https://amf.ui.ac.ir

Journal of Asset Management and Financing
E-ISSN: 2383-1189
Vol. 10, Issue 1, No. 36, Spring 2022, p 25-46
Received: 28.11.2020 Accepted: 28.11.2021

Research Paper

Management Forecast, Idiosyncratic Risk, and Information Environment: Evidence of Listed Companies in Tehran Stock Exchange (TSE)

Mohammad Osoolian *
Assistant Professor, Department of Financial Management, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
m_osoolian@sbu.ac.ir
Mohammad Esmaeeil Fadaeinejad
Associate Professor, Department of Financial Management, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
m-fadaei@sbu.ac.ir
Shadi Gheitasi
Master of Financial Management, Department of Management and Accounting, Faulty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
gheitasishadi1377@gmail.com

Abstract
Capital market plays an important role in attracting and circulating market liquidity and directing it to efficient economic sectors. Management forecast is one of the most important sources of information in the stock market, while its misrepresentation leads to more idiosyncratic risks and consequently inappropriate investment decisions by investors. In this study, management forecast errors were considered as a proxy for disclosure quality to investigate the relationship between information disclosure quality and idiosyncratic risk, as well as the effects of Information environment on these two variables in Tehran Stock Exchange (TSE). To this goal, a sample of 160 listed firms in TSE was examined from 2009 to 2017. The results indicated that the management forecast errors were positively related to idiosyncratic risks, while they were less positively related in a good information environment.
Keywords: disclosure quality, management forecast error, idiosyncratic risk, information environment.

Introduction

Capital market participants rely on ongoing information to assess the risks and prospects of companies for accurate stock pricing. Due to the wide range of risks and economic, social, and political adverse events occurring in the world with the passage of time, uncertainty about the future and the need for managing all types of risks have increased. Idiosyncratic risk is one of the important risks for firms. This risk is unique to a specific company or industry. Management reporting is one of the voluntary information disclosure mechanisms, through which a company provides the information and signals related to its expected performance. Accordingly, improving the quality of financial reporting reduces information asymmetry and idiosyncratic risks. In addition to financial reporting, management forecasts are an important channel for disclosing information, while management biases can affect the idiosyncratic risks of companies. This paper used management forecast error as a proxy for disclosure quality to investigate the relationship between disclosure quality and idiosyncratic risk. Analytical models in accounting usually assume that information noise can be lowered by signals. This assumption suggests that the effect of one signal will be lessened if other signals are more correlated with a firm's "true" value. On the one hand, a poor information environment is indicative of little alternative information (other than accounting information) for predicting a firm's future cash flow. Therefore, high-quality accounting information can alleviate investment noise. On the other hand, if the information environment is rich, investors can easily have access to other information sources and reduce their uncertainty. In such a situation, investors may pay less attention to the disclosed information. Accordingly, this study emphasized on the effects of the information environment on disclosure quality and idiosyncratic risk as a necessity. The evidence showed that no studies had been conducted on

*Corresponding author
Osoolian, M., Fadaeinejad, M. E. & Gheitasi, SH. (2021). Management Forecast, Idiosyncratic Risk, and Information Environment: Evidence of Listed Companies in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Asset Management and Financing*, 10 (1), 25-46.

2383-1189 / © 2021 The Authors. Published by 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.2021.125612.1603 https://dorl.net/dor/20.1001.1.23831189.1401.10.1.1.5

the interactive relationship between management forecast and idiosyncratic risk, as well as the effects of information environment on these two variables in TSE. In addition, the parameters of measuring the information environment had been localized based on the available data in Iran and selected by relying on the importance and availability of information. Recognizing this phenomenon and making the right decision about this issue were the innovative features of this research, thus making it different from other parallel studies.

Method and Data

To test the research hypotheses, a sample of 160 listed firms in TSE was examined from 2009 to 2017 by using a multivariate regression model and panel data.

Findings

The research results indicated that the management forecast errors were statistically significant for the listed companies in TSE. They were also shown to be positively correlated with idiosyncratic risks. Finally, the evidence demonstrated that management forecast errors were less positively related with idiosyncratic risks in firms with a better information environment.

Conclusion and discussion

According to the results, management forecasts could be erroneous in Iran and sometimes had a high deviation from the realized revenues. As we know, investors need forward-looking information to make decisions based on risk and future return predictions by companies. Nevertheless, Iranian investors were found to only rely on retrospective information and management forecasts, which made them not have optimal decisions due to the presence of errors in those reports and this could increase their investment risks. Based on the findings, proper disclosure of financial information, such as on-time and accurate forecasts, could reduce the risks and augment stock liquidities of the companies. Therefore, the higher the information transparencies of the companies were, the higher their degrees of confidence could be and the lower their investment risks were thus witnessed. Finally, the results indicated that management forecast errors are less positively related to idiosyncratic risks in a relatively good information environment. Larger companies with more capitals are generally associated with a higher quality information environment. In addition, the existence of information asymmetry between a company's internal managers and investors reduces the risk of conflicting choices. In other words, higher levels of information symmetry are associated with a lower bid-ask spread.

References

Abdel-Khalik, A. R. (2008). The association between idiosyncratic risk and private information acquisition. *CAAA 2008 Annual Conference Paper*. DOI: https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1084072

Aghaie, M. A., Zalaghi, H., Etemadi, H., & Anvari, R. A. (2013). Financial statement restatements impacts on accrual quality. *Journal of Empirical Research in Accounting*. 3(7): 119-148. (In Persian)

Alavi, T. S., & Robatmili, M. (2001). Agency problems and audit fees further tests of the free cash flow hypothesis: *Accounting and Auditing Review*. 19(2):97-122. (In Persian)

Aliahmadi, S., & Fadai, Z. (2015). Assessing the role of information environment and firm growth on the pricing of accruals in companies listed in Tehran Stock Exchange (TSE). *Quarterly Financial Accounting Researches*. 7(3): 91-104. (In Persian)

Aman, H. (2011). Firm-specific volatility of stock returns, the credibility of management forecasts, and media coverage: Evidence from Japanese firms. *Japan and the World Economy*. 23(1): 28–39. DOI: https://doi.org/10.1016/j.japwor.2010.06.009

Botosan, C. A. (1997). Disclosure level and the cost of capital. *The Accounting Review*. 72(3). 21–40. https://www.jstor.org/stable/248475

Brockman, P., & Yan, X. S. (2009). Block ownership and firm-specific information. *Journal of Banking & Finance*. 33(2): 308–316. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2008.08.011

Campbell, J. Y., Lettau, M., Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile: An empirical exploration of idiosyncratic risk. *The Journal of Finance*. 56(1): 1–43. DOI: https://doi.org/10.1111/0022-1082.00318

Christensen, P. O., & Feltham, G. A. (2003). *Economics of Accounting*: New York. Volume 1- Information in Market. Springer Science+Business Media. DOI: https://doi.org/10.1007/978-1-4615-1133-5

Choy, S. Y. (2019). *Economic Uncertainty and Management Earnings Forecast* .URI: https://hdl.handle.net/10371/150551

Dechow, P. (2002). Accounting earnings and cash flows as 43 measure firm performance: the role of accounting accruals. *Journal of Accounting & Economics*.17: 3-42. DOI: https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)90016-7

Diamond, D., & Verrecchia, R. (1991). Disclosure, liquidity and the cost of equity capital. *The Journal of Finance*. 46 (4): 1325-1359. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04620.x

Ebrahimi, K, A., Mohammad, A. M., & Hesarzadeh, R. (2008). Investigation of the relationship between shareholders & creditor conflict over dividend policy and financing constraints. *Journal of Securities Exchange*. 1(4): 53-74. (In Persian)

Etemadi, H., Hesarzadeh, R., Mohammad, A. M., & Bazrafshan, A. (2009). Disclosure and firm falue: Evidence from Iran's emergence stock market. *Journal of Management Accounting*. 5(13): 67-77. (In Persian)

Fakhari, H., & Rezaei, P. Y. (2017). Explaining a model for measuring the corporate information environment. *Journal of Financial Accounting*. 9(33): 121-147. (In Persian)

Foerster, J., Farquhar, G., Nardelli, N., & Whiteson, S. (2016). Counterfactual multi-agent policy gradients. *Roceedings of the AAAI Conference on Artificial Intelligence*. 32(1). https://ojs.aaai.org/index.php/AAAI/article/view/11794

Forughi, D., & Nalshekan, A. (2010). The effect of nonsystematic risk on stock returns. *Financial Management and Accounting*. 3: 215-233 (In Persian)

Haggard, K. S., Martin, X., & Pereira, R. (2008). Does voluntary disclosure improve stock price informativeness. *Journal of Financial Management*. 37: 747-768. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1755-053X.2008.00033.x

Hashemi, D. M., Izadinia, N., & amiri, H. (2020). The Effect of Financial Statement Comparability on Idiosyncratic Return Volatility by Emphasis on the Financial Reporting Quality. *Journal of Asset Management and Financing.* (In Persian)

Healy, P.M., & K.G. Palepu (2001). Information assymetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting & Economics*. 31: 405-440. DOI: https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00018-0

Ittner, C. D., & Michels, J. (2017*).* Risk-based forecasting and planning and management earnings forecasts. *Review of Accounting Studies*. 22(3); 1005-1047. DOI: https://doi.org/10.1007/s11142-017-9396-0

Long, H., Jiang, Y., & Zhu, Y. (2018). Idiosyncratic tail risk and expected stock returns: Evidence from the Chinese stock markets. *Finance Research Letters*. 24. 129-136. DOI: https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.07.009

Kaffashpour, Y. M., Taftiyan, A., & Moeinaddin, M. (2018). Investigating the effect of information environment on the relationship between management forecast error and idiosyncratic risk in companies accepted in Tehran stock exchange. *Journal of manangement Accounting*. 12(41); 151-169. (in persian)

Kitagawa, N., & Okuda, S. (2016). Management forecasts, idiosyncratic risk, and the information environment: *The International Journal of Accounting.* DOI: http://dx.doi.org/10.1016/ j.intacc.2016. 10.002

Li, B., Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2012). R2 and idiosyncratic risk are not interchangeable. *The Accounting Review*. 89(6). 2261-2295. DOI: https://doi.org/10.2308/accr-50826

Malekian. E., & Shayestehmand H. R. (2016). The effect of managerial mechanisms of corporate governance on risk taking: Evidence from Tehran stock exchange. *Quarterly financial Accounting Journal*. 7 (28):105-126. (In Persian)

Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2003). Idiosyncratic risk and security returns. *University of Texas at Dallas*. https://ssrn.com/abstract=255303 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.255303

Montashery, M., & Farid, D. (2020). A Study on Stock Price Informativeness Model based on the Role of Managers' Reputation Motivation (Evidence from the Companies Listedin Tehran Stock Exchange). *Journal of Asset Management and Financing*. 8(1): 123-136. (In Persian)

Moosavi, Kh., Ahmadi, M., & Abdolalipour, M. (2014). Investigating the effect of environmental uncertainty on the relationship between earnings management and information asymmetry. *National Conference On New Approaches In Management, Economics and Accounting* (In Persian)

Mousavi, S. M., Roshandel, M., & Khalatbari, H. (2018). Investigation of the Effect of Information Quality on Stock Liquidity Risk and Market Risk. *Journal of Asset Management and Financing*. 6(2): 15-34. (In Persian)

Nikusokhan, M., & Fadaei, N. M. E. (2018). The Investigation of the importance of individual securities idiosyncratic risk: Another look at idiosyncratic risk and expected returns. *Journal Of Financial Management Sterategy*. 6(1): 1-24. (In Persian)

Omokehinde, O. S., Abata, M. D., Somoye, R. O. Ch., & Migiro, S. O. (2017). Asymmetric information and volatility of stock returns in Nigeria. *Journal of Economics and Behavioral Studies*. 9(3): 220-231. DOI: https://doi.org/10.22610/jebs.v9i3(J).1761

Ota, K. (2010). Analysts, awareness of systematic bias in management earnings forecasts: Empirical evidence from Japan. *Working Paper. Musashi University*. DOI: https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.952696

Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2011). Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility. *Journal of Accounting and Economics*. 51(1–2): 1–20. DOI: https://doi.org/10. 1016/ j.jacceco.2010.06.001

Rashidi, M. (2020) .The Role of Managers' Ability to Modify Credit Conditions and Reduce Share Returns spread. *Journal of Asset Management and Financing*. 8(3): 123-139. (In Persian)

Robin, A., & Wu, Q. (2015). Firm growth and the pricing of discretionary accruals. *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 45(3): 561-590. DOI: https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2019623

Salehnejad, H., & Vaghfi, H. (2016). The Effect of Predicting Profit by Management on Risk and Firm Value. *Journal of "Financial Management Strategy*". 4(12): 103-124. (In Persian)

Wei, S.X., & Zhang, C. (2006). Why did individual stocks become more volatile?. *Journal of Business*. 79: 259–292. DOI: https://doi.org/10.1086/497411

Zalaghi, H., Bayat, M., & Daneshasgari. (2004). The Impact of management earning forecast on non-systematic risk. *Journal of "Financial Management Strategy*". 2(2): 121-136. (In Persian)

Zomorodian, Gh., Kashanitabar, sh., & Khaksarian, F. (2017). Evaluation of the relationship between corporate governance standards and real earnings management in listed companies in Tehran stock exchange. *Studies of Economy, Financial Management and Accounting*. 4(3): 25-35. (In Persian)

مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال دهم، شماره اول، شماره پیاپی (۳۶)، بهار ۱۴۰۱، ص ۲۵-۴۶
تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۹/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۰۷

مقاله پژوهشی

پیش‌بینی‌های مدیریتی، ریسک ویژۀ شرکت و محیط اطلاعاتی
(شواهدی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران)

محمد اصولیان *

استادیار گروه مدیریت مالی و حسابداری، دانشکدۀ مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

m_osoolian@sbu.ac.ir

محمد اسماعیل فدایی نژاد

دانشیار گروه مدیریت مالی و حسابداری، دانشکدۀ مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

m-fadaei@sbu.ac.ir

شادی قیطاسی

دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشکدۀ مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

gheitasishadi1377@gmail.com

چکیده

اهداف: بازار سرمایه، یکی از اصلی‌ترین ارکان بازار مالی، نقش مهمی در جذب و گردش نقدینگی بازار و هدایت آن به‌سمت بخش‌های کارآمد اقتصادی ایفا می‌کند. بنابراین توجه به سرمایه‌گذاری صحیح در این بازار براساس اطلاعات منتشره، اهمیت ویژه‌ای دارد. پیش‌بینی‌های مدیریتی مهم‌ترین منابع اطلاعاتی در بازار سهام هستند که انتشار نادرست آن از سوی مدیریت، باعث افزایش ریسک خاص سهام شرکت و درنتیجه تصمیمات نادرست سرمایه‌گذاری از سوی سرمایه‌گذاران می شود. در این پژوهش، از متغیر خطای پیش‌بینی مدیریتی برای سنجش کیفیت اطلاعات افشاشده استفاده شده است تا به این وسیله، ضمن سنجش رابطۀ بین کیفیت افشای اطلاعات و ریسک ویژۀ شرکت‌ها، اثر محیط اطلاعاتی بر رابطۀ بین این دو متغیر در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شود.

روش: به همین منظور نمونه‌ای متشکل از ۱۶۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ با استفاده از مدل‌های رگرسیونی و داده‌های تابلویی بررسی شد.

نتایج: نتایج نشان‌دهندۀ آن است که خطای پیش‌بینی مدیریتی رابطۀ مثبتی با ریسک ویژه دارد. علاوه بر این، براساس شواهد به‌دست‌آمده، خطای پیش‌بینی مدیریتی در یک محیط اطلاعاتی خوب رابطۀ مثبت کمتری با ریسک ویژه دارد.

کلیدواژه‌ها: کیفیت افشاگری، خطای پیش‌بینی‌های مدیریتی، ریسک ویژۀ شرکت، محیط اطلاعاتی

---

* نویسندۀ مسئول

اصولیان، محمد.، فدایی نژاد، محمد اسماعیل. و قیطاسی، شادی. (۱۴۰۱). پیش‌بینی‌های مدیریتی، ریسک ویژۀ شرکت و محیط اطلاعاتی (شواهدی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران). *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۱۰(۱)، ۴۶-۲۵.

2383-1189 / © 2021 The Authors. Pulished by 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.2021.125612.1603 https://dorl.net/dor/20.1001.1.23831189.1401.10.1.1.5

مقدمه

فعالان بازار سرمایه به جریان مداوم اطلاعات برای ارزیابی ریسک و قضاوت دربارۀ چشم‌اندازهای آینده به‌منظور قیمت‌گذاری دقیق سهام تکیه می‌کنند. با گذشت زمان به دلیل گستردگی خطرات و حوادث نامطلوب متعدد در جهان که بخشی از آن از افزایش فعالیت‌های اقتصادی و مناسبات اجتماعی و سیاسی نشأت می‌گیرد، بی‌اطمینانی نسبت‌به آینده بیشتر شده است؛ بنابراین نیاز روزافزون فعالان حوزۀ مالی، به‌منظور کنترل و مدیریت، باعث انواع ریسک‌ها شده است. ازجمله ریسک ویژۀ شرکتی. ریسک ناشی از عوامل داخلی شرکت بسته به شرایط خاص همان شرکت وجود دارد و بی‌ارتباط با شرکت‌های دیگر است. مدیریت شرکت اغلب با ارائۀ اطلاعات از طریق کانال‌های مختلف مانند نهادهای نظارتی و افشای داوطلبانۀ آن، سعی در کاهش ریسک دارد (Healy & Palepu, 2001). پیش‌بینی‌های مربوط به درآمد شرکت یکی از سازوکارهای افشای داوطلبانۀ اطلاعات است که از طریق آن مدیران می‌توانند اطلاعات اضافی و سیگنال‌هایی را دربارۀ عملکرد موردانتظار شرکت خود ارائه دهند که رایج‌ترین آن، پیش‌بینی‌های مدیریت از درآمد شرکت برای هر سهم در دورۀ آتی است (Forester and et al., 2016). بر این اساس بهبود افشا و کیفیت گزارشگری مالی، عدم تقارن اطلاعاتی را دربارۀ عملکرد شرکت و نوسان‌های قیمت سهام کاهش می‌دهد. مشخص است که افزایش کیفیت گزارشگری و افشای اطلاعات مالی با روند کاهشی در ریسک ویژۀ سهام رابطه دارد (Kitagawa & Okuda,2016). علاوه بر گزارش‌دهی مالی، پیش‌بینی مدیریتی کانال مهمی برای افشای اطلاعات است. بنابراین سوگیری‌های مدیریتی در این موارد می‌تواند بر ریسک ویژۀ شرکت اثرگذار باشد. برای این منظور انحرافات پیش‌بینی‌های مدیریتی می‌تواند معیار و عاملی برای بررسی افشای اطلاعات صحیح از شرکت‌ها باشد (Kitagawa & Okuda, 2016). در مطالعات مختلف به این موضوع به‌عنوان معیاری برای سوگیری‌های مدیریتی توجه شده است (Abdel-Khalik, 2008; Ota, 2010; Rajgopal & Venkat achalam, 2011). این در حالی است که تطابق‌نداشتن پیش‌بینی مدیریت و نوسان‌های ناشی از آن در کمتر مطالعاتی بررسی شده است (Kitagawa & Okuda, 2016). با توجه به تأثیر افشای اطلاعات بر ریسک ویژه به‌عنوان موضوعی مهم در بازار سرمایۀ کشور که به دلیل سلیقه‌ای‌بودن و دقت پایین در پیش‌بینی‌ها، باعث مشکلات تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان شده و زمینه‌ساز تخصیص نامناسب منابع مالی در کشور است. در این مطالعه با در نظر گرفتن نوسان‌های پیش‌بینی‌های مدیریتی به‌عنوان معیاری مناسب برای افشای اطلاعات، اثر این متغیر بر ریسک ویژۀ شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار بررسی شده است.

علاوه بر این موضوع، تعامل بین محیط اطلاعاتی و اطلاعات افشا شده نیز بررسی می شود. در مدل‌های تحلیلی در حسابداری به‌طور معمول فرض می شود که اختلال‌های اطلاعاتی[1] به‌وسیلۀ سیگنال‌ها کاهش پیدا می‌کند (Christensen & Feltham, 2003). یعنی در محیط اطلاعاتی ضعیف، به غیر از اطلاعات حسابداری، اطلاعات اندکی برای پیش‌بینی جریان نقدی آتی وجود داشته است؛ بنابراین اطلاعات حسابداری با کیفیت بالا باعث کاهش اختلال‌های سرمایه‌گذار می‌شود. از سوی دیگر، در محیط اطلاعاتی قوی سرمایه‌گذاران به‌آسانی می‌توانند به منابع اطلاعاتی دیگر دست پیدا کنند و عدم قطعیت خود را کاهش دهند. در این شرایط، سرمایه‌گذاران به اطلاعات افشا شده توجه کمتری دارند (Kitagawa & Okuda, 2016). بر همین اساس در این پژوهش بر موضوع رابطۀ بین پیش‌بینی‌های مدیریت و ریسک شرکت تأکید و اثر محیط اطلاعاتی بر رابطۀ بین خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک ویژه بررسی شده است که جزء ضرورت‌هاست.

این مطالعه با سه روش کمک‌کنندۀ سایر پژوهش‌هاست. نخست آنکه رابطۀ بین کیفیت اطلاعات افشاشده و ریسک شرکت بررسی می‌شود. براساس مطالعات پیشین، راج گوپال و ونکاتاچالام[2](2011) بیان کردند که اطلاعات مناسب باعث کاهش ریسک ویژۀ شرکت می‌شود و همان‌طور که دیچو و دیچف[3](2002) اعلام کردند، هرچه کیفیت اقلام تعهدی بالاتر باشد، ریسک ویژۀ شرکت

---

[1]. information noises
[2]. Rajgopal & Venkatachalam
[3]. Dechow and Dichev

کمتر است. موسوی شیری، روشندل و خلعتبری[1](2018) در پژوهش خود وجود رابطه‌ای معنادار را بین هر سه معیار کیفیت اطلاعات با ریسک نقد شوندگی سهام بیان کردند. در پژوهش پیش‌رو، برای نخستین بار و به‌گونه‌ای متفاوت از سایر مطالعات پیشین، به دقت پیش‌بینی‌های مدیریتی به‌عنوان معیاری برای کیفیت اطلاعات افشاشده توجه و رابطهٔ بین خطای پیش‌بینی مدیریتی و ریسک ویژه بررسی شده است. تفاوت دیدگاه این پژوهش با سایر مطالعات انجام شده در آن است که در مطالعهٔ حاضر علی‌رغم سوگیری‌های پیش‌بینی مدیریتی، بر دقت و صحت پیش‌بینی مدیریتی توجه شده است. زیرا دقت پیش‌بینی مدیریتی، علاوه بر تعمد مدیران بر دستکاری اطلاعات، از طریق توانایی نداشتن آنها در پیش‌بینی سود شرکت نیز کاهش می‌یابد. همچنین چگونگی تغییر خطای پیش‌بینی مدیریتی براساس کیفیت محیط اطلاعاتی بررسی شده است. طبق یافته‌های بوتوسان[2](1997) در شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی ضعیف، افشاگری بیشتر با هزینهٔ سرمایه کمتر ارتباط دارد. آمان[3](2011) به تأثیر تعامل بین اعتبار پیش‌بینی و پوشش رسانه‌ای عملکرد سود شرکت به‌عنوان معیاری از محیط اطلاعاتی شرکت پی برد. رشیدی[4](2020) به نبود رابطهٔ معنادار بین ریسک محدودیت‌های مالی با توانایی مدیران در برقراری توازن بین محتوا و پراکندگی بازده شرکت پی برد. متغیرها و تجزیه‌وتحلیل‌های صورت‌گرفته در این مطالعه، با تجزیه‌وتحلیل انجام شده در مطالعات پیشین متفاوت است. به عنوان مثال، در این پژوهش از واریانس باقیماندهٔ رگرسیون بازده سهام شرکت برای اندازه‌گیری خطای پیش‌بینی مدیریتی و از متغیر دامنهٔ قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام به‌عنوان یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری محیط اطلاعاتی شرکت استفاده شده است.

بررسی‌ها نشان از آن دارد که تاکنون مطالعه‌ای در ایران دربارهٔ رابطهٔ تعاملی بین پیش‌بینی مدیریت و تعامل آن با ریسک ویژهٔ شرکتی با در نظر گرفتن محیط اطلاعاتی صورت نگرفته است. زلقی و همکاران[5](2004)، فروغی و نعل شکن[6](2010) و فدایی نژاد و نیکوسخن[7](2018) ازجمله پژوهشگرانی بودند که اثر ریسک غیر سیستماتیک و اطلاعات نادرست شرکتی را براساس پارامترهای متعدد بررسی کردند. اما بررسی اثرگذاری هم‌زمان سه عامل پیش‌بینی‌های مدیریتی، ریسک ویژه و محیط اطلاعاتی در مطالعات داخلی گذشته به چشم نمی‌خورد. علاوه بر آن، پارامترهای اندازه‌گیری محیط اطلاعاتی نیز براساس داده‌های موجود در ایران و پارامترهای شناسایی شده برای اندازه‌گیری این متغیر در پژوهش فخاری و رضایی پیته نوعی[8](2017)، با تکیه بر ضریب اهمیت و در دسترس بودن اطلاعات، بومی سازی شده است. بنابراین شناخت این پدیده و تصمیم‌گیری درست در رابطه با آن از ویژگی‌های نوآورانهٔ این پژوهش است که آن را متفاوت با دیگر پژوهش‌های هم‌راستا کرده است.

در بخش بعدی، مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینهٔ روابط بین ریسک خاص شرکت و کیفیت اطلاعات منتشره از سوی شرکت‌ها بیان می‌شود. بخش سوم، شامل روش پژوهش و مدل نظری استفاده‌شده در این مقاله است. در بخش چهارم، داده‌ها و نتایج تجربی ارائه و درنهایت جمع‌بندی، نتایج، پیشنهادها و محدودیت‌های پژوهش در بخش پنجم گزارش می‌شود.

مبانی نظری

ریسک‌پذیری، نقش بااهمیتی در حفظ مزیت رقابتی شرکت‌ها دارد و آنها را به سوی رشد اقتصادی بالاتر سوق می‌دهد. ادبیات مالی نشان می‌دهد بازده سهام شرکت‌ها تحت‌تأثیر ریسک ویژه است (Malekian & Shayestehmand, 2016). ریسک ویژه آن قسمت از تغییرات در بازده اوراق بهادار است که ارتباطی با تغییرپذیری بازار نداشته است و به عواملی همچون ریسک تجاری، مالی و نقدینگی

---

1. Mousavi Shiri, Roshandel & KHalatbari
2. Botosan
3. Aman
4. Rashidi
5. Zalaghi & Bayat
6. Forughi & Nalshekan
7. Nikusokhan & Fadaei Nejad
8. Fakhari & Rezaei Pitenoei

بستگی دارد. بر اساس نظریهٔ انتظارات عقلایی، قیمت سهام تجلی اطلاعات حال و انتظارات مربوط به آینده است و اطلاعات جدید عامل اصلی تغییر قیمت محسوب می شود. طبق فرضیهٔ بازار کارا نیز قیمت اوراق بهادار به سرعت نسبت‌به اطلاعات جدید تعدیل می‌شود (Kffashpour yazdi and et al., 2018). اما یک بازار می‌تواند نسبت‌به برخی اطلاعات کارآمد نباشد؛ به عبارت دیگر، در صورتی که مدیران یا اعضای هیئت‌مدیرهٔ شرکت‌ها از انتشار برخی از اطلاعات خودداری کنند، این اطلاعات در قیمت‌های بازار منعکس نمی‌شود. با توجه به نظریهٔ نمایندگی، مدیران به‌منظور حداکثرکردن منافع خود انگیزهٔ زیادی برای دست‌کاری سود دارند؛ بنابراین تمایل دارند وضعیت شرکت را بهتر از آنچه هست جلوه دهند و با توجه به اختیاراتشان در ارائهٔ گزارش‌ها، فرصت اعمال این رویه را نیز دارند (Ebrahimi Kordler and et al., 2008). آنها با دست‌کاری سود، اثرات منفی را که باید به‌تدریج بر روند بازده شرکت انباشته شود، پنهان می‌کنند که می‌تواند پس از مدتی یک‌باره افشا شود. این امر ریسک ویژهٔ شرکت را افزایش می‌دهد (Haggard and et al.,2008). بنابراین یکی از مواردی که می‌تواند بر ریسک شرکت‌ها مؤثر باشد، کیفیت افشای اطلاعات از سوی شرکت است. طبق دیدگاه اقتصاد اطلاعات، افشای اطلاعات باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و افزایش هزینهٔ سرمایه می شود (Diamond & Verrecchia,2008). بر این اساس افشای مناسب اطلاعات مالی ازجمله پیش‌بینی‌های به‌موقع و دقیق با پرکردن شکاف عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران، مسئلهٔ نمایندگی را تعدیل می‌کند و منجر به افزایش نقدشوندگی سهام، کاهش نوسان بازار سهام و کاهش ریسک شرکت می‌شود (Etemadi and et al., 2009). نتایج بسیاری از پژوهش‌ها نشان‌دهندهٔ آن است که پیش‌بینی‌های مدیریت، منبع اطلاعاتی مهمی برای بازار سرمایه است (Rajgopal & Venkat achalam, 2011) و منجر به نقدشوندگی بیشتر و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی شرکت می شود. به عنوان مثال، منتشری و فرید[1](2020) تأثیر انگیزهٔ شهرت مدیران را بر غنای اطلاعاتی قیمت سهام مطالعه کردند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که بین انگیزهٔ شهرت مدیران و غنای اطلاعاتی قیمت سهام، ارتباط معنادار و مثبتی وجود دارد و اندازهٔ شرکت و اهرم مالی بر غنای اطلاعاتی قیمت سهام اثر مثبت و معناداری ندارد. ایتنر و مایکلز[2](2017) با استفاده از ابزار پرسشنامه رابطهٔ دقت پیش‌بینی‌های سود مدیریت و روش‌های پیش‌بینی ریسک مدیریت را بررسی کردند. نتایج به‌دست‌آمده نشان‌دهندهٔ آن بود که هرچه مدیریت در تصمیم‌گیری‌های خود، از روش‌های پیچیده‌تر سنجش ریسک استفاده کند، خطای پیش‌بینی سود مدیریت کم‌تر و محیط اطلاعاتی قوی‌تر است. در پژوهشی دیگر، اوموکنید و همکاران[3](2017) با بررسی تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر نوسان‌های بازده سهام در بورس نیجریه از سال‌های 2000 تا 2016 به این نتیجه دست یافتند که عدم تقارن اطلاعاتی منجر به نوسان‌های بیشتری در بازده سهام می شود و تأثیر اخبار بد نسبت‌به اخبار خوب در این خصوص بیشتر است. با توجه به نمونه‌های مطرح شده در گام اول، سنجش وجود یا نبود خطای مدیریت در ارائهٔ اطلاعات شرکت در بورس اوراق بهادار تهران امری ضروری است؛ بنابراین فرضیهٔ ذیل به‌عنوان فرضیهٔ اول ارزیابی شده است:

فرضیهٔ ۱. خطای پیش‌بینی مدیریتی درخصوص درآمد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران معنادار است.

با وجود اهمیت ارائهٔ پیش‌بینی‌های به‌موقع و صحیح شرکت از سوی مدیران، گاهی اوقات اطلاعات ارائه شده به دلایل مختلفی ازجمله عدم اطمینان درخصوص عملیات آتی، دشواری‌های برآورد، اشتباه‌های مرتبط با محافظه‌کاری و دست‌کاری مدیران خطا دارند (Zomorodian and et al., 2017). به عبارتی با افزایش خطای پیش‌بینی مدیریت (خطا در پیش‌بینی سود خالص، سود عملیاتی و فروش)، ریسک ویژهٔ شرکت افزایش می‌یابد (Kitagawa & Okuda, 2016). در دیگر پژوهش‌های صورت‌گرفته، تأثیر ریسک ویژهٔ شرکتی در ابعاد مختلف بررسی شده است. فدایی‌نژاد و نیکوسخن[4](2018) رابطهٔ بین ریسک ویژه و بازده به صورت ورقهٔ بهادار به ورقه بهادار در بورس اوراق بهادار تهران را طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹٤ بررسی کردند. شواهد حاکی از آن است که به‌طور متوسط ۲۷ درصد از سهام موردمطالعه، رابطهٔ معناداری بین ریسک ویژه و بازده داشتند. این در شرایطی است که شرکت‌های با ارتباط منفی،

---

1. Montashery & Farid
2. Ittner & Michels
3. Omokehinde et al
4. Nikusokhan & Fadaei Nejad

سهم بسیار بیشتری نسبت‌به شرکت‌های با ارتباط مثبت در تغییرات نسبت کل اوراق بهادار با ارتباط معنادار دارند (۱۹ درصد). فروغی و نعل‌شکن[1](2010) تأثیر ریسک ویژه بر بازده سهام را بررسی کردند. در این پژوهش با توجه به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، ریسک کلی دارایی به دو بخش بازار (ریسک سیستماتیک) و شرکتی (ریسک ویژه) تقسیم شد. طبق این مدل، تنها ریسک سیستماتیک در قیمت‌گذاری سهام مؤثر است و ریسک غیر سیستماتیک با تنوع سازی از بین می‌رود. لانگ، جیانگ و ژو[2](2018) ریسک ویژهٔ شرکت را طبق نظریهٔ آنالیز مقدار حدی بررسی کردند. تجزیه‌وتحلیل سبد و رگرسیون مقطعی حاکی از وجود رابطهٔ منفی معنادار بین ریسک ویژه و بازده موردانتظار در بورس اوراق بهادار چین پس از کنترل سایر معیارهای ریسک ازجمله اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار، بتا، مومنتوم، نقدینگی و ... است. چویی[3](2019) در بررسی رابطهٔ بین نبود اطمینان اقتصادی و پیش‌بینی‌های درآمدی مدیریتی، رابطهٔ بین کمیت و کیفیت، پیش‌بینی‌های مدیریتی ارائه شده را در قبال تقاضای اطلاعات سرمایه‌گذاران در شرایط نبود اطمینان اقتصادی و نتایج حاصل از آن بررسی کرد. نتایج نشان‌دهندهٔ آن است که در شرایط نبود اطمینان اقتصادی، مدیران مجبور به ارائهٔ پیش‌بینی‌های مدیریتی در فواصل زمانی کوتاه و با خطای عمدی کمتر هستند. این اطلاعات باعث تغییرات قیمتی بسیار زیاد در بازار سهام می‌شود و ارزش بالایی دارد. در پژوهشی دیگر، هاشمی دهچی، ایزدی نیا و امیری[4](2020) تأثیر قابلیت مقایسهٔ صورت‌های مالی را بر نوسان‌های ویژهٔ بازده سهام با تأکید بر کیفیت گزارشگری مالی بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان‌دهندهٔ این موضوع است که قابلیت مقایسهٔ صورت‌های مالی بر نوسان‌های ویژهٔ بازده سهام اثر منفی و معناداری دارد و زمانی که کیفیت گزارشگری مالی ضعیف است، تأثیر قابلیت مقایسهٔ صورت‌های مالی بر نوسان‌های ویژهٔ بازده سهام قوی‌تر است. درنتیجهٔ موارد مطرح‌شده، فرضیهٔ دوم مورد بررسی پژوهش به شرح زیر است:

فرضیهٔ ۲. خطاهای پیش‌بینی مدیریتی همبستگی مثبتی با ریسک ویژه دارد.

اگر محیط اطلاعاتی غنی باشد، سرمایه‌گذاران به‌آسانی به سایر منابع اطلاعاتی دسترسی دارند و توجه کمتری به افشای اطلاعات می‌کنند (Christensen & Feltham, 2003). بنابراین در شرکت‌هایی که محیط اطلاعاتی قوی‌تر است، خطای پیش‌بینی مدیریت همبستگی کمتری با ریسک ویژه دارد.

سازمان بورس و اوراق بهادار، با هدف بهبود محیط اطلاعاتی، اقدام به اصلاح دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های حاضر در بورس و فرابورس کرد که براساس آن، شرکت‌ها از تاریخ ۱۳۹۶/۱۰/۰۹ مجاز به ارائهٔ پیش‌بینی اول دورهٔ سه‌ماهه، شش‌ماهه و نه‌ماهه نبودند و به‌جای آن باید گزارش تفسیری مدیریت را همراه با گزارش‌های سه‌ماهه، شش‌ماهه، نه‌ماهه و دوازده‌ماهه منتشر می‌کردند. محیط اطلاعاتی شامل اطلاعات عمومی و محرمانه‌ای است که شرکت‌ها به‌صورت اجباری یا داوطلبانه در اختیار بازار سرمایه قرار می‌دهند (Aliahmadi & Fadai, 2015). به بیان دیگر با در نظر گرفتن جنبهٔ اطلاعاتی پیش‌بینی‌های مدیریت، احتمال دارد در شرکت‌هایی با عدم تقارن اطلاعاتی کم و محیط اطلاعاتی قوی، به دلیل وجود سایر منابع اطلاعاتی، سرمایه‌گذاران توجه کمتری به پیش‌بینی‌های افشاشده از سوی مدیریت داشته باشند. علاوه بر نتایج متعدد به‌دست‌آمده درخصوص نحوهٔ اثرگذاری محیط اطلاعاتی بر ریسک ویژهٔ شرکت‌ها (ارائه‌شده در بخش‌های دیگر این پژوهش)، نتایج بررسی موسوی و همکاران[5](2015) درخصوص نحوهٔ مدیریت سود با استفاده از اقلام تعهدی اختیاری، تأییدکنندهٔ این موضوع است. داده‌های پژوهش با استفاده از نمونه‌ای شامل ۸۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۷ به روش داده‌های ترکیبی و مدل اثرات تصادفی تجزیه‌وتحلیل شد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که مدیریت سود در شرکت‌های موردمطالعه با عدم تقارن اطلاعاتی ارتباط مثبت معناداری دارد و در محیطی با عدم اطمینان بالا، شدت ارتباط مدیریت سود و عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد.کیتاگاوا و اکودا

---

1. Forughi & Nalshekan
2. Huaigang Long, Yuexiang Jiang, Yanjian Zhu
3. So Yeoun Choy
4. Hashemi dehchi, Izadinia & amiri
5. Moosavi et al

(2016) رابطهٔ بین مدیریت پیش‌بینی، ریسک سیستماتیک و افشای اطلاعات را بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که خطای پیش‌بینی مدیریتی رابطهٔ مثبتی با ریسک ویژه دارد. بنابراین احتمال دارد در یک محیط اطلاعاتی خوب، میزان رابطهٔ مثبت خطای پیش‌بینی مدیریتی و ریسک ویژه کاهش یابد. پس فرضیهٔ سوم پژوهش به شرح زیر است. فرضیهٔ سوم، در دو بخش فرعی بررسی شده است که در ادامه بیان می‌شود:

فرضیهٔ ۳. در شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی بهتر، خطاهای پیش‌بینی مدیریتی، همبستگی مثبت کمتری با ریسک ویژه دارد.

برای اندازه‌گیری کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت، تعیین پارامترهای قابل اندازه‌گیری و در دسترس امری ضروری است. در این پژوهش، دو متغیر اندازهٔ شرکت (Kitagawa & Okuda, 2016) و دامنهٔ قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام (Fakhari and Rezaei Pitenoei, 2017) به‌عنوان معیارهای قابل اندازه‌گیری و در دسترس برای سنجش محیط اطلاعاتی شرکت معرفی شده است. فرضیه‌های زیر به‌عنوان بخش‌های فرعی فرضیهٔ سوم، به شرح زیر معرفی شده است:

فرضیهٔ ۳,۱. در شرکت‌های بزرگ، خطاهای پیش‌بینی مدیریتی، همبستگی مثبت کمتری با نوسان‌های بازده ویژه دارد.

فرضیهٔ ۳,۲. در صورتی که دامنهٔ قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام در شرکت بالاتر باشد، خطاهای پیش‌بینی مدیریتی، همبستگی مثبت بیشتری با نوسان‌های بازده ویژه دارد.

با توجه به مباحث مطرح‌شده، هدف اصلی، تعیین رابطهٔ بین پیش‌بینی‌های مدیریتی (به‌عنوان یک معیار از افشا اطلاعات) و ریسک ویژهٔ شرکت با در نظر گرفتن نحوهٔ اثرگذاری محیط اطلاعاتی بر این رابطه است. در حال حاضر این موضوع می‌تواند در بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان یک عامل در بررسی روند سرمایه‌گذاری بلندمدت و کوتاه‌مدت مؤثر باشد.

روش پژوهش

این پژوهش مطالعه‌ای کاربردی است و داده‌های پژوهش براساس مدل تبیین‌شده و با استفاده از منابع در دسترس و قابل اتکا همچون صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین گردآوری شده است. برای تعیین روابط بین متغیرهای مستقل و وابسته از رگرسیون خطی چندگانه به شیوهٔ داده‌های تابلویی استفاده شده است. بازهٔ زمانی پژوهش ده ساله (۱۳۸۸ لغایت ۱۳۹۷) و دورهٔ زمانی اندازه‌گیری به صورت فصلی است. جامعهٔ آماری، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که شرایط زیر را دارند: در دورهٔ زمانی پژوهش در بورس فعالیت داشته و فهرست آنها در لیست تابلوی بورس درج شده باشد؛ سال مالی آنها منتهی به پایان اسفندماه باشد و بین سال‌های پژوهش تغییر نکرده باشد؛ اطلاعات لازم شرکت‌ها در پژوهش در دسترس بوده و سهام آنها وقفهٔ معاملاتی بیش از یک ماه نداشته باشد. درنهایت، تعداد ۱۶۰ شرکت که تمامی این موارد دربارهٔ آنها مصداق داشت، غربال شدند و پژوهش موردنظر با مجموع ۶۴۰۰ مشاهده انجام گرفت. مدل و متغیرهای پژوهش نیز در ادامه معرفی می‌شود.

به‌منظور اندازه‌گیری ریسک ویژه، از مدل سه عاملی فاما و فرنچ[1] (1993) برای اندازه‌گیری نوسان بازده ویژه[2] استفاده شده است. این معیار مشابه معیار مورد استفاده به‌وسیلهٔ راج گوپال و ونکاتاچالام[3] (2011) است. به‌طور خاص بازده مازاد به‌عنوان باقیماندهٔ رگرسیون معادلهٔ ۱ ($\varepsilon_{i.m}$) و به‌دنبال آن نوسان بازده ویژه (RMSE) با انحراف‌معیار بازده مازاد نمونه در ماه m تعریف شده است (Kitagawa & Okuda,2016).

$$RET_{i.m} - R_{f.m} = \alpha_i + \beta_{RMRF.i}(R_{M.m} - R_{f.m}) + \beta_{SMB.i}SMB_m + \beta_{HML.i}HML_m + \varepsilon_{i.m} \quad \text{رابطهٔ ۱)}$$

[1]. Fama–French three-factor model
[2]. Idiosyncratic return volatility
[3]. Rajgopal and Venkatachalam

دیگر متغیرها عبارت است از $RET_{i.m}$ که معادل بازده ماهانهٔ سهام برای شرکت i در ماه m است. $R_{f.m}$ نرخ بازده بدون ریسک در ماه m (اندازه‌گیری براساس نرخ سود سپرده‌های بانکی یک ساله مربوط به هر سال) است. $R_{M.m} - R_{f.m}$ صرف ریسک بازار بوده است و براساس آن بازده بازار ($R_{M.m}$) از طریق اختلاف شاخص پایان و ابتدای ماه (محاسبهٔ شاخص کل بازار در ماه از طریق سایت tsetmc) تقسیم‌بر شاخص ابتدای ماه محاسبه می شود. SMB_m عامل اندازهٔ ماهانه شرکت بوده و برابر با حاصل ضرب تعداد سهام شرکت در میانگین قیمت سهم در هر ماه است. HML_m عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهم در ماه m است. با توجه به آنکه دورهٔ زمانی موردنظر در تمامی مدل‌های پژوهش به‌صورت فصلی و خروجی متغیر مربوط به نوسان‌های بازده ویژهٔ ($\varepsilon_{i.m}$) ماهانه است، داده‌های فصلی مربوط به متغیرRMSE ، برای هر فصل برابر عددی ثابت معادل میانگین سه‌ماهه برای آن فصل–دوره در نظر گرفته می‌شود.

در مرحلهٔ دوم خطای پیش‌بینی مدیریتی اندازه‌گیری می‌شود. این پژوهش ارتباط بین صحت پیش‌بینی مدیریتی و ریسک ویژهٔ شرکت را بررسی می‌کند. بنابراین ابتدا متغیر خطاهای پیش‌بینی مدیریتی کل به‌صورت ترکیبی از خطای پیش‌بینی فروش ($MFE - SLS_t$)، سود عملیاتی ($MFE - OI_t$) و سود خالص ($MFE - NI_t$) محاسبه می‌شود. هریک از این خطاهای پیش‌بینی به‌صورت اختلاف مقدار پیش‌بینی‌های اولیهٔ مدیریتی برای سال t و مقدار واقعی آن برای سال t تقسیم‌بر کل دارایی در سال t-۱ محاسبه می شود. خطاهای پیش‌بینی ذکر شده ممکن است به‌تنهایی در برگیرندهٔ اطلاعات اندکی باشد؛ اما همبستگی زیادی با یکدیگر دارند. برای موردتوجه قرار دادن اثرات مختلف خطاهای پیش‌بینی مدیریتی در یک معیار واحد، از روش آماری تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)[1] سه متغیره استفاده و طبق آن مؤلفهٔ عاملی مناسب، به‌عنوان معیار خطاهای پیش‌بینی مدیریت (MFE)[2] تعریف شده است. روش PCA برای استخراج متغیرهای مهم (به شکل مؤلفه) از مجموعهٔ بزرگی از متغیرهای موجود در یک مجموعه داده است تا به ثبت اطلاعات بیشتر با تعداد کمتری از متغیرها کمک کند. لازم به توضیح است در این پژوهش از معیار ارزش مطلق خطای پیش‌بینی مدیریتی (AMFE)[3] به‌عنوان عامل خطای مدیریتی استفاده می شود؛ زیرا پیش‌بینی‌های مدیریتی خوش‌بینانه و بدبینانه می‌تواند به‌عنوان ریسک‌های خاص شرکت برای سرمایه‌گذاران تعریف شود (Kitagawa & Okuda, 2016).

به‌منظور بررسی رابطهٔ بین خطای پیش‌بینی مدیریتی و ریسک ویژه (فرضیهٔ ۲) ، معادلهٔ (۲) به شرح زیر برآورد می‌شود:

$$RMSE_{i.t} = \gamma_0 + \gamma_1 AMFE_{i.t-1} + \gamma_2 SIZE_{i.t-1} + \gamma_3 ROA_{i.t-1} + \gamma_4 GROWTH_{i.t-1} + \gamma_5 LOSS_{i.t-1} + \gamma_6 LEV_{i.t-1} + \gamma_7 AQ_{i.t-1} + \gamma_8 SMOOTH_{i.t-1} + \gamma_9 PRED_{i.t-1} + \gamma_{10} CFOVOL_{i.t-1} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon \quad \text{رابطهٔ ۲)}$$

که در آن $RMSE_{i.t}$ متغیر وابسته است که به‌عنوان نوسان بازده ویژه مبتنی بر مدل سه عاملی فاما و فرنچ (1993) برای دورهٔ زمانی t تعریف شده و به‌وسیلهٔ انحراف معیار بازده مازاد نمونه اندازه‌گیری می‌شود. $AMFE_{i.t-1}$ ارزش مطلق خطای پیش‌بینی مدیریتی است. در صورتی که ضریب AMFE (γ_1) مثبت باشد، هم‌راستا با فرضیهٔ ۲ است.

در این پژوهش متغیرهای مختلف اثرگذار بر نوسان بازده به‌صورت مقطعی کنترل شده است. بر این اساس از متغیر اندازهٔ شرکت (SIZE) استفاده می شود که از طریق حاصل ضرب تعداد سهام شرکت در میانگین قیمت سهم در هر دورهٔ سه‌ماهه محاسبه می شود. احتمال دارد اندازهٔ شرکت رابطهٔ منفی با نوسان ویژه داشته باشد؛ زیرا شرکت‌های کوچک‌تر نوسان بازده بالاتری دارند (Rajgopal &Venkatachalam,2011). در این مدل، سودآوری شرکت که رابطهٔ منفی با نوسان‌های بازده ویژه دارد نیز کنترل می شود (Wei & Zhang, 2006). نسبت بازده دارایی (ROA) و متغیر ساختگی زیان[4] (LOSS) متغیرهای کنترلی مورد استفاده در این زمینه

[1]. Principal Component Analysis (PCA)
[2]. Management Forecast Errors (MFE)
[3]. Absolute Value of Management Forecast Errors (AMFE)
[4]. Dummy

هستند. مقدار ROA برابر با نسبت سود خالص بر دارایی کل شرکت است که از صورت‌های مالی هر فصل استخراج شد. مقدار LOSS برای شرکت‌های زیان‌ده عدد یک و برای سایر شرکت‌ها عدد صفر است. علاوه بر این، هرچه رشد بیشتر باشد، شرکت نوسان بازده سهام بالاتری خواهد داشت (Rajgopal &Venkatachalam, 2011). از این رو، از نسبت تغییرات فروش فصلی شرکت $\frac{S_t-S_{t-1}}{S_{t-1}}$ جهت اندازه‌گیری متغیر (GROWTH) برای شرکت استفاده می شود. به دلیل اینکه شرکت‌های با مشکلات مالی، نوسان بازده سهام بالاتری دارند (Rajgopal & Venkatachalam, 2001; Campbell and et al., 2011)، ضروری است به متغیر کنترلی مشکلات مالی توجه شود که به‌عنوان اهرم مالی (LEV) تعریف شده و برابر تقسیم بدهی کل بر دارایی کل است و از صورت‌های مالی فصلی استخراج می‌شود. این احتمال وجود دارد که دقت پیش‌بینی مدیریتی و ریسک ویژه تحت‌تأثیر برخی از عوامل زمینه‌ای مانند نوسان‌های اساسی عملکرد عملیاتی، گزارشگری مالی و کیفیت سود قرار گیرد. بنابراین به سه معیار مربوط به کیفیت سود (شامل کیفیت اقلام تعهدی، هموار‌بودن سود و قابلیت پیش‌بینی درآمد) و نوسان جریان نقدی نیز در کنار سایر متغیرها توجه می شود. برای محاسبهٔ کیفیت اقلام تعهدی (AQ) از مطالعهٔ دیچو و دیچف[1](2002) استفاده شد. بر این اساس اقلام تعهدی عبارت است از میزانی که اقلام تعهدی سرمایه در گردش با تحقق جریان‌های نقدی عملیاتی مرتبط است. این مدل مبتنی بر جریان‌های نقدی گذشته، حال و آینده است و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{it-1} + \alpha_2 CFO_{it} + +\alpha_3 CFO_{it+1} + \varepsilon_{it}$$ رابطهٔ ۳)

در مدل بالا، CFO_{it} برابر با جریان نقد عملیاتی شرکت i در زمان t و ACC_{it} تغییر در اقلام تعهدی سرمایه در گردش شرکت است. جریان وجوه نقد عملیاتی با توجه به استانداردهای حسابداری ایران و تعدیل بخش عملیاتی با مواردی همچون پرداخت مالیات بر درآمد، بازده سرمایه‌گذاری‌ها، سود و بهرهٔ پرداختی بابت تأمین مالی و اضافه‌کردن سود سهام پرداختی محاسبه می‌شود. از آنجا که معیارهای کیفیت سود مبتنی بر سود خالص هستند؛ بنابراین این متغیر به‌طور مستقیم از صورت جریان وجوه نقد شرکت‌های نمونه تعیین می‌شود (Aghaie and et al., 2013). کلیهٔ متغیرهای مذکور از طریق ارزش دفتری دارایی‌های ابتدای دوره همگن می‌شود. درنهایت ε_{it} باقی‌ماندهٔ مدل برای شرکت i در دورهٔ t است که بالابودن انحراف معیار اقلام باقیمانده نشان‌دهندهٔ پایین‌بودن کیفیت اقلام تعهدی است. هموار‌بودن درآمد (SMOOTH) برابر است با نسبت انحراف معیار درآمد خالص شرکت (اندازه‌گیری‌شده به‌وسیلهٔ دارایی کل) به انحراف معیار جریان نقدی حاصل از عملیات شرکت (اندازه‌گیری شده به‌وسیلهٔ دارایی کل). علاوه بر این، قابلیت پیش‌بینی درآمد (PREDICT) معادل ریشهٔ دوم خطای واریانس مدل خودرگرسیونی مرتبهٔ اول (AR1) درآمد فصلی است و معیار نوسان جریان نقدی (CFOVOL) به‌عنوان انحراف معیار جریان نقدی از عملیات شرکت (اندازه‌گیری‌شده به‌وسیلهٔ دارایی کل) تعریف می‌شود و به متغیرهای ساختگی سال (λ) و صنعت (μ) برای کنترل اثرات سال و صنعت توجه می‌شود.

به‌منظور آزمون فرضیهٔ ۳،۱ و اثر اندازهٔ شرکت بر رابطهٔ بین دقت پیش‌بینی مدیریتی و ریسک ویژه، از معادلهٔ (٤) استفاده می شود (Kitagawa & Okuda, 2016).

$$\begin{aligned} RMSE_{i.t} = {} & \gamma_0 + \gamma_1 AMFE_{i.t-1} + \gamma_2 AMFE \times SIZEq1_{i.t-1} + \gamma_3 AMFE \times SIZEq4_{i.t-1} + \\ & \gamma_4 SIZEq1_{i.t-1} + \gamma_5 SIZEq4_{i.t-1} + \gamma_6 ROA_{i.t-1} + \gamma_7 GROWTH_{i.t-1} + \gamma_8 LOSS_{i.t-1} + \\ & \gamma_9 LEV_{i.t-1} + +\gamma_{10} INST_{i.t-1} + \gamma_{11} AQ_{i.t-1} + \gamma_{12} SMOOTH_{i.t-1} + \gamma_{13} PRED_{i.t-1} + \\ & \gamma_{14} CFOVOL_{i.t-1} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon \end{aligned}$$ رابطهٔ ٤)

که در آن $SIZEq_1$ متغیر شاخصی است که اگر سطح دارایی کل در چارک اول قرار داشته و چهارک اول شامل شرکت‌هایی با کمترین دارایی کل در سال باشد، برابر با یک و در غیر این صورت برابر صفر است. $SIZEq_4$ متغیر شاخصی است که اگر سطح دارایی

[1]. Dechow and Dichev

کل در چهارک چهارم باشد و چهارک چهارم هر سال شرکت‌هایی با بیشترین دارایی کل را در بربگیرد، برابر با یک و در غیر این صورت برابر صفر است. برای آزمون فرضیهٔ ۳,۱ به ضریب تعاملی بین AMFE و متغیرهای ساختگی مبتنی بر چهارک دارایی کل در معادلهٔ (٤) توجه می شود. اولین (چهارمین) چهارک اندازهٔ شرکت، $SIZEq_1$ ($SIZEq_4$) نشان‌دهندهٔ محیط اطلاعاتی ضعیف (خوب) است. پیش‌بینی می شود ضریب γ_2 مثبت و ضریب γ_3 منفی باشد که هم‌راستا با فرضیهٔ ۳,۱ است (Kitagawa & Okuda, 2016). علاوه بر این، پژوهش‌ها نشان از آن دارد که ساختار مالکیت بر نوسان ویژه اثرگذار است. برای مثال، برکمن و یان[1] (2009) نشان دادند که سهامداران عمده موجب افزایش نوسان‌های ویژه می‌شوند و دلیل آن مزایای اطلاعاتی آنهاست. مالکیل و ژو (2003)[2] بیان کردند که مالکیت نهادی اثر مثبتی بر نوسان‌های آتی دارد. به همین منظور برای کنترل اثر ساختار مالکیت، این مطالعه به متغیر مستقل مالکیت نهادی (INST) توجه کرده است که برابر با درصد مالکیت نهادی شرکت در پایان سال مالی t-۱ است (Kitagawa & Okuda, 2016). طبق تعاریف محققان، مالکیت نهادی عبارت است از درصد سهام نگهداری‌شده در شرکت‌های دولتی، بیمه، مؤسسات مالی، بانک‌ها و ... (Alavi Tabari and et al., 2001). سایر متغیرها پیش از این تعریف شده‌اند.

درنهایت برای آزمون بخش دوم فرضیهٔ سوم متغیر دامنهٔ قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام (SPREAD) در معادلهٔ (٦) موردتوجه قرار می‌گیرد. عدم تقارن اطلاعاتی، ریسک انتخاب مغایر تأمین‌کنندگان نقدینگی (بازارسازها) را افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، سطوح بالاتر عدم تقارن اطلاعاتی با دامنهٔ قیمت پیشنهادی بالاتر همراه خواهد بود. از این رو، دامنهٔ قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام به‌طور گسترده در پژوهش‌های پیشین به‌عنوان معیار معکوس محیط اطلاعاتی به کار گرفته می‌شود و هرچقدر این مقدار کوچک‌تر باشد، نشان‌دهندهٔ محیط اطلاعاتی بهتر است. این متغیر از طریق رابطهٔ (٥) محاسبه می‌شود.

رابطهٔ ٥)
$$SPREAD_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{1}^{D_{it}} \frac{(ASK_i - BID_i)}{(ASK_i - BID_i)/_2}$$

در این رابطه $SPREAD_{it}$ دامنهٔ قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام شرکت i در دورهٔ t، ASK_i آخرین قیمت پیشنهادی فروش روزانهٔ سهام شرکت i، BID_i آخرین قیمت پیشنهادی خرید روزانهٔ سهام شرکت i و D_{it} تعداد روزهایی از دورهٔ t است که آخرین قیمت پیشنهادی خریدوفروش روزانه برای سهام شرکت i در دسترس باشد. طبق مدل تعریف شده در معادلهٔ (٦)، پیش‌بینی می شود ضریب AMFE × SPREAD مثبت باشد که هم‌راستا با فرضیهٔ ۳,۲ است (Fakhari and Rezaei Pitenoei, 2017).

رابطهٔ ٦)
$$\begin{aligned} RMSE_{i.t} = {} & \gamma_0 + \gamma_1 AMFE_{i.t-1} + \gamma_2 AMFE \times SPREAD_{i.t-1} + \gamma_3 SPREAD_{i.t-1} + \gamma_4 SIZE_{i.t-1} + \\ & \gamma_5 ROA_{i.t-1} + \gamma_6 GROWTH_{i.t-1} + \gamma_7 LOSS_{i.t-1} + \gamma_8 LEV_{i.t-1} + + \gamma_9 INST_{i.t-1} + \gamma_{10} AQ_{i.t-1} + \gamma_{11} SMOOTH_{i.t-1} + \\ & \gamma_{12} PRED_{i.t-1} + \gamma_{13} CFOVOL_{i.t-1} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon \end{aligned}$$

یافته‌ها

برای درک بهتر نتایج آزمون از آمار توصیفی استفاده شده است که بیانگر شمای کلی از وضعیت توزیع داده‌ها ست و با استفاده از نرم‌افزار Eviews تهیه شده است.

جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

Table (1) Descriptive statistics of research variables

[1]. Brockman and Yan
[2]. Malkiel and Xu

نام متغیر	نماد متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
ریسک غیر سیستماتیک	RMSE	۰/۲۱۹	۰/۱۱۲	۰/۷۹۹	۰/۰۰۰	۰/۲۲۷	۱/۰۷۳	۲/۸٤۷
شکاف قیمتی	SPREAD	۲/٦٦۳	۲/۹۳۱	۹/۸٤۰	۰/۰۰۰	۱/٦۷۸	-۰/۰۰٦	۱/۹٤۹
خطای پیش‌بینی مدیریتی	AMFE	۰/۲۱۸	۰/۱٤٦	۱/۰۹۷	−۱/۱۰	۰/۳۰۳	−۰/۱۱	٤/۰۸۵
مالکان نهادی	INST	۰/۷۱۳	۰/۷٦۰	۰/۹۷۰	۰/۰۳۰	۰/۲۰۸	−۱/۰۳	۳/۳۵
بازده دارایی	ROA	۰/۰٦۹	۰/۰٤۳	۱/۳۳۳	−۰/٤۰	۰/۱۰۳	۱/۸۳۰	۱۳/۹۱
اندازه شرکت	SIZE	۲۷/۷۰	۲۷/٦۱	۳٤/۰۱	۲۲/۸۸	۱/٦۲۲	۰/٤٦٦	۳/۵۳
اهرم مالی	LEV	۰/۵۹۱	۰/٦۱۸	۱/۲۷۳	۰/۰۱۲	۰/۲۱۱	۰/۱٤٤	۵/٤۲۸
زیان‌ده‌بودن	LOSS	۰/۱۳٤	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۳٤۱	۲/۱٤۳	۵/۵۹۵
تغییرات فروش	GROWTH	۰/۰۵۲	۰/۳۳٦	۰/۹۵٤	−۰/۹۹	۰/٦۲۱	−۰/٤٤	۱/۵۷۳
هموار بودن درآمد	SMOOTH	۵/۵۰۸	۳/۱٦۳	۱۰۸/۹	۰/۰۰۰	۷/۸۹٤	۵/۲۸٦	٤۸/۲۰
پیش‌بینی درآمد	PREDICT	۰/۱٦٤	۰/۰٦۱	۱٤/۳۱	−۷/۵۳	۰/۵۲۵	۱۲/۵۳	۲۳۸/۸
انحراف معیار جریان نقد از عملیات	CFOVOL	۰/۱۱۰	۰/۰۷٦	٤/٤۳۸	۰/۰۰۱	۰/۱٦٤	۱٤/۳٦	۲/۳۳۰
کیفیت اقلام تعهدی	AQ	۰/۲۱٤	۰/۲۰٦	۰/۷۳٤	۰/۰۱٤	۰/۱۱۷	۰/۰٦۸	۹/٦۳

جدول ۱ نشان‌دهندهٔ وضعیت توصیفی متغیرهای پژوهش است. در این جدول برای تمامی متغیرها، پارامترهای مرکزی و پراکندگی به‌طور مجزا محا سبه شده ا ست. تعداد م شاهده‌های این جدول برابر با ٦٤۰۰ ا ست. طبق نتایج به‌د ست‌آمده، میانگین و میانهٔ خطای پیش‌بینی مدیریتی شرکت‌های نمونه به‌ترتیب برابر با ۰/۲۱۸ و ۰/۱٤٦ است. بیشترین مقدار ریسک غیر سیستماتیک در بین شرکت‌های نمونه برابر ۰/۷۹۹ و کمترین مقدار نزدیک به صفر است. میانگین شکاف قیمتی نمونهٔ مورد بررسی برابر ۲/٦٦۳ است. شکاف قیمتی بیشتر، نشان‌دهندهٔ سطوح بالاتر عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌هاست. نزدیکی اعداد میانه و میانگین نشان‌دهندهٔ آن است که همهٔ متغیرهای بررسی‌شده توزیع آماری مناسبی دارند. بین متغیرهای پژوهش، پیش‌بینی درآمد و تغییرات فروش به‌ترتیب بیشترین و کمترین انحراف معیار را دارند.

پیش از برآورد مدل رگر سیونی، لازم ا ست مانایی تمامی متغیرهای موردا ستفاده امتحان شود. از آنجایی که در این پژوهش تعداد سال‌های پژوهش ده‌ساله و ساختار داده‌ها به‌صورت تابلویی است، برای این موضوع از آزمون لوین-لین چو[1]استفاده شده است. طبق نتایج به‌دست‌آمده فرض صفر مبنی بر عدم مانایی رد شده و کلیهٔ متغیرهای پژوهش ماناست.

جدول (۲) آزمون تحلیل مؤلفه‌های اصلی

Table (2) principal component analysis test

شاخص KMO	آماره آزمون بارتلت	سطح معناداری
۰/۷۲۵	۱۰۵۹۲/۵۳۲	۰/۰۰۰۰

با استفاده از روش آماری تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)[2]، مؤلفهٔ عاملی مناسب، به‌عنوان معیار خطاهای پیش‌بینی مدیریت (MFE)[3]انتخاب شده است. شاخص KMO با مقداری بیش از ۰/۷ نشان‌دهندهٔ کفایت نمونه برای این آزمون است. همان‌طور که نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد، خطاهای پیش‌بینی درآمد عادی به‌عنوان مؤلفه‌ای که بیشترین همبستگی را با عامل اصلی دارد، به‌عنوان مؤلفهٔ عاملی مناسب است.

1. Levin, Lin & Chui
2. Principal Component Analysis (PCA)
3. Management Forecast Errors (MFE)

جدول (۳) همبستگی عامل‌های پیش‌بینی با مؤلفه اصلی

Table (3) Correlation of forecasting & principal component

نام متغیر	میزان همبستگی
خطاهای پیش‌بینی فروش	۰/۸۶۹
خطاهای پیش‌بینی درآمد عادی	۰/۹۱۵
خطاهای پیش‌بینی درآمد خالص	۰/۸۸۷

برای جلوگیری از رگرسیون کاذب، از روش GLS و ماتریس کواریانس سازگار برای مقاوم‌کردن رگرسیون در جلوگیری از ناهمسانی واریانس استفاده شده است. با توجه به استفاده از رویکرد مقاوم سازی، آزمون تشخیص ناهمسانی واریانس انجام نشده است. برای برر سی میزان هم‌خطی از آزمون شاخص تورم واریانس[1] استفاده شده است. اگر مقدار این شاخص کمتر از ۱۰ باشد، هم‌خطی بین متغیرهای کنترلی و مستقل وجود ندارد و برعکس. طبق نتایج هیچ‌گونه هم‌خطی بین متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش وجود ندارد. سایر فروض کلاسیک نیز مطابق با شرایط پژوهش بررسی شده است. جداول ٤ تا ۷ نتایج نهایی مدل رگرسیونی پژوهش را نشان می‌دهد که به‌وسیلهٔ نرم‌افزار Eviews به دست آمده است.

به‌منظور برر سی فر ضیهٔ اول پژوهش مبنی بر وجود خطای پیش‌بینی مدیریتی در درآمد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، از آزمون t استفاده شد. فرض صفر در این آزمون، نبود خطای پیش‌بینی مدیریتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تعریف شده است. در صورتی که سطح معناداری این آزمون کمتر از ۰/۰۱ باشد، فرض صفر رد شده و این موضوع نشان‌دهندهٔ وجود خطای پیش‌بینی مدیریتی در بورس اوراق بهادار تهران است.

جدول (٤) آزمون t (فرضیهٔ اول)

Table (4) T-test

میانگین خطای پیش‌بینی مدیریتی	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
۰/۲۲۱۲۵٦	۰/۰۰۳۷۸٤	۵۸/٤٦۸۵۹	۰/۰۰۰

جدول بالا نتایج به‌دست‌آمده را درخصوص فرضیهٔ اول نمایش می‌دهد. با توجه به آنکه سطح معناداری آزمون کمتر از ۰/۰۱ است، متغیر معناداری لازم را دارد. به عبارت دیگر، فرض صفر مبنی بر نبود خطای مدیریتی رد شده است؛ بنابراین خطای پیش‌بینی مدیریتی درخصوص درآمد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران معنادار است. درنتیجه فرضیهٔ اول پژوهش تأیید می‌شود.

در مرحلهٔ بعد، معادلهٔ رگرسیون مربوط به فرضیهٔ دوم اندازه‌گیری شده است. ضریب متغیر خطاهای پیش‌بینی مدیریتی (AMFE)، تعیین‌کنندهٔ رد یا پذیرش فرضیهٔ دوم بوده و از طریق آمارهٔ F، معناداری آزمون بررسی شده است.

جدول (۵) نتایج حاصل از برازش معادلهٔ رگرسیون (مدل اول)

Table (5) Results of first model regression

$$RMSE_{i.t} = \gamma_0 + \gamma_1 AMFE_{i.t-1} + \gamma_2 SIZE_{i.t-1} + \gamma_3 ROA_{i.t-1} + \gamma_4 GROWTH_{i.t-1} + \gamma_5 LOSS_{i.t-1} + \gamma_6 LEV_{i.t-1} + \gamma_7 AQ_{i.t-1} + \gamma_8 SMOOTH_{i.t-1} + \gamma_9 PRED_{i.t-1} + \gamma_{10} CFOVOL_{i.t-1} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon$$

[1]. Variance Inflation Factor (VIF)

نام متغیر	ضریب متغیر	مقدار ضریب	خطای استاندارد	آمارهٔ t	سطح معناداری
C	γ۰	۰/۰۱۲۳۳۱	۰/۰۷۳۱۶۸	۰/۱۶۸۵۲۸	۰/۸۶۶۲
AMFE	γ۱	۰/۰۱۶۳۹۵	۰/۰۰۶۷۹۷	۲/۴۱۲۱۶۷	۰/۰۱۵۹
ROA	γ۲	۰/۰۰۳۲۷۵-	۰/۰۲۰۴۰۱	۰/۱۶۰۵۲۹	۰/۰۳۶۲۵
SIZE	γ۳	−۰/۰۰۶۷۸۶	۰/۰۰۲۶۲۷	−۲/۵۸۳۲۰۲	۰/۰۰۹۸
LEV	γ۴	۰/۰۱۹۰۷۱	۰/۰۱۱۳۲۶	۱/۶۸۳۷۸۲	۰/۰۹۲۳
LOSS	γ۵	۰/۰۱۱۸۱۹	۰/۰۰۴۳۶۴	۲/۷۰۸۰۴۶	۰/۰۰۶۸
GROWTH	γ۶	۸/۶۳e-۰۶	۱/۵۶e-۰۶	۵/۵۳۰۹۲۸	۰/۰۰۰۰
SMOOTH	γ۷	۷/۱۲e-۰۵	۰/۰۰۰۲۱۶	۰/۳۳۰۳۱	۰/۰۳۴۱۴
PREDICT	γ۸	−۰/۰۰۳۴۳۶	۰/۰۰۴۳۲۴	−۰/۷۹۴۹	۰/۴۲۶۹
CFOVOL	γ۹	−۰/۰۰۶۳۸۶	۰/۰۰۷۸۶۹	۰/۸۱۱۵۶۳	۰/۴۱۷۱
AQ	γ۱۰	۷/۷۵e-۰۵	۰/۰۰۸۵۵۷	۰/۰۰۹۰۶۲	۰/۹۹۲۸
ضریب تعیین	۰/۵۷		آماره دوربین واتسون		۱/۹۷
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۵۶		سطح معناداری آماره **F**		۰/۰۰۰۰

طبق نتایج جدول (۵)، سطح معناداری خطاهای پیش‌بینی مدیریتی (γ1) کمتر از سطح معناداری ۰/۰۱ است. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم اثرگذاری در سطح خطای ۰/۰۱ رد شده است و این متغیر معنی‌داری لازم را دارد. به عبارت دیگر، خطاهای پیش‌بینی مدیریتی بر ریسک ویژهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. با توجه به مقدار ضریب تأثیر γ1=۰/۰۱۶ می‌توان نتیجه گرفت خطاهای پیش‌بینی مدیریتی، همبستگی مثبتی با ریسک ویژه دارد.

در فرضیهٔ ۳,۱، اثر اندازهٔ شرکت به‌عنوان معیار سنجش محیط اطلاعاتی بر میزان همبستگی رابطهٔ بین خطاهای پیش‌بینی مدیریتی و نوسان‌های بازده ویژه بررسی شده است. بنابراین در این مرحله، معادلهٔ رگرسیونی مدل دوم برازش شده است. ضرایب متغیرهای مربوط به اندازهٔ شرکت (γ2) و (γ3)، تعیین‌کنندهٔ رد یا پذیرش فرضیهٔ ۳,۱ بوده و از طریق آمارهٔ F، معناداری آزمون بررسی شده است.

جدول(۶) نتایج حاصل از برازش معادلهٔ رگرسیون (مدل دوم)

Table (6) Results of second model regression

$$RMSE_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 AMFE_{i,t-1} + \gamma_2 AMFE \times SIZEq1_{i,t-1} + \gamma_3 AMFE \times SIZEq4_{i,t-1} + \gamma_4 SIZEq1_{i,t-1} + \gamma_5 SIZEq4_{i,t-1} + \gamma_6 ROA_{i,t-1} + \gamma_7 GROWTH_{i,t-1} + \gamma_8 LOSS_{i,t-1} + \gamma_9 LEV_{i,t-1} + + \gamma_{10} INST_{i,t-1} + \gamma_{11} AQ_{i,t-1} + \gamma_{12} SMOOTH_{i,t-1} + \gamma_{13} PRED_{i,t-1} + \gamma_{14} CFOVOL_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon$$

نام متغیر	ضریب متغیر	مقدار ضریب	خطای استاندارد	آمارهٔ t	سطح معناداری
C	γ۰	۰/۳٦٤٦۰۹	۰/۰٥۳٦۸۰	٦/۷۹۲۲٦۳	۰/۰۰۰۰
AMFE1	γ۱	۰/۳۲۱۸۲٦	۰/۰۲۹٤۸۱	۱۰/۹۱٦٤۹	۰/۰۰۰۰
AMFE1*SIZEQ1	γ۲	۰/۱۱۲۸۱۳	۰/۰۲۹٥٥۰	۳/۸۱۷۷٦۹	۰/۰۰۰۱
AMFE1*SIZEQ4	γ۳	−۰/۲۱۸۸۷۲	۰/۰۲٦۱۳٤	−۸/۳۷٤۸٦	۰/۰۰۰۰
SIZEQ1	γ٤	۰/۰۱٦٥۹۰	۰/۰۱۱۱٥٦	۱/٤۸۷۰۳۹	۰/۱۳۷۱
SIZEQ4	γ٥	۰/۰۱٤۳۰٤	۰/۰۰٦۸۳۰	۲/۰۹٤۳٥٥	۰/۰۳٦۳
ROA	γ٦	−۰/۰٥٥٦٦۳	۰/۰۲۸۰۹٥	−۱/۹۸۱۲٤	۰/۰٤۷٦
SIZE	γ۷	−۰/۰۱۲۰٥٤	۰/۰۰۲۰۰۱	−٦/۰۲٤٥	۰/۰۰۰۰
LEV	γ۸	۰/۰۱۳٦۸۹	۰/۰۰۸٦۹۱	−۱/٥۷٦	۰/۱۱٥۰
LOSS	γ۹	۰/۰۲۰۰۲۹	۰/۰۰٥۲٦۱	۳/۸۰٦۹۰۸	۰/۰۰۰۱
GROWTH	γ۱۰	٤/٥٦e-۰٦	۲/۱٤e-۰٦	۲/۱۲۲٦۹۱	۰/۰۳۳۸
SMOOTH	γ۱۱	۰/۰۰۰٥۹۰	۰/۰۰۰۲٤۰	۲/٤٥۷۰٦۷	۰/۰۱٤۰
PREDICT	γ۱۲	−۰/۰۱٤۲٤۱	۰/۰۰٥٦۲۸	۲/٥۳۰٥٦	۰/۰۱۱٤
CFOVOL	γ۱۳	−۰/۰۱٤٥۱۳	۰/۰۰۹٤۲۱	−۱/٥٤۰٤	۰/۱۲۳٥
AQ	γ۱٤	−۰/۰۱۱۹٤٤	۰/۰۰۸۹۸٦	−۱/۳۲۹۰	۰/۱۸۳۸
INST	γ۱٥	۰/۰٦۹۳۸۹	۰/۰۰٥۸۷۰	۱۱/۸۲۰۷۹	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۲۹۲		آمارهٔ دوربین واتسون		۱/٥۳
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۹۱		سطح معناداری آماره **F**		۰/۰۰۰۰

همان‌گونه که جدول (۷) مشاهده می‌شود، سطح معناداری خطاهای پیش‌بینی مدیریتی× اندازهٔ شرکت در چارک اول (γ2) و خطاهای پیش‌بینی مدیریتی× اندازهٔ شرکت در چارک چهارم (γ3) کمتر از سطح معناداری ۰/۰۱ ا ست؛ بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم اثرگذاری رد شده است و این متغیرها معنی‌داری لازم را دارند. این موضوع به آن معنی است که اندازهٔ شرکت بر رابطهٔ خطاهای پیش‌بینی مدیریتی و ریسک ویژه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران اثر معناداری دارد. با توجه به اینکه ضریب تأثیر محاسبه‌شده برای ضریب (γ2) و (γ3) برابر (۰/۱۱) و (−۰/۲۱) است، می‌توان نتیجه گرفت در شرکت‌های بزرگ، خطاهای پیش‌بینی مدیریتی، همبستگی مثبت کمتری با نوسان‌های بازده ویژه دارد. به عبارت دیگر، در شرکت‌های با محیط اطلاعاتی بهتر، خطاهای پیش‌بینی مدیریتی، همبستگی مثبت کمتری با ریسک ویژه دارد.

درنهایت، اثر متغیر شکاف قیمتی بر میزان همبستگی رابطهٔ بین خطاهای پیش‌بینی مدیریتی و نوسان‌های بازده ویژه، از طریق برازش معادلهٔ رگرسیونی مدل سوم بررسی شده است. در این معادله، ضریب (γ2) تعیین‌کنندهٔ رد یا پذیرش فرضیهٔ ۳,۲ بوده و همانند مراحل قبل، از طریق آمارهٔ F، معناداری آزمون بررسی شده است.

جدول(۷) نتایج حاصل از برازش معادلهٔ رگرسیون (مدل سوم)

Table (7) Results of third model regression

$$RMSE_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 AMFE_{i,t-1} + \gamma_2 AMFE \times SPREAD_{i,t-1} + \gamma_3 SPREAD_{i,t-1} + \gamma_4 SIZE_{i,t-1} + \gamma_5 ROA_{i,t-1} + \gamma_6 GROWTH_{i,t-1} + \gamma_7 LOSS_{i,t-1} + \gamma_8 LEV_{i,t-1} + + \gamma_9 INST_{i,t-1} + \gamma_{10} AQ_{i,t-1} + \gamma_{11} SMOOTH_{i,t-1} + \gamma_{12} PRED_{i,t-1} + \gamma_{13} CFOVOL_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon$$

نام متغیر	ضریب متغیر	مقدار ضریب	خطای استاندارد	آمارهٔ t	سطح معناداری
C	γ_0	۰/٦٤٤٦٥٥	۰/۰۳۸٦٦٦	۱٦/٦۷۲٥۳	۰/۰۰۰۰
AMFE1	γ_1	۰/۲۰۷۸٥۳	۰/۰۳۷۹۸۳	٥/٤۷۱٦٥۷	۰/۰۰۰۰
AMFE1*SPREAD	γ_2	۰/۰۲٥٥۷۰	۰/۰۰۹۳٤۲	۲/۷۳۷۰۸٦	۰/۰۰٦۲
SPREAD	γ_3	۰/۰۰۳۹۸۷	۰/۰۰۱۷۲۷	۲/۳۰۸٤٦۳	۰/۰۲۱۰
ROA	γ_4	−۰/۰۳۷٦۸۱	۰/۰۲۸۹۹٦	−۱/۲۹۹٥۳٤	۰/۱۹۳۸
SIZE	γ_5	−۰/۰۲۲۱٦٤	۰/۰۰۱٤٥۲	−۱٥/۲٦۰۷٦	۰/۰۰۰۰
LEV	γ_6	۰/۰۱۷۳۸۷	۰/۰۰۹۰۲٥	−۱/۹۲٦٥۱۹	۰/۰٥٤٤۱
LOSS	γ_7	۰/۰۲۰۹۸٤	۰/۰۰٥۲۳۸	۳/۹۷۲۳۲۳	۰/۰۰۰۱
GROWTH	γ_8	۳/۱۸e-۰٦	۳/۰۸e-۰٦	۱/۰۳۳۰۲۸	۰/۳۰۱٦
SMOOTH	γ_9	۰/۰۰۰۱٦۷	۰/۰۰۲۱۹	۰/۷٦۱۸٤۰	۰/٤٤٦۲
PREDICT	γ_{10}	−۰/۰۱۲۳۹۳	۰/۰۰٥۳۳۷	۲/۳۲۳۲۰۲	۰/۰۲۰۲
CFOVOL	γ_{11}	−۰/۰۰۹۷۳٦	۰/۰۰۹٦۲٤	−۱/۰۱۱٦٤٦	۰/۳۱۱۷
AQ	γ_{12}	−۰/۰۱۳٥٥۸	۰/۰۰۸٤۰۰	−۱/٦۱۳۹٥٦	۰/۱۰٦٦
INST	γ_{13}	۰/۰۸۰۷٤۱	۰/۰۰٦٦۲٦	۱۲/۱۸٤۸۳	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۲۷۸	آمارهٔ دوربین واتسون			۱/٥۱
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۲۷۷	سطح معناداری آماره **F**			۰/۰۰۰۰

طبق نتایج سطح معناداری خطاهای پیش‌بینی مدیریتی × شکاف قیمتی (γ_2) کمتر از سطح معناداری ۰/۰۱ است. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم اثرگذاری متغیر شکاف قیمتی رد شده است و این متغیر معناداری لازم را دارد. این موضوع یعنی شکاف قیمتی بر رابطهٔ بین خطاهای پیش‌بینی مدیریتی و ریسک ویژه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. با توجه به اینکه ضریب تأثیر محاسبه‌شدهٔ (γ_2) برابر ۰/۰۲۵ است، می‌توان نتیجه گرفت در صورتی که دامنهٔ قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام در شرکت بالاتر باشد، خطاهای پیش‌بینی مدیریتی همبستگی مثبت بیشتری با نوسان‌های بازده ویژه دارد. به عبارت دیگر، وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران داخلی یک شرکت و سرمایه‌گذاران و درنتیجهٔ آن اختلاف بیشتر بین دامنهٔ قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام یک شرکت، ریسک انتخاب مغایر را افزایش می‌دهد.

ضریب تعیین تعدیل‌شده در مدل‌های پژوهش برابر ٥٦ /۰، ۰/۲۹ و ۰/۲۷ است و نشان از آن دارد که ۲۹، ٥٦ و ۲۷ درصد تغییرات متغیر وابستهٔ مدل توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است. از سوی دیگر، تفاوت اندک بین ضریب تعیین تعدیل شده است و ضریب تعیین نشان‌دهندهٔ آن است که متغیرهای مستقل اضافه شده به مدل به‌درستی انتخاب شده‌اند. اگرچه قسمتی از متغیر وابسته توسط متغیرهای سمت راست مدل توضیح داده نشده، با در نظر گرفتن آمارهٔ F فیشر و سطح اهمیت آن می‌شود گفت که این مدل می‌تواند مدل مناسب متغیرهای مستقل و وابسته باشد.

نتایج و پیشنهادها

به‌عنوان جمع‌بندی مطالب مطرح شده، طبق فرضیهٔ اول خطای پیش‌بینی‌های مدیریتی درخصوص درآمد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران معنادار است. پیش‌تر عنوان شد در این مطالعه تمرکز فقط بر سوگیری‌های پیش‌بینی مدیریتی نبوده و منظور، دقت و صحت پیش‌بینی مدیریتی است. طبق نتایج، پیش‌بینی‌های مدیریتی در ایران دارای خطاست و برخی اوقات این پیش‌بینی‌ها انحراف بسیار بالایی با درآمدهای محقق شده دارند. همان‌طور که می‌دانیم سرمایه‌گذاران برای تصمیم‌گیری به اطلاعات آینده‌نگر نیاز

دارند تا بتوانند ریسک و بازده آتی شرکت‌ها را پیش‌بینی کنند؛ اما با توجه به شرایط بازار سرمایه در ایران به‌عنوان بازاری با سطح کارایی ضعیف و دسترسی‌نداشتن سرمایه‌گذاران به اطلاعات نهانی شرکت‌ها، فعالان بازار فقط به اطلاعات گذشته‌نگر و پیش‌بینی‌های مدیریتی درخصوص سود و فروش اتکا می‌کنند که به دلیل وجود خطا در این گزارش‌ها، تصمیمات آنها بهینه نیست و همین امر موجب افزایش ریسک و کاهش ارزش شرکت‌ها می‌شود.. نتایج حاصل از فرضیهٔ اول با پژوهش‌های صالح نژاد و همکاران (2016)، ایتنر و مایکلز[1](2017) و کیتاگاوا و اکودا (2016) هم‌راستا و سازگار است. براساس نتایج، خطاهای پیش‌بینی مدیریتی، همبستگی مثبتی با ریسک ویژه دارد و فرضیهٔ دوم مورد تأیید است. طبق مبانی نظری نیز افشای مناسب اطلاعات مالی مانند پیش‌بینی‌های به‌موقع و دقیق، باعث کاهش ریسک و افزایش نقدشوندگی سهام شرکت می‌شود. در مقابل، ارائهٔ اطلاعات نادرست یا دیرهنگام از شرایط آتی یک شرکت، زمینهٔ ایجاد انحراف‌های تصمیماتی و عملکردی سرمایه‌گذاران را فراهم می‌کند و بدیهی است بعدها با وقوع شرایطی متفاوت از شرایط پیش‌بینی‌شده، سرمایه‌گذاران نیز به نتایج مطلوب، دلخواه و موردنظر خود دست نخواهند یافت. بنابراین هرچه شفافیت اطلاعاتی شرکتی بالاتر باشد، درجهٔ اطمینان بیشتر و ریسک سرمایه‌گذاری در آن شرکت کمتر خواهد بود. نتایج حاصل از فرضیهٔ دوم با پژوهش‌های راج گوپال و ونکاتاجالام[2](2011) و کیتاگاوا و اوکادا (2016) همخوانی دارد. درنهایت، طبق نتایج حاصل از فرضیهٔ سوم هرچه محیط اطلاعاتی قوی‌تر باشد، رابطهٔ مستقیم بین خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک ویژه کاهش پیدا خواهد کرد. عملیات شرکت‌ها در محیط‌های نامطمئن‌تر، منافع کمتری را از یک محیط اطلاعات داخلی با کیفیت بالا نصیب شرکت‌ها می‌کند. برای این شرکت‌ها، محیط اطلاعات داخلی باکیفیت می‌تواند به شناسایی فرصت‌های رشد کمک کند و تردیدها را دربارهٔ استراتژی‌های عملیاتی شرکت کاهش دهد. در این پژوهش دو عامل اندازهٔ شرکت و اختلاف دامنهٔ قیمت پیشنهادی (به‌عنوان معیار معکوس برای سنجش کیفیت محیط اطلاعاتی)، مبنای سنجش محیط اطلاعاتی شرکت‌ها قرار گرفت. به‌طور معمول، شرکت‌های بزرگ‌تر، با سرمایهٔ بیشتر، به‌همراه محیط اطلاعات داخلی کیفیت بیشتری دارند. علاوه بر آن، وجود تقارن اطلاعاتی بین مدیران داخلی یک شرکت و سرمایه‌گذاران، ریسک انتخاب مغایر را کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر، سطوح بالاتر تقارن اطلاعاتی با دامنهٔ قیمت پیشنهادی پایین‌تر همراه خواهد بود. براساس نظریهٔ علامت‌دهی نیز شرکت‌ها برای گزارش عملکرد بهتر خود نسبت‌به رقبا، اقدام به افزایش افشای اطلاعات حسابداری می‌کنند که این امر موجب تقویت محیط اطلاعات و درنتیجه کاهش ریسک شرکت می‌شود. این نتایج نیز منطبق بر پژوهش‌های گیتاگاوا و اوکادا (2016)، روبین و وو[3](2015) و راجگوبال و نکتاچالام[4](2012) است.

به‌عنوان پیشنهادهای ارائه شده متناسب با نتایج این پژوهش، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می شود هنگام تحلیل شرکت و برر سی سودآوری آتی شرکت حتماً به کیفیت پیش‌بینی مدیران (براساس سوابق عملکردی آنان در این زمینه) دقت کنند. علاوه بر آن، تهیهٔ سناریوهای خوش‌بینانه و بدبینانه و آنالیز حساسیت به سرمایه‌گذاران در بهبود تصمیم‌گیری و سرمایه‌گذاری صحیح و مطمئن کمک خواهد کرد. درنهایت توجه به شرایط محیطی و اطلاعاتی هر شرکت (نظیر میزان سرمایه، اختلاف دامنهٔ قیمتی سهام شرکت و ...) به‌عنوان عوامل مؤثر بر کیفیت اطلاعات منتشره توسط آن شرکت و درنتیجه ریسک ویژهٔ مربوط به آن اهمیت ویژه‌ای دارد. به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود با توجه به اینکه یکی از عوامل مؤثر بر پیش‌بینی‌های مدیریتی عوامل رفتاری مدیران همچون خودشیفتگی و اعتمادبه‌نفس بیش از حد مدیران است، تمامی عوامل رفتاری کنار عامل‌های این پژوهش در نظر گرفته و تأثیر آن بر محافظه‌کاری بررسی و با نتایج این پژوهش مقایسه شود. از دیگر پیشنهادها، انجام‌دادن این پژوهش با تفکیک شرکت به‌صورت خانوادگی و غیر خانوادگی است تا تأثیر نوع مالکیت بر رابطهٔ خطای پیش‌بینی مدیریتی و ریسک ویژه بررسی شود. علاوه بر آن، بررسی این روابط با تفکیک شرکت‌ها از نظر نوع صنعت یا در نظر گرفتن سایر معیارهای محیط اطلاعاتی ازجمله پوشش خبری شرکت‌ها می‌تواند از پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی باشد.

---

1. Ittner & Michels
2. Rajgopal and Venkatachalam
3. Ball et al
4. Rajgopal & Venkatachalam

یکی از مهم‌ترین محدودیت‌های پژوهش نبود بانک منسجم اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار است. اطلاعات موجود در پایگاه دادهٔ اطلاعاتی بورس بیشتر متمرکز بر صورت‌های مالی بوده است و اطلاعات دیگر باید به‌صورت اسناد کاوی و جستجو در یادداشت‌های صورت مالی انجام شود که این امر باعث زمان‌بر و هزینه‌بر شدن پژوهش می‌شود. از آنجایی که پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های ۱۶۰ شرکت بورسی بوده است و شامل همهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس نیست؛ بنابراین در تسری نتایج این پژوهش به کل جامعه احتیاط کرد.

منابع فارسی

ابراهیمی کردلر، علی.، محمدآبادی، مهدی. و حصارزاده، رضا (۱۳۸۷). بررسی رابطهٔ تضاد منافع بین سهامداران و اعتباردهندگان با توزیع سود سهام و محدودیت در تأمین مالی. *فصلنامهٔ بورس اوراق بهادار*. ۱(٤)، ۵۳-۷٤. https://www.magiran.com/paper/920062

آقایی، محمدعلی.، زلقی، حسن.، اعتمادی، حسین. و انواری رستمی، علی اصغر (۱۳۹۲). تأثیر تجدید ارائهٔ صورت‌های مالی بر کیفیت اقلام تعهدی. *فصلنامهٔ پژوهش‌های تجربی حسابداری*. ۳(۷)، ۱٤۸-۱۱۹. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=208459

اعتمادی، حسین.، حصارزاده، رضا.، محمدآبادی، مهدی. و بذرافشان، آمنه (۱۳۸۸). افشا و ارزش شرکت: شواهدی از بازار سرمایه نوظهور ایران. *مجلهٔ حسابداری مدیریت*. ۵ (۱۳)، ۶۷-۷۷. https://jma.srbiau.ac.ir/article_3065.html

رشیدی، محسن (۱۳۹۹). نقش توانایی مدیران در تعدیل شرایط اعتباری و کاهش پراکندگی بازده سهام. *نشریهٔ مدیریت دارایی و تأمین مالی*. ۸(۳): http://dx.doi.org/10.22108/amf.2020.119807.1480

زلقی، حسن.، بیات، مرتضی. و دانش عسگری، تهمینه. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر پیش‌بینی سود از جانب مدیریت بر ریسک غیر سیستماتیک. *فصلنامهٔ علمی پژوهشی راهبرد مدیریت مالی*. ۲(۲)، ۱۲۱-۱۳۶. https://dx.doi.org/10.22051/jfm.2015.986

زمردیان، غلامرضا.، کاشانی تبار، شهرزاد. و خاکساریان، فاطمه (۱۳۹۶). ارزیابی ارتباط بین حاکمیت شرکتی و مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات اقتصاد، مدیریت مالی و حسابداری*. ٤(۳)، ۲۵-۳۵. http://noo.rs/4zrbJ

صالح نژاد، حسن. و وقفی، حسام. (۱۳۹۵). تأثیر پیش‌بینی سود توسط مدیریت بر ریسک و ارزش شرکت. *مجلهٔ راهبرد مدیریت مالی*. ٤(۱۲)، ۱۲٤-۱۰۳. https://dx.doi.org/10.22051/jfm.2016.2377

علوی طبری، سید حسین. و رباطمیلی، مژگان (۱۳۹۱). مسئلهٔ نمایندگی و قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی مستقل آزمونی مبتنی بر فرضیهٔ جریان‌های نقدی آزاد: *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*. ۱۹(۲)، ۹۷-۱۲۲. https://dx.doi.org/10.22059/acctgrev.2012.29201

علی احمدی، سعید. و فدایی زهرا (۱۳۹٤). ارزیابی نقش محیط اطلاعاتی و رشد شرکت در قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی*. ۷(۳)، ۹۱-۱۰٤. https://far.ui.ac.ir/article_17051.html

فخاری، حسین. و رضائی پیته نوئی، یاسر (۱۳۹۶). ارائهٔ مدلی برای سنجش محیط اطلاعاتی شرکت. *فصلنامهٔ حسابداری مالی*. ۹(۳۳)، ۱٤۷-۱۲۱. URL: http://qfaj.ir/article-1-1052-fa.html

نیکو سخن، معین. و فدایی نژاد، محمد اسماعیل (۱۳۹۷). بررسی اهمیت ریسک غیر سیستماتیک هر ورقه بهادار: نگاهی دیگر به ریسک غیرسیستماتیک و بازده. *فصلنامه علمی راهبرد مدیریت مالی*. ۱(٦)، ۱-۲٤. https://dx.doi.org/10.22051/jfm.2018.12991.1212

فروغی، داریوش. و نعلشکن، اکبر (۱۳۸۹). تأثیر ریسک ویژه بر بازده سهام. *فصلنامهٔ حسابداری و مدیریت مالی*. ۳، ۲۳۳-۲۱۵. https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/871878

کفاش‌پور یزدی، مهسا.، تفتیان، اکرم. و معین‌الدین، محمود (۱۳۹۸). بررسی اثر محیط اطلاعاتی بر رابطهٔ بین خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک غیرسیستماتیک در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *نشریهٔ علمی حسابداری مدیریت*. ۱۲(٤۱)، ۱۵۱-۱۶۹. https://jma.srbiau.ac.ir/article_14161.html

ملکیان، اسفندیار. وشایسته‌مند، حمیدرضا (۱۳۹٤). تبیین تأثیر سازوکارهای مدیریتی راهبری شرکتی بر ریسک‌پذیری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامهٔ حسابداری مالی*. ۷ (۲۸)، ۱۲٦–۱۰۵.URL:_http://qfaj.ir/article-1-523-fa.html

متتشری، مجید. و فرید، داریوش (۱۳۹۹). بررسی الگوی جریان اطلاعاتی قیمت سهام مبتنی بر نقش انگیزهٔ شهرت مدیران؛ شواهدی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران.*نشریهٔ مدیریت دارایی و تأمین مالی*. ۸ (۱)، ۱۲۳–۱۳٦. https://dx.doi.org/10.22108/amf.2020.118068.1444

مو سوی، خلیل.، میثم احمدی.، ماژین. و عبدالعلی پور، آرش (۱۳۹٤). برر سی تأثیر عدم اطمینان محیطی بر رابطه بین مدیریت سود و عدم تقارن اطلاعاتی. *کنفرانس ملی رویکردهای نوین در علوم مدیریت، اقتصاد و حسابداری. مازندران. مؤسسهٔ علمی تحقیقاتی کومه علم‌آوران دانش*. https://civilica.com/doc/370646/

موسوی شیری، محمود.، روشندل، معصومه. و خلعتبری، حسن (۱۳۹۷). بررسی اثر کیفیت اطلاعات بر ریسک نقدشوندگی سهام و ریسک بازار. *نشریهٔ مدیریت دارایی و تأمین مالی*. ٦(۲)، ۱۵–۳٤. https://dx.doi.org/10.22108/amf.2017.21171

هاشمی دهچی، مجید.، ایزدی نیا، ناصر. و امیری، هادی (۱۳۹۹). تأثیر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بر نوسان‌های ویژهٔ بازده سهام با تأکید بر کیفیت گزارشگری مالی. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*. https://dx.doi.org/10.22108/amf.2020.123782.1554

References

Abdel-Khalik, A. R. (2008). The association between idiosyncratic risk and private information acquisition. *CAAA 2008 Annual Conference Paper*. DOI: https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1084072

Aghaie, M. A., Zalaghi, H., Etemadi, H., & Anvari, R. A. (2013). Financial statement restatements impacts on accrual quality. Journal of Empirical Research in Accounting. 3(7): 119-148. (In Persian)

Alavi, T. S., & Robatmili, M. (2001). Agency problems and audit fees further tests of the free cash flow hypothesis: *Accounting and Auditing Review*. 19(2):97-122. (In Persian)

Aliahmadi, S., & Fadai, Z. (2015). Assessing the role of information environment and firm growth on the pricing of accruals in companies listed in Tehran Stock Exchange (TSE). *Quarterly Financial Accounting Researches*. 7(3): 91-104. (In Persian)

Aman, H. (2011). Firm-specific volatility of stock returns, the credibility of management forecasts, and media coverage: Evidence from Japanese firms. *Japan and the World Economy*. 23(1): 28–39. DOI: https://doi.org/10.1016/j.japwor.2010.06.009

Botosan, C. A. (1997). Disclosure level and the cost of capital. *The Accounting Review*. 72(3). 21–40. https://www.jstor.org/stable/248475

Brockman, P., & Yan, X. S. (2009). Block ownership and firm-specific information. *Journal of Banking & Finance*. 33(2): 308–316. DOI: https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2008.08.011

Campbell, J. Y., Lettau, M., Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile: An empirical exploration of idiosyncratic risk. *The Journal of Finance*. 56(1): 1–43. DOI: https://doi.org/10.1111/0022-1082.00318

Christensen, P. O., & Feltham, G. A. (2003). Economics of Accounting: New York. Volume 1- Information in Market. *Springer Science+Business Media*. DOI: https://doi.org/10.1007/978-1-4615-1133-5

Choy, S. Y. (2019). *Economic Uncertainty and Management Earnings Forecast*. Master Thesis, Seul National University, URI: https://hdl.handle.net/10371/150551

Dechow, P. (2002). Accounting earnings and cash flows as 43 measure firm performance: the role of accounting accruals. *Journal of Accounting & Economics*.17: 3-42. DOI: https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)90016-7

Diamond, D., & Verrecchia, R. (1991). Disclosure, liquidity and the cost of equity capital. *The Journal of Finance*. 46 (4): 1325-1359. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04620.x

Ebrahimi, K, A., Mohammad, A. M., & Hesarzadeh, R. (2008). Investigation of the relationship between shareholders & creditor conflict over dividend policy and financing constraints. *Journal of Securities Exchange*. 1(4): 53-74. (In Persian)

Etemadi, H., Hesarzadeh, R., Mohammad, A. M., & Bazrafshan, A. (2009). Disclosure and firm falue: Evidence from Iran's emergence stock market. *Journal of Management Accounting*. 5(13): 67-77. (In Persian)

Fama, E. & French, K. (1993). Common risk factors in the return on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.

Fakhari, H., & Rezaei, P. Y. (2017). Explaining a model for measuring the corporate information environment. *Journal of Financial Accounting*. 9(33): 121-147. (In Persian)

Foerster, J., Farquhar, G., Nardelli, N., & Whiteson, S. (2016). Counterfactual multi-agent policy gradients. *Roceedings of the AAAI Conference on Artificial* Intelligence. 32(1). https://ojs.aaai.org/index.php/AAAI/article/view/11794

Forughi, D., & Nalshekan, A. (2010). The effect of nonsystematic risk on stock returns. *Financial Management and Accounting*. 3: 215-233 (In Persian)

Haggard, K. S., Martin, X., & Pereira, R. (2008). Does voluntary disclosure improve stock price informativeness? *Journal of Financial Management*. 37: 747-768. DOI: https://doi.org/10.1111/j.1755-053X.2008.00033.x

Hashemi, D. M., Izadinia, N., & amiri, H. (2020). The effect of financial statement comparability on idiosyncratic return volatility by emphasis on the financial reporting quality. *Journal of Asset Management and Financing*, 9(3), 1-18. (In Persian)

Healy, P.M., & K.G. Palepu (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting & Economics*. 31: 405-440. DOI: https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00018-0

Ittner, C. D., & Michels, J. (2017). Risk-based forecasting and planning and management earnings forecasts. *Review of Accounting Studies*. 22(3); 1005-1047. DOI: https://doi.org/10.1007/s11142-017-9396-0

Long, H., Jiang, Y., & Zhu, Y. (2018). Idiosyncratic tail risk and expected stock returns: Evidence from the Chinese stock markets. *Finance Research Letters*. 24. 129-136. DOI: https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.07.009

Kaffashpour, Y. M., Taftiyan, A., & Moeinaddin, M. (2018). Investigating the effect of information environment on the relationship between management forecast error and idiosyncratic risk in companies accepted in Tehran stock exchange. *Journal of Manangement Accounting*. 12(41); 151-169. (in persian)

Kitagawa, N., & Okuda, S. (2016). Management forecasts, idiosyncratic risk, and the information environment: *The International Journal of Accounting*. DOI: http://dx.doi.org/10.1016/ j.intacc.2016. 10.002

Li, B., Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2012). R2 and idiosyncratic risk are not interchangeable. *The Accounting Review*. 89(6). 2261-2295. DOI: https://doi.org/10.2308/accr-50826

Malekian. E., & Shayestehmand H. R. (2016). The effect of managerial mechanisms of corporate governance on risk taking: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Quarterly Financial Accounting Journal*. 7 (28):105-126. (In Persian)

Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2003). Idiosyncratic risk and security returns. University of Texas at Dallas. Available at: https://ssrn.com/abstract=255303 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.255303

Montashery, M., & Farid, D. (2020). A Study on stock price informativeness model based on the role of managers' reputation motivation (Evidence from the companies listed in Tehran Stock Exchange). *Journal of Asset Management and Financing*. 8(1): 123-136. (In Persian)

Moosavi, K., Ahmadi, M., & Abdolalipour, M. (2014). Investigating the effect of environmental uncertainty on the relationship between earnings management and information asymmetry. *National Conference on New Approaches in Management, Economics and Accounting* (In Persian)

Mousavi, S. M., Roshandel, M., & Khalatbari, H. (2018). Investigation of the effect of information quality on stock liquidity risk and market risk. *Journal of Asset Management and Financing*. 6(2): 15-34. (In Persian)

Nikusokhan, M., & Fadaei, N. M. E. (2018). The investigation of the importance of individual securities idiosyncratic risk: Another look at idiosyncratic risk and expected returns. *Journal Of Financial Management Strategy*. 6(1): 1-24. (In Persian)

Omokehinde, O. S., Abata, M. D., Somoye, R. O. C., & Migiro, S. O. (2017). Asymmetric information and volatility of stock returns in Nigeria. *Journal of Economics and Behavioral Studies*. 9(3): 220-231. DOI: https://doi.org/10.22610/jebs.v9i3(J).1761

Ota, K. (2010). Analysts, awareness of systematic bias in management earnings forecasts: Empirical evidence from Japan. *Working Paper. Musashi University*. DOI: https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.952696

Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2011). Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility. *Journal of Accounting and Economics*. 51(1–2): 1–20. DOI: https://doi.org/10. 1016/ j.jacceco.2010.06.001

Rashidi, M. (2020) .The role of managers' ability to modify credit conditions and reduce share returns spread. *Journal of Asset Management and Financing*. 8(3): 123-139. (In Persian)

Robin, A., & Wu, Q. (2015). Firm growth and the pricing of discretionary accruals. *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 45(3): 561-590. DOI: https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2019623

Salehnejad, H., & Vaghfi, H. (2016). The effect of predicting profit by management on risk and firm value. *Journal of Financial Management Strategy*. 4(12): 103-124. (In Persian)

Wei, S. X., & Zhang, C. (2006). Why did individual stocks become more volatile? *Journal of Business*. 79: 259–292. DOI: https://doi.org/10.1086/497411

Zalaghi, H., Bayat, M., & Daneshasgari, T. (2004). The impact of management earning forecast on non-systematic risk. *Journal of Financial Management Strategy*. 2(2): 121-136. (In Persian)

Zomorodian, G., Kashanitabar, S., & Khaksarian, F. (2017). Evaluation of the relationship between corporate governance standards and real earnings management in listed companies in Tehran Stock Exchange. *Studies of Economy, Financial Management and Accounting*. 4(3): 25-35. (In Persian)