



Investigating the Effect of Capital Markets on Management Characteristics; with an Emphasis on Role of Stock Returns

Afsaneh Delshad

*Corresponding author, PhD., Department of Financial Management, Kish International Campus, University of Tehran, Kish, Iran. E-mail: afsaneh.delshad@yahoo.com

Reza Tehrani

Prof., Department of Financial Management, Faculty of Management and Accounting, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: rtehrani@ut.ac.ir

Sayyed Mojtaba Mirlohi

Assistant Prof., Department of Financial Management, Faculty of Industrial Engineering and Management, Shahrood University of Technology, Shahrood, Iran. E-mail: mirlohism@shahroodut.ac.ir

Abstract

Objective: The main goal of this research is investigating the effect of capital markets on management characteristics (management myopia, management Optimism, management conservatism, Management Forecast Accuracy, management structure and management ability) with an emphasis on the role of stock returns (abnormal stock returns and specific stock returns).

Methods: For this purpose, the data of 165 firms listed in the Tehran Stock Exchange, between 2007 to 2017 were extracted; the method to test the hypothesis was a multiple regression model and using a combined data model.

Results: Findings of the research indicate that managerial myopia characteristic have a negative and significant effect on abnormal and specific returns and management Optimism have positive but insignificant on abnormal and specific returns. By increasing the management conservatism on the level of stock abnormal return companies has been significantly increased and the level of stock specific return has been significantly reduced. Management forecast accuracy Characteristic will also have a positive and significant effect on abnormal and specific returns. Furthermore, the independence of the board has a Positive and significant effect on abnormal and specific returns and the gender diversity of board have positive but insignificant on abnormal return & negative and insignificant on specific returns. The variable of management stability also show that a negative and insignificant impact on abnormal return & a positive and insignificant effect on specific returns. Finally, the management ability Characteristic will have a positive but insignificant on abnormal returns & positive and significant effect on specific returns.

Conclusion: Based on the results obtained; an increase in management myopia leads to a decrease in the abnormal returns and specific returns of the listed companies. An increase

of managers earned increases the abnormal stock returns and lower specific stock returns also increases. In addition, abnormal returns and specific stock returns with increased Management Forecast Accuracy have increased and companies with higher Forecast Accuracy have earned higher returns. Other findings show that the independence of the board members has led to a significant increase in unusual returns and specific stock returns, while the board's gender diversity respectively with an increase and decrease in the meaning of u abnormal returns and specific stock returns has been accompanied. Management stability has led to lower abnormal stock returns and increased specific stock returns. Moreover by increasing the ability of managers, the abnormal returns and specific returns of the listed companies have been added.

Keywords: Management characteristics, Abnormal stock returns, Specific stock returns, Behavioral finance, Bias.

Citation: Delshad, A., Tehrani, R., & Mirlohi, S.M. (2019). Investigating the Effect of Capital Markets on Management Characteristics; with an Emphasis on Role of Stock Returns. *Financial Research Journal*, 21(3), 364- 391. (in Persian)

Financial Research Journal, 2019, Vol. 21, No.3, pp. 364-391

DOI: 10.22059/frj.2019.272466.1006805

Received: January 14, 2019; Accepted: June 03, 2019

© Faculty of Management, University of Tehran

بررسی تأثیر بازار سرمایه بر ویژگی‌های مدیریت با تأکید بر نقش بازدهی سهام

افسانه دلشاد

* نویسنده مسئول، دکتری، گروه مدیریت مالی، پردیس بین‌الملل کیش، دانشگاه تهران، کیش، ایران. رایانامه: afsaneh.delshad@yahoo.com

رضا تهرانی

استاد، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه: rtehrani@ut.ac.ir

سید مجتبی میرلوحی

استادیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده صنایع و مدیریت، دانشگاه صنعتی شاهرود، شاهرود، ایران. رایانامه: mirlohim@shahroodut.ac.ir

چکیده

هدف: هدف این مقاله، بررسی تأثیر بازار سرمایه بر ویژگی‌های مدیریت (کوته‌بینی مدیریت، خوش‌بینی مدیریت، محافظه‌کاری مدیریت، دقت پیش‌بینی مدیریت، ساختار مدیریت و توانایی مدیریت) با تأکید بر نقش بازدهی سهام (بازده غیرعادی و بازده خاص سهام) بوده است.

روش: به‌منظور بررسی موضوع مطالعه، پس از استخراج اطلاعات مالی ۱۶۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶، از داده‌های ترکیبی و مدل رگرسیون چند متغیره برای آزمون فرضیه‌های پژوهش استفاده شده است.

یافته‌ها: تأثیر کوتاه‌بینی و خوش‌بینی مدیریت بر بازده غیرعادی و بازده خاص سهام به‌ترتیب، منفی و معنادار و مثبت و بی‌معنا بود. با افزایش محافظه‌کاری، به‌ترتیب شاهد افزایش و کاهش معنادار بازده غیرعادی و خاص سهام بودیم. دقت پیش‌بینی مدیریت نیز بر بازدهی سهام تأثیر مثبت و معناداری داشت و تأثیر توانایی مدیریت بر بازده غیرعادی، مثبت و بی‌معنا و بر بازده خاص مثبت و معنادار بود. علاوه بر این، استقلال هیئت مدیره بر بازده غیرعادی و بازده خاص سهام، تأثیر مثبت و معناداری داشت و تنوع جنسیتی هیئت مدیره بر بازده غیرعادی تأثیری مثبت اما بی‌معنا و بر بازده خاص تأثیری منفی و بی‌معنا داشت. تأثیر متغیر ثبات مدیریت نیز بر بازده غیرعادی، منفی و بی‌معنا و بر بازده خاص سهام، مثبت و بی‌معنا بود.

نتیجه‌گیری: با افزایش کوتاه‌بینی و خوش‌بینی مدیریت، به‌ترتیب شاهد کاهش و افزایش بازده غیرعادی و خاص سهام بودیم و با اعمال محافظه‌کاری بالاتر مدیران، بازده غیرعادی بیشتر و بازده خاص کمتر شد. علاوه بر این با افزایش توانایی مدیران و دقت بیشتر در پیش‌بینی سود، بر میزان بازدهی شرکت‌های در دست بررسی افزوده شد. استقلال اعضای هیئت مدیره نیز به افزایش معنادار بازدهی سهام انجامید، در حالی که تنوع جنسیتی هیئت مدیره به‌ترتیب با افزایش و کاهش بی‌معنای بازده غیرعادی و خاص سهام همراه بود. ثبات مدیریت نیز باعث شد، بازده غیرعادی کاهش و بازده خاص سهام افزایش یابد.

کلیدواژه‌ها: ویژگی‌های مدیریت، بازده غیرعادی سهام، بازده خاص سهام، مالی رفتاری، سوگیری.

استناد: دلشاد، افسانه؛ تهرانی، رضا؛ میرلوحی، سید مجتبی (۱۳۹۸). بررسی تأثیر بازار سرمایه بر ویژگی‌های مدیریت با تأکید بر نقش بازدهی سهام. *تحقیقات مالی*، ۲۱(۳)، ۳۶۴-۳۹۱.

تحقیقات مالی، ۱۳۹۸، دوره ۲۱، شماره ۳، صص. ۳۶۴-۳۹۱

DOI: 10.22059/frj.2019.272466.1006805

دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۲۴، پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۱۳

© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

بورس اوراق بهادار در فرایند رشد و توسعه اقتصاد ملی از اهمیت شایان توجهی برخوردار است. برای آنکه مدیران بتوانند در سمت خود کارا و موفق باشند، باید از نظر ویژگی‌های شخصیتی با شغل خود منطبق باشند. ویژگی‌های شخصیتی مدیران؛ رفتار سازمانی، تصمیم‌های مدیریتی، سرمایه‌گذاری، کارایی و عملکرد مالی آتی و ... را تحت تأثیر قرار خواهد داد. وضعیت سیاست‌گذاری و استراتژی‌های مدیریت بر وضعیت فعلی و آتی شرکت تأثیری شایان توجه و اساسی دارد. استراتژی شرکت به خصوص در بحث سرمایه‌گذاری، فعالیت‌های پژوهش و توسعه و گسترش بازارهای هدف به شکل عمده‌ای بر آینده شرکت و وضعیت آتی آن از لحاظ مالی، رقابت در بازار و سودآوری تأثیرگذار خواهد بود. ویژگی‌های شخصیتی مدیران؛ رفتار سازمانی، تصمیم‌های مدیریتی، سرمایه‌گذاری، کارایی و عملکرد مالی آتی و ... را تحت تأثیر قرار خواهد داد و به اتخاذ استراتژی‌های مختلف توسط مدیران منجر می‌شود که این امر خود، متفاوت شدن میزان جریان‌های نقد آتی و بازدهی سهام شرکت‌ها را موجب خواهد شد. به بیان دیگر اگر مدیران دارای مهارت‌ها، توانایی‌ها، شایستگی و نگرش‌ها ویژه نباشند، قادر به انجام وظایف خویش به نحو مطلوب نخواهند بود (سلمان‌پور ممقانی، سهام و درگاهی، ۱۳۹۴). از طرفی یکی از معیارهای اساسی برای تصمیم‌گیری در بورس اوراق بهادار، بازده سهام است. بازده سهام به‌تنهایی محتوای اطلاعاتی دارد و بیشتر سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه در تجزیه و تحلیل مالی و پیش‌بینی‌ها از آن استفاده می‌کنند. از این رو بررسی ویژگی‌های مدیران بازار سرمایه به‌عنوان یکی از حوزه‌های مالی رفتاری تأثیرگذار بر تصمیم‌ها و رفتارهای سازمانی ضروری به نظر می‌رسد.

خوش‌بینی مدیریت^۱ یک ویژگی شخصیتی است که مدیران با استفاده از ساز و کار تخمین بیش از واقعیت توانایی و مهارت خود در مقایسه با دیگران، به ارزیابی بیش از واقع بازدهی و جریان‌های نقدی آتی اقدام می‌کنند. کانگ، کانگ، کانگ و کیم^۲ (۲۰۱۸) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا زمانی که نااطمینانی اقتصادی بالا است، خوش‌بینی مدیران به کسب منفعت و سودآوری برای سهام‌داران منجر می‌شود یا خیر؟ آنها پی بردند، خوش‌بینی مدیریت، باعث رفع مشکلات کم سرمایه‌گذاری ناشی از نااطمینانی اقتصادی شدید شده و سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. همچنین در دوره‌های کاهش تعرفه واردات و بحران مالی جهانی؛ سرمایه‌گذاری، بازده غیرعادی و ارزش شرکت برای شرکت‌هایی که از مدیران خوش‌بین بیشتری بهره‌مندند، بالاتر است.

محافظه‌کاری مدیریت^۳ یکی دیگر از ویژگی‌های مدیریت است که در آن به شناخت کندتر درآمدها، شناخت سریع‌تر هزینه‌ها، ارزیابی کمتر دارایی‌ها و ارزیابی بیشتر بدهی‌ها اقدام می‌کنند. چوآبی و چیخ^۴ (۲۰۱۷) نشان دادند که خوش‌بینی مدیریت بر محافظه‌کاری مدیریت تأثیر منفی و معناداری دارد و بهتر است شرکت‌ها، مدیران با اعتماد به نفس بیشتری استخدام کنند، زیرا به ارائه گزارش‌های مالی محافظه‌کارانه‌تری تمایل دارند و سودآوری و رشد اقتصادی شرکت را افزایش می‌دهند. علاوه بر این، یافته‌ها از تأثیر منفی و معناداری سن مدیریت شرکت بر محافظه‌کاری اعمال‌شده

1. Managerial Optimism
3. Managerial Conservatism

2. Kang, Kang, Kang & Kim
4. Chouaibi & Chiekh

حکایت داشت و مدیران جوان در مقایسه با مدیران مسن در تصمیم‌ها و رفتارهای سازمانی، از اعتماد به نفس بالاتر و ریسک‌پذیری بیشتری برخوردار بودند.

کوته‌بینی مدیریت^۱ پدیده‌ای است که کارایی بازار را تهدید می‌کند، به تصمیم‌های مبتنی بر عملکرد کوتاه‌مدت بازار منجر می‌شود و با متوسط پایین رشد درآمد و سوددهی همراه است. یافته‌های پژوهش چانگ، هیلاری، کانگ و ژانگ^۲ (۲۰۱۵) بیانگر آن است که گزارشگری مالی محافظه‌کارانه‌تر مدیریت به کاهش نوآوری، چرخه توسعه محصول طولانی‌تر و کاهش فعالیت‌های پژوهش و توسعه منجر می‌شود و تشدید کوته‌بینی مدیریت را موجب شده و منافع مالی و اقتصادی کمتری به همراه خواهد داشت. دقت پیش‌بینی مدیریت^۳ نیز منعکس‌کننده میزان نزدیکی سود پیش‌بینی شده توسط مدیریت با سود واقعی هر سهم است که باعث اتکای بیشتر بازار سرمایه به اطلاعات منتشر شده توسط شرکت‌ها می‌شود. به این منظور لی، ماتسونگا و پارک^۴ (۲۰۱۲) بیان می‌دارند، مدیران با دوره تصدی بلندمدت از توانایی و کارایی بالاتر، دقت پیش‌بینی مدیریت بیشتر و ثبات عملکرد بالاتری برخوردارند و در مقایسه با سایر مدیران بازدهی و سودآوری بالاتری به دست می‌آورند.

در این پژوهش منظور از ساختار مدیریت^۵؛ استقلال^۶، تنوع جنسیتی^۷ و ثبات و استحکام مدیریت^۸ است. آلوارادو و براوو^۹ (۲۰۱۷) با پژوهشی روی شرکت‌های بورس اوراق بهادار آمریکا طی دوره ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ نشان دادند که استقلال هیئت مدیره بر عملکرد شرکت اثر مثبت دارد و دو عامل ثبات مدیریتی و حضور مدیر عامل خارج از هیئت مدیره بر این رابطه تأثیرگذار است. لیو، میلنکوف، وی و یانگ^{۱۰} (۲۰۱۵) با مطالعه رابطه بین استقلال هیئت مدیره و عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار چین به این نتیجه رسیدند که مدیران مستقل بر عملکرد عملیاتی تأثیر مثبتی دارند و بهبود کارایی سرمایه‌گذاری بازار سرمایه را سبب می‌شوند که این رابطه در سازمان‌های دولتی و شرکت‌های با هزینه‌های کسب اطلاعات پایین‌تر قوی‌تر است.

برنایل، باگوات و یانکر^{۱۱} (۲۰۱۸) نیز معتقدند، تنوع جنسیتی هیئت مدیره به بهبود عملکرد شرکت منجر شده و در نتیجه باعث افزایش سرمایه‌گذاری بیشتر در فعالیت‌های پژوهش و توسعه می‌شود. لیمبیچ، اشمید و شولز^{۱۲} (۲۰۱۷) نشان دادند، شرکت‌هایی که از ثبات مدیریتی بیشتری برخوردارند به‌طور متوسط تصمیم‌های کوتاه‌بینانه کمتری اتخاذ می‌کنند و سرمایه‌گذاری بیش از حد کمتری انجام می‌دهند. وانگ، چپو و تین^{۱۳} (۲۰۱۸) با انجام پژوهشی در رابطه با توانایی مدیریت، به این نتیجه رسیدند که بین توانایی مدیریت و فرصت سرمایه‌گذاری رابطه‌ای مثبت وجود دارد و این رابطه فقط در شرکت‌های رشدی و در شرکت‌های دارای موقعیت مالی قوی، معنادار است. بنابراین شرکت‌هایی که از مدیران

1. Managerial Myopia

3. Management Forecast Accuracy

5. Management Structure

7. Gender diverse boards

9. Alvarado & Bravo

11. Bernile, Bhagwat & Yonker

13. Wang, Chiu & Tien

2. Chang, Hilary, Kang & Zhang

4. Lee, Matsunaga & Park

6. Board Independence

8. Stability & Strength Management

10. Liu, Miletkov, Wei & Yang

12. Limbach, Schmid & Scholz

توانمندتری بهره‌مند هستند، می‌توانند از طریق بهره‌برداری درست و به موقع از فرصت سرمایه‌گذاری، سود بیشتری کسب کنند.

با توجه به اهمیت ویژگی‌های شخصی و کاری مدیران، به‌عنوان گردانندگان شرکت و سکان‌داران سرمایه سرمایه‌گذاران، در این پژوهش سعی بر آن است برای نخستین بار به بررسی تأثیر بازار سرمایه بر ویژگی‌های مدیریت (کوته‌بینی مدیران، خوش‌بینی مدیریت، میزان اعمال محافظه‌کاری، دقت پیش‌بینی‌های مدیران، ساختار مدیریت و توانایی مدیریت) با تأکید بر نقش بازدهی سهام (بازده غیرعادی سهام^۱ و بازده خاص سهام^۲) پرداخته شود.

پیشینه نظری پژوهش

کوته‌بینی مدیریت

مدیران با به‌کارگیری فعالیت‌های کوتاه‌بینانه همچون کاهش هزینه‌های اختیاری پژوهش و توسعه، بازاریابی و مدیریت سود، سعی می‌کنند تا حدودی بازارهای مالی فریب دهند. در این بین، ممکن است سرمایه‌گذاران تحت تأثیر سودهای موقتی این شرکت‌ها قرار گرفته و به سرمایه‌گذاری در سهام آنها اقدام کنند. اما اگر بازارها کارا باشند، مدیران از رفتار کوتاه‌بینانه منصرف می‌شوند، زیرا سرمایه‌گذاران درک می‌کنند که رفتار کوتاه‌بینانه توانایی شرکت‌ها را در ایجاد سود بلندمدت کاهش می‌دهد (بانسل و گارل، ۲۰۱۷). یافته‌های پژوهش رونان و یائوسان^۳ (۲۰۱۲) روی شرکت‌های استرالیایی طی سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۶ حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری‌های خلاق و نوآور همچون فعالیت‌های پژوهش و توسعه و فناوریانه به ایجاد بازده غیرعادی بالا منجر می‌شود. آزمون‌های ارزیابی بلندمدت نیز بیان می‌دارند که ارزش نهایی یک دلار اضافی صرف‌شده برای پژوهش و توسعه به‌طور شایان توجهی ارزش نهایی مخارج سرمایه‌ای را افزایش می‌دهد. در داخل کشور نیز دلشاد و صادقی شریف (۱۳۹۷) نشان دادند که وجود یا نبود سهام‌داران نهادی میان سهام‌داران، بر رابطه بین بازده غیرعادی و کوته‌بینی مدیران تأثیر معناداری ندارد و بر واکنش بازار سرمایه به کوته‌بینی مدیران نیز تأثیر معناداری نمی‌گذارد. همچنین بازار سرمایه به کوته‌بینی مدیران واکنش معناداری نشان نداده و کوته‌بینی غیرعادی، بر بازده تأییری معنادار و منفی ندارد.

خوش‌بینی و محافظه‌کاری مدیریت

در ویژگی خوش‌بینی مدیریت، مدیران توانایی‌های خود را بیشتر، ریسک‌ها را کمتر از حد و بازده و جریان‌های نقدی آتی را بیشتر از حد معمول تخمین می‌زنند. از طرفی، هدف در محافظه‌کاری مدیریت آن است که درآمدها و دارایی‌ها بیشتر از واقع و بدهی‌ها و هزینه‌ها کمتر از واقع شناخته نشود (کمیته تدوین استانداردهای حسابرسی، ۱۳۸۸). به همین منظور، تیان و یان^۴ (۲۰۱۷) درباره رابطه بین خوش‌بینی مدیران ارشد، محافظه‌کاری مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار چین طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۴، مطالعه کردند و نشان دادند که بین خوش‌بینی

1. Abnormal stock return
3. Ronan & Yawson

2. Specific stock returns
4. Tian & Yan

مدیران ارشد، بیش سرمایه‌گذاری و ناکارایی سرمایه‌گذاری، هم‌بستگی مثبت و معناداری وجود دارد و با توجه به سرمایه‌گذاری کمتر، این هم‌بستگی ناچیز و بی‌معنا خواهد بود. علاوه بر این، می‌توان محافظه‌کاری مدیریت را برقرارکننده تعادل و مکمل خوش‌بینی مدیریت دانست که تأثیرهای منفی سرمایه‌گذاری‌های ناکارآمد و بیش سرمایه‌گذاری را که در اثر اطمینان بیش از حد مدیران ارشد به وجود آمده است، کاهش خواهد داد و با کارایی سرمایه‌گذاری و عملکرد مثبت مالی همراه خواهد بود. یافته‌های پژوهش شیما و ناکامورا^۱ (۲۰۱۸) نیز حاکی از آن است که خوش‌بینی و محافظه‌کاری مدیریت به ترتیب افزایش و کاهش حساسیت سرمایه‌گذاری جریان نقدی^۲ را در پی خواهند داشت و سرمایه‌گذاری‌های شرکت با رشد فروش، ارتباط مثبت و با نوسانات فروش، ارتباط منفی دارند.

دقت پیش‌بینی مدیریت

پیش‌بینی سود در تصمیم‌گیری‌های مالی و اقتصادی، ارزیابی عملکرد، تقسیم سود و ارزشیابی سهام از اهمیت بالایی برخوردار است. این پیش‌بینی توسط مدیریت سازمان صورت می‌گیرد که هر چقدر پیش‌بینی‌های مدیریت از دقت و صحت بیشتری برخوردار باشد بر انتقال عادلانه منابع بین افراد مختلف فعال در بازار سرمایه تأثیرگذار خواهد بود و به عنوان مقیاسی برای ارزیابی توانایی و مهارت مدیریت در محیط رقابتی محسوب می‌شود. کورونوپولس و سایوگل^۳ (۲۰۱۷) رابطه بین توانایی مدیریتی و دقت پیش‌بینی مدیریت را بررسی کردند. داده‌های جمع‌آوری شده با استفاده از شاخص S&P ۵۰۰ طی دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۲ حاکی از آن بود که دقت پیش‌بینی مدیریت به‌طور مثبت با توانایی مدیران درباره پیش‌بینی‌های فروش و پیش‌بینی سود هر سهم مرتبط است. بنابراین هرچه دقت پیش‌بینی‌های مدیریت از اعتبار بالایی برخوردار باشد، می‌توان این گونه اظهار نظر کرد که این مدیر در مقایسه با سایر مدیران در پیش‌بینی‌های مالی و اقتصادی از مهارت و توانایی مدیریتی بالاتری برخوردار است. لی و شی^۴ (۲۰۱۷) نیز در پژوهشی ارتباط بین مسئولیت اجتماعی شرکت (CSR)^۵ و دقت پیش‌بینی مدیریت را طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۹ بررسی کردند. آنها نشان دادند که پس از تصویب قانون افشای اطلاعات در راستای کاهش رفتارهای فرصت طلبانه مدیران طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۹، بین مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها و دقت پیش‌بینی مدیریت ارتباط مثبتی برقرار بود. علاوه بر این، مسئولیت اجتماعی شرکت به بهبود کارایی سرمایه‌گذاری می‌انجامید.

ساختار مدیریت

از دیدگاه نظریه نمایندگی، حضور مدیران غیر موظف در هیئت مدیره شرکت‌ها و عملکرد نظارتی آنها به منزله افرادی مستقل، به کاهش تضاد منافع موجود مدیران و ذی‌نفعان کمک زیادی می‌کند. سارکار و سارکار^۶ (۲۰۱۸) تأثیر هیئت مدیره بانک‌های دولتی و خصوصی را طی دوره ده ساله ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۲ بر عملکرد مالی آتی، مطالعه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد بین استقلال هیئت مدیره با عملکرد بانک‌های خصوصی رابطه مثبتی وجود دارد. علاوه بر این بین استقلال

1. Shima & Nakamura

3. Chronopoulos & Siougle

5. Corporate social responsibility

2. Investment-Cash Flow Sensitivity

4. Li & Shi

6. Sarkar & Sarkar

هیئت مدیره و دوگانگی مدیر عامل با عملکرد بانک‌های دولتی، همبستگی منفی مشاهده شد. در صورتی که زنان بتوانند توانایی‌های خود را بپذیرند، می‌توانند به نیروهای ماهر و بانگیزه در سازمان‌ها تبدیل شوند و در افزایش تولید و اشتغال، افزایش کارایی، جلوگیری از هدررفت منابع و استفاده صحیح از منابع نقش مهمی ایفا کنند. آسنجا، الی و حسینی^۱ (۲۰۱۸) با بررسی تأثیر ساختار هیئت مدیره بر عملکرد مالی شرکت‌های بورسی کشور تانزانیا نشان می‌دهند که تنوع جنسیتی بر عملکرد مالی و اندازه هیئت مدیره تأثیر مثبتی دارد. یافته‌های پژوهش پیرس و پاتل^۲ (۲۰۱۸) بر شرکت‌های تجاری ایالات متحده آمریکا، حاکی از آن بود که ثبات هیئت مدیره باعث کنترل هزینه‌های نمایندگی و کاهش کم (بیش) سرمایه‌گذاری می‌شد که این خود از کاهش عملکرد جلوگیری کرده و باعث ارتقای کارایی سرمایه‌گذاری می‌شد. علاوه بر این سه متغیر استقلال هیئت مدیره، ثبات مدیریت و هیئت مدیره بزرگ‌تر به‌عنوان عوامل مؤثر در بهبود عملکرد شرکت‌های تجاری آمریکایی شناسایی شدند.

توانایی مدیریت

یکی از سرمایه‌های انسانی که نقش مهمی در تبدیل منابع شرکت به درآمد و خلق ثروت برای سهام‌داران دارد و می‌تواند حیات رو به رشد سازمان‌ها را تضمین کند، وجود نظام مدیریتی مقتدر و کارآمد است. مدیران کارا تر و دارای توانایی‌های بالاتر از منابع محدودی که در اختیار سازمان است، بیشترین نرخ بازده را ایجاد می‌کنند و به احتمال بیشتر در پروژه‌هایی سرمایه‌گذاری می‌کنند که ارزش فعلی خالص مثبت بالاتری دارند (طاهری عابد، علی نژاد سارو کلائی و فغانی ماکرانی، ۱۳۹۷). از این رو توانایی مدیریت را می‌توان کارایی مدیران در رابطه با رقبا در تبدیل منابع شرکت به درآمد تعریف کرد (دمیرجان، لیو و مک‌وی^۳، ۲۰۱۲) پارک و جونگ^۴ (۲۰۱۷) تأثیر توانایی مدیریت بر ریسک سقوط سهام ۳۰۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار کره را در بازه زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۴ مطالعه کردند. نتایج نشان دهنده آن است که بین توانایی مدیریت و ریسک سقوط سهام رابطه منفی و معناداری وجود دارد. علاوه بر این، مدیران با توانایی بالاتر برای افشای اطلاعات^۵، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و کاهش هزینه‌های نمایندگی از انگیزه بیشتری برخوردارند. همچنین شرکت‌های بزرگ و تجاری کره^۶ رابطه منفی بین توانایی‌های مدیریت و ریسک سقوط قیمت سهام را به‌طور شایان توجهی تضعیف می‌کردند. دمیرجان، وسترن و مک وی^۷ (۲۰۱۷) نیز در مطالعات خود، رابطه بین توانایی مدیریت و هموارسازی سود را بررسی کرده و دریافتند که مدیران با توانایی بالا به‌منظور افزایش حجم معاملات، افزایش بازده غیرعادی و بهبود عملکرد کوتاه‌مدت، به‌طور عمدی به هموارسازی سود اقدام می‌کنند.

پیشینه تجربی

ماتوز^۸ (۲۰۱۸) با استفاده از نمونه‌ای متشکل از ۱۴۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس هلند طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۲۰۱۶

1. Assenga, Aly & Hussainey
3. Demerjian, Lev & MacVay
5. Disclose information
7. Demerjian, Western & McVay

2. Pearce & Patel
4. Park & Jung
6. Chaebol
8. Matos

به مطالعه رابطه بین خوش‌بینی مدیریت و عملکرد شرکت پرداخته است. یافته‌ها بیانگر آن است که بین خوش‌بینی مدیریت و عملکرد شرکت رابطه منفی وجود دارد که این رابطه از نظر آماری معنادار نیست. همچنین نتایج، رابطه مثبت بین حضور زنان در سطوح مدیریت ارشد و عملکرد شرکت را نشان می‌داد، اما بین حضور زنان و مردان در سایر سطوح مدیریتی با خوش‌بینی و ریسک‌پذیری رابطه معناداری مشاهده نشد.

آداباه، داکو و اندوه^۱ (۲۰۱۸) تنوع جنسیتی هیئت مدیره و عوامل تعیین‌کننده بهره‌وری و کارایی بانک را طی دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۷ مطالعه کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد، زمانی که حداکثر دو مدیر زن در یک هیئت مدیره نه عضوی وجود داشته باشند، تنوع جنسیتی باعث افزایش بهره‌وری و کارایی بانک‌ها می‌شود. همچنین، اندازه هیئت مدیره باعث بهبود کارایی بانک می‌شود و استقلال هیئت مدیره با کارایی بانک رابطه منفی دارد. علاوه بر این وجود مدیران عاملی که از نظر سیاسی و اجتماعی قدرتمند هستند، برای بازدهی بانک‌ها زیان‌آور است.

مطالعات آفس و ساردوک^۲ (۲۰۱۶) روی ۶۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار فرانسه، بیانگر آن است که محافظه‌کاری مدیریت به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی منجر شده و با عملکرد مالی آتی ارتباط مثبت دارد. همچنین مالکیت متمرکز^۳ بر رابطه بین محافظه‌کاری مدیریت و عملکرد شرکت تأثیر مثبت و معنادار دارد و باعث ایجاد ارزش و بهبود عملکرد شرکت می‌شود و مالکیت نهادی^۴ بر این رابطه، تأثیر ضعیف منفی و معناداری می‌گذارد.

نگوین، رحمان، تانگ و ژائو^۵ (۲۰۱۶) در مقاله‌ای تأثیر مثبت و استحکام مدیریت بر رشد شرکت را مطالعه کردند. تجزیه و تحلیل تجربی آنها نشان می‌دهد که ثبات مدیریت در شرکت‌های با رشد بالا بر رشد تأثیر منفی داشته و در شرکت‌های با رشد کم، بر رشد تأثیر مثبت دارد. علاوه بر این، زمانی که محیط از ثبات بیشتری برخوردار است، مدیر عامل باثبات و با دوره تصدی بلندمدت مفید است، اما زمانی که شرایط بحرانی و بی‌ثبات می‌شود، می‌تواند زیان‌آور باشد و به کاهش عملکرد آتی شرکت منجر شود.

فدایی‌نژاد و دلشاد (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر کوتاه‌بینی مدیران بر بازده آتی سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. یافته‌های پژوهش آنها حاکی از آن است که در صورت وجود کوتاه‌بینی مدیران بازده سالانه آتی سهام در شرکت‌های با کوتاه‌بینی مدیران کاهش یافته است، هر چند این نتیجه از نظر آماری معنادار نبوده است. روحی ملکی و پاک مرام (۱۳۹۶) نشان دادند که محافظه‌کاری حسابداری با واکنش بازار و ارزش شرکت رابطه معناداری دارد و از بین متغیرهای کنترلی واردشده در مدل، نرخ بازده دارایی با واکنش بازار رابطه مثبت داشته و نرخ بازده دارایی و نسبت ارزش بازار به دفتری و نسبت نقدینگی با ارزش شرکت رابطه مثبت و معنادار دارد.

نتایج پژوهش سپاسی و عبدلی (۱۳۹۵) حاکی از به دست نیامدن شواهدی مستقیمی از وجود یک نماینده زن در هیئت مدیره است که به‌طور مستقیم بر ارزش شرکت اثر بگذارد. با این حال، اثرهای غیرمستقیم یافته شده است، بدین

1. Adeabah, Dako & Andoh
3. Ownership concentration
5. Nguyen, Rahman, Tong & Zhao

2. Affes & Sardouk
4. Institutional Ownership

ترتیب که زنان در هیئت مدیره به طور مثبت بر عملکرد مالی اثر می گذارند و از این طریق ارزش شرکت را نیز تحت تأثیر خود قرار می دهند.

رامشه و ملانظری (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی رابطه بین بیش اطمینانی مدیریت و محافظه کاری حسابداری پرداختند. نتایج نشان می دهد که بین محافظه کاری شرطی و غیرشرطی با بیش اطمینانی مدیریت رابطه ای منفی و معنادار وجود دارد. به علاوه، یافته ها نشان داد، نظارت خارجی اثر منفی بیش اطمینانی بر محافظه کاری شرطی را کاهش داده، اما در رابطه با محافظه کاری غیرشرطی، اثر مشابهی نخواهد داشت.

بر اساس مبانی نظری و پیشینه پژوهش های انجام شده، فرضیه های پژوهش به شرح زیر مطرح شده اند:

۱. فرضیه ۱. کوتاه بینی مدیران بر بازده غیرعادی سهام تأثیری منفی و معنادار دارد.
۲. فرضیه ۲. خوش بینی مدیریت بر بازده غیرعادی سهام تأثیری معنادار دارد.
۳. فرضیه ۳. محافظه کاری مدیریت بر بازده غیرعادی سهام تأثیری معنادار دارد.
۴. فرضیه ۴. دقت پیش بینی مدیریت بر بازده غیرعادی سهام تأثیری مثبت و معنادار دارد.
۵. فرضیه ۵. ساختار مدیریت بر بازده غیرعادی سهام تأثیر معنادار دارد.
- ۱-۵. میزان استقلال هیئت مدیره بر بازدهی غیرعادی سهام تأثیری معنادار دارد.
- ۲-۵. تنوع جنسیتی هیئت مدیره بر بازدهی غیرعادی سهام تأثیری معنادار دارد.
- ۳-۵. ثبات مدیریت بر بازدهی غیرعادی سهام تأثیری معنادار دارد.
۶. فرضیه ۶. توانایی مدیریت بر بازده غیرعادی سهام تأثیری مثبت و معنادار دارد.
۷. فرضیه ۷. کوتاه بینی مدیران بر بازده خاص سهام تأثیری منفی و معنادار دارد.
۸. فرضیه ۸. خوش بینی مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری معنادار دارد.
۹. فرضیه ۹. محافظه کاری مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری معنادار دارد.
۱۰. فرضیه ۱۰. دقت پیش بینی مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری مثبت و معنادار دارد.
۱۱. فرضیه ۱۱. ساختار مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری معنادار دارد.
- ۱-۱۱. میزان استقلال هیئت مدیره بر بازده خاص سهام تأثیری معنادار دارد.
- ۲-۱۱. تنوع جنسیتی هیئت مدیره بر بازده خاص سهام تأثیری معنادار دارد.
- ۳-۱۱. ثبات مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری معنادار دارد.
۱۲. فرضیه ۱۲. توانایی مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری مثبت و معنادار دارد.

روش شناسی پژوهش

در این پژوهش به منظور جمع آوری داده های مالی، از روش میدانی استفاده شده و از منابع مختلفی از جمله لوح های فشرده سازمان بورس اوراق بهادار تهران، نرم افزارهای تدبیرپرداز، ره آورد نوین، سایت اطلاع رسانی شرکت بورس و

سازمان بورس استفاده شده است. برای دسته‌بندی، تلخیص و ایجاد پایگاه داده‌ها از نرم‌افزار Excel و به‌منظور آزمون فرضیه از نرم‌افزار Eviews نسخه ۹ استفاده شده است.

جامعه آماری پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که اطلاعاتشان برای دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ بررسی شد. نمونه انتخابی این پژوهش شامل شرکت‌هایی می‌شود که دارای شرایط زیر باشند و در حقیقت شرکت‌های مورد بررسی در این پژوهش به روش حذف سیستماتیک انتخاب شده‌اند:

- نام شرکت از ابتدای سال ۱۳۸۶ تا پایان سال ۱۳۹۶ در فهرست بورس درج شده باشد.
- پایان سال مالی شرکت به پایان اسفندماه منتهی باشد و طی دوره مورد مطالعه تغییر سال مالی نداده باشد.
- شرکت از جمله شرکت‌های فعال در بخش واسطه‌گری مالی (از قبیل بانک‌ها و شرکت‌های بیمه) نباشد.
- در شرکت‌های مورد مطالعه وقفه معاملاتی بالاتر از ۶ ماه وجود نداشته باشد.

پس از اعمال محدودیت‌ها تعداد ۱۶۵ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ شرایط بیان شده را دارا بودند. با توجه به این امر نمونه‌گیری انجام نشده و تمامی شرکت‌ها برای بررسی انتخاب شده‌اند. گفتنی است با توجه به نحوه محاسبه برخی از متغیرهای پژوهش، از اطلاعات سال ۱۳۸۵ نیز استفاده شده است.

متغیرهای پژوهش

متغیرهای وابسته

بازده غیرعادی سهام: بازده غیرعادی اصلاح‌شده بر اساس کسر بازده تجمعی بازار از بازده سالانه سهام شرکت محاسبه می‌شود. منظور از بازده، مجموعه مزایایی است که طی دوره مد نظر (در این بخش بازده سالانه) به سهام تعلق می‌گیرد و در مقایسه با قیمت ابتدای دوره محاسبه می‌شود. بازده سرمایه‌گذاری سهام عادی در این پژوهش و در یک دوره معین با توجه به قیمت‌های اول و آخر دوره و منافع حاصل از مالکیت و افزایش سرمایه شرکت و با استفاده از رابطه ۱ محاسبه شده است (راعی، ۱۳۸۳).

$$R_{it} = \frac{(1 + \alpha_{it}) \times P_{it} - P_{i(t-1)} + D_{it} - M}{P_{i(t-1)}} \quad \text{رابطه ۱}$$

در این رابطه، R_{it} بازده سهام i در دوره t ؛ P_{it} قیمت سهام i در دوره t ؛ D_{it} سود تقسیمی سهام i در دوره t ؛ M آورده نقدی صاحبان سهام؛ α_{it} نسبت افزایش سرمایه شرکت i در دوره t است.

بازده خاص سهام شرکت: منظور از بازده خاص سهام شرکت مجموعه بازده شرکت است که تحت تأثیر بازده بازار و بازده صنعت قرار نداشته و تحت تأثیر اطلاعات خاص شرکت ایجاد شده است (کیم، لئو و شی، ۲۰۱۶). با استفاده از رابطه رگرسیونی ۲، بازده ماهانه خاص هر شرکت در هر سال تعیین می‌شود.

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 r_{m,t-2} + \beta_2 r_{m,t-1} + \beta_3 r_{m,t} + \beta_4 r_{m,t+1} + \beta_5 r_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{رابطه ۲})$$

$r_{i,t}$ بازده ماهانه سهام شرکت i در ماه مربوط به سال t ; $r_{m,t}$ بازده ماهانه بازار سرمایه در ماه مربوطه و $\varepsilon_{i,t}$ بازده خاص شرکت $W_{i,t}$ است.

متغیرهای مستقل

متغیرهای مستقل پژوهش عبارت‌اند از ویژگی‌های شخصیتی مدیریت که به شرح زیر تعریف و اندازه‌گیری می‌شوند.

کوته‌بینی مدیریت

در کوته‌بینی مدیریت شرکت‌هایی که به‌طور هم‌زمان بازدهی (سودآوری) بیش از حد معمول و هزینه‌های بازاریابی و پژوهش و توسعه‌ای کمتر از حد مورد انتظار را گزارش می‌کنند، به احتمال زیاد مشمول ویژگی مدیریت عامل کوته‌بینانه خواهند بود. برای شناسایی و تعیین شرکت‌های کوته‌بین، ابتدا لازم است سطح مورد انتظار بازده دارایی، هزینه بازاریابی و هزینه پژوهش و توسعه را برای هر شرکت در دوره زمانی پژوهش با استفاده از روابط ۳، ۴ و ۵ برآورد کنیم (آندرسون و هسیو^۱، ۱۹۸۲).

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{رابطه ۳})$$

$$Mktg_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Mktg_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{رابطه ۴})$$

$$R\&D_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R\&D_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{رابطه ۵})$$

$ROA_{i,t}$ نرخ بازده دارایی‌ها که بر اساس نسبت سود خالص به جمع دارایی‌ها سنجیده می‌شود؛ $Mktg_{i,t}$ نسبت هزینه‌های بازاریابی و فروش به جمع دارایی‌ها و $R\&D_{i,t}$ نسبت هزینه‌های پژوهش و توسعه به جمع دارایی‌ها است. پس از محاسبه مقادیر مورد انتظار بازده دارایی‌ها، هزینه بازاریابی و هزینه‌های پژوهش و توسعه، مقادیر واقعی با مقادیر پیش‌بینی شده توسط روابط ۳، ۴ و ۵ مقایسه شده و با توجه به میزان تفاوت موجود ($\varepsilon_{i,t}$)، شرکت‌ها در چهار گروه اصلی به شرح جدول ۱ دسته‌بندی می‌شوند.

جدول ۱. تفاوت موجود ($\varepsilon_{i,t}$) بین $ROA_{i,t}$ و $Mktg_{i,t}$ و $R\&D_{i,t}$

| گروه ۱ | گروه ۲ | گروه ۳ | گروه ۴ |
|--|--|--|---|
| اختلاف مثبت بین بازده دارایی پیش‌بینی شده و واقعی | اختلاف مثبت بین بازده دارایی پیش‌بینی شده و واقعی | اختلاف مثبت بین بازده دارایی پیش‌بینی شده و واقعی | اختلاف منفی بین بازده دارایی پیش‌بینی شده و واقعی |
| اختلاف منفی هزینه‌های بازاریابی و پژوهش و توسعه پیش‌بینی شده و واقعی | فقط اختلاف یکی از هزینه‌های بازاریابی و پژوهش و توسعه منفی | اختلاف مثبت هزینه‌های بازاریابی و پژوهش و توسعه پیش‌بینی شده و واقعی | |

در این گروه‌ها، شرکت‌های حاضر در گروه ۱ را به‌عنوان شرکت‌های دارای مدیران عامل کوتاه‌بین در نظر می‌گیریم، زیرا با داشتن عملکرد مثبت مالی و افزایش بازده دارایی‌ها، هزینه‌های بازاریابی و پژوهش و توسعه شرکت کاهش یافته است.

خوش‌بینی مدیریت

برای سنجش خوش‌بینی مدیریت از روش‌های مبنی بر میزان سرمایه‌گذاری انجام‌شده استفاده می‌شود. یکی از روش‌های رایج در این خصوص انجام سرمایه‌گذاری بیشتر از رشد فروش است. در این روش، برای شناسایی خوش‌بینی مدیر عامل از میزان سرمایه‌گذاری بیش از حد (سرمایه‌گذاری بیشتر از حد نرمال صنعت) استفاده خواهد شد. سرمایه‌گذاری بیشتر از حد به این صورت محاسبه شد که پس از مشخص شدن سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، میزان سرمایه‌گذاری صنعتی که آن شرکت فعالیت می‌کند نیز مشخص شده، سپس تفاوت میزان سرمایه‌گذاری شرکت از میانه صنعت به‌معنای سرمایه‌گذاری بیش از حد در نظر گرفته خواهد شد. در این روش، برای شناسایی خوش‌بینی مدیریت از میزان سرمایه‌گذاری بیش از حد انجام‌شده به شرح رابطه ۶ استفاده خواهد شد (شراند و زچمن، ۲۰۱۲).

$$Investment_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Sale_Growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه ۶}$$

$Investment_{i,t}$ مخارج سرمایه‌ای (وجوه نقد پرداختی) برای تحصیل یا ساخت دارایی‌های ثابت، نامشهود و سایر دارایی‌ها و $Sale_Growth_{i,t-1}$ رشد فروش دوره گذشته شرکت در مقایسه با سال قبل از آن است. چنانچه سرمایه‌گذاری آتی بیشتر از رشد فروش باشد (مقدار باقی‌مانده‌های $\varepsilon_{i,t}$ رابطه ۶ مثبت باشد)، بدان معناست که سرمایه‌گذاری بیش از حد (بیشتر از حد نرمال صنعت) انجام شده و اگر منفی باشد بیانگر سرمایه‌گذاری کمتر از حد (کمتر از حد نرمال صنعت) است. بنابراین اگر سرمایه‌گذاری بیش از حد رخ داده باشد، نشان‌دهنده وجود خوش‌بینی مدیریت است و به این متغیر مقدار ۱ اختصاص داده خواهد شد و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد.

محافظه‌کاری مدیریت

برای سنجش محافظه‌کاری اعمال‌شده توسط مدیر عامل از روش باسو^۲ (۱۹۹۷) به شرح رابطه ۷ استفاده خواهد شد.

$$NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \beta_2 DR_{it} + \beta_3 DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه ۷}$$

$NI_{i,t}$ نسبت سود هر سهم به قیمت سهام در ابتدای دوره و R_{it} منظور از بازده، مجموعه مزایایی است که طی دوره مد نظر (معمولاً یک سال) به سهم تعلق می‌گیرد و در مقایسه با قیمت ابتدای دوره محاسبه می‌شود. بازده سرمایه‌گذاری در سهام عادی در این پژوهش و در یک دوره معین با توجه به قیمت‌های اول و آخر دوره و منافع حاصل از مالکیت و افزایش سرمایه شرکت و از رابطه ۸ محاسبه شده است (راعی، ۱۳۸۳).

$$R_{it} = \frac{(1 + \alpha_{it}) \times P_{it} - P_{i(t-1)} + D_{it} - M}{P_{i(t-1)}} \quad \text{رابطه ۸}$$

R_{it} بازده سهام i در دوره t ؛ P_{it} قیمت سهام i در دوره t ؛ D_{it} سود تقسیمی سهام i در دوره t ؛ M آورده نقدی صاحبان سهام؛ α_{it} نسبت افزایش سرمایه شرکت i در دوره t است. DR_{it} متغیر مجازی است و در صورتی که بازده سهام شرکت منفی باشد، مقدار ۱ و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد.

β_1 در رابطه ۷ نشان‌دهنده سرعت تأثیرگذاری اخبار بد بر بازده سهام است و β_3 بیانگر سرعت نهایی فزاینده شناسایی و تأثیرگذاری اخبار بد بر بازده سهام در مقایسه با اخبار خوب است. اگر مقدار این ضریب به شکل مثبت و معنادار مشاهده شود، نشان می‌دهد سرعت تأثیرگذاری اخبار بد بر قیمت سهام بیشتر از اخبار خوب است و به عبارتی وجود محافظه‌کاری در اطلاعات مالی را نشان می‌دهد. در نهایت شاخص محافظه‌کاری به شرح رابطه ۹ اندازه‌گیری می‌شود:

$$CONSER_{i,t} = \frac{-(\beta_1 + \beta_3)}{\beta_1} \quad \text{رابطه ۹}$$

دقت پیش‌بینی مدیریت: برای اندازه‌گیری این متغیر ابتدا خطای پیش‌بینی سود به پیروی از چن، کروسلند و لیو^۱ (۲۰۱۵) و فنگ، لی و مک‌وی^۲ (۲۰۰۹) به شرح رابطه ۱۰ به دست می‌آید:

$$MFE_{it} = \frac{|AE_{it} - FE_{it}|}{SP_{it-1}} \quad \text{رابطه ۱۰}$$

MFE_{it} خطای پیش‌بینی سود شرکت i در سال t ؛ AE_{it} سود واقعی شرکت i در سال t ؛ FE_{it} سود پیش‌بینی شده شرکت i در سال t ؛ SP_{it} ارزش بازار سهام شرکت i در پایان سال $t-1$.

سود پیش‌بینی شده شرکت در رابطه بالا، نخستین سود پیش‌بینی شده حسابرسی شده شرکت است.

پس از محاسبه خطای پیش‌بینی سود با استفاده از رابطه ۱۰، دقت سود پیش‌بینی شده توسط مدیر عامل به شرح رابطه ۱۱ به پیروی از چن و همکاران (۲۰۱۵) به دست می‌آید که در این رابطه MFE_{it} دقت پیش‌بینی سود شرکت i در سال t است.

$$IMFA_{it} = (MFE_{it} - MFE_{it-1}) \times -1 \quad \text{رابطه ۱۱}$$

ساختار مدیریت

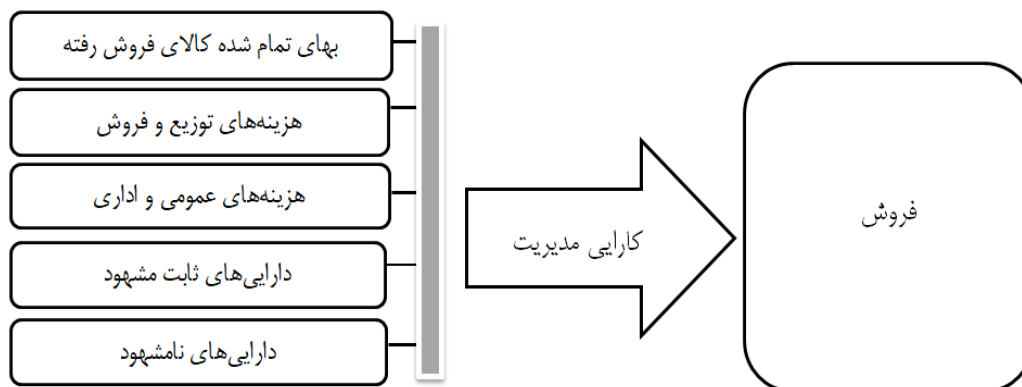
استقلال هیئت مدیره: میزان استقلال هیئت مدیره از طریق نسبت تعداد اعضای غیرموظف هیئت مدیره به جمع تعداد اعضای هیئت مدیره، تعریف عملیاتی می‌شود.

تنوع جنسیتی هیئت مدیره: نظریه‌های مربوط به مسائل نمایندگی عنوان می‌کنند که تنوع جنسیتی در هیئت مدیره، به‌واسطه ایجاد دیدگاه‌های مختلف، کنترل بهتر مدیریت و تصمیم‌سازی‌هایی که منافع سهام‌داران را تأمین می‌کند، در پی دارد (آدامز، گری و نولند^۱، ۲۰۱۰). چنانچه در سال مورد رسیدگی در هیئت مدیره شرکت هم زنان و هم مردان حضور داشته باشند، هیئت مدیره دارای تنوع جنسیت تشخیص داده می‌شود (سعید و سامر^۲، ۲۰۱۷).

ثبات و استحکام مدیریت: در ابتدای دوره تصدی مدیریت، کسب تجارب و مهارت‌های لازم برای پست جدید احساس شده و ثبات و استحکام مدیریت با گذشت زمان ایجاد می‌شود. بنابراین با توجه به مطالعات پیرس و پاتل (۲۰۱۸)، پس از طی دوره گذار که مطابق پژوهش‌های گذشته حداقل سه سال است، مدیریت به اقتدار و ثبات می‌رسد. در پژوهش حاضر چنانچه دوره تصدی مدیر عامل در سال مد نظر حداقل سه سال باشد، مدیریت باثبات تلقی می‌شود و بدان مقدار ۱ اختصاص داده می‌شود و در غیر این صورت مقدار ۰ اختصاص داده خواهد شد.

توانایی مدیریت

کارایی مدیران عامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)^۳ به شرح الگوی مفهومی و متغیرهای زیر سنجش می‌شود (هوانگ و سان^۴، ۲۰۱۷ و دمیرجان و همکاران، ۲۰۱۲).



شکل ۱. توانایی مدیریت با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها

کارایی مدیریت با استفاده از تابع تولید سنجیده می‌شود. این تابع نشان‌دهنده حداکثر مقدار خروجی‌هاست که با ترکیبی از مقادیر ورودی به دست می‌آید. الگوی تحلیل پوششی داده‌ها به تفکیک هر صنعت سال بررسی می‌شود. مقادیر به‌دست‌آمده از الگوی یادشده بین ۰ تا ۱ خواهد بود که عدد ۱ بیانگر بالاترین کارایی مدیریت است.

1. Adams, Gray & Nowland
3. Data Envelopment Analysis

2. Saeed & Sameer
4. Huang & Sun

مقادیر به دست آمده از تحلیل پوششی داده‌ها به عنوان متغیر وابسته در رابطه رگرسیونی ۱۲ وارد می‌شود که مقادیر باقی‌مانده ($\varepsilon_{i,t}$) به دست آمده از رابطه ۱۲ بیانگر توانایی مدیریت است.

$$\text{FrimEff} = \beta_0 + \beta_1 \text{Assets}_{i,t} + \beta_2 \text{MShare}_{i,t} + \beta_3 \text{PosFCF}_{i,t} + \beta_4 \text{Age}_{i,t} + \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{رابطه } 12)$$

$\text{Assets}_{i,t}$ لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های شرکت؛ $\text{Age}_{i,t}$ لگاریتم طبیعی سن شرکت از زمان تأسیس؛ $\text{MShare}_{i,t}$ میزان سهم بازار شرکت که با استفاده از نسبت فروش شرکت به فروش صنعت سنجیده می‌شود. $\text{PosFCF}_{i,t}$ اگر جریان‌های نقدی آزاد به صورت مثبت مشاهده شود مقدار ۱ و در غیر این صورت مقدار صفر اختصاص داده می‌شود.

متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترلی پژوهش عبارت‌اند از:

- تغییرات هزینه‌های توزیع و فروش (ΔMktg): از نسبت تغییرات در هزینه‌های توزیع و فروش در مقایسه با مقادیر سال گذشته آن سنجیده می‌شود.
- اندازه شرکت (Size): از طریق لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های شرکت محاسبه می‌شود.
- ارزش بازار به ارزش دفتری (MB): از طریق محاسبه نسبت ارزش بازار (ارزش بازار سهام به علاوه ارزش دفتری بدهی) به ارزش دفتری شرکت (جمع دارایی‌ها) به دست می‌آید.
- تکانه بازار (Moment): از طریق بازده اصلاح شده بر اساس بازده بازار در شش ماه گذشته محاسبه می‌شود.
- نرخ بازده دارایی‌ها (ROA): از طریق نسبت سود خالص به جمع دارایی‌ها سنجیده می‌شود.
- اهرم مالی (Lev): با استفاده از نسبت جمع بدهی به جمع دارایی‌ها سنجیده می‌شود.
- رقابت در بازار محصولات (HHI): میزان رقابت در بازار محصولات شرکت است که از طریق رابطه ۱۳ با استفاده از شاخص اصلاح شده HHI سنجیده می‌شود. در این رابطه، $\text{Sales}_{i,j}$ مقدار فروش شرکت i در صنعت j است.

$$\text{HHI} = - \sum_{i=1}^{N_i} \left(\text{Sales}_{i,j} / \sum_{i=1}^{N_j} \text{Sales}_{i,j} \right)^2 \quad (\text{رابطه } 13)$$

- ناهمگنی گردش سهام (DTURN): برای اندازه‌گیری این متغیر از تفاضل میانگین حجم معاملات ماهانه سهام در سال جاری و میانگین حجم معاملات ماهانه در سال قبل استفاده می‌شود. حجم معاملات ماهانه سهام از تقسیم سهام داد و ستد شده در هر ماه بر تعداد سهام در جریان شرکت در آن ماه به دست می‌آید.

مدل پژوهش

در این پژوهش ابتدا با استفاده از آمار توصیفی همچون میانگین، انحراف معیار و... به بررسی وضعیت کلی متغیرهای پژوهش پرداخته می‌شود و در ادامه با استفاده از مدل‌های رگرسیونی ۱ و ۲ به بررسی تأثیر متغیرهای مستقل بر بازده غیرعادی و بازده خاص سهام پرداخته خواهد شد.

$$RET_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_i \sum_{i=i}^8 MANCH_{it} + \alpha_9 \Delta Mktg_{it} + \alpha_{10} SIZE_{it} + \alpha_{11} MB_{it} + \alpha_{12} Moment_{it} + \sum Fixed\ Effects + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$W_{it} = \beta_0 + \beta_i \sum_{i=i}^8 MANCH_{it} + \beta_9 Dturn_{it} + \beta_{10} HHI_{it} + \beta_{11} ROA_{it} + \beta_{12} MB_{it} + \beta_{13} SIZE_{it} + \beta_{14} Lev_{it} + \sum Fixed\ Effects + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

در مدل‌های ۱ و ۲، ویژگی‌های مدیریت است که بر اساس هر یک از معیارهای گفته شده در قسمت متغیرهای مستقل، به ترتیب سنجش خواهند شد؛ $\Delta Mktg_{it}$ نسبت تغییرات در هزینه‌های توزیع و فروش در مقایسه با مقادیر سال گذشته آن؛ $SIZE_{it}$ لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های شرکت؛ MB_{it} نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری؛ $Moment_{it}$ بازده اصلاح‌شده بر اساس بازده بازار در شش ماه گذشته؛ ROA_{it} نسبت سود خالص به جمع دارایی‌ها؛ $Dturn_{it}$ ناهمگنی گردش سهام که از تفاضل میانگین حجم معاملات ماهانه سهام در سال جاری و میانگین حجم معاملات ماهانه در سال به دست می‌آید؛ HHI_{it} میزان رقابت در بازار محصولات شرکت و Lev_{it} اهرم مالی است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

در بخش آمار توصیفی، تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از شاخص‌های مرکزی همچون میانگین و میانه و شاخص‌های پراکندگی انحراف معیار^۱، چولگی^۲ و کشیدگی^۳ انجام پذیرفته است. در مرحله نخست در برخی از متغیرهای پژوهش داده‌های پرت وجود داشته که با استفاده از تکنیک پیراستن، به حذف داده‌های پرت اقدام شد. همچنین بررسی‌های به عمل آمده در خصوص نرمال بودن توزیع متغیر وابسته پژوهش نشان‌دهنده برخورداری متغیر بازده غیرعادی و بازده خاص از توزیعی نزدیک به نرمال است.

1. Standard Deviation
2. Skewness
3. Kurtosis

جدول ۲. فراوانی متغیرهای مجازی پژوهش

| درصد فراوانی | | فراوانی | | تعداد نمونه | نماد | متغیرهای پژوهش |
|--------------|-------|---------|------|-------------|----------|------------------------|
| ۱ | ۰ | ۱ | ۰ | | | |
| ۰/۲۹۵ | ۰/۷۰۵ | ۵۳۶ | ۱۲۷۹ | ۱۸۱۵ | Myopia | کوتاه بینی مدیریت |
| ۰/۳۲۱ | ۰/۶۷۹ | ۵۸۳ | ۱۲۳۲ | ۱۸۱۵ | Optimism | خوش بینی مدیریت |
| ۰/۰۵۹ | ۰/۹۴۱ | ۱۰۷ | ۱۷۰۸ | ۱۸۱۵ | Gender | تنوع جنسیتی هیئت مدیره |
| ۰/۵۰۱ | ۰/۴۹۹ | ۹۱۰ | ۹۰۵ | ۱۸۱۵ | Entrench | ثبات و استحکام مدیریت |

نتایج به دست آمده در خصوص جدول فراوانی متغیرهای مجازی پژوهش (متغیرهای دارای مقادیر ۰ و ۱) در جدول ۲ نشان می‌دهد که درصد فراوانی شرکت‌های دارای کوتاه بینی مدیریت و شرکت‌های دارای خوش بینی مدیریت به ترتیب برابر با ۰/۲۹۵ و ۰/۳۲۱ بوده است و این بدان معناست که ۳۰ درصد از شرکت‌های نمونه دارای مدیران کوتاه بین و نزدیک به ۳۲ درصد شرکت‌های نمونه دارای مدیران خوش بین بوده‌اند. سایر نتایج نشان می‌دهند که درصد فراوانی متغیر مجازی تنوع جنسیتی هیئت مدیره، در شرکت‌های نمونه برابر با ۰/۰۵۹ بوده و بیانگر آن است که در میان شرکت‌های بررسی شده، فقط در ۶ درصد آن‌ها، زنان در هیئت مدیره شرکت حضور داشته‌اند. سایر نتایج نشان می‌دهند که درصد فراوانی متغیر ثبات مدیریت در شرکت‌های نمونه برابر با ۰/۵۰۱ است و این نتیجه حاکی از آن است که در نیمی از شرکت‌های بررسی شده، مدیر عامل شرکت طی حداقل سه سال دوره تصدی مدیریت شرکت را بر عهده داشته است.

همان‌طور که می‌توان در جدول ۳ مربوط به آمار توصیفی متغیرهای کمی مشاهده کرد، میانگین بازده غیرعادی سهام که بر اساس تفاوت بازده سهام و بازده تجمعی بازار سنجش شده، در شرکت‌های نمونه برابر با ۰/۰۸۵ است که این نتیجه نشان می‌دهد شرکت‌های نمونه طی دوره پژوهش به طور متوسط بازدهی نزدیک به ۹ درصد بیشتر از بازدهی بازار کسب کرده‌اند. مقادیر ضریب چولگی (۱/۵۱۱) و ضریب کشیدگی (۳/۰۰۸) این متغیر بیانگر نرمال نبودن احتمالی توزیع این متغیر است. میانگین بازده خاص سهام شرکت که بیانگر بخشی از بازده سهام است که تحت تأثیر بازده بازار و صنعت قرار نگرفته و خاص شرکت است، برابر با ۰/۱۲۴- است. هر چه این مقدار بیشتر باشد نشان می‌دهد که بخش بیشتری از بازده مربوط به ویژگی‌های خاص شرکت بوده است و تحت تأثیر بازار قرار نگرفته است.

میانگین متغیر محافظه کاری در شرکت‌های نمونه برابر با ۰/۴۵۶ است. هر چه این مقدار بزرگ‌تر باشد، نشان‌دهنده محافظه کاری اعمال شده بالاتر مدیریت است. میانگین متغیر دقت پیش بینی مدیریت که با استفاده از تفاوت دقت پیش بینی سود طی سال جاری و سال گذشته حاصل می‌شود، برابر با ۰/۰۰۱ است که بیانگر بهبود اندک در دقت مدیریت در پیش بینی سود است. سایر یافته‌ها حاکی از آن است که میانگین میزان استقلال اعضای هیئت مدیره در شرکت‌های بررسی شده برابر با ۰/۶۷۳ است و بدان معناست که حدود ۶۷ درصد اعضای هیئت مدیره شرکت‌ها از اعضای غیرموظف تشکیل شده است. میانگین تغییرات در هزینه‌های توزیع و فروش در شرکت‌های نمونه برابر با ۰/۰۰۶ است و این نشان می‌دهد که هزینه‌های توزیع و فروش در شرکت‌های نمونه روند افزایشی اندکی داشته است. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده، میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری در میان شرکت‌های بررسی شده برابر با ۱/۵۰۹

است. این نتیجه بیان می‌دارد که در شرکت‌های نمونه ارزش بازار نزدیک به ۵۰ درصد بیشتر از ارزش دفتری بوده است. میانگین تکانه بازده سهام که بیانگر بازدهی مازاد بر بازده بازده در شش ماه گذشته است، برابر با ۰/۱۰۴ بوده است. سایر یافته‌ها نشان می‌دهند که نرخ بازده دارایی‌ها در شرکت‌های نمونه برابر با ۰/۱۱۲ بوده است و بیانگر آن است که بازدهی کسب‌شده در شرکت‌های بررسی شده نزدیک به ۱۱ درصد جمع دارایی این شرکت‌ها بوده است. از سایر نتایج می‌توان به میانگین میزان رقابت در بازار محصولات اشاره کرد که برابر با ۰/۱۹۳- بوده و رقابتی شایان توجه در صنایعی که شرکت‌های مورد بررسی از میان آن‌ها انتخاب شده است، را نشان می‌دهد. سایر یافته‌ها حاکی از آن است که میانگین اهرم مالی شرکت برابر با ۰/۵۸۱ است و حدود ۵۸ درصد منابع مالی شرکت‌ها از محل بدهی و استقراض تأمین شده است. همچنین میانگین ناهمگنی گردش سهام شرکت که بیانگر تفاوت میانگین گردش سهام ماهانه در مقایسه با سال گذشته است، برابر با ۰/۰۰۲ است که عدم تغییرات گسترده در میزان معاملات ماهانه سهام را نشان می‌دهد.

جدول ۳. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

| بیشینه | کمینه | ضریب کشیدگی | ضریب چولگی | انحراف معیار | میانگین | تعداد نمونه | متغیرهای پژوهش | | |
|--------|---------|-------------|------------|--------------|---------|-------------|----------------|---------|----------------------------|
| | | | | | | | نماد | عنوان | |
| ۲/۴۸۴ | -۰/۹۱۱ | ۳/۰۰۸ | ۱/۵۱۱ | ۰/۶۶۰ | -۰/۰۳۰ | ۰/۰۸۵ | ۱۸۱۵ | RET | بازده غیرعادی سهام |
| -۰/۰۰۱ | -۰/۹۷۹ | ۷/۶۳۳ | -۲/۸۷۵ | ۰/۲۲۰ | -۰/۰۴۴ | -۰/۱۲۴ | ۱۸۱۵ | W | بازده خاص سهام |
| ۲۰/۳۹۸ | -۲۰/۶۰۷ | ۲/۱۹۷ | -۰/۰۵۹ | ۷/۹۹۴ | ۰/۰۷۴ | ۰/۴۵۶ | ۱۸۱۵ | Conser | محافظه‌کاری |
| -۰/۴۹۱ | -۰/۴۳۹ | ۲/۷۰۵ | ۰/۲۶۱ | ۰/۱۵۳ | -۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۱ | ۱۸۱۵ | Correct | دقت پیش‌بینی مدیریت |
| ۱/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۲۲ | -۰/۴۴۱ | ۰/۱۸۸ | ۰/۶۰۰ | ۰/۶۷۳ | ۱۸۱۵ | Indep | استقلال هیئت مدیره |
| -۰/۳۷۷ | -۰/۳۷۱ | -۰/۴۰۴ | ۰/۴۴۳ | ۰/۱۴۹ | -۰/۰۲۱ | ۰/۰۰۱ | ۱۸۱۵ | Ability | توانایی مدیریت |
| -۰/۰۴۹ | -۰/۰۳۹ | ۱/۲۹۶ | -۰/۰۲۳ | ۰/۰۱۸ | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۰۶ | ۱۸۱۵ | ΔMktg | تغییرات هزینه توزیع و فروش |
| ۸/۴۰۴ | ۴/۲۹۱ | ۰/۹۲۵ | ۰/۶۹۹ | ۰/۶۶۲ | ۵/۹۶۳ | ۶/۰۲۸ | ۱۸۱۵ | Size | اندازه شرکت |
| ۳/۵۹۷ | ۰/۷۰۸ | ۲/۱۲۲ | ۱/۴۸۷ | ۰/۶۲۰ | ۱/۳۳۵ | ۱/۵۰۹ | ۱۸۱۵ | MB | ارزش بازار به ارزش دفتری |
| ۱/۷۳۵ | -۰/۶۱۹ | ۳/۱۵۲ | ۱/۵۲۱ | ۰/۴۵۳ | ۰/۰۲۱ | ۰/۱۰۴ | ۱۸۱۵ | Moment | تکانه بازده سهام |
| -۰/۴۴۰ | -۰/۱۶۸ | ۰/۵۱۳ | ۰/۴۹۴ | ۰/۱۲۲ | ۰/۰۹۵ | ۰/۱۱۲ | ۱۸۱۵ | ROA | نرخ بازده دارایی‌ها |
| -۰/۰۳۵ | -۰/۷۰۴ | ۲/۷۱۱ | -۱/۴۴۲ | ۰/۱۳۹ | -۰/۱۶۴ | -۰/۱۹۳ | ۱۸۱۵ | HHI | رقابت در بازار محصولات |
| ۱/۰۶۲ | ۰/۱۱۸ | -۰/۲۶۶ | -۰/۱۸۳ | ۰/۲۰۹ | ۰/۶۰۳ | ۰/۵۸۱ | ۱۸۱۵ | lev | اهرم مالی |
| -۰/۰۹۱ | -۰/۰۷۵ | ۴/۲۳۰ | ۰/۶۵۶ | ۰/۰۲۵ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۲ | ۱۸۱۵ | DTURN | ناهمگنی گردش سهام |

نتایج مدل نخست پژوهش

برای آزمون تأثیر متغیرهای مستقل بر بازده غیرعادی سهام شرکت‌ها با استفاده از مدل رگرسیون مبتنی بر داده‌های ترکیبی، قبل از هر چیز ابتدا آزمون F لیمر و سپس آزمون هاسمن برای تعیین الگوی مناسب برای برآزش مدل انجام شد که نتایج این آزمون‌ها به شرح بخش پایانی جدول ۴ است.

نتایج آزمون F لیمر در بخش انتهایی جدول ۴ نشان می‌دهد که مقدار آماره این آزمون برابر با ۲/۰۰۹ و سطح معناداری آن ۰/۰۰۰ است و بیانگر آن است که اثرهای ثابت در مدل پژوهش در سطح معناداری وجود داشته و تأثیر نوع فعالیت شرکت (به‌عنوان یک مقطع) بر بازده غیرعادی سهام معنادار بوده است. همچنین برای بررسی تصادفی بودن اثرهای ثابت از آزمون هاسمن استفاده شده که اثرهای ثابت مدل از نوع اثرهای غیرتصادفی بوده است (با توجه به آنکه سطح معناداری به‌دست‌آمده کوچک‌تر از ۰/۰۵ بوده است).

مقدار آماره F مدل در جدول ۴ نشان‌دهنده آن است که بین متغیرهای پژوهش رابطه معناداری وجود دارد و مدل نخست پژوهش معنادار است. مطابق نتایج به‌دست‌آمده، ضریب تعیین مدل نزدیک به ۳۳ درصد است که مقدار به‌نسبت مناسبی را نشان نمی‌دهد. همچنین نتایج به‌دست‌آمده در خصوص آماره دوربین واتسون بیانگر عدم خود هم‌بستگی باقی‌مانده‌ها و تأیید یکی دیگر از فروض رگرسیون است. آزمون تورم واریانس نیز که برای بررسی وجود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل انجام گرفته است، از وجود نداشتن هم خطی بین متغیرهای مستقل پژوهش حکایت دارد.

جدول ۴. نتایج تأثیر متغیرهای پژوهش بر بازده غیرعادی سهام (مدل نخست پژوهش)

| عامل تورم واریانس VIF | بازده غیرعادی سهام | | | نماد | متغیرهای پژوهش |
|-----------------------|--------------------|---------|--------|----------|------------------------------------|
| | سطح معناداری | آماره t | ضریب | | |
| - | ۰/۰۳۵ | -۲/۱۰۷ | -۰/۷۹۸ | C | عرض از مبدأ |
| ۱/۰۸۹ | ۰/۰۰۰ | -۷/۷۶۳ | -۰/۲۲۶ | Myopia | کوتاه‌بینی مدیریت |
| ۱/۰۳۴ | ۰/۱۹۴ | ۱/۲۹۸ | ۰/۰۳۷ | Optimism | خوش‌بینی مدیریت |
| ۱/۰۰۸ | ۰/۰۱۱ | ۲/۲۹۱ | ۰/۰۰۲ | Conser | محافظه‌کاری مدیریت |
| ۱/۰۹۸ | ۰/۰۰۰ | ۳/۹۳۱ | ۰/۳۶۲ | Correct | دقت پیش‌بینی مدیریت |
| ۱/۰۴۹ | ۰/۰۰۴ | ۲/۸۷۵ | ۰/۲۹۲ | Indep | استقلال هیئت مدیره |
| ۱/۰۱۵ | ۰/۸۴۶ | ۰/۱۹۵ | ۰/۰۱۲ | GenDiv | تنوع جنسیتی هیئت مدیره |
| ۱/۰۱۹ | ۰/۹۰۶ | -۰/۱۱۸ | -۰/۰۰۳ | Entrench | ثبات و استحکام مدیریت |
| ۱/۰۰۸ | ۰/۱۷۷ | ۱/۳۵۰ | ۱/۸۰۷ | Ability | توانایی مدیریت |
| ۱/۰۴۹ | ۰/۰۲۷ | ۲/۲۱۵ | ۱/۵۲۸ | ΔMktg | تغییرات هزینه‌های توزیع و فروش |
| ۱/۰۴۹ | ۰/۸۸۱ | ۰/۱۵۰ | ۰/۰۰۹ | Size | اندازه شرکت |
| ۱/۱۲۶ | ۰/۰۰۰ | ۲۲/۴۳۴ | ۰/۶۳۶ | MB | ارزش بازار به ارزش دفتری |
| ۱/۱۱۴ | ۰/۰۰۰ | -۷/۶۴۱ | -۰/۲۳۶ | Moment | تکانه بازده سهام |
| | ۰/۰۰۰ | ۴/۶۶۴ | | | آزمون F / سطح معناداری |
| | ۲/۰۹۲ | ۰/۳۳۴ | | | ضریب تعیین / آماره دوربین - واتسون |
| | ۰/۰۰۰ | ۲/۰۰۹ | | | آزمون F لیمر / سطح معناداری |
| | ۰/۰۰۰ | ۱۹۰/۳۴۲ | | | آزمون هاسمن / سطح معناداری |

نتایج فرضیه‌های مدل نخست پژوهش

متغیر کوتاه‌بینی مدیریت بر بازده غیرعادی سهام تأثیری منفی و معنادار داشته است (با توجه به اینکه مقدار آماره t و سطح معناداری به‌دست آمده به ترتیب برابر با $-۷/۷۶۳$ و $۰/۰۰۰$ بوده است). این نتیجه نشان می‌دهد با افزایش کوتاه‌بینی مدیریت از میزان بازده غیرعادی سهام شرکت‌های بررسی شده کاسته شده است و در شرکت‌های با مدیریت کوتاه‌بین شاهد کاهش معنادار بازده غیرعادی سهام هستیم. این نتیجه حاکی از آن است که فرضیه نخست پژوهش مبنی بر اینکه کوتاه‌بینی بر بازده غیرعادی سهام تأثیری منفی و معنادار داشته است، در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

برای خوش‌بینی مدیریت، آماره t مقدار $۱/۲۹۸$ و سطح معناداری $۰/۱۹۴$ به‌دست آمده که این متغیر بر بازده غیرعادی سهام تأثیر مثبت اما بی‌معنایی داشته است. علاوه بر این، با افزایش خوش‌بینی مدیریت بر میزان بازده غیرعادی سهام افزوده شده اما این افزایش از لحاظ آماری معنادار نبوده است. به بیان دیگر، بازده غیرعادی سهام با افزایش خوش‌بینی مدیریت افزایش یافته، هر چند این نتیجه از لحاظ آماری معنادار نیست. نتیجه به دست آمده بیانگر آن است که فرضیه دوم پژوهش مبنی بر اینکه با خوش‌بینی مدیریت بر بازده غیرعادی سهام تأثیری معنادار داشته است، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود.

متغیر محافظه‌کاری بر بازده غیرعادی سهام تأثیری مثبت و معنادار داشته است (با توجه به اینکه مقدار آماره t و سطح معناداری به دست آمده به ترتیب برابر با $۲/۲۹۱$ و $۰/۰۱۱$ بوده است). این نتیجه نشان می‌دهد که با افزایش اعمال محافظه‌کاری بر میزان بازده غیرعادی سهام شرکت‌های بررسی شده به شکل معناداری افزوده شده است. همچنین، در شرکت‌های با محافظه‌کاری بالاتر، بازده غیرعادی بیشتری کسب شده است. این نتیجه بیان می‌دارد که فرضیه سوم پژوهش مبنی بر اینکه محافظه‌کاری بر بازده غیرعادی سهام تأثیری معنادار داشته است، در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

مقدار آماره t $۳/۹۳۱$ و سطح معناداری $۰/۰۰۰$ دقت پیش‌بینی مدیریت نشان‌دهنده آن است که این متغیر بر بازده غیرعادی سهام تأثیر مثبت و معناداری داشته و با افزایش دقت پیش‌بینی مدیریت بر میزان بازده غیرعادی سهام افزوده شده است. به بیان دیگر، بازده غیرعادی سهام با افزایش دقت پیش‌بینی مدیریت افزایش یافته و شرکت‌های با دقت پیش‌بینی سود بالاتر، بازدهی بیشتری کسب کرده‌اند. نتیجه به‌دست‌آمده حکایت از آن دارد که فرضیه چهارم پژوهش مبنی بر اینکه دقت پیش‌بینی مدیریت بر بازده غیرعادی سهام تأثیری مثبت و معنادار داشته است، در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

نتایج به‌دست‌آمده در خصوص تأثیرگذاری مجموعه متغیرهای ساختار مدیریت شامل استقلال هیئت مدیره، تنوع جنسیتی هیئت مدیره و متغیر ثبات و استحکام مدیریت بر بازده غیرعادی سهام نشان می‌دهد که تأثیر این متغیرها به ترتیب به صورت مثبت، مثبت و منفی بوده، هر چند به جز استقلال هیئت مدیره، تأثیر دو متغیر دیگر بر بازده غیرعادی سهام معنادار نیست. یافته‌های به‌دست‌آمده بیانگر آن است که:

فرضیه فرعی ۱-۵ پژوهش مبنی بر اینکه میزان استقلال هیئت مدیره بر بازده غیرعادی سهام تأثیری معنادار دارد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

فرضیه فرعی ۲-۵ پژوهش مبنی بر اینکه تنوع جنسیتی هیئت مدیره بر بازده غیرعادی سهام تأثیری معنادار دارد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود.

فرضیه فرعی ۳-۵ پژوهش مبنی بر اینکه ثبات مدیریت بر بازده غیرعادی سهام تأثیری معنادار دارد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود.

مجموع نتایج به‌دست‌آمده از فرضیه‌های فرعی مربوط به فرضیه پنجم نشان می‌دهد که فرضیه یازدهم مبنی بر اینکه ساختار مدیریت بر بازده غیرعادی سهام تأثیری معنادار دارد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود.

متغیر توانایی مدیریت، بر بازده غیرعادی سهام تأثیری مثبت اما بی‌معنا داشته است (با توجه به اینکه مقدار آماره t و سطح معناداری به‌دست‌آمده به‌ترتیب برابر با $۱/۳۵۰$ و $۰/۱۷۷$ بوده است). با افزایش توانایی مدیریت بر میزان بازده غیرعادی سهام در شرکت‌های بررسی‌شده افزوده شده، هر چند این افزایش از لحاظ آماری معنادار نیست. این نتیجه حاکی از آن است که فرضیه ششم پژوهش مبنی بر اینکه توانایی مدیریت بر بازده غیرعادی سهام تأثیری مثبت و معنادار دارد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود.

نتایج مدل دوم پژوهش

برای آزمون تأثیر متغیرهای مستقل بر بازده خاص سهام شرکت‌ها با استفاده از مدل رگرسیون مبتنی بر داده‌های ترکیبی، قبل از هر چیز ابتدا آزمون‌های F (لیمر) و سپس آزمون هاسمن برای تعیین الگوی مناسب برای برآزش مدل انجام شده که نتایج این آزمون‌ها به شرح بخش پایانی جدول ۵ است.

نتایج آزمون F (آزمون لیمر) در بخش انتهایی جدول ۵ نشان می‌دهد که مقدار آماره این آزمون در بخش نخست برابر با $۲/۳۱۳$ و سطح معناداری آن $۰/۰۰۰$ است. این نتیجه بیانگر آن است که اثرهای ثابت در سطح معناداری وجود داشته و تأثیر نوع فعالیت شرکت (به‌عنوان یک مقطع) بر بازده خاص شرکت معنادار بوده است. همچنین نتایج آزمون هاسمن نشان می‌دهد اثرهای ثابت مدل از نوع اثرهای غیرتصادفی بوده است (با توجه به آنکه سطح معناداری به‌دست‌آمده کوچک‌تر از $۰/۰۵$ بوده است).

مقدار آماره F مدل در جدول ۵ نشان‌دهنده آن است که بین متغیرهای پژوهش رابطه معناداری وجود دارد و مدل معنادار است. یافته‌ها ضریب تعیین مدل نزدیک به ۴۰ درصد را نشان می‌دهد که مقدار به نسبت مناسبی است. نتایج آماره دوربین واتسون حاکی از عدم همبستگی باقی‌مانده‌هاست و یکی دیگر از فروض رگرسیون تأیید می‌شود. علاوه بر این، آزمون تورم واریانس نیز عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۵. نتایج تأثیر متغیرهای پژوهش بر بازده خاص سهام (مدل دوم پژوهش)

| عامل تورم واریانس VIF | بازده غیرعادی سهام | | | نماد | متغیرهای پژوهش |
|-----------------------|--------------------|---------|--------|----------|------------------------------------|
| | سطح معناداری | آماره t | ضریب | | |
| - | ۰/۰۵۲ | ۱/۹۴۲ | ۰/۲۰۴ | C | عرض از مبدأ |
| ۱/۲۶۹ | ۰/۰۰۴ | -۲/۹۲۷ | -۰/۰۲۱ | Myopia | کوته‌بینی مدیریت |
| ۱/۰۷۹ | ۰/۳۳۲ | ۰/۹۷۱ | ۰/۰۰۷ | Optimism | خوش‌بینی مدیریت |
| ۱/۰۰۸ | ۰/۰۰۰ | -۳/۶۰۹ | -۰/۰۰۱ | Conser | محافظه‌کاری مدیریت |
| ۱/۰۱۱ | ۰/۰۰۰ | ۸/۱۴۹ | ۰/۱۸۰ | Correct | دقت پیش‌بینی مدیریت |
| ۱/۰۶۵ | ۰/۰۲۵ | ۲/۲۴۳ | ۰/۰۵۰ | Indep | استقلال هیئت مدیره |
| ۱/۰۱۵ | ۰/۶۲۲ | -۰/۴۹۴ | -۰/۰۰۷ | GenDiv | تنوع جنسیتی هیئت مدیره |
| ۱/۰۳۱ | ۰/۱۲۲ | ۱/۵۴۸ | ۰/۰۰۹ | Entrench | ثبات و استحکام مدیریت |
| ۱/۰۴۷ | ۰/۰۹۵ | ۱/۶۶۸ | ۰/۶۱۴ | Ability | توانایی مدیریت |
| ۱/۰۲۲ | ۰/۰۰۰ | -۱۵/۲۷۹ | -۲/۲۰۳ | DTURN | ناهمگنی گردش سهام |
| ۱/۰۸۸ | ۰/۷۰۹ | -۰/۳۷۳ | -۰/۰۲۷ | HHI | رقابت در بازار محصولات |
| ۲/۳۰۳ | ۰/۰۰۰ | -۳/۸۰۰ | -۰/۱۸۴ | ROA | نرخ بازده دارایی‌ها |
| ۱/۳۴۱ | ۰/۰۰۰ | -۱۵/۲۴۵ | -۰/۱۱۳ | MB | ارزش بازار به ارزش دفتری |
| ۱/۰۶۹ | ۰/۱۷۰ | -۱/۳۷۳ | -۰/۰۲۲ | Size | اندازه شرکت |
| ۱/۷۴۹ | ۰/۰۳۰ | -۲/۱۷۸ | -۰/۰۶۴ | Lev | اهرم مالی |
| | ۰/۰۰۰ | ۶/۰۳۹ | | | آزمون F / سطح معناداری |
| | ۲/۱۸۰ | ۰/۳۹۷ | | | ضریب تعیین / آماره دوربین - واتسون |
| | ۰/۰۰۰ | ۲/۳۱۳ | | | آزمون F لیمر / سطح معناداری |
| | ۰/۰۰۰ | ۱۵۱/۸۳۴ | | | آزمون هاسمن / سطح معناداری |

نتایج فرضیه‌های مدل دوم پژوهش

متغیر کوته‌بینی مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری منفی و معنادار داشته و با افزایش کوته‌بینی مدیریت از میزان بازده خاص سهام شرکت‌های بررسی شده کاسته شده است (با توجه به اینکه مقدار آماره t برابر با ۲/۹۲۷- و سطح معناداری ۰/۰۰۴ به دست آمده است). به بیان دیگر بازار سرمایه از طریق بازده خاص شرکت واکنش معناداری نشان داده و در شرکت‌های با مدیران کوته‌بین، کاهش معنادار بازده خاص سهام دیده شده است. این نتیجه حاکی از آن است که فرضیه هفتم پژوهش مبنی بر اینکه کوته‌بینی مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری منفی و معنادار داشته است، در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

متغیر خوش‌بینی مدیریت با آماره t معادل ۰/۹۷۱ و سطح معناداری ۰/۳۳۲ نشان می‌دهد که این متغیر بر بازده خاص سهام تأثیر مثبت اما بی‌معنایی داشته است و با افزایش خوش‌بینی مدیریت بر میزان بازده خاص سهام افزوده شده که این افزایش از لحاظ آماری معنادار نیست. نتایج نشان می‌دهند، بازده خاص سهام در شرکت‌های دارای مدیریت

خوش بین افزایش یافته، هر چند این نتیجه از لحاظ آماری معنادار نیست. این نتیجه بیانگر آن است که فرضیه هشتم پژوهش مبنی بر اینکه خوش بینی مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری معنادار داشته است، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می شود.

متغیر محافظه کاری مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری منفی و معنادار داشته است (با توجه به اینکه مقدار آماره t و سطح معناداری به دست آمده به ترتیب برابر با $-۳/۶۰۹$ و $۰/۰۰۰$ بوده است) و با افزایش اعمال محافظه کاری از میزان بازده خاص سهام شرکت های بررسی شده به شکل معناداری کاسته شده است. علاوه بر این، بازار سرمایه از طریق بازده خاص سهام به میزان محافظه کاری مدیریت واکنشی معنادار داشته و در شرکت های با محافظه کاری بالاتر، بازده خاص کمتری کسب شده است. نتیجه به دست آمده بیان می دارد که فرضیه نهم پژوهش مبنی بر اینکه محافظه کاری بر بازده خاص سهام تأثیری معنادار داشته است، در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می شود.

متغیر دقت پیش بینی مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیر مثبت و معناداری داشته است (مقدار آماره t برابر با $۸/۱۴۹$ و سطح معناداری $۰/۰۰۰$ به دست آمده است) و با افزایش دقت پیش بینی مدیریت بر میزان بازده خاص سهام افزوده شده است. به بیان دیگر بازده خاص سهام با افزایش دقت پیش بینی مدیریت افزایش یافته و شرکت های با دقت پیش بینی سود بالاتر، بازدهی خاص بیشتری کسب کرده اند. از این رو در صورت افزایش دقت پیش بینی مدیریت، بازدهی شرکت به بازدهی بازار وابستگی کمتری داشته و توسط اطلاعات خاص شرکت تعیین می شود. این نتیجه حاکی از آن است که فرضیه دهم پژوهش مبنی بر اینکه دقت پیش بینی مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری مثبت و معنادار داشته است، در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می شود.

نتایج به دست آمده در خصوص تأثیر گذاری مجموعه متغیرهای ساختار مدیریت شامل استقلال هیئت مدیره، تنوع جنسیتی هیئت مدیره و متغیر ثبات و استحکام مدیریت بر بازده خاص سهام نشان می دهد که تأثیر این متغیرها به ترتیب به صورت مثبت، منفی و مثبت بوده، هر چند به جز استقلال هیئت مدیره، تأثیر دو متغیر دیگر بر بازده خاص سهام معنادار نیست. یافته های به دست آمده بیانگر آن است که:

فرضیه فرعی ۱-۱۱ پژوهش مبنی بر اینکه میزان استقلال هیئت مدیره بر بازده خاص سهام تأثیری معنادار دارد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد می شود.

فرضیه فرعی ۲-۱۱ پژوهش مبنی بر اینکه تنوع جنسیت هیئت مدیره بر بازده خاص سهام تأثیری معنادار دارد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می شود.

فرضیه فرعی ۳-۵ پژوهش مبنی بر اینکه ثبات مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری معنادار دارد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می شود.

مجموع نتایج به دست آمده از فرضیه های فرعی مربوط به فرضیه یازدهم نشان می دهد که فرضیه یازدهم مبنی بر اینکه ساختار مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری معنادار دارد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می شود.

متغیر توانایی مدیریت، بر بازده خاص سهام تأثیری مثبت و معنادار داشته است (با توجه به اینکه مقدار آماره t و

سطح معناداری به‌دست‌آمده به‌ترتیب برابر با ۱/۶۶۸ و ۰/۰۹۵ بوده است). به بیان دیگر، با افزایش توانایی مدیریت بر میزان بازده خاص سهام در شرکت‌های بررسی‌شده افزوده شده و بازار سرمایه از طریق بازده خاص سهام به توانایی مدیریت واکنشی به‌نسبت معنادار نشان داده است. این نتیجه حاکی از آن است که فرضیه دوازدهم پژوهش مبنی بر اینکه توانایی مدیریت بر بازده خاص سهام تأثیری مثبت و معنادار دارد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود.

نتایج متغیرهای کنترلی

نتایج به‌دست‌آمده از متغیرهای کنترلی، نشان‌دهنده آن است که تغییرات در هزینه‌های توزیع و فروش بر بازده غیرعادی سهام تأثیری مثبت و معنادار داشته و افزایش این هزینه‌ها، افزایش بازده غیرعادی سهام را در پی داشته است. نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری شرکت نیز بر بازده غیرعادی تأثیری مثبت داشته و بیانگر آن است که بازده غیرعادی سهام در شرکت‌های با نسبت ارزش بازار بالاتر، به‌شکل شایان توجهی بیشتر بوده است. همچنین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری بر بازده خاص تأثیری منفی داشته و بیان می‌دارد که بازده خاص سهام در شرکت‌های با نسبت ارزش بازار بالاتر، به‌شکل شایان توجهی کمتر بوده است. سایر یافته‌ها حاکی از آن است که تکانه بازده سهام شرکت بر بازده غیرعادی سهام تأثیری منفی و معنادار داشته و بازده سهام در دوره گذشته با بازده غیرعادی سهام در دوره جاری تأثیر و رابطه‌ای منفی داشته است. علاوه بر این، اندازه شرکت بر بازده غیرعادی سهام تأثیری مثبت اما بی‌معنا و بر بازده خاص سهام شرکت‌های بررسی‌شده تأثیر معنادار داشته است. نرخ بازده دارایی‌ها و اهرم مالی نیز بر بازده خاص سهام تأثیری منفی و معنادار داشته و این بدان معناست که بازده خاص شرکت با افزایش اهرم مالی و سودآوری شرکت کاهش معناداری داشته است. سایر نتایج حاکی از آن است که میزان رقابت در بازار محصولات بر بازده خاص سهام شرکت‌های بررسی‌شده تأثیری معنادار نداشته است. ناهمگنی گردش سهام نیز بر بازده خاص شرکت تأثیری منفی داشته و با افزایش ناهمگنی گردش سهام از میزان بازده خاص شرکت کاسته شده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج به‌دست‌آمده بیانگر آن است که ویژگی کوتاه‌بینی مدیریت بر بازده غیرعادی و بازده خاص سهام تأثیری منفی و معنادار داشته است. این نتیجه نشان می‌دهد که با افزایش کوتاه‌بینی مدیریت از میزان بازده غیرعادی و بازده خاص سهام شرکت‌های بررسی‌شده کاسته شده است و بازار سرمایه از طریق بازده غیرعادی و بازده خاص واکنشی معنادار داشته و در شرکت‌های با مدیریت کوتاه‌بین شاهد کاهش معنادار بازده غیرعادی و بازده خاص سهام هستیم. یافته‌ها با پژوهش چانگ و همکاران (۲۰۱۵)، رونان و یائوسان (۲۰۱۲) و فدایی‌نژاد و دلشاد (۱۳۹۷) مطابقت دارد و با پژوهش دلشاد و صادقی شریف (۱۳۹۷) در تضاد بوده است. یافته‌های به‌دست‌آمده از متغیر خوش‌بینی مدیریت، حاکی از آن است که این متغیر بر بازده غیرعادی و بازده خاص سهام تأثیر مثبت اما بی‌معنایی داشته است. علاوه بر این، با افزایش خوش‌بینی مدیریت بر میزان بازده غیرعادی و بازده خاص سهام افزوده شده اما این افزایش از لحاظ آماری معنادار نبوده است. به

بیان دیگر، بازده غیرعادی و بازده خاص سهام با افزایش خوش‌بینی مدیریت افزایش یافته، هر چند این نتیجه از لحاظ آماری معنادار نیست. نتایج به‌دست‌آمده با مطالعات شیما و ناکامورا (۲۰۱۸)، ماتوز (۲۰۱۸)، تیان و یان (۲۰۱۷) و رامشه و ملانظری (۱۳۹۳) ناسازگار است.

ویژگی محافظه‌کاری مدیریت، بر بازده غیرعادی سهام تأثیری مثبت و معنادار و بر بازده خاص سهام تأثیر منفی و معنادار داشته است. از این رو با افزایش اعمال محافظه‌کاری بر میزان بازده غیرعادی سهام شرکت‌های بررسی‌شده به‌شکل معناداری افزوده شده و از میزان بازده خاص سهام شرکت‌های بررسی‌شده به‌شکل معناداری کاسته شده است. همچنین بازار سرمایه از طریق بازده غیر عادی و بازده خاص سهام به محافظه‌کاری مدیریت واکنشی معنادار داشته و در شرکت‌های با محافظه‌کاری بالاتر، بازده غیرعادی بیشتری و بازده خاص کمتری کسب شده است. نتایج در تطابق با پژوهش‌های آفس و ساردوک (۲۰۱۶)، تیان و یان (۲۰۱۷)، چوآبی و چیخ (۲۰۱۷) و روحی ملکی و پاک مرام (۱۳۹۶) بوده است. متغیر دقت پیش‌بینی مدیریت نشان‌دهنده آن است که این متغیر بر بازده غیرعادی و بازده خاص سهام، تأثیر مثبت و معناداری داشته است. به بیان دیگر، با افزایش دقت پیش‌بینی مدیریت بر میزان بازده غیرعادی و خاص سهام افزوده شده است که با مطالعات کورونوپولس و سایوگل (۲۰۱۷)، لی (۲۰۱۷) و لی و همکاران (۲۰۱۲) مطابقت دارد. این نتیجه بیانگر آن است که بازده غیرعادی و بازده خاص سهام با افزایش دقت پیش‌بینی مدیریت افزایش یافته و شرکت‌های با دقت پیش‌بینی سود بالاتر، بازدهی بیشتری کسب کرده‌اند. همچنین در صورت افزایش دقت پیش‌بینی مدیریت، بازدهی شرکت وابستگی کمتری به بازدهی بازار داشته و توسط اطلاعات خاص شرکت تعیین می‌شود.

یافته‌های به دست آمده از ویژگی ساختار مدیریت نشان‌دهنده آن است که استقلال هیئت مدیره تأثیر مثبت و معناداری بر بازده غیرعادی و بر بازده خاص سهام داشته است و در تطابق با یافته‌های سارکار و سارکار (۲۰۱۸)، آلوارادو و براوو (۲۰۱۷) و لیو و همکاران (۲۰۱۵) است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که با افزایش استقلال هیئت مدیره بر میزان بازده غیرعادی و بازده خاص سهام افزوده شده و بازار سرمایه به این ویژگی ساختار مدیریت واکنش معنادار و مثبتی داشته است. متغیر تنوع جنسیتی هیئت مدیره نیز بر بازده تأثیری مثبت اما بی‌معنا غیرعادی و بر بازده خاص تأثیری منفی و بی‌معنا داشته است. با تنوع جنسیت در اعضای هیئت مدیره بر میزان بازده غیرعادی سهام در شرکت‌های بررسی شده افزوده شده که با نتایج آسنجا و همکاران (۲۰۱۸)، آداباه و همکاران (۲۰۱۸)، برنایل و همکاران (۲۰۱۸) و سپاسی و عبدلی (۱۳۹۵) مطابقت دارد. همچنین، با افزایش تنوع جنسیت، از میزان بازده خاص سهام در شرکت‌های بررسی‌شده کاسته شده و این افزایش از لحاظ آماری معنادار نبوده است. علاوه بر این، بازار سرمایه از طریق بازده غیرعادی و بازده خاص سهام به تنوع جنسیتی هیئت مدیره واکنشی معنادار نشان نداده و متغیر ثبات و استحکام مدیریت نیز بر بازده غیرعادی و بازده خاص تأثیر معناداری سهام نداشته است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، با افزایش ثبات مدیریت، از میزان بازده غیرعادی و بازده خاص سهام کاسته شده اما این کاهش از لحاظ آماری معنادار نبوده و این بدان معناست که بازار سرمایه به این ویژگی ساختار مدیریت واکنش معناداری نداشته است. این نتیجه نیز با مطالعات پیرس و پاتل (۲۰۱۸) و لیمبیچ و همکاران (۲۰۱۷) در تضاد است.

در نهایت یافته‌ها بیان می‌دارند که متغیر توانایی مدیریت بر بازده غیرعادی تأثیری مثبت اما بی‌معنا و بر بازده خاص سهام، تأثیری مثبت و معنادار داشته که با پژوهش‌های وانگ و همکاران (۲۰۱۸)، دمیرجان و همکاران (۲۰۱۷) و پارک و جونگ (۲۰۱۷) در تطابق بوده است. با افزایش توانایی مدیریت بر میزان بازده غیرعادی سهام در شرکت‌های بررسی شده افزوده شده است. علاوه بر این، بازار سرمایه از طریق بازده غیرعادی سهام به توانایی مدیریت واکنشی معنادار نشان نداده و بازده خاص سهام به توانایی مدیریت واکنشی معنادار نشان داده است.

منابع

- دلشاد، افسانه؛ صادقی شریف، سیدجلال (۱۳۹۷). بررسی واکنش بازار سرمایه به کوتاه‌بینی مدیران در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۲۰(۱)، ۹۱-۱۰۶.
- رامشه، منیژه؛ ملانظری، مهناز (۱۳۹۳). بیش‌اطمینانی مدیریت و محافظه‌کاری حسابداری. *دانش حسابداری*، ۵(۱۶)، ۵۵-۷۹.
- راعی، رضا؛ تلنگی، احمد (۱۳۸۳). *مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته*. انتشارات سمت.
- روحی ملکی، سحر؛ پاک مرام، عسگر (۱۳۹۶). رابطه محافظه‌کاری حسابداری با واکنش بازار و ارزش شرکت‌ها. *پژوهش حسابداری*، ۷(۴)، ۹۹-۱۲۶.
- سپاسی، سحر؛ عبدلی، لیلا (۱۳۹۵). تأثیرات حضور زنان در هیئت مدیره بر ارزش شرکت و عملکرد مالی. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۸(۲۹)، ۳۹-۵۸.
- سلمانپور ممقانی، لیدا؛ شهم، گلستا؛ درگاهی، حسین (۱۳۹۴). بررسی سازگاری ویژگی‌های شخصیتی مدیران ارشد با شغل مدیریت در دانشکده‌های دانشگاه علوم پزشکی تهران. *پیلورد سلامت*، ۹(۱)، ۸۱-۹۶.
- فدایی‌نژاد، محمداسماعیل؛ دلشاد، افسانه (۱۳۹۷). بررسی تأثیر کوتاه‌بینی مدیران بر بازده آتی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۸(۲۱)، ۵۱-۶۹.
- طاهری عابد، رضا؛ علی نژاد سارو کلائی، مهدی؛ فغانی ماکرانی، خسرو (۱۳۹۷). توانایی، دانش مالی مدیران عامل و شفافیت گزارشگری مالی. *دانش حسابداری مالی*، ۵(۲)، ۸۵-۱۱۰.
- کمیته تدوین استانداردهای حسابرسی (۱۳۸۸). *استانداردهای حسابرسی* (چاپ دهم). تهران: انتشارات سازمان حسابرس.

References

- Adams, R., Gray, S. & Nowland, J. (2010). Is there a business case for female directors? Evidence from the market reaction to all new director appointments. *working paper*, City University of Hong Kong.
- Adeabah, D., Dako, A.G. & Andoh, C.H. (2018). Board gender diversity, corporate governance and bank efficiency in Ghana: a two stage data envelope analysis (DEA) approach. *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*, 5(3), 1472-0701.

- Affes, H., & Sardouk, H. (2016). Accounting conservatism and corporate performance: The moderating effect of the board of directors. *Journal of Business and Financial Affairs*, 5(2), 1-8.
- Alvarado, N., & Bravo, F. (2017). The effect of independent directors' characteristics on firm performance: Tenure and multiple directorships. *Research in International Business and Finance*, 41, 590-599.
- Anderson, T.W. & Hsiao, C. (1982). Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. *Journal of Econometrics*, 18 (1), 47-82.
- Assenga, MP., Aly, D. & Hussainey, K.H. (2018). the impact of board characteristics on the financial performance of Tanzanian firms, *Journal of Business in Society*, 18(6),1089-1106.
- Basu, S. (1997). The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1), 3-37.
- Bernile, G., Bhagwat, V. & Yonker, Y. (2018). Board diversity, firm risk, and corporate policies. *Journal of Financial Economics*, 127(3), 588–612.
- Chang, X. S., Hilary, G., Kang, J. K., & Zhang, W. (2015). Innovation, managerial myopia, and financial reporting, *INSEAD Working Paper*, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2189938>.
- Chen, G., Crossland, C., & Luo, S. (2015). Making the same mistake all over again: CEO overconfidence and corporate resistance to corrective feedback, *Strategic Management Journal*, 36(10), 1513-1535.
- Chouaibi, J., & Chiekh, S. (2017). Effects of the specific characteristics of the CEO on accounting conservatism: a study in the US context, *International Journal of Auditing Technology*, 3(4), 297-317.
- Chronopoulos, P. I., & Siougle, G. (2017). Managerial Ability and Forecast Accuracy. *Journal of Modern Accounting and Auditing*, 13(12): 508-520.
- Committee for Auditing Standards. (2010). Audit Standards, *Publication of the Audit Organization*, Tenth edition, Tehran. (in Persian)
- Delshad, A. & Sadeqi Sharif, S.J. (2018). Investigating the Reaction of Capital Market on Managerial Myopia in Companies Listed on Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 20(2), 91-106. (in Persian)
- Demerjian, P., Lev, B., & MacVay, S. (2012). quantifying managerial ability: A new measure and validity test, *Management Science*, 58(7), 1229-1248.
- Demerjian, P., Western, M., & McVay, S. (2017). How does intentional earnings smoothing vary with managerial ability? *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Available at: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2426313>.
- Fadaei Nejad, M & Delshad, A. (2018). Investigate the effect of managerial myopia on future stock returns in companies listed on Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective*, 8(20):51-69. (in Persian)

- Feng, M., Li, C., & McVay, S. (2009). Internal control and management guidance. *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), 190-209.
- Huang, X., & Sun, L. (2017). Managerial ability and real earnings Management. *Advances in Accounting*, 39, 91-104.
- Kang, J., Kang, J. K., Kang, M., & Kim, J. (2018). *Investment and Firm Value under High Economic Uncertainty: The Beneficial Effect of Overconfident CEOs*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3140209>.
- Kim, J.B., Luo, L. & Xei, H. (2016). *Dividend Payments and Stock Price Crash Risk*. Available in: www.ssrn.com.
- Lee, S., Matsunaga, S. R., & Park, C. W. (2012). Management forecast accuracy and CEO turnover, *The Accounting Review*, 87(6), 2095-2122.
- Li, X., & Shi, W. (2017). Analyst Characteristics and Earnings Forecast Errors. *MSc in Finance Project-Simon Fraser University*. Available at: <http://summit.sfu.ca/item/17833>.
- Limbach, P., Schmid, M. & Scholz, M. (2017). CEO Firm Match Quality, Entrenchment, and the Relation between CEO Tenure and Firm Value. *Finance Meeting Eurofidai*. Available at: [SSRN:https://ssrn.com/abstract=2626340](https://ssrn.com/abstract=2626340).
- Liu, Y., Miletkov, M. K., Wei, Z., & Yang, T. (2015). Board independence and firm performance in China. *Journal of Corporate Finance*, 30, 223-244.
- Matos, A. (2018). *The role of CEO's overconfidence and gender diversity in top management teams in firm performance*. (Doctoral dissertation).
- Nguyen, P., Rahman, N., Tong, A & Zhao, R. (2016). Board size and firm value: evidence from Australia. *Journal of Management & Governance*, 20(4), 851-873.
- Park, S. Y., & Jung, H. (2017). The Effect of Managerial Ability on Future Stock Price Crash Risk: Evidence from Korea. *Sustainability*, 9(12), 1-17.
- Pearce, J.A & Patel, P.C. (2018). Board of director efficacy and firm performance. *Variability Long Range Planning*, 51(6), 911-926.
- Raei, R., & Talangi, A. (2008). Advanced investment management. *Samt public Tehran, Iran, (in Persian)*
- Ramsheh, M & mollanazari, M. (2014). Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism, *Accounting Knowledge*, 5(16), 55-79. (in Persian)
- Ronan, R., & Yawson, A. (2012). Internal restructuring and firm survival. *International Review of Finance*, 12(4), 435-467.
- Ruhmaleki, S. & Pakmaram, A. (2017). Pakmaram, the Relationship of Accounting Conservatism with Market Responses and Firms Value. *Accounting Research*, 7(4), 99-126. (in Persian)
- Saeed, A., & Sameer, M. (2017). Impact of board gender diversity on dividend payments: Evidence from some emerging economies. *International Business Review*, 26(6), 1100-1113.

- Salmanpour Mamaghani, L., Shaham, G., Dargahi, H. (2015). Job Personality Compatibility among Tehran University of Medical Sciences Schools' Directors. *Journal of Payavard salamat*, 9(1), 81-96. (in Persian)
- Sarkar, J., & Sarkar, S. (2018). Bank ownership, board characteristics and performance: Evidence from commercial banks in India. *International Journal of Financial Studies*, 6(1), 17-35.
- Scherand, C.M, & Zechman, S.L. (2012). Executive Overconfidence and the Slippery Slope to Financial Misreporting. *Journal of Accounting and Economics*, 53(1-2), 311-329.
- Sepasi, S., & Abdoli, L. (2016). The Effects of Women in Corporate Boards on Firm Value and Financial Performance. *Financial Accounting and Audit Research*, 8(29), 39-58. (in Persian)
- Shima, K., & Nakamura, J. I. (2018). *Managerial Overconfidence, Conservative Accounting and Corporate Investment*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3203187>.
- Taheri Abed, R., Alinezhad Sarokolaei, M., Faghani Makerani, K. (2018). Ability, CEOs's Financial Knowledge and Financial Reporting Transparency. *Journal of Financial Accounting Knowledge*, 5(2), 85-110. (in Persian)
- Tian, X. Y., & Yan, Y. F. (2017). Overconfidence of Senior Executives, Accounting Conservatism and Investment Efficiency-An Empirical Research Based on the A-listed Companies in China. *Journal of Yunnan University of Finance and Economics*, 14(1), 161- 179.
- Wang, C.W., Chiu, W.C. & Tien, T.SH. (2018). Managerial ability and corporate investment opportunity, *International Review of Financial Analysis*, 57(C), 65-7.