سرمایه در منع معامله تحیلگران در بازار باشد؛ به‌طوری‌که خود تحلیل‌گران با اطلاعات بیشتری که در اختیار دارند به سرمایه‌گذاران طرف معاملهٔ خود ریسک اطلاعاتی تحمیل کنند. این فرضیه با بوتاسان و همکاران (2004) هماهنگ و با بوتاسان (1997) ناهماهنگ است. فراتحلیل فرضیهٔ ۳ نشان می‌دهد هرچه افشای بیشتری صورت گیرد، یعنی مدیران اطلاعات بیشتری به بازار عرضه کنند، ریسک اطلاعاتی کمتر می‌شود؛ چون هم تفاوت اطلاعات بین مدیران و سهام‌دار کم می‌شود و هم برتری اطلاعاتی سهام‌داران ویژه ازبین می‌رود؛ درنتیجه سهام‌دارانی که اطلاعات کمتری دارند، سهام را با نرخ تنزیل کمتری ارزشیابی می‌کنند و از معامله با سهام‌داران دیگر احساس خطر نمی‌کنند و درنهایت ثروت سهام‌دار زیاد می‌شود. با توجه به اینکه اقلام تعهدی ممکن است تأثیر زمان‌بندی در تحقق سود و جریان نقدی داشته باشد. این فرضیه با صالح[1] و همکاران (2019) هماهنگ و با دمارکین[2] و همکاران (2012) و بوتاسان و پلام (2002) ناهماهنگ است. فراتحلیل فرضیهٔ ۴ بیان می‌کند هرچه مدیران از اقلام تعهدی اختیاری کمتری استفاده کنند و درنتیجه کیفیت اقلام تعهدی بیشتر بشود، سرمایه‌گذاران ریسک سرمایه‌گذاری کمتری احساس کرده، سهام را با نرخ تنزیل کمتری ارز شیابی می‌کنند و این باعث کاهش هزینهٔ سرمایهٔ سهام و درنتیجه افزایش ارزش سهام می شود. این فرضیه با آکینز[3] و همکاران (2011) هماهنگ و با احمد[4] و همکاران (2022) ناهماهنگ است. طبق فرضیهٔ ۵ انتظار می‌رود (با فرض اینکه اطلاعات بیشتر و یکنواخت در بازار سرمایه به بیشترشدن نقدشوندگی سهام منجر می شود) نبود نقدشوندگی با هزینهٔ سرمایهٔ ارتباط مثبت داشته باشد. به‌عبارتی نقدشوندگی به کاهش هزینهٔ معاملات و هزینهٔ سرمایهٔ سهام منجر می‌شود. نتیجه نشان می‌دهد این انتظار در فراتحلیل نتایج گذشته تحقق یافته است. در استدلال‌های نظری درخصوص تأثیر سرمایه‌گذاران آگاه بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام اختلاف نظر وجود دارد. ازطرفی وجود سهام‌دار، آگاه سهام‌دار ناآگاه را با ریسک اطلاعاتی مواجه می‌کند و در نقطهٔ مقابل آن وجود سهام‌دار آگاه باعث تقویت اطلاعاتی کل بازار می شود. این فرضیه با فو و همکاران (2012) هماهنگ و ایزیلی و همکاران (2002) و مسلم و استیوان (2021) ناهماهنگ است. فراتحلیل فرضیهٔ ۶ نشان داد رویکرد اول در اصول تجربی تأیید می‌شود. به عبارتی افزایش احتمال معامله مبتنی‌بر اطلاعات محرمانه باعث افزایش هزینهٔ سرمایهٔ شده است. این فرضیه با سکوهوانگ و همکاران (2013)

---

[1]. Salleh
[2]. Demirkan
[3]. Akins
[4]. Ahmed

هماهنگ و با آکینز و همکاران (2011) ناهماهنگ است. فرضیهٔ ۷ بیان می‌کند شکاف قیمتی پیشنهادی خرید و فروش باعث افزایش هزینهٔ سرمایهٔ می‌شود؛ چراکه پیشنهاد دو قیمت متفاوت برای معامله نشانه وجود دو نوع اطلاعات است که بر دو قیمت متفاوت دلالت دارد، ضمن اینکه درستی هیچ‌کدام شایان تأیید نیست. این ضعف اطلاعاتی، ریسک اطلاعات و هزینهٔ سرمایهٔ را افزایش می‌دهد. تأیید این فرضیه بیانگر وجود این نوع از ریسک اطلاعاتی در بازار سرمایه است. فرضیه با یاسین[1] و همکاران (2015) هماهنگ و با آکینز و همکاران (2011) و ایزیلی و همکاران (2002) ناهماهنگ است. فراتحلیل فرضیهٔ ۸ نشان می‌دهد شفافیت بیشتر سود به توضیح بیشتر رابطه بازده- سود منجر می شود و این ناشی از افشای بیشتر درخصوص بازده سهام می شود و نرخ تنزل را کاهش می‌دهد؛ درنتیجه ریسک سرمایه‌گذاری در سهام کاهش می‌یابد و کاهش هزینهٔ سرمایهٔ سهام را درپی دارد. این فرضیه با بارت و همکاران (2013) هماهنگ است. طبق فرضیهٔ ۹ انتظار می‌رود ازیک‌طرف نوسان قیمت نشانهٔ فراوانی زیاد تزریق اطلاعات به بازار باشد و باعث کاهش نرخ تنزل شود. از طرف دیگر انتظار می‌رود نوسان نشان‌دهندهٔ ابهام اطلاعاتی و درنتیجه افزایش نرخ تنزیل شود. نبود تأیید این فرضیه طبق جدول ۴ نشانهٔ نبود غلبهٔ هیچ‌کدام از این دو رویکرد است. این فرضیه با مولر و همکاران (2007) هماهنگ و با فنگ[2] (2021) ناهماهنگ است.

به‌دلیل متفاوت‌بودن تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی در هزینهٔ سرمایهٔ سهام، یکی از دلایل تضاد نتایج استفاده از معیارهای مختلف اندازه‌گیری هزینهٔ سرمایهٔ سهام است. مطابق جدول۵ در فرضیه‌های ۱۰ تا ۱۲ بررسی شد آیا عدم تقارن بر ابعاد مختلف هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر متفاوتی می‌گذارد یا خیر. فراتحلیل فرضیهٔ۱۰ نشان می‌دهد در پژوهش‌های بررسی‌شده، وقتی هزینهٔ سرمایهٔ سهام با کمک الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای محاسبه شده باشد، عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ تأثیر مثبت و معناداری داشته است. دلیل این موضوع اینست که ریسک سیستماتیک بتا (همبستگی بازده سهم با بازده بازار) با عدم تقارن اطلاعاتی رابطه دارد؛ یعنی با افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بازار سهم را نه براساس اطلاعات سهم که براساس شاخص بازار ارزش‌گذاری می‌کنند (افزایش بتا) و با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی سرمایه‌گذار سهم را براساس اطلاعات سهم (نه براساس شاخص بورس) ارزش‌گذاری می‌کند و بتا کاهش می‌یابد و باعث کاهش هزینهٔ سرمایهٔ سهام می شود. این فرضیه با بارت و همکاران (2013) و فنگ (2021) هماهنگ آلنکار[3] (2005) ناهماهنگ است. فراتحلیل فرضیهٔ ۱۱ نشان می‌دهد در پژوهش‌های بررسی‌شده، وقتی هزینهٔ سرمایهٔ سهام با کمک هزینهٔ سرمایهٔ سهام ضمنی محاسبه شده باشد، عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ تأثیر مثبت و معناداری داشته است؛ یعنی سبد سهام سرمایه‌گذاران به‌طورکامل متنوع سازی نشده است و علاوه‌بر عامل سیستماتیک، عامل غیرسیستماتیک عدم تقارن اطلاعاتی نیز روی هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر گذاشته است. این فرضیه با پنگ‌هی و همکاران (2013) و باتاچاریا[4] و همکاران (2012) هماهنگ و با بوتاسان و پلام (2002) و دمارکین و همکاران (2012) ناهماهنگ است. فراتحلیل فرضیهٔ ۱۲ نشان می‌دهد در پژوهش‌های بررسی شده، وقتی هزینهٔ سرمایهٔ سهام با کمک هزینهٔ سرمایهٔ سهام با بازهٔ واقعی محاسبه شده باشد، عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام تأثیر مثبت و معناداری داشته است؛ یعنی عدم تقارن اطلاعاتی با بازده واقعی (تاریخی) تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته است. چون عدم تقارن اطلاعاتی درتأثیر عوامل غیرسیستماتیک بوده و بازده واقعی درتأثیر عوامل سیستماتیک و غیرسیستماتیک است، درنتیجه سبد سهام سرمایه‌گذاران به‌طور کامل متنوع‌سازی نشده است. این فرضیه با آمیهود و مندلسون[5] (1986) و یاسین و همکاران (2015) هماهنگ و با ولکر[6] (1995) ناهماهنگ است.

این پژوهش محدود به سال‌های۱۹۸۶ تا ۲۰۲۲ (تاریخ مقالات) و محدود به روش فراتحلیل است. ابعاد عدم تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام محدود به شاخص‌هایی است که در مطالعات قبلی استفاده شده است. به پژوهشگران آتی پیشنهاد می شود نتایج

---

1. Yassin
2. Feng
3. Alencar
4. Bhattacharya
5. Amihud and Mendelson
6. Welker

این پژوهش را با رویکرد تجربی آزمون کنند، دلیل نبود تأثیر کیفیت تحلیل‌گران و نو سان درآمد بر هزینهٔ سرمایهٔ سهام و علت رابطهٔ غیرمعنادار بین هزینهٔ سرمایهٔ سهام و عدم تقارن اطلاعاتی را در سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۰ و نشریات با شاخص H ۶۱ تا ۱۵۰ بررسی کنند و درنهایت نتایج این پژوهش را در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته مقایسه کنند.

**منابع فارسی**


ابوطالبی، حمید. (۱۳۹۸). فراتحلیل تأثیر مستقیم و غیر مستقیم حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی شرکتها، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.

اسماعیلی، الهه. (۱۴۰۱). فراتحلیل کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی در بهبود ریسک، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.

شکاری، بشیر، حجازی، رضوان، طالب نیا، قدرت اله وکیلی‌فرد، حمیدر ضا. (۱۴۰۰). الگوی اثر سطح رقابتی بورس اوراق بهادار بر عدم تقارن اطلاعاتی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۴۲ (۱۲) ، ۱-۳۲.

عسگرنژاد نوری، باقر. (۱۳۹۷). عوامل مؤثر در بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد فراتحلیل. *نشریه مدیریت دارایی و تامین مالی*، ۶(۱) ۲۹-۵۰.

فاضلیان، زینب. (۱۳۹۸). فراتحلیلی بر کارآیی بازار اختیارات: رویکرد روابط قیمت‌گذاری بدون آربیتراژ، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.

مران‌جوری، مهدی و رضوانی، جهانگیر. (۱۳۹۷). فراتحلیل در تحقیقات حسابداری. *حسابداری و منافع اجتماعی*، ۸(۳)، ۱۲۵-۱۴۷.


**References**


Aboutalebi, H. (2019). *A Meta-Analysis of Direct and Indirect Effect of Corporate Governance on Firms` Financial Performance*. Master Thesis, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan [In Persian].

Adle, A. A., & Akdemir, Ö. (2019). Achieving competitive advantage in technology-based industry: How developing intellectual capital matters. *International Journal of E-business and E-government Studies*, *11*(2), 89-103. https://doi.org/10.34111/ijebeg.20191121

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

Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, *17*, 233-249. https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90065-6

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

Armstrong, C. S., Core, J. E., Taylor, D. J., & Verrecchia, R. E. (2011). When does information asymmetry affect the cost of capital?. *Journal of Accounting Research*, *49*, 1-10. https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2010.00391.x

Asgarnezhadnouri, B. (2018). Factors affecting stock return of firms listed in Tehran Stock Exchange: Meta-analysis approach. *Journal of Asset Management and Financing*, *6*(1), 29-50 https://doi.org/10.22108/amf.2017.21193 [In Persian].

Association for Investment Management and Research (AIMR). (2001). *Analysts, portfolio managers say volume, quality of information have fallen under regulation FD AIMR Member Survey Shows*. (n. p).

Barth, M. E., Konchitchki, Y., & Landsman, W. R. (2013). Cost of capital and earnings transparency. *Journal of Accounting and Economics*, *55*, 206–224. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2013.01.004

Becker, C. L., DeFond, M. L., Jiambalvo, J., & Subramanyam, K. R. (1998). The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research*, *15*(1), 1-24. https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1998.tb00547.x

Berton, L. (1994). Companies pressure accounting panel to modify demands for more data. *Wall Street Journal*, *2*.

Bhattacharya, N., Ecker, F., Olsson, P., & Schipper, K. (2012). Direct and mediated associations among earnings quality, information asymmetry, and the cost of equity. *Accounting Review*, *87*(2), 449-482. https://doi.org/10.2308/accr-10200

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. (1997). Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review*, *72*(3), 323-349.

Botosan, C. (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, A., & Plumlee, M. (2002). 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., 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

Brockman, P., & Chung, D. Y. (1999). Bid-ask spread components in an order-driven environment. *Journal of Financial Research*, 22, 227–246. https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.1999.tb00724.x

Brown, S. J., & Warner, J. B. (1985). Using daily stock returns, the case of event studies. *Journal of Financial Economics*, 14, 3–31. https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90042-X

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

Byard, D., & Shaw, K. (2002). *Corporate Disclosure Quality and Properties of Analysts' Information Environment*. Working paper, University of Missouri. https://doi.org/10.1177/0148558X0301800304

Clarkson, P., Guedes, J., & Thompson, R. (1996). On the diversification, observability, and measurement of estimation risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31(1), 69-84. https://doi.org/10.2307/2331387

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

Corwin, S. (2003). The determinants of underpricing for seasoned equity offers. *The Journal of Finance*, *58*(5), 2249-2279. https://doi.org/10.1111/1540-6261.00604

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

Demsetz, H. (1968). The cost of transacting. *The Quarterly Journal of Economics*, 82(1), 33-53. https://doi.org/10.2307/1882244

Devos, E., Devos, E., Ong, S., & Spieler, A. (2019). Information asymmetry and REIT capital market access. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 59(1), 90-110. https://doi.org/10.1007/s11146-018-9678-8

Dhaliwal, D., S., Li, O. Z., Tsang, A., & Yang, Y. G. (2011). Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting. *The Accounting Review*, 86, 59–100. https://doi.org/10.2308/accr.00000005

Diamond, D., & Verrecchia, R. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *Journal of Finance*, 46, 1325-1359. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04620.x

Duarte, J., & Young, L. (2009). Why is PIN priced? *Journal of Financial Economics*, 91(2), 119-138. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.10.008

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

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

Easton, P., & Harris, T. (1991). Earnings as an explanatory variable for return. *Journal of Accounting Research*, *29*, 19-36. https://doi.org/10.2307/2491026

Easton, P. (2004). PE ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital. *The Accounting Review*, 79, 73–95. https://doi.org/10.2308/accr.2004.79.1.73

Eleswarapu, V., Thompson, R., & Venkataraman, K. (2004). The impact of regulation fair disclosure: Trading costs and information asymmetry. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *39*(2), 209-225. https://doi.org/10.1017/S0022109000003045

Esmaeili, E. (2022). *Meta-analyzing the efficiency of stock index futures hedging in improving risk*. Master Thesis, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan [In Persian].

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), 1371-1392. https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2007.02064.x

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

Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The Capital asset pricing model: Theory and evidence. *Journal Economics*, 18, 25–46. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.440920

Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116, 1-22. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010

Fama, E. F., & French, K. R. (2018). Choosing factors. *Journal of Financial Economics*, 128(2), 234-253. https://doi.org/10.22059/frj.2021.316171.1007116

Fazelian, Z. (2020). *A Meta-Analysis on Option Market Efficiency: No-Arbitrage Option Pricing Relations Approach*. Master Thesis, University of Isfahan [In Persian].

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

Francis, J. R., Khurana, I. K., & Pereira, R. (2005). Disclosure incentives and effects on cost of capital around the world. *The Accounting Review*, 80(4), 1125-1162. https://doi.org/10.2308/accr.2005.80.4.1125

Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2004). Cost of capital and earnings attributes. *The Accounting Review*, 79, 967-1011. https://doi.org/10.2308/accr.2004.79.4.967

Francis, J., Nanda, D., & Olsson, P. (2008). Voluntary disclosure, earnings quality, and cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 46(1), 53-99. https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2008.00267.x

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
Gebhardt, W., Lee, C., & Swaminathan, B. (2001). Toward an implied cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 39, 135-176. https://doi.org/10.1111/1475-679X.00007
Giner, B. (1997). The influence of company characteristics and accounting regulation on information disclosed by Spanish firms. *The European Accounting Review*, 6(1), 45-68. https://doi.org/10.1080/096381897336863
Gitman, L., & Mercurio, V. (1982). Cost of capital techniques used by major U.S. firms: Survey and analysis of Fortune's 1000. *Financial Management*, 11(4), 21-29. https://doi.org/10.2307/3665228
Glass, G. V., McGaw, B., & Smith M. L. (1981). *Meta-analysis in Social Research*. Beverly Hill, CA: Sage.
Gode, D., & Mohanram, P. (2003). Inferring the cost of capital using the Ohlson-Juettner model. *Review of Accounting Studies*, 8, 399–431. https://doi.org/10.1023/A:1027378728141
Gordon, J., & Gordon, M. (1997). The finite horizon expected return model. *Financial Analysts Journal*, 53(3), 52-61. https://doi.org/10.2469/faj.v53.n3.2084
Grossman, S. J., & Joseph, E. S. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Review*, 70, 393-408.
Guay, W., Kothari, S. P., & Shu, S. (2004). Properties of implied cost of capital using analysts' forecasts. *Australian Journal of Management*, 36(2), 125–149. http://dx.doi.org/10.1177/0312896211408624
Hail, L., & Leuz, C. (2006). International differences in the cost of equity capital: Do institutions and securities regulation matter? *Journal of Accounting Research*, 44(3), 485–531. https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2006.00209.x
Houqe, M. N., Ahmed, K., & Zijl, T. (2017). Audit quality, earnings management, and cost of Equity capital: Evidence from India. *International Journal of Auditing*, 21, 177-189. https://doi.org/10.1111/ijau.12087
Hughes, J., Liu, J., & Liu, J. (2007). Information asymmetry, diversification, and cost of capital. *The Accounting Review*, 82(3) 705-729. https://doi.org/10.2308/accr.2007.82.3.705
Hunter, J. E., & Schmidt, F. L. (2004). *Methods of Meta-Analysis: Correcting Error and Bias in Research Findings*. Sage Publications.
Ingram, M., & Margetis, S. (2011). A practical method to estimate the cost of equity capital for a firm using cluster analysis. *Management Finance*, 36, 160–167. https://doi.org/10.1108/03074351011014569
Kelly, P. J. (2014). Information efficiency and firm-specific return variation. *The Quarterly Journal of Finance*, *4*(4), 1-44. https://doi.org/10.1142/S2010139214500189
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
Khomsiyah, K., & Susanti, S. (2003). Pengungkapan, asimetri Informasi, dan cost of equity capital. *Jurnal Akuntansi dan Bisnis*, 5(3), 237-257. https://doi.org/10.34208/jba.v5i3.401
Klein, R., & Bawa, V. (1976). The effect of estimation risk on optimal portfolio choice. *Journal of Financial Economics*, *3*, 215-231. https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90004-0
Knutson, P. (1992). *Financial Reporting in the 1990's and beyond*. NY: Association for Investment Management and Research.
Kohli, R., & Devaraj, S. (2003). Measuring information technology payoff: A meta-analysis of structural variables in firm-level empirical research. *Information Systems Research*, *14*(2), 127-219. https://doi.org/10.1287/isre.14.2.127.16019
LaFond, R., & Watts, R. (2008). The information role of conservatism. *The Accounting Review*, 83(2), 447-478. https://doi.org/10.2308/accr.2008.83.2.447
Lambert, R., Leuz, C., & Verrecchia, R. E. (2012). Information asymmetry, information precision, and the cost of capital. *Review of Finance*, 16(1), 1-29. https://doi.org/10.1093/rof/rfr014
Lambert, R., & Verrecchia, R. (2010). *Cost of Capital in Imperfect Competition Settings*. Working paper, University of Pennsylvania, Oct. 2010.
Leland, H. (1992). Insider trading: Should it be prohibited?. *The Journal of Political Economy*, *100*(4), 859-887. https://doi/abs/10.1086/261843
Leuz, C., & Verrecchia, R. E. (2004). Firms' capital allocation choices, information quality and the cost of capital. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=495363 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.495363
Levitt, A. (1998). The importance of high-quality accounting standards. *Accounting Horizons*. 12(1), 79-82.
Lin, J. W., & Hwang, M. I. (2010). Audit quality, corporate governance, and earnings management: A Meta-analysis. *International Journal of Auditing*, 14(1), 57-77. https://doi.org/10.1111/j.1099-1123.2009.00403.x
Maranjory, M., & Rezvani, J. (2018). Meta-analysis in accounting research. *Journal of Accounting and Social Interests*, 8(3), 125-147. https://doi.org/10.22051/ijar.2017.14420.1279 [In Persian].
Mashruwala, C., & Mashruwala, S. (2011). The pricing of accruals quality: January vs. the rest of the year. *The Accounting Review*, 86(4), 1349–1381. https://doi.org/10.2308/accr-10035
McInnis, J. (2010). Earnings smoothness, average returns, and implied cost of equity capital. *The Accounting Review*, *85*(1), 315-341. https://doi.org/10.2308/accr.2010.85.1.315
Merton, R. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *Journal of Finance*, 43, 483-510.
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
Mohd, E. (2005). Accounting for software development costs and information asymmetry. *The Accounting Review*, 80, 1211–1231. https://doi.org/10.2308/accr.2005.80.4.1211
Mohanram, P., & Rajgopal, S. (2009). Is information risk (PIN) priced? *Journal of Accounting and Economics*, 47(3), 226-243. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2008.10.001
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
Muller. M., Guetter, A., & Loffler, G. (2019). *Equity Premium Prediction Using Informed Investor Information*. Ulm university Universitat.

Murni, S. A. (2004). Pengaruh luas ungkapan sukarela dan asimetri informasi terhadap cost of equity capital pada perusahaan publik di Indonesia. *Jurnal Riset Akuntansi Indonesia*, 192-206. http://doi.org/10.33312/ijar.116

Muslim, A. I., & Setiawan, D. (2021). Information asymmetry, ownership Structure 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

Mutia, I. D. (2013). Pengaruh informasi asimetri dan voluntary disclosure terhadap cost of capital pada perusahaan manufaktur yang terdaftar di bursa efek Indonesia. *Jurnal Reviu Akuntansi dan Keuangan*, *3*(1), 373-382. http://dx.doi.org/10.22219/jrak.v3i1.1469

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

Nuryaman, N. (2014). The influence of asymmetric information on the cost of capital with the earnings management as intervening variable. *Journal of Advanced Management Science*, *2*(1), 16542-49. https://doi.10.12720/joams.2.1.42-49

Ogden, J., Jen, F. C., & O'Connor, P. F. (2003). *Advanced Corporate Finance: Policies and Strategies*. Pearson College Division.

Ohlson, J. (1995). Earnings, book values and dividends in security valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11, 661-687. https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1995.tb00461.x

Ohlson, J. A., & Juettner-Nauroth, B. E. (2005). Expected EPS and EPS growth as determinants of value. *Review of Accounting Studies*, 10, 349-365. https://doi.org/10.1007/s11142-005-1535-3

Opare, S., Houqe, N., & van Zijl, T. (2019). Meta-analysis of the impact of adoption of IFRS on financial reporting comparability, market liquidity, and cost of capital. *A Journal of Accounting Finance and Business Studies*, *3*(57), 502-556. https://doi.org/10.1111/abac.12237

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

Qiu, Z., & Zheng, W. (2021). Information asymmetry, non-learnable payoff and the cost of capital. SSRN: https://ssrn.com/abstract=3876040 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3876040

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

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset price: A theory of Market Equilibrium under condition of risk. *Journal of Finance*, *19*, 425–442. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x

Shekari, B., Hejazi, R., Taleb Nia, G., & Vakilifard, H. (2018). Effects of the stock exchange competitive level on information asymmetry and cost of capital. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 11(42), 1-32 https://doi.org/10.22051/jera.2018.20118.2018 [In Persian].

Silber, W. (2005). What happened to liquidity when World War I shut NYSE?. *Journal of Financial Economics*, 78, 685–701. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.02.005

Seok Hwang, L., Jong Lee, W., Yeon Lim, S., & Ho Park, 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

Stoll, H. R. (1989). Inferring the components of the bid-ask spread: Theory and empirical tests. *Journal of Finance*, 44, 115–134. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb02407.x

Tessema, A. M., Garas, S., & Tee, K. (2017). The impact of Islamic accounting standards on information asymmetry: The case of Gulf Cooperation Council (GCC) member countries. *International Journal Islamic Middle East Finance*, 10, 170-185. https://doi.org/10.1108/IMEFM-09-2016-0129

Tetlock, P. C. (2010). Does public financial news resolve asymmetric information?. *The Review of Financial Studies*, 23(9), 3520-3557. https://doi.org/10.1093/rfs/hhq052

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?* (n. p). Accessed 27 Oct. 2000.

Valickova, P., Havranek, T., & Horvath, R. (2015). Financial development and economic growth: A meta-analysis. *Journal of Economic Surveys*, *29*(3), 506-526. https://doi.org/10.1111/joes.12068

Venkataraman, R. (2000). *The impact of SFAS 131 on Financial Analysts' Information Environment*. Working paper, Pennsylvania State University.

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

Wang, J. (1993). A model of intertemporal asset pricing under asymmetric information. *The Review of Economic Studies*. 60, 249-282. https://doi.org/10.2307/2298057

Welker, M. (1995). Disclosure policy, information asymmetry, and liquidity in equity markets. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 801-827. https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1995.tb00467.x

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.

Yassin, M. M., Ali, H. Y., & Hamdallah, M. E. (2015). The relationship between information asymmetry and stock return in the presence of accounting conservatism. *International Journal of Business and Management*, *10*(5), 126-133. https://doi.org/10.5539/ijbm.v10n5p126

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*. (n. p). https://ssrn.com/abstract=3683355