Journal of Advances in Finance and Investment
Volume 6, Issue 1, 2025
pp. 135-164.
Paper type: Research paper

The role of information disclosure dimensions on pricing the probability of using confidential information

Mohsen Hamshi[1], Rahim Bonabi Ghadim[2], Heydar Mohammadzadeh Salteh[3]

Received: 23/04/2024 Accepted: 15/10/2024

Extended Abstract

Introduction

The use of confidential information in stock exchanges, in addition to constituting a violation of existing laws, results in illegal and unfair returns for those who possess such information (Aflatooni and Sohrabi, 2015). In parallel, numerous empirical efforts have been undertaken by economists to develop and refine the Capital Asset Pricing Model (CAPM). Given that this model relies on a set of assumptions, many of which do not hold in real-world conditions, one principal line of inquiry has involved reducing or eliminating some of these unrealistic assumptions.

The second line of development focuses on expanding the CAPM into a semi-temporary (intertemporal) framework (Morgese Borys, 2007). In light of these theoretical advancements and the critical role of information disclosure styles, the present study aims to investigate a probabilistic pricing model that incorporates confidential information, within the context of varying disclosure styles and the competitive information environment of companies listed on the Tehran Stock Exchange.

Literature Review

There are divergent views regarding the use of confidential information. Some scholars argue that its utilization in stock exchanges allows holders of such information to gain unfair advantages, thereby discouraging public investment and ultimately increasing the cost of common equity capital (Easley and O'hara, 2004; Lambert *et al*., 2012 and Manove, 1989). Similarly, Vayanos and Wang (2012) contend that the use of confidential information reduces stock liquidity,

1. Department of Management, Mar.C., Islamic Azad University, Maragheh, Iran.
2. Department of Accounting, Mar.C., Islamic Azad University, Maragheh, Iran. (Corresponding Author).
r_bonabi@iau-maragheh.ac.ir
3. Department of Accounting, Mara.C., Islamic Azad University, Marand, Iran.

How to cite this paper: Hamshi, M., Bonabi Ghadim, R., Mohammadzadeh Salteh, R. (2025). The role of information disclosure dimensions on pricing the probability of using confidential information. *Advances in Finance and Investment, 6*(1), 135-164. [In Persian]

https://doi.org/10.71729/afi.2025.1108174

leading to a rise in the cost of equity. According to Brennan *et al*. (2013), the use of insider information in stock transactions produces heterogeneous effects on the cost of equity capital. However, Hughes *et al*. (2007) argue that the risk associated with transacting with insider-information holders constitutes a diversification risk and thus does not significantly affect the cost of equity.

Conversely, some researchers posit that trades based on insider information may reveal hidden company-specific information, thereby improving price transparency. This enhanced transparency, in turn, may reduce the cost of equity capital. The variation in findings across studies is partly attributed to differences in national regulations governing information disclosure and insider trading (Bhattacharya and Daouk, 2002 and La Porta *et al*., 2006). In this regard, Aflatooni (2016) asserts that increased potential for the misuse of confidential information in equity transactions, coupled with widening bid-ask spreads, raises the cost of equity capital.

Miisavian Khalil Abad and Kordestani (2013) found that an increase in the number of institutional investors (an indicator of informational competition) reduces the pricing of information asymmetry. However, their evidence did not confirm the effect of institutional ownership concentration as a competing measure of informational competition on such pricing. Akins *et al*. (2012) demonstrated that information asymmetry decreases with greater informational competition among informed investors. Armstrong *et al*. (2011) showed that in perfectly competitive capital markets, information asymmetry does not significantly affect the cost of capital; however, under imperfect competition, it does exert a measurable impact.

Moreover, Mousavian Khalilabad (2012) reported that a greater number of institutional owners, serving as a proxy for informational competition, reduces the pricing of information asymmetry, particularly when forward-looking expected returns are considered. Therefore, a negative and significant relationship between the number of institutional owners and information asymmetry is anticipated.

Comprehensive information disclosure enhances share value, attracts capital and generally promotes corporate growth. The principle of disclosure mandates the communication of relevant financial information in such a manner that users can make informed decisions, while avoiding misleading representations. The central objective of disclosure is to inform analysts and investors about the magnitude and timing of future cash flows, thereby enabling more accurate forecasts of future earnings (Desai *et al*., 2004).

Furthermore, the quality of disclosure affects stock returns (Khajavi and Momtazian, 2014). From the perspective of financial information users, greater transparency and disclosure quality lower a firm's information risk. Shareholders and creditors consistently demand more comprehensive and transparent information. Full disclosure, in tandem with financial reporting transparency, can foster a secure investment environment and enhance investor confidence. Reliable and timely financial statements facilitate the accurate assessment of a firm’s future

prospects, which in turn reduces investment risk and increases the expected rate of return.

In striving to meet analysts' and investors' expectations for financial performance, companies often resort to earnings management. Failing to meet analysts' forecasts may have detrimental consequences for firms, particularly in terms of access to capital and growth opportunities. Firms with higher levels of disclosure tend to engage more actively in earnings management to meet analysts' consensus forecasts. However, this often results in unreliable disclosures, as transparent firms may utilize short-term profit management strategies to meet external expectations (Riahi and Mounira, 2011).

Research Methodology

In terms of methodology, this research adopts a quasi-experimental, post-event design and is categorized as applied in nature and objectives. The statistical population comprises all companies listed on the Tehran Stock Exchange (TSE) during the period from 2011 to 2021, covering ten consecutive fiscal years. A total of 146 companies were selected using a systematic elimination sampling method. The inclusion criteria were as follows: (1) companies must have been listed on the TSE prior to 2011; (2) the fiscal year-end must consistently fall on March 19; (3) the number of trading days in each fiscal year must not be fewer than 70; (4) the required financial data must be fully available; (5) the company must not belong to brokerage, investment, insurance, or banking sectors and (6) the company must not have experienced a trading suspension exceeding three months during the study period.

A screening method was employed to identify the sample. Accordingly, all companies that satisfied the aforementioned criteria were included in the sample, while those failing to meet any of the conditions were excluded from the study.

Results

The results of hypothesis testing, conducted using EViews and PLS software, reveal a negative and statistically significant relationship between the dimensions of information disclosure (including financial disclosure, non-financial disclosure, strategic information disclosure and risk information disclosure) and the pricing of the probability of using confidential information. This observed negative and significant relationship suggests that greater transparency in corporate disclosures leads to a reduction in the extent to which confidential information is priced in the capital market. In other words, comprehensive and multi-dimensional disclosure of company information appears to discourage managerial practices that contribute to the pricing of the probability of insider information usage.

Discussion and Conclusion

The primary objective of this study was to examine the role of information disclosure in the pricing of the probability of using confidential information. The findings indicate a statistically significant and negative relationship between

various dimensions of information disclosure (including financial, non-financial, strategic and risk-related disclosures) and the pricing of the probability of insider information usage.

Specifically, the results concerning the disclosure of financial information show that it exerts a negative and significant influence on the pricing of the probability of using confidential information among firms listed on the Tehran Stock Exchange. This implies that managers, particularly in high-growth firms, utilize discretionary accruals as a mechanism for communicating information, thereby mitigating information asymmetry and agency problems. The study further reveals that investors assign greater value to companies that actively enhance the transparency of their financial information environment. This suggests that managerial use of discretionary accruals serves to reduce ambiguity and increase informativeness in financial reporting.

Overall, the results confirm that managers in the Iranian capital market strategically engage with the pricing of confidential information, aligning with the findings of prior research by Bushee and Noe (2000), Patel and Dallas (2002), Francis *et al*. (2005) and Glaeser (2018). Similarly, Nazemi *et al*. (2016) demonstrated a relationship between financial disclosure and stock returns; Moosavi Shiri *et al*. (2015) found a significant link between disclosure quality and return volatility; Yahyazadeh Far *et al*. (2012) identified an inverse relationship between information disclosure and bid-ask spreads; Grewal *et al*. (2017) noted that enhanced information disclosure, particularly voluntary, reduces price synchronicity and Kang (2004) established a connection between disclosure practices and stock returns.

In relation to non-financial information disclosure, the findings indicate a negative and significant effect on the pricing of the probability of using confidential information. This result is consistent with theoretical perspectives suggesting that such disclosures reduce firm-specific risk and the opacity of pricing. These findings are aligned with the research conducted by La Porta *et al*. (2006).

Regarding strategic information disclosure, the results reveal a similarly negative and significant impact on the pricing of the probability of insider information usage. This aligns with expectations, as increased disclosure of strategic information constrains managerial discretion and reduces opportunities for exploiting confidential information. These findings are consistent with those of Riahi and Mounira (2011). However, the data also suggest that while strategic disclosure has a statistically significant effect, it does not necessarily translate into a meaningful reduction in the pricing of confidential information, an observation that merits attention from market participants.

Finally, the results demonstrate that risk information disclosure has a negative and significant effect on the pricing of the probability of using confidential information. This suggests that the extent of risk-related disclosure influences the degree to which confidential information is embedded in stock prices. However, contrary to expectations, some inconsistencies were observed in the results

particularly those compared with findings by Vakili Fard *et al*. (2011) and Nazemi *et al*. (2016). The lack of alignment may be attributed to factors such as the irrelevance of disclosed risk content, investor inattention, or the subjective interpretation of disclosed risk information. These findings underscore the complexity of risk disclosure effectiveness and highlight the necessity of improving both the relevance and clarity of risk-related information.

Conflict of Interest

The authors of this article declared no conflict of interest regarding the authorship or publication of this article.

Keywords: Confidential Information, Disclosure of Information, Pricing, Risk Information, Strategic Information.

JEL Classification: G3, G32, G39, G13, G17.

پیشرفت‌های مالی و سرمایه‌گذاری
سال ششم، بهار ۱۴۰۴ – شماره ۱
صفحات ۱۶۴-۱۳۵
نوع مقاله: پژوهشی

نقش ابعاد افشای اطلاعات بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه

محسن حمشی[۱]، رحیم بنابی قدیم[۲]، حیدر محمدزاده سالطه[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۰۴

چکیده

هدف: هدف از این پژوهش بررسی نقش ابعاد افشای اطلاعات بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه است.

روش‌شناسی پژوهش: براین‌اساس پژوهش از نظر روش‌شناسی، از نوع شبه‌تجربی و پس‌رویدادی در حوزهٔ پژوهش‌ها اثباتی و همچنین از لحاظ ماهیت و اهداف از نوع کاربردی است. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ (۱۰ سال متوالی) می‌باشد که ۱۴۶ شرکت به روش نمونه‌گیری به روش حذف سیستماتیک انتخاب و مطالعه گردیدند.

یافته‌ها: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش با نرم‌افزار ایویوز و پی‌ال‌اس، حاکی از وجود رابطه منفی و معنادار بین ابعاد افشای اطلاعات از جمله افشای اطلاعات مالی، افشای اطلاعاتی غیرمالی، افشای اطلاعاتی استراتژیک و افشای اطلاعاتی ریسکی با قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه است. بااین‌حال، رابطه منفی و معناداری که بین ابعاد افشای اطلاعات و قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه مشاهده شد نشان می‌دهد افشای اطلاعات شرکت‌ها، مدیران را به کاهش قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه ترغیب می‌کند.

اصالت / ارزش‌افزوده علمی: نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند بینش جدیدی نسبت به ابعاد افشای اطلاعات بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه ارائه کند تا از این طریق بتواند سیاست‌گذاری را در صنعت مالی تبیین کند.

کلیدواژه‌ها: اطلاعات استراتژیک، اطلاعات ریسکی، اطلاعات محرمانه، افشای اطلاعات، قیمت‌گذاری.
طبقه‌بندی موضوعی: G3, G32, G39, G13, G17.

---

۱. گروه مدیریت، واحد مراغه، دانشگاه آزاد اسلامی، مراغه، ایران.
۲. گروه حسابداری، واحد مراغه، دانشگاه آزاد اسلامی، مراغه، ایران. (نویسنده مسئول). r_bonabi@iau-maragheh.ac.ir
۳. گروه حسابداری، واحد مرند، دانشگاه آزاد اسلامی، مرند، ایران.

استناد: حمشی، محسن؛ بنابی قدیم، رحیم؛ محمدزاده سالطه، حیدر. (۱۴۰۴). نقش ابعاد افشای اطلاعات بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه. *پیشرفت‌های مالی و سرمایه‌گذاری*، ۶(۱). ۱۶۴-۱۳۵.

https://doi.org/10.71729/afi.2025.1108174

۱- مقدمه

استفاده از اطلاعات محرمانه برای مبادلات سهام، علاوه بر نقض قوانین موجود، موجب کسب بازده‌های نامشروع و غیرعادلانه توسط دارندگان اطلاعات محرمانه می‌شود (Aflatooni and Sohrabi, 2015). این در حالی است که آزمون‌های متعددی برای بسط نظریه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توسط اقتصاددانان انجام شده است. ازآنجاکه این مدل دربردارنده فرض‌هایی است که برخی از آن‌ها در دنیای واقع مصداق ندارند؛ اولین خط سیر این آزمون‌ها در جهت کاهش و یا حذف برخی از فرض‌ها بوده است. از جمله می‌توان به تأثیر مالیاتی، وجود دارایی‌های غیرقابل خریدوفروش، حسابداری تورمی و دارایی‌های بین‌المللی اشاره کرد. دومین خط سیر آزمون‌های مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، پیرامون بسط این مدل به یک مدل نیمه‌موقت است (Morgese Borys, 2007). اطلاعات محرمانه مبادله‌گر آگاه تفاوت بین ارزش بازار و ارزش ذاتی شرکت را آشکار می‌سازد. مبادله‌گر آگاه با انجام مبادله بر خلاف جریان مبادلات بازارگردان‌ها و مبادله‌گران نقد (مبادله‌گران ناآگاه) به سود دست می‌یابد. مبادله‌گر آگاه در مقادیر کوچک اما به‌دفعات به انجام مبادله می‌پردازد تا بدین‌وسیله مبادلات خود را پنهان ساخته، بتواند به حداکثر سود دست یابد. در نتیجه این مبادلات، اطلاعات محرمانه به‌تدریج در قیمت‌های سهام منعکس و قیمت‌های بازار به ارزش‌های ذاتی نزدیک می‌شود. حفاظت از قیمت توسط بازارگردان‌ها به‌گونه‌ای است که هزینه‌های مبادله را به مبادله‌گران تحمیل می‌کند؛ به‌ویژه اینکه این اقدام، به خرید (فروش) سهام به قیمتی بالاتر (پایین‌تر) از قیمت‌های میانگین منجر می‌شود. مبادله‌گران به بازده‌ای نیاز دارند که بتواند این هزینه‌های مبادله را جبران نماید. در نتیجه، هزینه سرمایه در شرکت‌های با هزینه‌های مبادله بالاتر، بیش‌تر است و اطلاعات محرمانه مبادله‌گر آگاه تفاوت بین ارزش بازار و ارزش ذاتی شرکت را آشکار می‌سازد (Miisavian Khalil Abad and Kordestani, 2013).

در خصوص استفاده از اطلاعات محرمانه در معاملات سهام و تأثیر آن بر قیمت و هزینه سرمایه سهام، نظرات متضادی وجود دارد. برخی اعتقاد دارند که استفاده از اطلاعات محرمانه در مبادلات سهام موجب بهره‌مندی دارندگان اطلاعات مذکور از منافع مبادلات شده و سایرین را از سرمایه‌گذاری دلسرد می‌کند و در نهایت باعث افزایش هزینه سرمایه سهام عادی می‌شود (Easley and O'hara, 2004 and Manove, 1989). همچنین، به عقیده وایانس و وانگ (Vayanos and Wang, 2012) استفاده از اطلاعات محرمانه در مبادلات سهام موجب کاهش نقدشوندگی سهام شده و از این طریق هزینه سرمایه سهام را افزایش می‌دهد. به عقیده برنان و همکاران (Brennan *et al*., 2013)، عوامل متعددی بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه تأثیر می‌گذارند؛ دراین‌بین، پژوهش‌های مختلف

نتایجی را بیان می‌دارند؛ از جمله ناظمی و همکاران (Nazemi *et al*., 2016) وجود رابطه بین افشای اطلاعات مالی و بازده سهام شرکت‌ها، موسوی شیری و همکاران (Moosavi Shiri *et al*., 2015) وجود رابطه معنادار بین کیفیت افشای اطلاعات و نوسان‌پذیری بازده سهام، یحیی‌زاده فر و همکاران (Yahyazadeh Far *et al*., 2012) ارتباط معنادار و معکوس بین افشای اطلاعات و شکاف قیمتی پیشنهادی خریدوفروش سهام، گریوال و همکاران (Grewal *et al*., 2017) کاهش هم‌زمانی قیمت سهام با افزایش افشای اطلاعات به‌خصوص افشای اختیاری اطلاعات مسئولیت‌های اجتماعی، مؤمن و همکاران (Moumen *et al*., 2015) وجود رابطه مثبت و معنادار بین افشای اختیاری اطلاعات ریسک و توانایی بازار در پیش‌بینی تغییرات سود و مطالعات کانگ (Kang, 2004) وجود رابطهٔ بین افشا و بازده سهام را نشان می‌دهد. این در حالی است که افشای اطلاعات بیش‌تر سرمایه‌گذار را از جستجو برای کشف اطلاعات محرمانه و سوداگری بر مبنای آن، باز می‌دارد؛ زیرا با افشای اطلاعات، شکاف اطلاعاتی یا همان عدم تقارن اطلاعات بین سرمایه‌گذاران کاهش می‌یابد؛ بنابراین نتایج حاکی از وجود رابطه منفی و معنادار بین کیفیت افشای اطلاعات و عدم تقارن اطلاعاتی دارد (Miisavian Khalil Abad and Kordestani, 2013). براین‌اساس و باتوجه‌به نقش سبک‌های افشای اطلاعات، هدف این پژوهش بررسی مدل قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه بر اساس سبک‌های افشای اطلاعات در فضای رقابت اطلاعاتی در شرکت‌های بورسی اوراق بهادار تهران می‌باشد. براین‌اساس این فرضیه‌ها مطرح است:

- افشای اطلاعات مالی بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه تأثیر دارد.
- افشای اطلاعات غیرمالی بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه تأثیر دارد.
- افشای اطلاعات استراتژیک بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه تأثیر دارد.
- افشای اطلاعات ریسکی بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه تأثیر دارد.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در خصوص استفاده از اطلاعات محرمانه، نظرات متضادی وجود دارد. برخی اعتقاد دارند که استفاده از اطلاعات محرمانه در مبادلات سهام موجب بهره‌مندی دارندگان اطلاعات مذکور از منافع مبادلات شده و سایرین را از سرمایه‌گذاری دلسرد می‌کند و در نهایت باعث افزایش هزینه سرمایه سهام عادی می‌شود (Easley and O'hara, 2004; Lambert *et al*., 2012 and Manove, 1989) همچنین، به عقیده وایانس و وانگ (Vayanos and Wang, 2012) استفاده از اطلاعات محرمانه در مبادلات سهام موجب کاهش نقدشوندگی سهام شده و از این طریق هزینه سرمایه سهام را افزایش می‌دهد. به

عقیده برنان و همکاران (Brennan *et al*., 2013)، استفاده از اطلاعات محرمانه واحد تجاری در معاملات سهام آن، اثرات متفاوتی بر هزینه سرمایه سهام عادی دارد. بااین‌حال، هاگز و همکاران (Hughes *et al*., 2007) عقیده دارند که ریسک انجام معامله با دارندگان اطلاعات محرمانه، یک ریسک تنوع‌پذیر است و به همین دلیل، ریسک مذکور تأثیر خاصی روی هزینه سرمایه سهام عادی ندارد. از سوی دیگر، برخی پژوهشگران اعتقاد دارند که معاملات سهام با استفاده از اطلاعات محرمانه موجب انعکاس اطلاعات نهانی شرکت در قیمت‌های سهام می‌شود و شفافیت قیمت‌ها را بالا می‌برد. به اعتقاد آن‌ها، این موضوع باعث کاهش هزینه سرمایه سهام عادی می‌شود. دلیل گزارش نتایج متناقض توسط پژوهشگران آن است که در کشورهای مختلف، قوانین متفاوتی برای گزارش اطلاعات و برخورد با معاملات مبتنی بر اطلاعات محرمانه وجود دارد (Bhattacharya and Daouk, 2002 and La Porta *et al*., 2006). دراین‌ارتباط افلاطونی (Aflatooni, 2016) بیان می‌دارد با افزایش در احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه شرکت‌ها در معاملات سهام و نیز افزایش در اختلاف قیمت‌های پیشنهادی خریدوفروش سهام شرکت‌ها، هزینه سرمایه سهام عادی آن‌ها افزایش می‌یابد. موسویان خلیل آباد و کردستانی (Miisavian Khalil Abad and Kordestani, 2013) نشان دادند که با افزایش تعداد مالکان نهادی به‌عنوان معیار رقابت اطلاعاتی، قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد. بر اساس شواهد پژوهش، تأثیر تمرکز مالکیت نهادی به‌عنوان دیگر معیار رقابت اطلاعاتی، بر قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی تأیید نمی‌شود. آکینز و همکاران (Akins *et al*., 2012) نشان دادند با افزایش رقابت اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران آگاه قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد. آرمسترانگ و همکاران (Armstrong *et al*., 2011) نشان دادند زمانی که بازارهای سرمایه کاملاً رقابتی هستند، عدم تقارن اطلاعاتی اثر قابل‌تفکیکی بر هزینه سرمایه ندارد. در مقابل، در شرایطی که رقابت اطلاعاتی در بازارهای سرمایه کامل نیست، عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینه سرمایه تأثیرگذار است. همچنین موسویان خلیل‌آباد (Mousavian Khalilabad, 2012) بیان می‌دارد که با افزایش تعداد مالکان نهادی به‌عنوان معیار رقابت اطلاعاتی و با درنظرگرفتن بازده اضافی آتی به‌عنوان بازده موردانتظار، قیمت‌گذاری عدم تقارن کاهش می‌یابد؛ بنابراین انتظار این است که رابطه منفی و معناداری بین دو متغیر وجود داشته باشد.

افشا در قاموس، واژه‌ای فراگیر است و بعضاً به‌عنوان اصل افشا شناخته می‌شود که تقریباً تمام فرآیند گزارشگری مالی را در بر می‌گیرد و بر کلیهٔ جوانب مالی مؤثر است. امروزه به مسئله شفافیت مالی و افشای اطلاعات توجه فزاینده‌ای شده و این موضوع به‌عنوان مبنایی برای ارزیابی قابلیت‌های مدیریت و اعتبار شرکت‌ها محسوب می‌گردد. تقویت عنصر افشا در حاکمیت شرکتی منجر به آگاهی

بازار از کیفیت سهام شرکت‌ها و به‌تبع آن افزایش ارزش شرکت، کاهش هزینه سرمایه و نهایتاً باعث کاهش شکاف قیمتی می‌گردد. قابل‌ذکر است که این موضوع، هم از جانب تنظیم‌کنندگان بازار و هم از نقطه نظر سرمایه‌گذاران حائز اهمیت است (Chen *et al*., 2007).

افشای کامل اطلاعات باعث افزایش ارزش سهام و افزایش جذب سرمایه می‌شود و به‌طورکلی باعث افزایش رشد شرکت می‌شود. اصل افشا خواستار افشای اطلاعات مربوط در صورت‌های مالی به‌گونه‌ای است که از یک طرف امکان تصمیم‌گیری آگاهانه برای استفاده‌کنندگان را فراهم کند و از طرف دیگر باعث گمراهی آن‌ها نشود؛ هدف اصلی افشا آگاه‌کردن تحلیلگران و سرمایه‌گذاران دربارهٔ مبلغ و زمان‌بندی جریان‌های نقدی آتی است تا تحلیلگران مالی و سرمایه‌گذاران پیش‌بینی بهتری از سودهای آتی داشته باشند؛ بنابراین شفافیت و افشای بهتر برای سهامداران، اطلاعات‌دهندگی بهتری ایجاد می‌کند (Desai *et al*., 2004). واضح است که هر جا سخن از تصمیم‌گیری است مبحث اطلاعات و نحوه دسترسی به آن مطرح می‌شود. در این راستا اطلاعاتی حائز اهمیت است که مفید باشد و به‌موقع افشا گردد و همچنین اطلاعات باید دارای اهمیت بوده و توان اثرگذاری بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی افراد را داشته باشد و منجر به تصمیم‌گیری بهینه شود (Hajian *et al*., 2015). این در حالی است که کیفیت افشای شرکت‌ها بر بازده سهام تأثیرگذار می‌باشد (Khajavi and Momtazian, 2014). از دیدگاه استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی، وقتی شفافیت و کیفیت اطلاعات ارائه‌شده بالاتر باشد، ریسک اطلاعاتی آن شرکت پایین‌تر است. سهامداران و اعتباردهندگان خواستار اطلاعات بیش‌تر و شفاف‌تری درباره شرکت هستند. افشای کامل همراه با شفافیت گزارشگری مالی می‌تواند شرایط مطمئنی ایجاد کند که اعتماد سرمایه‌گذاران را افزایش دهد. گزارش‌های قابل‌اتکا و به‌موقع باعث می‌شود که افراد بتوانند به‌درستی چشم‌اندازهای آتی شرکت را ارزیابی نمایند. این امر باعث کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و همچنین افزایش نرخ بازده موردانتظار می‌شود. در تلاش برای رسیدن به پیش‌بینی‌ها و انتظارات سرمایه‌گذاران راجع به آنالیزهای مالی، شرکت‌ها دریافتند که مدیریت سود راه‌حل خوبی است. ناکامی در رسیدن به پیش‌بینی‌های تحلیلگران و انتظارات سرمایه‌گذاران برای شرکت فاجعه‌بار می‌باشد. از لحاظ دسترسی به بودجه‌ها و فرصت‌های رشدکردن، شرکت‌هایی که از افشای بالاتری برخوردار هستند تمایل قوی‌تری دارند که سودها را به‌منظور رسیدن به پیش‌بینی‌های مالی تحلیلگران، مدیریت نمایند. این امر منجر به غیرموثق‌شدن افشاسازی‌ها می‌شود. شرکت‌هایی که شفاف‌نما هستند از تکنیک‌های مدیریت سود کوتاه‌مدت برای دستیابی به پیش‌بینی مورد اجماع تحلیلگران استفاده می‌کنند (Riahi and Mounira, 2011).

این در حالی است که افشای اطلاعات می‌تواند نتایج اقتصادی متعددی را در پی داشته باشد؛ از جمله این پیامدها می‌توان به افزایش نقدشوندگی سهام، کاهش هزینه سرمایه شرکت، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و ریسک اطلاعات و افزایش توان پیش‌بینی استفاده‌کنندگان از اطلاعات (Rahmani and Bashirimanesh, 2014) و کاهش هم‌زمانی قیمت سهام (Zhang and Niu, 2015) اشاره نمود؛ زیرا هم‌زمانی قیمت سهام بیانگر میزان انعکاس اطلاعات بنیادی مندرج در صورت‌های مالی حسابرسی‌شده شرکت در قیمت سهام است. هر چه میزان انعکاس اطلاعات بنیادی شرکت در قیمت سهام بیش‌تر باشد، هم‌زمانی قیمت سهام کاهش می‌یابد و بالعکس (Koushan *et al*., 2015). به‌عبارت‌دیگر، می‌توان بیان داشت که افشای اختیاری می‌تواند بر هم‌زمانی قیمت سهام تأثیرگذار باشد؛ زیرا سطح متفاوت افشای اختیاری باعث تغییر در اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذاران می‌گردد و بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد (Fallahzadeh Abarghouhei *et al*., 2018). کیفیت بالای افشا و تقارن اطلاعاتی موجب هماهنگی بیش‌تر مدیران و سرمایه‌گذاران دررابطه‌با تصمیم‌های سرمایه‌گذاری می‌شود. برعکس، هر چه کیفیت افشای اطلاعات پایین‌تر و عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران بیش‌تر باشد، سرمایه‌گذاران به جهت پذیرش ریسک بیش‌تر، هزینه سرمایه بالاتری را مطالبه می‌کنند. افزون بر این، عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از کیفیت افشای پایین، مسئله انتخاب نادرست را در پی خواهد داشت. اوراق بهادار مواجه با این مشکل، از نقدشوندگی کم‌تری برخوردار هستند و هزینه دادوستد آن‌ها در زمان خریدوفروش بیش‌تر است؛ بنابراین، خریداران تمایل کم‌تری به خرید آن‌ها دارند. سرمایه‌گذاران برای اضافه هزینه معاملاتی پرداخت‌شده، پاداش بیش‌تری مطالبه می‌کنند. با افشای اطلاعات خصوصی و بهبود کیفیت افشا، شرکت‌ها می‌توانند عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه مبادله اوراق بهادار و بدین‌ترتیب هزینه سرمایه را کاهش و در نتیجه بازده خود را بهبود بخشند (Espinosa and Trombetta, 2007).

پیرامون آزمون مدل قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه بر اساس سبک‌های افشای اطلاعات پژوهشی صورت نگرفته است. بااین‌وجود، پژوهش‌های تقریباً مشابهی را می‌توان بیان نمود که به طور خلاصه برخی از این پژوهش‌ها و سایر موارد مرتبط در این قسمت بیان می‌شود.

بوشی و نوئه (Bushee and Noe, 2000) در پژوهشی دریافتند که رابطه مستقیم بین رویه‌های افشای شرکتی و نوسانات بازده سهام باتوجه‌به نوع سرمایه‌گذاران نهادی در شرکت‌ها دارد. یعنی سرمایه‌گذاران نهادی، سرمایه‌گذاران آگاهی هستند که با اطلاعات جدید و به‌موقع قیمت سهام را تنظیم کرده و از نوسان‌پذیری بازده سهام می‌کاهد. پاتل و دالاس (Patel and Dallas, 2002) در پژوهشی نشان دادند که رابطه معناداری بین رتبه‌بندی شفافیت و افشای شرکت‌های آمریکایی و ریسک بازار،

اندازه شرکت و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری گزارش نموده‌اند. فرانسیس و همکاران (Francis *et al.*, 2005) در پژوهشی بیان کردند سیاست افشای وسیع، سازوکاری است که عدم تقارن اطلاعاتی را بین مدیران و سرمایه‌گذاران کاهش می‌دهد. گلاسر (Glaeser, 2018) در پژوهشی تأثیر افشای اطلاعات خصوصی بر افشای اطلاعات شرکت‌ها و شفافیت اطلاعاتی را موردبررسی قرار داد. نتایج حاکی از این بود که افشای داوطلبانه اطلاعات عمومی منجر به کاهش افشای اطلاعات خصوصی می‌شود. فوربس و همکاران (Forbes *et al.*, 2019) به بررسی کیفیت افشای اطلاعات هنگامی که اهداف کیفی افشای اطلاعات را تنظیم می‌کنند پرداختند. نتایج نشان داد که شرکت‌های گزارش‌دهنده تازه‌وارد و رقبای آن‌ها، کیفیت اطلاعات خود را وقتی که با افشای اطلاعات مواجه باشند مدنظر قرار می‌دهند که این امر منجر به بهبود کیفیت اطلاعات می‌شود. گریوال و همکاران (Grewal *et al.*, 2017) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که با افزایش افشای اطلاعات به‌خصوص افشای اختیاری اطلاعات مسئولیت‌های اجتماعی، هم‌زمانی قیمت سهام کاهش می‌یابد. سونگ (Song, 2015) در پژوهشی به این نتیجه دست یافت که سیاست‌های افشا با ریسک سقوط قیمت سهام رابطه معکوس دارد. همچنین هر چه سطح انعکاس اطلاعات خاص شرکت بیش‌تر شود، ریسک سقوط قیمت سهام و هم‌زمانی قیمت سهام کاهش می‌یابد. مؤمن و همکاران (Moumen *et al.*, 2015) در پژوهشی نشان دادند که رابطه مثبت و معناداری بین افشای اختیاری اطلاعات ریسک و توانایی بازار در پیش‌بینی تغییرات سود در دو سال بعد وجود دارد. یافتهٔ دیگر این بود که افزایش بهای مالکیت باعث کاهش معناداریِ رابطه افشای ریسک و قابلیت پیش‌بینی سود شده و با افزایش بهای مالکیت، سرمایه‌گذاران به اطلاعات دیگری غیر از افشای ریسک اتکا می‌کنند.

قربانی و همکاران (Ghorbani *et al.*, 2017) در مقاله‌ای نشان دادند که افشای اطلاعات استراتژیک، غیرمالی و مالی اثر معناداری بر مدیریت سود دارد. بدین‌ترتیب که افزایش افشای اطلاعات مالی منجر به کاهش مدیریت سود شده است درحالی‌که با افزایش افشای اطلاعات استراتژیک و غیرمالی مدیریت سود نیز افزایش یافته است. برادران حسن‌زاده و محرومی (Baradaran Hassanzadeh and Mahroomi, 2018) در مقاله‌ای نشان دادند که افزایش سطح افشای ریسک می‌تواند مشکلات مربوط به نمایندگی و عدم تقارن اطلاعات را کاهش دهد. بر اساس آنچه پیش‌بینی شده بود فرض شد که بین افشای ریسک و قابلیت پیش‌بینی قیمت سهام به‌وسیله تغییراتِ سود رابطه وجود دارد. همچنین پیش‌بینی شد که بین افشای ریسک و ارزش شرکت‌ها نیز رابطه وجود دارد. نتایج بیانگر این بود که رابطه معناداری بین سطح افشای ریسک شرکت‌ها و محتوای اطلاعاتیِ تغییراتِ سود وجود ندارد. همچنین بین افشای ریسک و ارزش شرکت‌ها رابطه معناداری مشاهده نشد. خدادادی و

همکاران (Khodadadi *et al*., 2016) تأثیر معیارهای راهبری شرکتی بر به‌موقع‌بودن افشای گزارشگری مالی را موردبررسی قرار دادند. نتایج حاکی از این بود که از میان معیارهای انتخابی برای راهبری شرکتی تنها متغیرهای تمرکز مالکیت و دوگانگی وظیفه مدیرعامل و رئیس هیئت‌مدیره تأثیر مثبت معنادار و مالکیت مدیریت تأثیر منفی معناداری بر به‌موقع‌بودن افشای گزارشگری مالی دارد. همچنین، نتایج نشان داد که متغیرهای مالکیت نهادی، اندازه هیئت‌مدیره و استقلال هیئت‌مدیره تأثیر معناداری بر به‌موقع‌بودن افشای گزارشگری مالی ندارند. ناظمی و همکاران (Nazemi *et al*., 2016) در پژوهش خود با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان به بررسی رابطه دوطرفه بین کیفیت افشای اطلاعات و بازده سهام پرداختند و برای بررسی رابطه بین این دو متغیر از آزمون علیت گرنجری استفاده کردند. نتایج بیانگر وجود رابطه دوطرفه بین کیفیت افشا و بازده سهام بود. موسوی شیری و همکاران (Moosavi Shiri *et al*., 2015) در پژوهشی رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات حسابداری و نوسان‌پذیری بازده سهام را موردبررسی قرار دادند. نتایج بیانگر این بود که بین کیفیت افشای اطلاعات و نوسان‌پذیری بازده سهام رابطه منفی و معناداری وجود دارد. فروغی و همکاران (Foroghi *et al*., 2012) در مقاله‌ای نشان دادند که با افزایش عدم شفافیت در گزارشگری مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام افزایش می‌یابد. همچنین نشان می‌دهند که در شرایطی که بین مدیران و سرمایه‌گذاران عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد، اثر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیش‌تر است. وکیلی فرد و همکاران (Vakili Fard *et al*., 2011) در پژوهشی به بررسی عدم تقارن اطلاعات با معیار اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام پرداخته‌اند. نتایج بیانگر عدم تأثیر استانداردهای حسابرسی تجدیدنظرشده بر عدم تقارن اطلاعاتی است. یحیی‌زاده فر و همکاران (Yahyazadeh Far *et al*., 2012) در پژوهشی با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمانی، ارتباط بین افشای اطلاعات و شکاف قیمتی در بازار سرمایه ایران را موردبررسی قرار دادند. یافته‌ها نشان می‌دهد که ارتباط معنادار و معکوس بین افشای اطلاعات و شکاف قیمتی پیشنهادی خریدوفروش سهام وجود دارد.

این در حالی است که افشای اطلاعات می‌تواند نتایج اقتصادی متعددی را در پی داشته باشد؛ از جمله این پیامدها می‌توان به افزایش نقدشوندگی سهام، کاهش هزینه سرمایه شرکت، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و ریسک اطلاعات و افزایش توان پیش‌بینی استفاده‌کنندگان از اطلاعات (Rahmani and Bashirimanesh, 2014) و کاهش هم‌زمانی قیمت سهام (Zhang and Niu, 2015) اشاره نمود؛ زیرا هم‌زمانی قیمت سهام بیانگر میزان انعکاس اطلاعات بنیادی مندرج در صورت‌های مالی حسابرسی‌شده شرکت در قیمت سهام است. هر چه میزان انعکاس اطلاعات بنیادی شرکت در قیمت

سهام بیش‌تر باشد، هم‌زمانی قیمت سهام کاهش می‌یابد و بالعکس (Koushan *et al*., 2015). به‌عبارت‌دیگر، می‌توان بیان داشت که افشای اختیاری می‌تواند بر هم‌زمانی قیمت سهام تأثیرگذار باشد؛ زیرا سطح متفاوت افشای اختیاری باعث تغییر در اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذاران می‌گردد و بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد (Fallahzadeh Abarghouhei *et al*., 2018). همچنین ادبیات مالی نشان می‌دهد در یک سطح مشخص از عدم تقارن اطلاعاتی، میزان سوءاستفاده از اطلاعات محرمانه توسط مبادله‌گران آگاه با افزایش رقابت اطلاعاتی بین این مبادله‌گران، کاهش می‌یابد. مطالعات نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران نهادی در مقابل سرمایه‌گذاران جزء به‌احتمال بیش‌تری سرمایه‌گذاران آگاه محسوب می‌شوند (Miisavian Khalil Abad and Kordestani, 2013). رقابت اطلاعاتی سبب می‌شود که اطلاعات محرمانه سریع‌تر در قیمت‌ها منعکس و قیمت‌ها به ارزش ذاتی نزدیک شود (Akins *et al*., 2012). کیفیت بالای افشا موجب هماهنگی بیش‌تر مدیران و سرمایه‌گذاران دررابطه‌با تصمیم‌های سرمایه‌گذاری می‌شود. براین‌اساس و باتوجه‌به نقش ابعاد افشای اطلاعات هدف اصلی این پژوهش بررسی مدل قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه بر اساس سبک‌های افشای اطلاعات در فضای رقابت اطلاعاتی در شرکت‌های بورسی اوراق بهادار تهران می‌باشد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش از نظر روش‌شناسی، از نوع شبه‌تجربی و پس‌رویدادی می‌باشد. از لحاظ ماهیت و اهداف از نوع کاربردی است. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ (۱۰ سال متوالی) می‌باشد که ۱۴۶ شرکت به روش نمونه‌گیری به روش حذف سیستماتیک انتخاب و مطالعه گردیدند. معیارهای ورود عبارتند از: شرکت‌ها قبل از سال ۱۳۸۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند، پایان سال مالی شرکت‌ها ۲۹ اسفند هر سال باشد، تعداد روزهای معاملاتی شرکت‌ها در هر سال مالی کم‌تر از ۷۰ روز نباشد، اطلاعات مالی موردنیاز شرکت‌ها قابل‌دسترس باشد، جزء شرکت‌های واسطه‌گری، سرمایه‌گذاری، بیمه و بانک‌ها نباشند و توقف معاملاتی بیش از ۳ ماه نداشته باشند. در این پژوهش از روش غربال‌گری استفاده شد. بدین‌ترتیب که کلیه شرکت‌هایی که دارای شرایط و معیارهای مذکور بودند، جزء نمونه آماری قرار گرفتند و آن دسته از شرکت‌هایی که فاقد شرایط مذکور بودند، از نمونه حذف شدند.

ارائه اطلاعات محرمانه و میزان تحلیل این اطلاعات بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مؤثر است. دسترسی به اطلاعات محرمانه زمینه دستیابی به بازده غیرعادی را فراهم می‌سازد؛ بنابراین وجود

اطلاعات محرمانه موجب می‌شود قیمت سهام از ارزش ذاتی آن فاصله بگیرد (Kordestani and Teymori, 2017).

برای اندازه‌گیری میزان احتمال انجام معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه، از رویکرد وانگ و کوگان (Wang and Kogan, 2018) استفاده شده است. به عقیده وانگ و کوگان (Wang and Kogan, 2018)، ورود معامله‌گران به بازار در هر روز معاملاتی ($L(\theta|B,S)$) از رابطه (۱) پیروی می‌کند.

$$L(\theta|B,S) = (1-\alpha)\,.\,e^{-\varepsilon_b}\,\frac{\varepsilon_b^B}{B!}\,.\,e^{-\varepsilon_S}\frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \alpha\delta e^{-\varepsilon_b}\frac{\varepsilon_b^B}{B!}\,.\,e^{-(\mu+\varepsilon_S)}\,\frac{(\mu+\varepsilon_S)^B}{S!} + \alpha(1-\delta)\,.\,e^{-\varepsilon_S}\frac{\varepsilon_s^S}{S!}\,.\,e^{-(\mu+\varepsilon_S)}\,\frac{(\mu+\varepsilon_S)^B}{S!}$$ رابطه (۱)

در رابطه (۱)، B و S به ترتیب بیانگر تعداد معاملات خرید و فروش در یک روز و θ بردار پارامترها است. وانگ و کوگان (Wang and Kogan, 2018) با فرض استقلال روزهای معاملاتی، ورود معامله‌گران در T روز معاملاتی ($V(\theta|M)$) را به‌صورت رابطه (۲) مدل‌سازی می‌کنند.

$$V(\theta|M) = \Pi_{t=1}^{T} L(\theta|B_t,S_t)$$ رابطه (۲)

در رابطه (۲)، B_t, S_t داده‌های معاملاتی روز t و M مجموعه داده‌ها برای بازه زمانی T و Π نماد حاصل‌ضرب است. در رابطه (۱) و رابطه (۲) پارامترهای مجهول برای برآورد رابطه (۲) حاصل می‌شوند شامل احتمال وجود اطلاعات جدید (خوب یا بد) در ابتدای روز معاملاتی (α) (اگر قیمت سهام در پایان یک روز نسبت به ابتدای آن، افزایش داشته باشد، اخبار آن روز، خوب و در غیر این صورت بد در نظر گرفته می‌شود)، احتمال انتشار خبر خوب ($1-\delta$) و احتمال انتشار خبر بد (δ)، نرخ ورود تعداد سفارش معامله‌گران آگاه (از اخبار محرمانه μ، نرخ ورود تعداد سفارش‌های خریداران ناآگاه ε_b و نرخ ورود تعداد سفارش‌های فروشندگان ناآگاه ε_S، در بازه زمانی T است.

بنابراین برای محاسبه احتمال انجام معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه شرکت، ابتدا با پیروی از افلاطونی (Aflatooni, 2016)، رابطه (۲) که در واقع حاصل‌ضرب احتمالات در T روز معاملاتی است، برای هر شرکت در هر سال به‌صورت مجزا و با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی برآورد شده و پارامترهای موردنیاز استخراج گردیده‌اند. اندازه احتمال انجام معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه با استفاده از رابطه (۳) و مبتنی بر پارامترهای به‌دست‌آمده در مرحله قبل، به‌صورت رابطه (۳) محاسبه می‌شود.

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_S + \varepsilon_b}$$ رابطه (۳)

در رابطه (۳)، $\alpha\mu + \varepsilon_S + \varepsilon_b$ نرخ ورود تمام سفارش‌ها و $\alpha\mu$ نرخ ورود سفارش‌های مبتنی بر اطلاعات محرمانه است. هر چه مقدار PIN بزرگ‌تر باشد، احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه در معاملات سهام بیش‌تر می‌شود افلاطونی (Aflatooni, 2016).

برخی احتمالات در معیار PIN نادیده گرفته شده است. دوارت و یانگ (Duarte and Young, 2009) برای دستیابی به معیاری که بهتر بتواند عدم تقارن اطلاعاتی را اندازه‌گیری کند، تعدیلاتی در تابع درست‌نمایی رابطه (۵) صورت دادند و معیار PIN تعدیل‌شده را معرفی کردند. ورودی این تابع، تعداد معاملات خرید (B_i) و تعداد معاملات فروش (S_i) در هر روز است. در محاسبه این معیار بر خلاف رابطه (۵)، نرخ خریدوفروش توسط معامله‌گران آگاه برابر یکدیگر فرض نشده و این نرخ برای خرید توسط معامله‌گران آگاه (μ_b) و برای فروش توسط آن‌ها (μ_s) منظور شده است. همچنین در این مدل، یک پارامتر احتمالی در نظر گرفته شده که در آن θ احتمال وقوع رخداد یا خبر عمومی را مشخص می‌کند و موجب ایجاد شوک هم‌زمان به سفارش‌های خریدوفروش شده و هر دو را هم‌جهت تغییر می‌دهد. در صورت وقوع چنین رخدادی، تعداد معاملات خریدوفروش به ترتیب با نرخ η_b و η_s افزایش می‌یابد. به این ترتیب، برای تعیین PIN تعدیل‌شده به جای پنج پارامتر رابطه (۴)، با نه پارامتر $\emptyset = (\alpha.\delta.\theta.\mu_b.\mu_s.\varepsilon_b.\varepsilon_S.\eta_b.\eta_s)$ روبه‌رو هستیم و تابع درست‌نمایی به‌صورت رابطه (۴) تغییر می‌کند.

$$\begin{aligned}
&L(\theta|B_t.S_t)\\
&= \alpha\delta\theta e^{-(\mu_b-\varepsilon_b+\eta_b)}\frac{(\mu_b-\varepsilon_b+\eta_b)^{B_i}}{B_i!}e^{-(\varepsilon_s+\eta_s)}\frac{(\varepsilon_s+\eta_s)^{S_i}}{S_i!}\\
&+\alpha\delta(1-\theta)e^{-(\mu_b+\varepsilon_b)}\frac{(\mu_b-\varepsilon_b)^{B_i}}{B_i!}e^{-(\varepsilon_s)}\frac{(\varepsilon_b)^{S_i}}{S_i!}\\
&+\alpha(1-\delta)e^{-(\varepsilon_b+\eta_b)}\frac{(\varepsilon_b+\eta_b)^{B_i}}{B_i!}e^{-(\mu_S+\varepsilon_S+\eta_S)}\frac{(\mu_S-\varepsilon_S+\eta_S)^{S_i}}{S_i!}\\
&+\alpha(1-\delta)(1-\theta)e^{-(\varepsilon_b)}\frac{(\varepsilon_b)^{B_i}}{B_i!}e^{-(\mu_S+\varepsilon_S)}\frac{(\mu_S+\varepsilon_S)^{S_i}}{S_i!}\\
&+(1-\alpha)(1-\theta)e^{-(\varepsilon_b)}\frac{(\varepsilon_b)^{B_i}}{B_i!}e^{-(\varepsilon_s)}\frac{(\varepsilon_S)^{S_i}}{S_i!}\\
&+(1-\alpha)\theta e^{-(\varepsilon_b+\eta_b)}\frac{(\varepsilon_b+\eta_b)^{B_i}}{B_i!}e^{-(\varepsilon_s+\eta_s)}\frac{(\varepsilon_s+\eta_s)^{S_i}}{S_i!}
\end{aligned}$$ رابطه (۴)

در رابطه (۴)، معامله‌کنندگان آگاه فقط در صورتی به خریدوفروش اقدام می‌کنند که اخبار خصوصی دریافت کنند. همچنین احتمال رخداد خبر عمومی برابر θ است که این خبر معاملات خریدوفروش را

به‌صورت متقارن و با نرخ تعیین‌شده‌ای افزایش می‌دهد و باز هم معامله‌گران ناآگاه که اخبار خصوصی دریافت نمی‌کنند، در هر صورت به معامله اقدام می‌کنند. دوارت و یانگ (Duarte and Young, 2009) با استفاده از پارامترهای برآوردشده در حداکثرسازی رابطه (۷)، PIN را به دو جزء طبقه‌بندی می‌کنند.

احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده (AdjPIN) که نسبت تعداد سفارش‌های آگاهانه به تعداد کل سفارش‌های موردانتظار را نشان می‌دهد و در نتیجه، معیار بهتری برای عدم تقارن اطلاعاتی است.

$$AdjPIN = \frac{\alpha\,(\delta\mu_b + (1-\delta))\mu_S}{\alpha\,\big(\delta\mu_b + (1-\delta)\big)\mu_S + \theta(\eta_b + \eta_S) + \varepsilon_b + \varepsilon_S}$$ رابطه (۵)

برای تعیین پارامتر عدم تقارن اطلاعاتی در دوره مشخص، تابع درست‌نمایی مشترکی به‌صورت رابطه (۶) و با فرض استقلال روزهای معاملاتی از یکدیگر، تعریف می‌شود.

$$L(\phi \mid M) = \prod_{i=1}^{I} L(B_i.S_i \mid \phi)$$ رابطه (۶)

بردار $M((B_1.S_1).(B_2.S_2)\ldots(B_I.S_I))$ و I برابر تعداد روزهای معاملاتی سهام در سال است. به‌منظور تعیین نه پارامتر $\theta(\alpha.\delta.\theta.\mu_b.\mu_s.\varepsilon_b.\varepsilon_S.\eta_b.\eta_s)$ باید تابع درست‌نمایی رابطه (۷) حداکثر شود. به‌منظور حداکثرسازی این تابع از تکنیک‌های حداکثرسازی عددی استفاده شد؛ اما قبل از تکنیک‌هایی که برای این کار استفاده شده، الگوریتم عددی نیوتن – رافسون[1] است. به‌منظور استفاده از تکنیک‌های عددی همچون نیوتن – رافسون، باید مقادیر اولیه پارامترها را تعیین کرد. برای به‌دست‌آوردن مقادیر اولیه پارامترها از الگوریتم یان و همکاران (Yan *et al.*, 2012) و از روش گشتاورها استفاده شد. پارامترهای $\alpha.\delta.\theta$ احتمالی است؛ در نتیجه در محدوده بین صفر و یک قرار می‌گیرد. این در حالی است که شش پارامتر دیگر در محدوده خاصی نبوده و هر مقدار مثبتی را می‌پذیرد. برای تعیین مقادیر اولیه این پارامترها برای توزیع احتمال خریدوفروش‌های روزانه، از روش گشتاورها استفاده شد. برای محاسبه مقادیر موردانتظار خریدوفروش و همین‌طور واریانس و کوواریانس آن رابطه (۷)، رابطه (۸)، رابطه (۹)، رابطه (۱۰) و رابطه (۱۱) استفاده شد.

$$E(B) = \varepsilon_b + \eta_b\theta + \alpha\delta\mu_b$$ رابطه (۷)

$$E(S) = \varepsilon_S + \eta_S\theta + \alpha\,(1-\delta)\mu_S$$ رابطه (۸)

1. Newton-Raphson

$$Var(B) = \varepsilon_S + \eta_b\theta + \eta_b^2\theta\,(1-\theta) + \alpha\delta\mu_b$$ رابطه (۹)

$$Var(S) = \varepsilon_S + \eta_S\theta + \eta_S^2\theta\,(1-\theta) + \alpha\,(1-\delta)\mu_S\,(1\ + \mu_S - \alpha\mu_S +\ \alpha\delta\mu_S)$$ رابطه (۱۰)

$$Cov(B,S) = \eta_b\eta_S\theta\,(1-\theta) - \alpha^2\delta\,(1-\delta)\,\mu_b\mu_S$$ رابطه (۱۱)

برای اندازه‌گیری بازده موردانتظار در این پژوهش از مدل شش عاملی فاما و فرنچ استفاده می‌شود. بر اساس مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1]، عامل بتای بازار تنها عامل ریسک بازده سهام بوده و به‌تنهایی قادر به تبیین بازده موردانتظار سهام است و بین متغیر اندازه و بازده اضافی سهام رابطه منفی وجود دارد و بین متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و بازده اضافی سهام رابطه مستقیم وجود دارد. در این پژوهش نیز به پیروی از فاما و فرنچ برای محاسبه بازده موردانتظار از مدل شش عاملی فاما و فرنچ به‌صورت رابطه (۱۲) استفاده می‌شود.

$$\begin{aligned} E(R_{it}) - R_{ft} = \alpha_1 &+ b_1\big(E(R_{mt}) - R_{ft}\big) + S_i\big(E(SMB_{it})\big) \\ &+ h_i\big(E(HML_{it})\big) + S_i\big(E(ROA_{it})\big) + h_i\big(E(INV_{it})\big) \\ &+ W_i\big(E(WML_{it})\big) + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$ رابطه (۱۲)

صرف ریسک بازار از تفاضل نرخ بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک محاسبه می‌شود. در این پژوهش، شاخص کل بورس اوراق بهادار به‌عنوان بازده بازار مورداستفاده قرار می‌گیرد. شاخص کل بورس اوراق بهادار بر اساس تفاوت بین شاخص پایان سال منهای شاخص ابتدایی سال، تقسیم بر شاخص ابتدایی محاسبه می‌شود. شاخص بازده بدون ریسک نرخ سود علی‌الحساب اعلام‌شده اوراق مشارکت دولتی است.

عامل شتاب، تفاوت میانگین بازده ماهانه سبد سرمایه‌گذاری سهام برنده گذشته و بازده ماهانه سبد سرمایه‌گذاری سهام بازنده گذشته در شرایطی که عامل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار کنترل شده است. در واقع، این متغیر به تبیین میزان حساسیت بازده موردانتظار سهام به تفاوت عملکرد گذشته سهام شرکت‌ها از نظر بازدهی که قبلاً به دست آورده‌اند، می‌پردازد.

$$WML = \frac{dBHW + SHW + BLW + SLWy}{4} - \frac{BHLO + SHLO + BLLO +\ SLLO}{4}$$ رابطه (۱۳)

عامل اندازه، تفاوت بین میانگین بازده سبد سرمایه‌گذاری سهام شرکت‌های کوچک و سبد سرمایه‌گذاری سهام شرکت‌های بزرگ که اندازه شرکت از ضرب تعداد سهام پایان دوره شرکت در میانگین قیمت سهم طی آن سال محاسبه می‌شود.

1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)

$$SMB = \frac{SHLO + SLLO + SLW}{4} - \frac{BHLO + BLLO + BHW + BLW}{4}$$ رابطه (۱۴)

عامل ارزش، تفاوت بین میانگین بازده‌های سبد سرمایه‌گذاری سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و سبد سرمایه‌گذاری سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین محاسبه شده است.

$$HML = \frac{BHLO + SHLO + BHW + SHW}{4} - \frac{BLLO + SLLO + BLW + SLW}{4}$$ رابطه (۱۵)

عامل سرمایه‌گذاری، تفاوت میانگین بازده سبدهای سرمایه‌گذاری با رشد سرمایه‌گذاری پایین منهای میانگین بازده سبدهای سرمایه‌گذاری با رشد سرمایه‌گذاری بالا که نرخ رشد سرمایه‌گذاری از تقسیم مابه‌التفاوت مجموع موجودی کالا، تجهیزات، ماشین‌آلات و اموال در ابتدا و انتهای سال بر مجموع دارایی‌های شرکت در انتهای سال قبل به دست می‌آید.

$$R_{INV} = \frac{BHL + SHL + BLL + SLL}{4} - \frac{BHH + SHH + BLH + SLH}{4}$$ رابطه (۱۶)

عامل سودآوری برابر است با تفاوت میانگین بازده یک سبد سرمایه‌گذاری با نرخ بازده دارایی‌های بالا منهای میانگین بازده سبدهای سرمایه‌گذاری با نرخ بازده دارایی‌های پایین که برای محاسبه سودآوری از نرخ بازده دارایی‌ها استفاده شده است که از تقسیم سود خالص پس از کسر مالیات شرکت بر کل دارایی شرکت در پایان سال به دست می‌آید.

$$R_{ROA} = \frac{BHL + SHL + BHH + SHH}{4} - \frac{BLL + SLL + BLH + SLH}{4}$$ رابطه (۱۷)

افشا در قاموس، واژه‌ای فراگیر است و بعضاً به‌عنوان اصل افشا شناخته می‌شود که تقریباً تمام فرآیند گزارشگری مالی را در بر می‌گیرد و بر کلیهٔ جوانب مالی مؤثر است. امروزه به مسئله شفافیت مالی و افشای اطلاعات توجه فزاینده‌ای شده و این موضوع به‌عنوان مبنایی برای ارزیابی قابلیت‌های مدیریت و اعتبار شرکت‌ها محسوب می‌گردد (Chen *et al*., 2007).

برای محاسبه افشای اطلاعات از فرم امتیازبندی مطابق جدول (۱) استفاده شده است. لازم به ذکر است که جدول (۱) باتوجه‌به گزارش‌های مالی شرکت‌ها اندکی بومی‌سازی شده است.

جدول (۱) فرم امتیازبندی افشای اطلاعات

Table (1) Scoring form for information disclosure

بخش اول: افشای اطلاعات استراتژیک	SI
اطلاعات کلی شرکت	

۱ تا ۶	تاریخ تأسیس، ساختار سازمانی / نمودار سازمانی، توصیف کلی شغل / فعالیت، محصولات اصلی، بازار اصلی، سرمایه و ترکیب سهامداران
	استراتژی شرکت
۷ تا ۱۱	اظهار اهداف شرکت، استراتژی کنونی، تأثیر استراتژی بر نتایج کنونی، استراتژی آتی، تأثیر استراتژی بر نتایج آتی
	استدلال مدیریت و آنالیز
۱۲ تا ۱۸	محیط رقابتی، محیط و مسائل حقوقی، تجزیه‌وتحلیل ریسک شرکت، تغییر در مخارج، تغییر در میزان فهرست اموال، تغییر در بازار سهام، تغییر در فروش / سود
	مجموع امتیازات افشای اطلاعات استراتژیک برابر با ۱۸ می‌باشد.
	منبع: ریاحی و منیره (Riahi and Mounira, 2011)
NFI	بخش دوم: افشای اطلاعات غیرمالی
۱۹ تا ۲۵	اطلاعات مربوط به ساختار هیئت‌مدیره، اطلاعات مربوط به نیروی انسانی، گزارش عملکرد زیست‌محیطی، گزارش فعالیت‌های اجتماعی شرکت، برگزاری دوره‌های آموزشی شرکت، اطلاعات مربوط به خدمات پس از فروش، تعداد کارمندان
	مجموع امتیازات افشای اطلاعات غیرمالی برابر با ۷ می‌باشد.
	منبع: ریاحی و منیره (Riahi and Mounira, 2011)
FI	بخش سوم: افشای اطلاعات مالی
۲۶ تا ۳۸	نسبت نقدینگی، نسبت بدهی، نسبت فعالیت، تغییرات سرمایه در گردش، تغییرات در ساختار سرمایه و سیاست تأمین مالی، بازده دارایی‌ها، بازده حقوق صاحبان سهام، پیش‌بینی درآمدها، پیش‌بینی گردش پول، مشتریان اصلی، تأمین‌کنندگان، گزارش تغییرات قیمت، پردازش اطلاعات مالی
	مجموع امتیازات افشای اطلاعات مالی برابر با ۱۳ می‌باشد.
	منبع: ریاحی و منیره (Riahi and Mounira, 2011)
RID	بخش چهارم: افشای اطلاعات ریسک
۳۸ تا ۵۱	انواع ریسک‌ها (ریسک‌های مالی، عملیاتی، راهبردی، درستی و قانونی و رعایت) شناسایی و تعریف عملیاتی می‌شود. افشای ریسک به روش تحلیل محتوا و با استفاده از کدبندی اندازه‌گیری می‌شود. در این پژوهش مطابق الشندیدی و همکاران (Elshandidy *et al*., 2013) از لگاریتم طبیعی تعداد عبارت‌های مربوط به ریسک‌های ارائه‌شده در گزارش فعالیت هیئت‌مدیره و یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی به‌عنوان اندازه افشای ریسک استفاده می‌شود.
	مجموع امتیازات افشای اطلاعات ریسک برابر با ۱۱ می‌باشد.
	منبع: الشندیدی و همکاران (Elshandidy *et al*., 2013)

مطالعات قبلی در حوزه افشای ریسک از روش تحلیل محتوا برای شناسایی میزان و ویژگی‌های افشای ریسک استفاده کردند (Elshandidy *et al*., 2013 and Linsley and Shrives, 2006) در این پژوهش نیز برای شناسایی افشای ریسک در یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی و گزارش فعالیت هیئت‌مدیره از روش تحلیل محتوا استفاده شد. افشای ریسک بیانگر ارائه اطلاعاتی است که خواننده را از هر فرصت یا تهدید، خطر و در معرض قرارداشتنی که بر شرکت اثر داشته یا ممکن است داشته باشد یا مدیریت این فرصت‌ها، تهدیدها، خطرها و در معرض قرارداشتن‌ها آگاه کند (Linsley and

(Shrives, 2006). واحد تحلیل مورداستفاده در پژوهش‌های مختلف مواردی از قبیل کلمات، جملات، نسبتی از صفحه و پاراگراف بوده است. کلمات نمی‌توانند بدون درنظرگرفتن موضوع جملات تفسیر شوند (Dobler *et al*., 2011)؛ در مقابل بیان می‌شود که استفاده از جملات به‌عنوان واحد تحلیل مناسب‌تر است. براین‌اساس، این پژوهش مطابق با مطالعات قبل، از جملات به‌عنوان واحد تحلیل استفاده می‌کند (Linsley and Shrives, 2006)؛ همچنین باتوجه‌به ذهنی‌بودن تحلیل محتوا، از رویکرد کدبندی برای تعیین افشای ریسک استفاده می‌شود (Dobler *et al*., 2011 and Beretta and Bozzolan, 2004). در نهایت تعداد کل جملات ریسک برای هر سال شرکت (ارائه‌شده در گزارش فعالیت هیئت‌مدیره و یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی) به‌عنوان میزان افشای ریسک در نظر گرفته شد و براین‌اساس متغیرهای کیفی، کمی‌سازی گردید.

٤- تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

جدول (۲) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ در شرکت‌های موردمطالعه

Table (2) Descriptive statistics of research variables during the period of 2011 to 2021 in the studied companies

	SIZE	INCOM	PIN	AUQ	PE	STV	LEV	ROA	RID	FI	NFI	SI	SID	RETURN
	اندازه شرکت	رقابت اطلاعات	احتمال اطلاعات محرمانه	کیفیت حسابرسی	نسبت قیمت به درآمد	حجم معاملات سهام	اهرم مالی	سودآوری شرکت	افشای اطلاعات ریسکی	افشای اطلاعات مالی	افشای اطلاعات غیرمالی	افشای اطلاعات استراتژیک	ابعاد افشای اطلاعات	بازدهی موردانتظار
میانگین	۶/۴۸۳	۰/۳۴۸	۰/۹۰۷	/۴۹۵۷	۶/۴۱۹	۱۱۶/۷۹	۰/۵۸۴	۰/۱۶۰	۳/۱۹	۱/۹۸	۱/۰۹۱	۱/۹۵۹	۰/۷۷۰	۴۰/۱۶۷
حداکثر	۸/۳۱۶	۱/۰۰۰	۱/۹۹۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۰	۵۰۶/۱۱	۱/۳۸	۱/۴۳	۱۱۰/۹۰	۲۲/۶۲	۸۷/۰۶	۴۳/۴۰	۱/۰۰۰	۸۰/۹۱۲
حداقل	۰/۷۱۱	۰/۰۰۰	۰/۲۳۰	۰/۰۰۰	۰/۵۹۰۰	۱۶/۱۱	۰/۰۴۱۶	-۰/۲۸۹	۴/۸۲	-۱۵۴/۳۲	-۲۷۷/۲۴	-۱۶۴/۸۴	۰/۰۰۰	۷/۹۶۶
میانه	۶/۲۵	۰/۴۰۰	۰/۷۷۰	۰/۵۷۱	۶/۲۵	۹۲/۱۸۰	۰/۵۷۲	۰/۱۲۹	۲/۲۲	۱/۷۸	۱/۶۰	۲/۱۰	۰/۸۰۰	۲۵/۹۰۵
معیار	۰/۷۲	۰/۱۸۶۰	۰/۴۸۰	۰/۱۸۲۹	۰/۹۶۶۲	۸۶۱/۴۶	۰/۲۱۲	۰/۱۸۰	۶/۶۶	۶/۰۹	۱۵/۹۷	۷/۷۶	۰/۲۳۱	۲۷/۰۳۵
چولگی	۰/۵۷۴	-۰/۶۵۰	۰/۶۶۱	-۰/۱۲	۰/۳۶۵۴	۰/۴۷۵	۰/۲۲۹	۱/۴۹	۱۳/۱۳	-۲۱/۵۸	-۱۴/۴۴	-۱۴/۳۶	-۰/۸۴۳	۰/۲۶۱
کشیدگی	۲/۷۷	۳/۹۷۰	۲/۲۷۷۱	۳/۸۰۵	۲/۴۰۸	۶/۱۴۷	۳/۳۶۰	۹/۰۷	۱۹/۶۵	۵۵/۹۰	۲۵/۸۱۴	۲۹۱/۵۹	۳/۳۲۰	۱/۴۵۲

نتایج آزمون دوربین واتسون در جدول (۳) برای تشخیص همبستگی در باقی‌مانده‌های تحلیل مدل رگرسیونی برابر با ۲/۰۷ است؛ بنابراین، استقلال مشاهدات (استقلال مقادیر باقی‌مانده یا خطاها) از یکدیگر برقرار است.

به‌علاوه، مقادیر تلرانس و عامل تورم واریانس[1] در جدول (۳) نشان داد که در مقادیر تلرانس در تمام متغیرها کم‌تر از ۱ است و مقدار عامل تورم واریانس کم‌تر از ۱۰ است؛ بنابراین، مفروضه عدم هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای پیش‌بین برقرار است.

1. Variance Inflation Factor (VIF)

جدول (۳) برآورد آزمون فرضیه اول

Table (3) Estimation of the first hypothesis test

متغیر	REM یا FEM	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره	آماره تحمل	تورم واریانس
احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه		۰/۲۹۷۸۸	۰/۰۴۳۸۸	۶/۷۸۸	۰/۰۰۲۳	۰/۸۷۰	۳/۴۴
افشای اطلاعات مالی		−۰/۳۰۳۴۶	۰/۰۴۰۳۱	−۷/۵۲۸	۰/۰۰۲	۰/۷۷۱	۲/۹۸
اثر تعاملی		−۰/۴۳۳۰۴	۰/۰۵۷۸۹	−۷/۴۸۰۳	۰/۰۰۱	۰/۶۸۹	۲/۹۰
اندازه شرکت		۰/۳۸۲۸۲	۰/۰۳۸۱۲۶	۱۰/۰۴۰۹۱	۰/۰۰۰۳	۰/۸۷۰	۱/۹۸
سودآوری شرکت	FEM	۰/۵۲۴۹۰	۰/۰۳۲۰۲	۱۶/۳۹۲۸	۰/۰۰۰۲	۰/۶۹۸	۳/۷۷
اهرم مالی		۰/۱۷۰۳۲	۰/۰۳۵۴۳	۴/۸۰۷۲	۰/۰۰۰۰	۰/۶۶۱	۳/۸۹
مالکیت دولتی		۰/۴۸۸۶۷	۰/۱۴۳۸۵	۳/۳۹۷۰	۰/۰۰۰۱	۰/۸۲۱	۲/۰۹
حجم معاملات سهام		۰/۱۱۸۰۰	۰/۰۱۱۵۴	۱۰/۲۲۵۳	۰/۰۰۰۳	۰/۶۶۹	۳/۹۸
قیمت بر درآمد		۰/۳۵۳۲۵	۰/۰۱۴۶۷	۲۴/۰۷۹۷	۰/۳۲۱۰	۰/۷۲۳	۲/۹۰
مالکیت نهاد غیردولتی		۰/۳۸۳۸۶	۰/۰۳۸۴۶	۹/۹۸۰۷	۰/۴۳۲۰	۰/۷۷۷	۱/۶۷
کیفیت حسابرسی	REM	۰/۲۸۰۲۵	۰/۰۴۳۰۱۸	۶/۵۱۴۷	۰/۰۰۱۲	۰/۷۲۳	۳/۹۹
C		−۱/۰۶۱۵	۰/۲۹۷۸۸	−۱۶/۸۲۷۹	۰/۰۰۱۳	–	–

ضریب تعیین تعدیل‌شده	انحراف معیار متغیر وابسته	آماره F	احتمال آماره	دوربین واتسون
۰/۶۷۴	۰/۶۸	۲۳/۴۳۲	۰/۰۰۰	۲/۰۷۷

مطابق نتایج جدول (۳)، مشاهده می‌شود که مقدار F برابر ۲۳/۴۳ است و احتمال مربوط به مدل صفر است؛ بنابراین فرض عدم معناداری مدل رد شد و مدل معنادار و قابل‌اعتماد است که ضریب تعیین نشان‌دهنده تغییر ۷ درصد بازدهی موردانتظار توسط متغیرهای مشاهده‌شده در جدول (۳) می‌باشد و آماره دوربین واتسون نیز عدم خودهمبستگی را نشان می‌دهد؛ لذا افشای اطلاعات مالی در قیمت‌گذاری استفاده از اطلاعات محرمانه تأثیر مثبت و معناداری دارد و ضریب تعیین تعدیل‌شده این فرضیه بیانگر آن است که در کل دوره پژوهش ۰/۶۷ از تغییرات بازدهی موردانتظار و قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه با متغیرهای مستقل و کنترل قابل‌توضیح است.

نتایج آزمون دوربین واتسون در جدول (۴) برای تشخیص همبستگی در باقی‌مانده‌های تحلیل مدل رگرسیونی برابر با ۲/۰۶ است؛ بنابراین، استقلال مشاهدات (استقلال مقادیر باقی‌مانده یا خطاها) از یکدیگر برقرار است.

به‌علاوه، مقادیر تلرانس و عامل تورم واریانس در جدول (۴) نشان داد که در مقادیر تلرانس در تمام متغیرها کم‌تر از ۱ است و مقدار عامل تورم واریانس کم‌تر از ۱۰ است؛ بنابراین، مفروضه عدم هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای پیش‌بین برقرار است.

جدول (۴) برآورد آزمون فرضیه دوم

Table (4) Estimation of the second hypothesis test

متغیر	REM یا FEM	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره	آماره تحمل	تورم واریانس
احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه		۰/۷۳۰۹	۰/۰۴۷۹۸۰	۱۵/۲۳۳۴	۰/۰۰۰۳	۰/۹۵۱	۲/۴۳
افشای اطلاعات غیرمالی		−۰/۲۳۶۲	۰/۰۱۶۷۵	−۱۴/۱۰۱۴	۰/۰۰۰۰	۰/۶۷۶	۱/۳۲
اثر تعاملی	FEM	−۰/۲۸۷۶	۰/۰۱۹۷۲	−۱۴/۵۸۴۱	۰/۰۰۰۲	۰/۷۷۱	۳/۳۹
اندازه شرکت		۰/۳۹۳۴۳	۰/۰۳۸۱۷۲	۱۰/۳۰۶۶	۰/۰۰۰۰	۰/۶۶۷	۲/۳۳
بازده دارایی‌ها		۰/۲۸۰۰۴	۰/۰۳۱۰۹	۹/۰۰۷۳	۰/۰۰۰۰	۰/۸۲۱	۲/۲۳

اهرم مالی		۰/۴۳۰۷۴	۰/۰۳۵۶۳	۱۲/۰۸۹۲	۰/۰۰۰۰	۰/۸۰۲	۲/۰۰
GRO		۰/۲۹۰۴۳	۰/۰۲۰۱۹	۱۴/۳۸۴۸	۰/۴۲۹۱	۰/۹۰۱	۱/۰۰
حجم معاملات سهام		۰/۱۲۲۹۸	۰/۰۱۶۵۴	۷/۴۳۵۳	۰/۳۲۱۰	۰/۶۷۸	۱/۹۰
قیمت بر درآمد		۰/۴۹۳۶۲	۰/۰۱۷۹۵	۲۷/۴۹۹۷	۰/۴۳۶۷	۰/۷۶۷	۳/۱۶
مالکیت نهاد غیردولتی	REM	۰/۱۸۱۲۹۰	۰/۰۳۵۵۹۳	۵/۰۹۳۴	۰/۰۰۰۴	۰/۸۹۹	۱/۳۴
C		۰/۰۴۹	۰/۰۱۴۳۲	۳/۵۱۲۰	۰/۰۰۰۰	–	–
ضریب تعیین تعدیل‌شده	انحراف معیار متغیر وابسته		آماره F	احتمال آماره		دوربین واتسون	
۰/۷۶	۰/۶۸		۱۷/۴۳۵	۰/۰۰۰		۲/۰۶	

مطابق نتایج جدول (۴)، مشاهده می‌شود که مقدار F برابر ۱۷/۴۳۵ است و احتمال مربوط به مدل صفر است؛ بنابراین فرض عدم معناداری مدل رد شد و مدل معنادار و قابل‌اعتماد است و ضریب تعیین تعدیل‌شده حاکی از تغییر متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای توضیحی به اندازه ۹ درصد می‌باشد و آماره دوربین واتسون هم در دامنه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد و نشان‌دهنده عدم خودهمبستگی متغیرها می‌باشد و اطلاعات غیرمالی و ابعاد اطلاعات غیرمالی در احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه دارای اثر منفی و معنادار به ترتیب ۰/۲۳ و ۰/۲۸ می‌باشد. در شرکت‌های موردمطالعه باتوجه‌به نتایج حاصل بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه تأثیر منفی و معناداری در سطح اطمینان ۹۵ درصد به طوری به ازای هر واحد افشای اطلاعات غیرمالی شرکت‌ها میزان قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه ۲۳ درصد کاهش می‌یابد و سایر متغیرهای کنترلی نیز تأثیر مثبت و معنادار با بازدهی موردانتظار دارند و لذا فرضیه مذکور موردپذیرش قرار می‌گیرد همچنین حجم معاملات، قیمت بر درآمد و مالکیت دولتی در سطح ۵ درصد معنادار نمی‌باشند.

نتایج آزمون دوربین واتسون در جدول (۵) برای تشخیص همبستگی در باقی‌مانده‌های تحلیل مدل رگرسیونی برابر با ۱/۹۹ است؛ بنابراین، استقلال مشاهدات (استقلال مقادیر باقی‌مانده یا خطاها) از یکدیگر برقرار است.

به‌علاوه، مقادیر تلرانس و عامل تورم واریانس در جدول (۵) نشان داد که در مقادیر تلرانس در تمام متغیرها کم‌تر از ۱ است و مقدار عامل تورم واریانس کم‌تر از ۱۰ است؛ بنابراین، مفروضه عدم هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای پیش‌بین برقرار است.

جدول (۵) برآورد آزمون فرضیه سوم

Table (5) Estimate of the third hypothesis test

متغیر	REM یا FEM	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره	آماره تحمل	تورم واریانس
احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه		۰/۵۰۸۰۴	۰/۰۳۴۰۸	۱۴/۹۰۷۲	۰/۰۰۰۰	۰/۹۹۱	۲/۸۹
افشای اطلاعات استراتژیک		−۰/۲۴۳۲۱	۰/۰۴۴۶۲	−۵/۴۵۰۶۹	۰/۰۰۰۰	۰/۹۸۱	۱/۹۹
اثر تعاملی		−۰/۴۲۵۱۳	۰/۰۵۰۵۱	−۸/۴۱۶۷	۰/۰۰۰۱	۰/۸۹۹	۳/۳۱
اندازه شرکت	FEM	۰/۴۶۵۲۱	۰/۰۲۴۳۸	۱۹/۰۸۱۶	۰/۰۰۰۰	۰/۷۸۹	۲/۳۳
بازده دارایی‌ها		۰/۳۳۴۳۶	۰/۰۳۱۷۵۰	۱۰/۵۳۱۰	۰/۰۰۱۱	۰/۹۸۹	۱/۰۰
اهرم مالی		۰/۲۷۰۴۷	۰/۰۴۸۲۶۳	۵/۶۰۴۰	۰/۰۰۰۰	۰/۸۸۸	۲/۲۰
مالکیت دولتی		۰/۲۳۶۶۰	۰/۰۲۱۸۷	۱۰/۸۱۸۴	۰/۰۰۰۲	۰/۸۹۴	۱/۰۹

حجم معاملات سهام		۰/۱۹۸۷۶	۰/۰۱۵۳۲	۱۲/۹۷۳۸	۰/۱۳۴۷	۰/۷۶۷	۲/۷۶
قیمت بر درآمد		۰/۳۵۰۳۲	۰/۰۱۲۶۰۱	۲۷/۸۰۰۹	۰/۲۴۱۱	۰/۷۷۶	۱/۳۲
مالکیت نهاد غیردولتی	REM	۰/۱۶۲۳۱	۰/۰۳۶۳۹	۴/۴۶۰۲	۰/۰۰۲۱	۰/۸۷۸	۱/۰۰
C		۰/۹۱۴۳	۰/۰۸۳۷۳	۱۰/۹۱۹۸	۰/۰۰۰۰	–	–
ضریب تعیین تعدیل‌شده		انحراف معیار متغیر وابسته		آماره F	احتمال آماره		دوربین واتسون
۰/۷۸		۰/۷۵		۱۶/۴۳۲	۰/۰۰۰		۱/۹۹۷

مطابق نتایج جدول (۵)، مشاهده می‌شود که مقدار F برابر ۱۶/۴۳ است و احتمال مربوط به مدل صفر است؛ بنابراین فرض عدم معناداری مدل رد شد و مدل معنادار و قابل‌اعتماد است، متغیرهای مشاهده‌شده ۱۲ درصد، متغیر وابسته را توضیح می‌دهد و آماره دوربین واتسون نشان از عدم خودهمبستگی بین متغیرها می‌باشد، افشای اطلاعات استراتژیک و ابعاد اطلاعات استراتژیک تأثیر منفی و معناداری در سطح ۹۵ درصد به ترتیب به میزان ۰/۲۴ و ۰/۴۲ را بر بازدهی موردانتظار دارند و سایر متغیرهای نیز در بازدهی موردانتظار به میزان قابل‌مشاهده در جدول (۵) مؤثر هستند و فرضیه مذکور تأیید شد.

نتایج آزمون دوربین واتسون در جدول (۶) برای تشخیص همبستگی در باقی‌مانده‌های تحلیل مدل رگرسیونی برابر با ۲/۱۶ است؛ بنابراین، استقلال مشاهدات (استقلال مقادیر باقی‌مانده یا خطاها) از یکدیگر برقرار است.

به‌علاوه، مقادیر تلرانس و عامل تورم واریانس در جدول (۶) نشان داد که در مقادیر تلرانس در تمام متغیرها کم‌تر از ۱ است و مقدار عامل تورم واریانس کم‌تر از ۱۰ است؛ بنابراین، مفروضه عدم هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای پیش‌بین برقرار است.

جدول (۶) برآورد آزمون فرضیه چهارم

Table (6) Estimation of Fourth hypothesis test

متغیر	FEM یا REM	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره	آماره تحمل	تورم واریانس
احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه	FEM	۰/۳۳۰۸۴	۰/۰۳۹۳۱	۸/۴۱۶۱	۰/۰۰۰۰	۰/۸۹۸	۲/۸۹
افشای اطلاعات ریسکی		−۰/۲۵۹۲	۰/۰۲۷۳۲	−۹/۴۸۷۹	۰/۰۰۰۰	۰/۸۸۷	۱/۷۷
اثر تعاملی		−۰/۵۵۱۹	۰/۰۴۳۶۸۳	−۱۲/۶۳۴۶	۰/۰۰۰۲	۰/۷۹۸	۲/۸۹
اندازه شرکت		۰/۲۸۹۲۳	۰/۰۴۳۲۰	۶/۶۹۵۱	۰/۰۰۲۰	۰/۷۶۴	۱/۷۹
بازده دارایی‌ها		۰/۴۱۹۵۶	۰/۰۳۱۰۴	۱۳/۵۱۶۷	۰/۰۰۱۹	۰/۸۰۹	۳/۹۰
اهرم مالی		۰/۲۶۷۲	۰/۰۳۴۹۸	۷/۶۳۸۶	۰/۰۰۰۰	۰/۹۲۱	۳/۷۶
مالکیت دولتی		۰/۱۲۶۵۳	۰/۰۳۷۶۳	۳/۳۶۲۴	/۰۰۳۱	۰/۸۶۲	۲/۰۰
حجم معاملات سهام		۰/۲۳۲۱۰	۰/۰۵۱۲۱	۴/۵۳۲۳	/۰۱۵۴	۰/۸۷۸	۱/۸۷
قیمت بر درآمد		۰/۳۵۶۲۴	۰/۰۱۷۴۰	۲۰/۴۷۳۵	۰/۳۳۰۰	۰/۷۷۷	۳/۶۷
مالکیت نهاد غیردولتی	REM	۰/۲۱۶۷۶	۰/۰۵۹۳۵	۳/۶۵۲۲	۰/۰۰۱۸	۰/۸۱۱	۳/۸۰
C		۰/۱۳۴	۰/۰۷۳۶	۱/۸۲۸۶	۰/۲۳۶۰	–	–
ضریب تعیین تعدیل‌شده		انحراف معیار متغیر وابسته		آماره F	احتمال آماره		دوربین واتسون
۰/۶۹		۰/۵۳		۲۱/۰۲	۰/۰۰۰		۲/۱۶۰

مطابق نتایج جدول (۶)، مشاهده می‌شود که مقدار F برابر ۲۱/۰۲ است و احتمال مربوط به مدل صفر است؛ بنابراین فرض عدم معناداری مدل رد شد و مدل معنادار و قابل‌اعتماد است؛ لذا عدم خودهمبستگی بین متغیرها باتوجه‌به آماره دوربین واتسون که در بین بازه ۱/۵ تا ۲/۵ ملاحظه شد و ۱۱ درصد بازدهی موردانتظار توسط متغیرهای مشاهده‌شده در جدول (۶) توضیح داده شد، افشای اطلاعات ریسکی و افشای اطلاعات ریسکی در احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه بر قیمت‌گذاری احتمال اطلاعات محرمانه تأثیر منفی و معناداری در سطح ۹۵ درصد به ترتیب به میزان ۰/۲۵ و ۰/۵۵ دارد و سایر متغیرهای موردبررسی فرضیه مذکور تأثیر معناداری بر قیمت‌گذاری احتمال اطلاعات محرمانه دارد و فرضیه مذکور تأیید شد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هدف از این پژوهش بررسی نقش افشای اطلاعات بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه بود. نتایج حاصل مبنی بر رابطه معنادار بین ابعاد افشای اطلاعات بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه و همچنین وجود رابطه منفی و معنادار بین ابعاد افشای اطلاعات و قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه دارد.

براین‌اساس نتایج حاصل تأثیر افشای اطلاعات مالی بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه را نشان داد که افشای اطلاعات مالی تأثیر منفی و معناداری بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه در بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد و مدیران برای مخابره اطلاعات از اقلام تعهدی اختیاری استفاده می‌کنند تا شدت عدم تقارن اطلاعاتی و مشکل نمایندگی را در شرکت‌هایی که رشد بیش‌تری دارند، کاهش دهند. نتایج پژوهش نشان داد که سرمایه‌گذاران برای شرکت‌هایی که بهبود محیط اطلاعاتی مالی را موردتوجه قرار می‌دهند، ارزش بالاتری در نظر می‌گیرند. این نتیجه بیانگر این است که مدیران توانسته‌اند از اقلام تعهدی اختیاری به‌منظور کاهش شرایط ابهام‌انگیز در محیط اطلاعاتی مالی استفاده نمایند. در کل، نتایج پژوهش مؤید این موضوع است که مدیران در بازار سرمایه ایران از قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه استفاده می‌کند. نتایج این پژوهش با نتایج پژوهش‌های صورت‌گرفته از جمله بوشی و نوئه (Bushee and Noe, 2000)، پاتل و دالاس (Patel and Dallas, 2002)، فرانسیس و همکاران (Francis *et al.*, 2005) و گلاسر (Glaeser, 2018) هم‌خوانی دارد. همچنین ناظمی و همکاران (Nazemi *et al.*, 2016) وجود رابطه بین افشای اطلاعات مالی و بازده سهام شرکت‌ها، موسوی شیری و همکاران (Moosavi Shiri *et al.*, 2015) وجود رابطه معنادار بین کیفیت افشای اطلاعات و نوسان‌پذیری بازده

سهام، یحیی‌زاده فر و همکاران (Yahyazadeh Far *et al*., 2012) ارتباط معنادار و معکوس بین افشای اطلاعات و شکاف قیمتی پیشنهادی خریدوفروش سهام، گریوال و همکاران (Grewal *et al*., 2017) کاهش هم‌زمانی قیمت سهام با افزایش افشای اطلاعات به‌خصوص افشای اختیاری اطلاعات و کانگ (Kang, 2004) وجود رابطهٔ بین افشا و بازده سهام را نشان دادند.

در بخش دیگری نیز، نتایج حاصل مبنی بر تأثیر افشای اطلاعاتی غیرمالی بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه را نشان داد که افشای اطلاعات غیرمالی تأثیر منفی و معناداری بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه دارد. مطابق نظریه‌های افشای اطلاعات غیرمالی موجب کاهش ریسک پیش روی شرکت و قیمت‌گذاری می‌شود و با مطالعه لا پورتا و همکاران (La Porta *et al*., 2006) سازگار است.

همچنین نتایج تأثیر افشای اطلاعاتی استراتژیک بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه را نشان داد که افشای اطلاعات استراتژیک تأثیر منفی و معناداری بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه دارد. این نتیجه مطابق با انتظار است؛ زیرا افشای بیش‌تر اطلاعات استراتژیک دست مدیران را در اقدام برای قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه بسته‌تر نگه می‌دارد و آن را با محدودیت مواجه می‌سازد. نتایج حاصل مطابق با ریاحی و منیره (Riahi and Mounira, 2011) می‌باشد. بااین‌حال نتایج این پژوهش نشانگر این بوده است که افزایش افشای اطلاعات استراتژیک، کمکی در کاهش قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه نمی‌نماید و این امر نیز می‌تواند موردنظر فعالان بورس اوراق بهادار قرار گیرد.

در نهایت نتایج حاصل نتایج حاصل تأثیر افشای اطلاعاتی ریسکی بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه را نشان داد که افشای اطلاعات ریسکی تأثیر منفی و معناداری بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه دارد و بیانگر این است که سطح افشای اطلاعات ریسکی شرکت‌ها بر قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه تأثیرگذار است؛ این یافته‌ها با نتایج وکیلی فرد و همکاران (Vakili Fard *et al*., 2011) هم‌خوانی داشته و با یافته‌های پژوهش مؤمن و همکاران (Moumen *et al*., 2015) و ناظمی و همکاران (Nazemi *et al*., 2016)، منطبق نیست. نامربوط‌بودن اطلاعات افشاشده، عدم توجه به سرمایه‌گذاران به اطلاعات افشاشده ریسکی و عمد آگاهی آن‌ها در تفسیر اطلاعات افشاشده ریسکی می‌تواند از مهم‌ترین دلایل این نتیجه‌گیری باشد.

باتوجه‌به اینکه مدیران دارای اطلاعات بیش‌تر و درک بهتری دررابطه‌با عملکرد آتی شرکت هستند، برخی از آن‌ها با درنظرگرفتن هزینه و منافع بالقوه افشای اطلاعات، اقدام به افشای اختیاری اطلاعات می‌کنند. در این راستا استراتژی افشای اطلاعات نقش مهمی در کاهش عدم تقارن اطلاعات بین

مدیران و سرمایه‌گذاران خارجی ایفا می‌کند و می‌تواند سطح اعتماد سرمایه‌گذاران را بالا برده و منجر به بهبود نقدشوندگی سهام و کاهش هزینه سرمایه شود (Kristandl and Bontis, 2007). واضح است که هرجا سخن از تصمیم‌گیری است مبحث اطلاعات و نحوه دسترسی به آن مطرح می‌شود. در این راستا اطلاعاتی حائز اهمیت است که مفید باشد و به‌موقع افشا گردد و همچنین اطلاعات باید دارای اهمیت بوده و توان اثرگذاری بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی افراد را داشته باشد و منجر به تصمیم‌گیری بهینه شود (Hajian *et al*., 2015). بر اساس نتایج حاصل و باتوجه‌به اینکه رابطه منفی و معناداری بین ابعاد افشای اطلاعات و قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه مشاهده شد که این امر نشان می‌دهد افشای اطلاعات شرکت‌ها، مدیران را به کاهش قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه ترغیب می‌کند؛ لذا پیشنهاد می‌شود که جهت کاهش قیمت‌گذاری احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه، زمینه‌های لازم جهت افشای اطلاعات شرکتی فراهم آید. همچنین پیشنهاد می‌شود سازمان بورس به‌عنوان متولی بازار سرمایه و نهاد حامی حقوق سرمایه‌گذاران، به تدوین مقررات و الزامات کافی برای ارتقای سطح شفافیت اطلاعاتی شرکت‌ها، نظم و دقت در افشای اطلاعات و ارتقای محتوای گزارش‌های شرکت‌ها بپردازد.

٦- تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع در این پژوهش وجود ندارد.

۷- منابع

Aflatooni, A. (2016). Use of private information in stock trading and its impact on the cost of equity. *Financial Accounting Knowledge*, *3*(2), 131-148. [In Persian]

Aflatooni, A., & Sohrabi, R. (2015). The Effect of Calendar Anomaly of Religious Time on Use of Private Information in Stock Trading. *Financial Accounting Research*, *7*(2), 1-16. [In Persian]

Akins, B. K., Ng, J., & Verdi, R. S. (2012). Investor competition over information and the pricing of information asymmetry. *The Accounting Review*, *87*(1), 35-58.

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), 1-40.

Baradaran Hassanzadeh, R., & Mahroomi, R. (2018). The Effect of Risk Disclosure on the Share Price Anticipation based on Earnings and Firm Value. *Financial Management Strategy*, *5*(4), 189-209. [In Persian]

Beretta, S., & Bozzolan, S. (2004). A framework for the analysis of firm risk communication. *The International Journal of Accounting*, *39*(3), 265-288.

Bhattacharya, U., & Daouk, H. (2002). The world price of insider trading. *The journal of Finance*, *57*(1), 75-108.

Brennan, M., Huh, S. W., & Subrahmanyam, A. (2013). An analysis of the Amihud illiquidity premium. *The Review of Asset Pricing Studies*, *3*(1), 133-176.

Bushee, B. J., & Noe, C. F. (2000). Corporate disclosure practices, institutional investors, and stock return volatility. *Journal of accounting research*, 171-202.

Chen, W. P., Chung, H., Lee, C., & Liao, W. L. (2007). Corporate governance and equity liquidity: Analysis of S&P transparency and disclosure rankings. *Corporate Governance: An International Review*, *15*(4), 644-660.

Desai, H., Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2004). Value-glamour and accruals mispricing: One anomaly or two? *The Accounting Review*, *79*(2), 355-385.

Dobler, M., Lajili, K., & Zéghal, D. (2011). Attributes of corporate risk disclosure: An international investigation in the manufacturing sector. *Journal of International Accounting Research*, *10*(2), 1-22.

Duarte, J., & Young, L. (2009). Why is PIN priced? *Journal of Financial Economics*, *91*(2), 119-138.

Easley, D., & O'hara, M. (2004). Information and the cost of capital. *The journal of finance*, *59*(4), 1553-1583.

Elshandidy, T., Fraser, I., & Hussainey, K. (2013). Aggregated, voluntary, and mandatory risk disclosure incentives: Evidence from UK FTSE all-share companies. *International Review of Financial Analysis*, *30*, 320-333.

Espinosa, M., & Trombetta, M. (2007). Disclosure interactions and the cost of equity capital: evidence from the Spanish continuous market. *Journal of Business Finance & Accounting*, *34*(9-10), 1371-1392.

Fallahzadeh Abarghouhei, A., Taftiyan, A., & Heirany, F. (2018). The investigation of the interaction relationship between voluntary disclosure of information with Stock price synchronicity and crash risk with simultaneous equations system. *Quarterly Financial Accounting*, *9*(36), 53-75. [In Persian]

Forbes, S. J., Lederman, M., & Wither, M. J. (2019). Quality disclosure when firms set their own quality targets. *International Journal of Industrial Organization*, *62*, 228-250.

Foroghi, D., Amiri, H., & Mirzae, M. (2012). The Impact of Opacity in Financial Reporting on the Future Stock Price Crash Risk of Listed Companies in Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting Research*, *3*(4), 15-40. [In Persian]

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.

Ghorbani, B., Hosseini Ghoncheh, S. J., & Mohammadiler, Z. (2017). The impact of strategic, non-financial and financial information disclosure on earnings management. *Financial Accounting and Auditing Research*, *9*(35), 23-40. [In Persian]

Glaeser, S. (2018). The effects of proprietary information on corporate disclosure and transparency: Evidence from trade secrets. *Journal of Accounting and Economics*, *66*(1), 163-193.

Grewal, J., Hauptmann, C., & Serafeim, G. (2017). Stock price synchronicity and material sustainability information. *Harvard Business School*.

Hajian, N., Anvary Rostamy., A. A., Rahmani, A., & Azar, A. (2015). Investigating Effective Factors on Disclosure Scores of Listed Companies in

Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting Research*, *7*(1), 71-92. [In Persian]

Hughes, J. S., Liu, J., & Liu, J. (2007). Information asymmetry, diversification, and cost of capital. *The accounting review*, *82*(3), 705-729.

Kang, H. G. (2004). Disclosure-risk premium: asset pricing under asymmetric information, manipulation and ambiguity. *Manipulation and Ambiguity*.

Khajavi, S., & Momtazian, A. (2014). Investigation The quality of financial information disclosure effect on current and future stock return of listed companies of Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting Knowledge*, *1*(1), 9-27. [In Persian]

Khodadadi, V., Nikkar, J., & Veisi, S. (2016). Corporate Life Cycle and Cost of Equity Capita. *Empirical Studies in Financial Accounting*, *13*(52), 61-82. [In Persian]

Kordestani, G., & Teymori, T. (2017). The Effect of Private Information on Investment and Dividend Policy. *Financial Management Strategy*, *5*(2), 27-53. [In Persian]

Koushan, A., FarshadShadbad, A., & Kamani Nejad, M. (2015). Investigating the relationship between the level of voluntary disclosure and stock price synchronization with emphasis on the role of corporate governance in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *The Third International Conference on Management, Economics and Accounting*. [In Persian]

Kristandl, G., & Bontis, N. (2007). The impact of voluntary disclosure on cost of equity capital estimates in a temporal setting. *Journal of intellectual capital*, *8*(4), 577-594.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. (2006). What works in securities laws? *The journal of finance*, *61*(1), 1-32.

Lambert, R. A., Leuz, C., & Verrecchia, R. E. (2012). Information asymmetry, information precision, and the cost of capital. *Review of finance*, *16*(1), 1-29.

Linsley, P. M., & Shrives, P. J. (2006). Risk reporting: A study of risk disclosures in the annual reports of UK companies. *The British Accounting Review*, *38*(4), 387-404.

Manove, M. (1989). The harm from insider trading and informed speculation. *The Quarterly Journal of Economics*, *104*(4), 823-845.

Miisavian Khalil Abad, H. R., & Kordestani, G. (2013). Competition between Informed Investors over Information and the Pricing of Information Asymmetry. *Journal of Asset Management and Financing*, *1*(2), 127-144. [In Persian]

Moosavi Shiri, M., Soleymani, H., Momeni, Y., & Soleymani, H. (2015). The Relation between the Quality of Accounting Information Disclosure and Stock Return Volatility. *Empirical Research in Accounting*, *5*(4), 131-144. [In Persian]

Morgese Borys, M. (2007). Testing multi-factor asset pricing models in the Visegrad countries. *CERGE-EI Working Paper*.

Moumen, N., Othman, H. B., & Hussainey, K. (2015). The value relevance of risk disclosure in annual reports: Evidence from MENA emerging markets. *Research in International Business and Finance*, *34*, 177-204.

Mousavian Khalilabad, S. H. (2012). *Informational competition between informed investors and pricing information asymmetry* (Master Thesis, Imam Khomeini International University, Qazvin). [In Persian]

Nazemi, A., Momtazian, A., & Behpur, S. (2016). Investigating the Relationship between Disclosure Quality and Stock Return of the Companies Listed in Tehran Stock Exchange: Using a Simultaneous Equations System. *Journal of Accounting Advances*, *7*(2), 219-244. [In Persian]

Patel, S. A., & Dallas, G. S. (2002). Transparency and disclosure: Overview of methodology and study results-United States. *SSRN*.

Rahmani, A., & Bashirimanesh, N. (2014). A Review of the Literature on Disclosure in Iran. *Journal of Accounting and Social Interests*, *4*(4), 35-68. [In Persian]

Riahi, Y., & Mounira, B. E. N. (2011). Disclosure frequency and earnings management: An analysis in the Tunisian context. *Journal of accounting and taxation*, *3*(3), 47-59.

Song, L. (2015). Accounting disclosure, stock price synchronicity and stock crash risk: An emerging-market perspective. *International Journal of Accounting & Information Management*, *23*(4), 349-363.

Vakili Fard, H. R., Talebniya, G., & Naderipor, M. (2011). The effect of an increase in disclosure resulting from the implementation of revised accounting standards on information asymmetry. *Financial Accounting and Auditing Research*, *3*(12), 27-56. [In Persian]

Vayanos, D., & Wang, J. (2012). Liquidity and asset returns under asymmetric information and imperfect competition. *The Review of Financial Studies*, *25*(5), 1339-1365.

Wang, Y., & Kogan, A. (2018). Designing confidentiality-preserving Blockchain-based transaction processing systems. *International Journal of Accounting Information Systems*, *30*, 1-18.

Yahyazadeh Far, M., Shams, S., & Fallah Mohammadi, N. (2012). The Effect of Information Disclosure on Bid-Ask Spread Using Simultaneous Equations System. *Journal of Business Administration Researches*, *2*(4), 53-73. [In Persian]

Yan, X., Zhang, C., Luo, W., Li, W., Chen, W., & Liu, H. (2012). Solve traveling salesman problem using particle swarm optimization algorithm. *International Journal of Computer Science*, *9*(6), 264-271.

Zhang, B. Z., & Niu, S. J. (2015). Study on voluntary information disclosure and stock price synchronicity: Evidence from Chinese listed companies. *International Conference on Management Science and Management Innovation*, 501-507.

COPYRIGHTS

© 2025 by the author. Published by Islamic Azad University, Esfarayen Branch. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).