



Impact of Company and Market Information Uncertainty on Investors' Cognitive Dissonance Regarding Earning Announcement

Parisa Faghihzadeh 

Ph.D. Candidate, Department of Accounting, Faculty of Administrative and Economic, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: parisa.faghihzadeh@ase.ui.ac.ir

Darush Foroghi * 

*Corresponding Author, Prof., Department of Accounting, Faculty of Administrative and Economic, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: foroghi@ase.ui.ac.ir

Narges Hamidian 

Assistant Prof., Department of Accounting, Faculty of Administrative and Economic, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: n.hamidian@ase.ui.ac.ir

Abstract

Objective

Based on cognitive dissonance theory, investors tend to disregard earnings announcements that conflict with their emotional state. This bias causes investors to not react to good (bad) earnings news in pessimistic (optimistic) conditions. Both company information uncertainty and market uncertainty can influence investors' reactions to earnings announcements. Therefore, this research aims to investigate the effect of company information and market uncertainty on investors' cognitive dissonance, regarding earnings announcements.

Methods

This is an applied and descriptive-correlational study. Using the screening method, the statistical sample comprises 127 companies listed on the Tehran Stock Exchange, from 2011 to 2023. The dependent variable is the cumulative abnormal return for the five-day window $[-2, +2]$ centered on the quarterly earnings announcement date. The independent variables are good and bad news, while the moderating variables include investors' sentiments, information, and market uncertainty. To analyze data and test hypotheses, multivariate regression models, quarterly data, and panel data with fixed effects were employed. The Principal Component Analysis (PCA) was utilized to create a composite sentiment index.

Results

The results of the first hypothesis suggest that investors respond asymmetrically to good and bad news. According to the second and third hypotheses, under optimistic sentiment, investors show a strong positive reaction to good earnings news and a subdued reaction to bad news. Conversely, under pessimistic sentiment, investors react negatively to bad news

and exhibit a muted response to good news. These findings confirm the presence of cognitive dissonance in both optimistic and pessimistic market sentiments. The fourth and fifth hypotheses reveal that company information uncertainty does not significantly affect the attenuation of investors' cognitive dissonance towards earnings news. The sixth and seventh hypotheses demonstrate that reducing market uncertainty weakens investors' muted reaction to bad earnings news in optimistic conditions but does not weaken their muted reaction to good news in pessimistic conditions.

Conclusion

The cognitive dissonance in stock price reactions to earnings news is influenced by the prevailing optimistic or pessimistic sentiments in the stock market. Consequently, investors should consider market sentiments in their economic decisions. Market uncertainty has a greater impact on investors' reactions to earnings news than company information uncertainty. During periods of pessimism, investors tend to be more critical of available information, whereas, during optimism, they are more likely to accept information in real terms. This leads to higher psychological thresholds for 'good news in pessimistic conditions. Enhancing confidence in the capital market can mitigate these cognitive inconsistencies in investors' reactions to earnings announcements. The current economic conditions in Iran have led to investors' difficulty in accurately assessing the fundamental value of companies due to their conservatism and lack of expertise in interpreting the economic situation. Additionally, high fluctuations in macroeconomic factors have caused market participants to overly focus on external factors, thereby reducing attention to internal company factors.

Keywords: Investor sentiment, Cognitive dissonance, Company information uncertainty, Market uncertainty.

Citation: Faghihzadeh, Parisa, Foroghi, Darush & Hamidian, Narges (2024). Impact of Company and Market Information Uncertainty on Investors' Cognitive Dissonance Regarding Earning Announcement. *Accounting and Auditing Review*, 31(3), 573-597. (in Persian)

Accounting and Auditing Review, 2024, Vol. 31, No.3, pp. 573-597

Published by University of Tehran, Faculty of Management

<https://doi.org/10.22059/ACCTGREV.2024.375900.1008946>

Article Type: Research Paper

© Authors

Received: April 30, 2024

Received in revised form: July 23, 2024

Accepted: September 16, 2024

Published online: October 01, 2024





تأثیر عدم اطمینان اطلاعات شرکت و بازار بر ناهماهنگی شناختی سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار سود

پریسا فقیه‌زاده

دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: parisa.faghihzadeh@ase.ui.ac.ir

داریوش فروغی*

* نویسنده مسئول، استاد، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: foroghi@ase.ui.ac.ir

نرگس حمیدیان

استادیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: n.hamidian@ase.ui.ac.ir

چکیده

هدف: بر اساس سوگیری ناهماهنگی شناختی، سرمایه‌گذاران تمایل دارند اخبار سودی را که با وضعیت احساسی آن‌ها ناسازگار است، نادیده بگیرند. این سوگیری سبب می‌شود که سرمایه‌گذاران به اخبار خوب (بد) سود در شرایط بدبینانه (خوش‌بینانه) واکنشی نشان ندهند. عدم اطمینان در اطلاعات شرکت‌ها و بازار سهام، می‌تواند بر واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار سود تأثیرگذار باشد. از این رو، هدف این پژوهش بررسی نقش عدم اطمینان اطلاعات شرکت و بازار، بر ناهماهنگی شناختی سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار سود است.

روش: پژوهش حاضر، توصیفی - هم‌بستگی و کاربردی است. نمونه آماری شامل ۱۲۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ است. برای آزمون فرضیه‌ها، از الگوهای رگرسیونی چند متغیره و برای ایجاد شاخص ترکیبی احساسات، روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی (PCA) به کار گرفته شده است.

یافته‌ها: طبق نتایج فرضیه اول، واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب و بد سود نامتقارن است. بر اساس نتایج فرضیه‌های دوم و سوم، در شرایط احساسات خوش‌بینانه، سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود، واکنش مثبت و به اخبار بد واکنش خاموش دارند، در حالی که در شرایط احساسات بدبینانه، به اخبار بد سود، واکنش منفی و به اخبار خوب، واکنش خاموش دارند. این نتایج وجود ناهماهنگی شناختی در شرایط خوش‌بینانه و بدبینانه را تأیید می‌کند. طبق نتایج فرضیه‌های چهارم و پنجم، عدم اطمینان اطلاعات شرکت بر تضعیف ناهماهنگی شناختی سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار سود تأثیر معناداری نداشت. نتایج فرضیه‌های ششم و هفتم، نشان می‌دهد که کاهش عدم اطمینان بازار، واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار بد سود در شرایط احساسات خوش‌بینانه را تضعیف می‌کند؛ ولی واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود در شرایط احساسات بدبینانه را تضعیف نمی‌کند.

نتیجه‌گیری: بسته به وضعیت احساسات خوش‌بینانه یا بدبینانه حاکم بر بازار سهام، ناهماهنگی شناختی در واکنش قیمت سهام به اخبار خوب یا بد سود وجود دارد. از این رو سرمایه‌گذاران باید در تصمیمات اقتصادی احساسات حاکم بر بازار را لحاظ کنند. همچنین عدم اطمینان بازار بیشتر از عدم اطمینان اطلاعات شرکت‌ها، بر واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار سود تأثیرگذار است. به بیان دیگر در

زمان بدبینی، افراد نسبت به اطلاعات موجود انتقاد بیشتری دارند؛ اما هنگام خوش‌بینی، احتمال بیشتری دارد که اطلاعات را به صورت واقعی دریافت کنند. در نتیجه، ممکن است آستانه‌های روانی بالاتری را برای «خبر خوب»، در شرایط بدبینانه تعیین کنند. بنابراین با افزایش اطمینان در بازار سرمایه، می‌توان این ناهماهنگی‌های شناختی واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود شرکت‌ها را کاهش داد. شرایط حاکم بر اقتصاد کشور سبب شده است تا سرمایه‌گذاران به دلیل محافظه‌کاری و نداشتن دانش کافی، برای تفسیر وضعیت اقتصادی در ارزیابی ارزش بنیادی شرکت‌ها با مشکل روبه‌رو شوند. از طرف دیگر، نوسان‌های زیاد عوامل مطرح شده، موجب تمرکز بیش از حد فعالان بازار به عوامل کلان اقتصادی (عوامل خارج از شرکت) شده که در نتیجه، توجه به سمت عوامل داخلی کاهش یافته است.

کلیدواژه‌ها: احساسات سرمایه‌گذار، عدم اطمینان اطلاعات شرکت، عدم اطمینان بازار، ناهماهنگی شناختی.

استناد: فقیه‌زاده، پریسا؛ فروغی، داریوش و حمیدیان، نرگس (۱۴۰۳). تأثیر عدم اطمینان اطلاعات شرکت و بازار بر ناهماهنگی شناختی سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار سود. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۳۱(۳)، ۵۷۳-۵۹۷.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۱۱

بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۴۰۳، دوره ۳۱، شماره ۳، صص. ۵۷۳-۵۹۷

تاریخ ویرایش: ۱۴۰۳/۰۵/۰۲

ناشر: دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۲۶

نوع مقاله: علمی پژوهشی

تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۷/۱۰

© نویسندگان

doi: <https://doi.org/10.22059/ACCTGREV.2024.375900.1008946>

مقدمه

تصمیم‌گیری احساسی سرمایه‌گذاران به‌عنوان یکی از سوگیری‌های شناختی در بازار سرمایه، باعث انحراف قیمت سهام از قیمت‌های بنیادی می‌شود. هنگامی که سرمایه‌گذاران خوش‌بین هستند، می‌توانند اطلاعات منفی را نادیده بگیرند و تحت تأثیر اطلاعات مثبت، ممکن است قیمت سهام را بیش از ارزش واقعی تخمین بزنند. برعکس، در شرایط بدبینی، ممکن است اطلاعات مثبت را نادیده بگیرند و تحت تأثیر اطلاعات منفی، سهام را کمتر از حد ارزش‌گذاری کنند (العلوی^۱، ۲۰۱۷).

شواهد تجربی نظیر لی، ون و هوانگ^۲ (۲۰۲۳)، سوک، چو و ریو^۳ (۲۰۱۹) و آلتانلار، گوو و هلمز^۴ (۲۰۱۹) نشان می‌دهد که دلیل سوگیری رفتاری سرمایه‌گذاران در واکنش به اخبار سود، می‌تواند بر اساس نظریه ناهماهنگی شناختی تفسیر شود. بدین مفهوم که سرمایه‌گذاران تمایل دارند اطلاعاتی را که با احساسات فعلی آن‌ها مطابقت ندارد، نادیده بگیرند. مطابق با نظریه ناهماهنگی شناختی، اعلام سودهای متناقض با احساسات کنونی سرمایه‌گذار باعث ایجاد ناهماهنگی شناختی شده و سبب می‌شود سرمایه‌گذاران چنین اخباری را نادیده بگیرند تا بتوانند این ناسازگاری را تطبیق دهند. به بیان دیگر، سرمایه‌گذاران به اخبار سودی که برخلاف جهت احساساتشان باشد، واکنش کمتری نشان می‌دهند. به بیان دیگر، هنگامی که بازار در وضعیت احساسات خوش‌بینانه قرار دارد، سرمایه‌گذاران به اعلام خوب سود واکنش نشان می‌دهند؛ ولی به اعلام اخبار بد سود، واکنشی ندارند (واکنش خاموش)؛ با این تفسیر که در شرایط خوش‌بینانه به دلیل غالب بودن احساسات مثبت بر بازار سرمایه، سرمایه‌گذاران به اعلام اخبار بد سود حداقل در کوتاه‌مدت واکنشی نشان نخواهند داد و اعلام اخبار بد سود، طی احساسات خوش‌بینانه و مثبت بازار در کوتاه‌مدت سبب تغییر تصمیم‌گیری و سیاست‌های معامله‌گران نخواهد شد که این بی‌پاسخی سرمایه‌گذاران اصطلاحاً واکنش خاموش نامیده می‌شود (لی و همکاران، ۲۰۲۳).

ادبیات موجود نشان می‌دهد که افراد در شرایطی که عدم اطمینان وجود دارد، بیشتر از سوگیری‌های شناختی رنج می‌برند (برای مثال دانیل، هیرشلایفر و سوبرامانیام^۵ (۱۹۹۸)؛ هیرشلایفر^۶ (۲۰۰۱)؛ لی و همکاران (۲۰۲۳)). سرمایه‌گذاران هنگام مواجهه با شرکت‌هایی که عدم اطمینان اطلاعات بالاتری دارند، ناهماهنگی شناختی بیشتری نشان می‌دهند. منظور از عدم اطمینان در ارزش‌گذاری، این است که ارزش بنیادی واقعی یک شرکت را نمی‌توان به‌طور منطقی توسط اطلاعات موجود برآورد کرد (جیانگ، لی و ژنگ^۷، ۲۰۰۵). بنابراین می‌توان انتظار داشت که کاهش عدم اطمینان اطلاعات، واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب (بد) سود، در شرایط احساسات بدبینانه (خوش‌بینانه) را تحت تأثیر قرار دهد. علاوه بر عدم اطمینان اطلاعات شرکت، وجود عدم اطمینان در بازار سرمایه، می‌تواند بر واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار سود تأثیرگذار باشد. در شرایط عدم اطمینان بازار، سرمایه‌گذاران اطلاعات کافی درباره وضعیت

1. Al-Alawi

2. Li, Wen & Huang

3. Seok, Cho & Ryu

4. Altanlar, Guo & Holmes

5. Daniel, Hirshleifer & Subrahmanyam

6. Hirshleifer

7. Jiang, Lee & Zhang

آتی بازار و جریان‌های نقدی آتی شرکت‌ها ندارند. شواهد موجود نشان می‌دهد زمانی که عدم اطمینان در بازار سرمایه وجود دارد، سرمایه‌گذاران ممکن است به‌جای اخبار خاص شرکت، به‌شدت روی اطلاعات کلان بازار تمرکز کنند (پنگ و شیانگ^۱، ۲۰۰۶؛ لیو، پنگ و تانگ^۲، ۲۰۲۳؛ کاپرچیک، ون نیووربورگ و ولدکمپ^۳، ۲۰۱۶). بنابراین واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب (بد) سود در شرایط احساسات بدبینانه (خوش‌بینانه)، می‌تواند تحت تأثیر شرایط عدم اطمینان بازار سرمایه نیز قرار گیرد.

با توجه به مطالب فوق، هدف این پژوهش بررسی پدیده ناهماهنگی شناختی و واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار سود تحت شرایط عدم اطمینان است. در مطالعات داخلی حوزه مالی - رفتاری، تاکنون پژوهشی به بررسی نقش ناهماهنگی شناختی به واکنش نامتقارن سرمایه‌گذاران طی احساسات مختلف بازار نپرداخته است. این مطالعه با بررسی پدیده ناهماهنگی شناختی به اخبار سود و نقش عدم اطمینان اطلاعات شرکت و بازار بر این پدیده، نوآور است و دانش‌افزایی دارد. در ادامه، ابتدا مبانی نظری و پیشینه تجربی بیان می‌شود، سپس روش پژوهش و یافته‌ها بیان شده و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده است.

مبانی نظری

ادبیات تجربی موجود نشان می‌دهد که واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب و بد سود، متقارن نیست و سوگیری‌های رفتاری بر این واکنش نامتقارن تأثیرگذار است. برای مثال، اعتماد بیش از حد سرمایه‌گذاران به دقت اطلاعات شخصی‌شان، باعث واکنش کمتر از حد به اخبار سود می‌شود (دانیل، گرینبلات، تیتمن و ورمرز^۴، ۱۹۹۷؛ اودین^۵، ۱۹۹۸). گرینبلات و هان^۶ (۲۰۰۵) بیان می‌کنند که اثر تمایلی (تمایل سرمایه‌گذاران به حفظ موقعیت جاری)، باعث واکنش کم آن‌ها به اخبار سود می‌شود. العلوی (۲۰۱۷) استدلال می‌کند که انتشار اطلاعات در بین سرمایه‌گذاران به دلیل محدودیت‌های شناختی، باعث واکنش کمتر از حد می‌شود؛ واکنش نامتقارن سرمایه‌گذاران به اخبار سود، می‌تواند ناشی از تمایلات احساسی سرمایه‌گذاران باشد که باعث انحراف قیمت سهام از قیمت‌های بنیادی می‌شود. این سوگیری رفتاری سبب می‌شود در شرایط احساسات خوش‌بینانه، به اخبار بد سود توجهی نشود و تنها اخبار خوب سود مدنظر قرار گیرد که به ارزش‌گذاری بیش از حد قیمت سهام منجر می‌شود. در مقابل، در شرایط احساسات بدبینانه، اخبار خوب سود نادیده گرفته شده و قیمت سهام تحت تأثیر اخبار بد سود، کمتر از حد ارزش‌گذاری می‌شود.

طبق شواهد تجربی می‌توان نظریه ناهماهنگی شناختی را از علل سوگیری‌های رفتاری سرمایه‌گذاران در واکنش به اخبار سود دانست (لی و همکاران، ۲۰۲۳). فستینگر^۷ (۱۹۵۷) در تعریف این نظریه بیان می‌کند که افراد سعی می‌کنند ناهماهنگی را با تغییر نگرش، باورها و اعمال خود کاهش دهند. بر اساس این نظریه، رابطه بین دو شناخت می‌تواند

1. Peng and Xiong

2. Liu, Peng & Tang

3. Kacperczyk, Van Nieuwerburgh & Veldkamp

4. Daniel, Grinblatt, Titman & Wermers

5. Odean

6. Grinblatt & Han

7. Festinger

هماهنگ یا ناهماهنگ باشد. دو شناخت، زمانی با هم سازگارند که یکی از دیگری پیروی کند؛ اما اگر یکی از شناخت‌ها عکس دیگری باشد، ناسازگار می‌شوند. وجود ناهماهنگی باعث ایجاد فشار روانی و استرس می‌شود، فرد برای کاهش ناهماهنگی تلاش می‌کند تا از اطلاعاتی که ناهماهنگی را افزایش می‌دهد، اجتناب کند. هر قدر ناهماهنگی بیشتر باشد، فشار روانی برای کاهش ناهماهنگی بیشتر است (هارمون جونز، آمودیو و هارمون جونز^۱، ۲۰۰۹).

بر مبنای نظریه ناهماهنگی شناختی، می‌توان واکنش نامتقارن سرمایه‌گذاران به اخبار خوب و بد سود را تفسیر کرد؛ بدین صورت که اعلام سودهای متناقض با احساسات کنونی، باعث ایجاد ناهماهنگی شناختی می‌شود و در نتیجه سرمایه‌گذاران چنین اخباری را نادیده می‌گیرند تا این ناسازگاری را کاهش دهند. بنابراین سرمایه‌گذاران به اخبار خوب (بد) سود که با احساسات بدبینانه (خوش‌بینانه) ناسازگار است، واکنش خاموشی دارند. اصطلاح واکنش خاموش، به معنای عدم واکنش قیمت سهام به اعلام اخبار خوب یا بد سود است. زمانی که سرمایه‌گذاران احساسات خوش‌بینانه دارند، به اخبار خوب سود که با انتظارات پیشین آن‌ها سازگار است، واکنش نشان می‌دهند که به سرعت در قیمت سهام منعکس می‌شود؛ در حالی که اخبار بد سود، در تضاد با احساسات خوش‌بینانه است و بلافاصله واکنش شایان توجهی را در قیمت سهام ایجاد نمی‌کند. به عبارت دیگر، در شرایط احساسات خوش‌بینانه، سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود واکنش مثبت و به اخبار بد واکنش خاموش دارند؛ در حالی که در شرایط احساسات بدبینانه، اخبار بد سود با انتظارات سرمایه‌گذاران سازگاری دارد و آن‌ها به این اخبار واکنش منفی نشان می‌دهند؛ ولی اخبار خوب سود، با احساسات بدبینانه آن‌ها ناسازگار است. در نتیجه به اخبار خوب، واکنش خاموش نشان خواهند داد (لی و همکاران، ۲۰۲۳). با توجه به مبانی نظری بیان شده، فرضیه‌های اول تا سوم عبارت‌اند از:

فرضیه اول: واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب و بد سود نامتقارن است.

فرضیه دوم: در شرایط احساسات خوش‌بینانه، سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود واکنش مثبت و به اخبار بد واکنش خاموش دارند (وجود ناهماهنگی شناختی).

فرضیه سوم: در شرایط احساسات بدبینانه، سرمایه‌گذاران به اخبار بد سود واکنش منفی و به اخبار خوب، واکنش خاموش دارند (وجود ناهماهنگی شناختی).

شواهد تجربی نشان می‌دهد که افراد در شرایط عدم اطمینان، بیشتر از سوگیری‌های شناختی رنج می‌برند (برای مثال دانیل و همکاران، ۱۹۹۸؛ هیرشلیفر، ۲۰۰۱). عدم اطمینان موضوع مهمی برای تصمیم‌گیری است و هنگامی به وجود می‌آید که افراد به ادراکشان از رویدادها و تغییرات محیط اطمینان کاملی ندارند و خود را ناتوان از پیش‌بینی آینده می‌بینند. از این رو، زمانی که سرمایه‌گذاران اطلاعات ناقصی درباره بازده‌های مورد انتظار یا جریان‌های نقدی دارند، باید درباره فرایندهای ناشناخته با استفاده از هر گونه اطلاعات در دسترس آگاهی کسب کنند (لولن و شانکن^۲، ۲۰۰۲). بنابراین، عدم اطمینان با تأثیر بر باورهای سرمایه‌گذاران، بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. سرمایه‌گذاران در واکنش به اطلاعات و اخبار شرکت‌هایی که عدم اطمینان اطلاعات بالاتری دارند، به دلیل وجود ناهماهنگی شناختی، واکنش

نامتقارن بیشتری نشان می‌دهند. عدم اطمینان در اطلاعات، سبب می‌شود ارزش بنیادی واقعی شرکت را نتوان به‌طور منطقی با اطلاعات موجود برآورد کرد؛ در نتیجه برآورد ارزش‌های بنیادی کمتر قابل اعتماد است و فضای بیشتری برای سرمایه‌گذاران وجود دارد تا شواهد را به‌عنوان تأیید باور فعلی خودشان تفسیر کنند (جیانگ و همکاران، ۲۰۰۵). زمانی که عدم اطمینان وجود دارد، سرمایه‌گذاران رویکرد محافظه‌کارانه‌تری انتخاب می‌کنند. این محافظه‌کاری، سبب رفتار نامتقارن بیشتری نسبت به اخبار بد سود در مقابل اخبار خوب می‌شود (چوی^۱، ۲۰۱۸). وجود عدم اطمینان بالا در اخبار و اطلاعات شرکت، واکنش به اخبار سود تحت شرایط احساسات بدبینانه و خوش‌بینانه را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. انتظار بر این است که کاهش عدم اطمینان اطلاعات شرکت، ناهماهنگی شناختی را کاهش دهد و در نتیجه، واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب (بد) سود در شرایط احساسات بدبینانه (خوش‌بینانه) را کاهش دهد (لی و همکاران، ۲۰۲۳). در همین راستا، فرضیه‌های چهارم و پنجم عبارت‌اند از:

فرضیه چهارم: کاهش عدم اطمینان اطلاعات شرکت، واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود در شرایط احساسات بدبینانه را تضعیف می‌کند.

فرضیه پنجم: کاهش عدم اطمینان اطلاعات شرکت، واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار بد سود در شرایط احساسات خوش‌بینانه را تضعیف می‌کند.

علاوه بر عدم اطمینان اطلاعات در سطح شرکت، عدم اطمینان بازار سرمایه نیز با اهمیت است و می‌تواند بر واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود تأثیر بگذارد. زولوتوی، فردیکسون و لیون^۲ (۲۰۱۷) معتقدند شرایط بازارهای مالی و اقتصاد کلان، قادر است روی دیدگاه سرمایه‌گذاران به محتوای اطلاعاتی اعلام سود تأثیر بگذارد. در شرایط عدم قطعیت، فرایند برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری و همچنین سیاست‌گذاری، در همه بخش‌های اقتصادی، از جمله بازارهای مالی با اختلال مواجه می‌شود؛ چرا که امکان پیش‌بینی کاهش می‌یابد و تحقق چشم‌اندازهای آینده برای عاملان اقتصادی دشوار می‌شود. در چنین شرایطی، عاملان اقتصادی در مورد تصمیمات مربوط به مصرف، پس‌انداز یا سرمایه‌گذاری با عدم اطمینان مواجه است (متین‌فرد و چهارم‌حالی، ۱۴۰۱).

ادبیات موجود نشان می‌دهد که شوک‌های کلان مرتبط با عدم اطمینان، ممکن است ابهام‌ها و نگرانی‌هایی ایجاد کند؛ به‌طوری که سرمایه‌گذاران تلاش می‌کنند محیط جدید و ناآشنا را بشناسند. این محیط جدید ممکن است به‌طور مستقیم بر واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار سود شرکت‌ها تأثیر بگذارد. به‌ویژه در بازار مبهم، سرمایه‌گذارانی که اخبار و اطلاعات سود را دریافت می‌کنند با مجموعه‌ای از توزیع احتمال درباره بازده‌ها روبه‌رو هستند. در چنین موقعیتی آن‌ها یا قادر نیستند یا تمایل ندارند این مجموعه توزیع‌ها را به توزیع احتمال واحد تبدیل کنند. با توجه به چنین ابهام و عدم اطمینانی، سرمایه‌گذاران محتاطانه عمل می‌کنند و با انتخاب بدترین احتمال از بین مجموعه احتمالاتی که درباره سود وجود دارد، رویکردی محافظه‌کارانه در پیش می‌گیرند. این محافظه‌کاری یا رویکرد بدبینانه در تصمیم‌گیری در شرایط ابهام، سبب رفتاری نامتقارن می‌شود که در آن سرمایه‌گذاران وزن بیشتری به اخبار بد در مقابل اخبار خوب

1. Choi

2. Zolotoy et al.

می‌دهند (ویلیامز^۱، ۲۰۱۵). عدم اطمینان بازار می‌تواند بر واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب (بد) سود، در شرایط احساسات بدبینانه (خوش‌بینانه) تأثیرگذار باشد. اگر دوره‌های احساسات بدبینانه با افزایش عدم اطمینان بازار نیز همراه باشد، سرمایه‌گذاران ممکن است اخبار خوب را در چنین دوره‌هایی نادیده بگیرند؛ زیرا بیشتر بر اطلاعات کلان بازار تمرکز می‌کنند. بنابراین انتظار بر این است، کاهش عدم اطمینان بازار، واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب (بد) سود در شرایط احساسات بدبینانه (خوش‌بینانه) را کاهش دهد (لی و همکاران، ۲۰۲۳). بر اساس مطالب فوق، فرضیه‌های ششم و هفتم به شرح زیر مطرح می‌شوند:

فرضیه ششم: کاهش عدم اطمینان بازار، واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود در شرایط احساسات بدبینانه را تضعیف می‌کند.

فرضیه هفتم: کاهش عدم اطمینان بازار، واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار بد سود در شرایط احساسات خوش‌بینانه را تضعیف می‌کند.

پیشینه تجربی پژوهش

لی و همکاران (۲۰۲۳) در پژوهشی دریافته‌اند که سرمایه‌گذاران به دلیل ناهماهنگی شناختی، اخبار سودی را که با احساسات آن‌ها در تضاد است، نادیده می‌گیرند و در نتیجه، باعث واکنش خاموش بازده به اعلام سود می‌شوند. همچنین عدم اطمینان بیشتر در ارزش‌گذاری شرکت، افزایش پایداری سود و نقدشوندگی بالاتر، ناهماهنگی شناختی را تشدید می‌کند. با وجود این، نتایجی که نشان دهد گزارش‌های مالی با اعتبار بالا ناهماهنگی شناختی را کاهش می‌دهد، یافت نشد. کومالاساری، اسری، پوروانتو و ستیونو^۲ (۲۰۲۳) با در نظر گرفتن عوامل پشیمانی و ناهماهنگی شناختی نشان دادند که اول، اصل «سیگنال خود را دنبال کنید» بیشتر از رفتار گله‌داری حاکم است. با این حال، هنگامی که عدم تقارن اطلاعاتی رخ می‌دهد، رفتار گله‌ای تمایل به افزایش دارد. دوم، یک تعامل دو طرفه بین عدم تقارن اطلاعات و پشیمانی از رفتار با الگوهای تعامل نامتعارف وجود دارد. سوم، یک تعامل سه طرفه بین عدم تقارن اطلاعات، پشیمانی و ناهماهنگی شناختی وجود دارد. سوک و همکاران (۲۰۱۹) نشان دادند که احساسات به‌طور مثبت با بازده سهام در کوتاه‌مدت مرتبط است. این نتیجه با یافته‌های یک رابطه بلندمدت در بازارهای توسعه‌یافته در تضاد است. علاوه بر این، رابطه مثبت بین احساسات و بازده تحقق‌یافته برای شرکت‌هایی که ارزش‌گذاری آن‌ها سخت‌تر است (برای مثال، شرکت‌های کوچک‌تر، شرکت‌های بی‌ثبات‌تر، شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالاتر، شرکت‌های غیرسودآور، شرکت‌های مضطرب‌تر و شرکت‌هایی با معاملات کمتر توسط آریترائورها) برجسته‌تر است.

حقی و اللهیاری (۱۴۰۱) دریافته‌اند که مدیران شرکت‌ها می‌بایست به شاخص‌های احساسات سرمایه‌گذار نظیر تخفیف صندوق سرمایه‌گذاری مشترک با سرمایه محدود، جریان نقدی صندوق سرمایه‌گذاری مشترک، سهم اوراق بهادار به مجموع سهام صندوق سرمایه‌گذاری مشترک، سهم بازخرید اوراق بهادار در صندوق سرمایه‌گذاری مشترک، نسبت گردش مالی، توجه کنند تا بتوانند بازده مازد سهام ایجاد نمایند. کامیابی و جوادی‌نیا (۱۴۰۰) دریافته‌اند زمانی که احساسات

1. Williams

2. Komalasari, Asri, Purwanto & Setiyono

سرمایه‌گذاران شدت می‌یابد، شرکت‌ها به‌منظور جلوگیری و کاهش این تورش رفتاری، به ارائه سریع‌تر اخبار بد، شناسایی زود هنگام ضررهای اقتصادی، به تأخیر انداختن اخبار خوب و شناسایی سخت‌گیرانه‌تر عایدات اقدام می‌کنند تا از مشکلات آتی که از احساسات سرمایه‌گذاری نشئت می‌گیرد تا حدی جلوگیری کنند. حمیدیان، عرب‌صالحی و امیری (۱۳۹۹) در پژوهشی نشان دادند زمانی که عدم اطمینان بالایی در بازار وجود دارد، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود سالانه شرکت‌ها بیشتر است. در شرایط عدم اطمینان بالا، سرمایه‌گذاران به اخبار بد سود (زیان غیرمنتظره) واکنش بیشتری از خود نشان خواهند داد که این واکنش با رویکرد محافظه‌کاری هم‌خوانی دارد. بهارمقدم و جوکار (۱۳۹۷) دریافته‌اند که کیفیت اطلاعات حسابداری با تمایلات سرمایه‌گذاران دارای رابطه منفی و معنادار و عدم اطمینان اطلاعاتی با تمایلات سرمایه‌گذاران دارای رابطه مثبت و معنادار است. همچنین، افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری و کاهش عدم اطمینان اطلاعاتی، شدت رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری سهام را کاهش می‌دهد. پژوهش قائمی و تقی‌زاده (۱۳۹۵) نشان می‌دهد که ریسکی بودن محیط اطلاعاتی شرکت، واکنش اولیه بازار را در بازه زمانی یک هفته پس از اعلام سودهای فصلی افزایش می‌دهد؛ اما تأثیری بر واکنش‌های بعدی بازار در بازه‌های زمانی سه ماهه و یک ساله پس از اعلام سود ندارد. مشکی میاوقی و اشرفی (۱۳۹۳) نشان دادند که در دوره رونق تجاری، عدم اطمینان بالا یا پایین در میزان واکنش قیمت سهام به اخبار بد مؤثر نیست و در کل فاقد هر گونه محتوای اطلاعاتی است. همچنین در دوره رکود تجاری، واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب در شرایط وجود عدم اطمینان بالا، ضعیف‌تر و در شرایط عدم اطمینان پایین، شدیدتر است.

با توجه به بررسی مبانی نظری فوق، پژوهش حاضر از چندین جهت نسبت به مطالعات انجام شده در حوزه احساسات سرمایه‌گذار یا ناهماهنگی شناختی دارای نوآوری است. مطالعات داخلی مرتبط با ناهماهنگی شناختی، به‌طور عمده در حوزه پژوهش‌های علوم اجتماعی انجام شده است و در حوزه حسابداری مدیریت مطالعات محدودی نظیر بنی‌طالبی دهکردی و غفوری‌نژاد (۱۳۹۹) با عنوان «تبیین به‌کارگیری استرژژی‌های نوآور در سیستم حسابداری مدیریت از منظر تئوری ناهماهنگی شناختی» و عشوری، آزاد، نعامی و مدیری (۱۴۰۰) با عنوان «متغیرهای اثرپذیر بر تغییر نگرش مصرف‌کننده مبنی بر رویکرد ناهماهنگی شناختی» انجام شده است. از این رو، هیچ پژوهش داخلی در حوزه مالی رفتاری بر مبنای تئوری ناهماهنگی شناختی، به بررسی نقش ناهماهنگی شناختی بر واکنش نامتقارن سرمایه‌گذاران در شرایط احساسات خوش‌بینانه و بدبینانه بازار پرداخته است. در این پژوهش علاوه بر اینکه نقش ناهماهنگی شناختی بر واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار سود، تحت شرایط احساسات خوش‌بینانه و بدبینانه مورد بررسی قرار می‌گیرد، ابعاد مختلف تئوری ناهماهنگی شناختی و عوامل تأثیرگذار بر آن شامل عدم اطمینان اطلاعات شرکت و عدم اطمینان بازار سرمایه نیز بررسی شده است.

روش‌شناسی پژوهش

این مطالعه از لحاظ هدف، کاربردی و نوعی پژوهش توصیفی - هم‌بستگی است. برای آزمون فرضیه‌ها، از الگوهای رگرسیونی چند متغیره و نرم‌افزارهای ایویوز ۱۲ و استاتا ۱۷ استفاده شده است. جامعه آماری شامل شرکت‌های پذیرفته

شده در بورس اوراق بهادار تهران، در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ است. نمونه شامل شرکت‌هایی است که قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس پذیرش شده باشند؛ به منظور قابلیت مقایسه، سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد؛ به دلیل ماهیت متفاوت عملیات، جزء شرکت‌های بیمه، بانک، واسطه‌گری مالی و سرمایه‌گذاری نباشند؛ اطلاعات فصلی مورد نیاز برای محاسبه متغیرها در دوره زمانی پژوهش، در دسترس باشد و در هر سال بیش از چهار ماه توقف معاملاتی سهام نداشته باشند. طبق این شرایط ۱۲۷ شرکت به عنوان نمونه نهایی انتخاب شد.

الگوهای پژوهش

برای آزمون فرضیه‌ها مطابق با الگوهای رگرسیونی پژوهش لی و همکاران (۲۰۲۳) عمل شده است. طبق فرضیه اول، واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب و بد سود نامتقارن است. برای آزمون این فرضیه، الگوی رگرسیونی به شرح رابطه ۱ استفاده می‌شود.

$$\begin{aligned} CAR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 GoodNews_{i,t} + \beta_2 BadNews_{i,t} + \beta_3 Lreturn_1M_{i,t} \\ & + \beta_4 Early_{i,t} + \beta_5 Late_{i,t} + \beta_6 Retvol_{i,t} + \beta_7 Size_{i,t} + \beta_8 BM_{i,t} \\ & + \beta_9 Leverage_{i,t} + \beta_{10} GoodNews^2_{i,t} + \beta_{11} BadNews^2_{i,t} \\ & + \beta_{12} GoodNews_{i,t} \times MktPE_{i,t} + \beta_{13} BadNews_{i,t} \times MktPE_{i,t} + \varepsilon \end{aligned} \quad \text{(رابطه ۱)}$$

که در آن، CAR بازده غیرعادی انباشته؛ $GoodNews$ و $BadNews$ اخبار خوب و بد سود؛ $Lreturn_1M$ بازده سهام در ماه قبل از اعلام سود؛ $Early$ متغیر مجازی است که اگر تاریخ اعلام سود شرکت در اولین پنجک در یک سه ماهه مالی معین باشد، برابر با یک و در غیر این صورت صفر است؛ $Late$ متغیر مجازی است که اگر تاریخ اعلام سود شرکت در آخرین پنجک در یک سه ماهه مالی معین باشد، برابر با یک و در غیر این صورت صفر است؛ $Retvol$ انحراف استاندارد بازده ماهانه شرکت در ۱۲ ماه قبل از تاریخ اعلام سود؛ $Size$ اندازه شرکت؛ BM نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام در پایان هر فصل؛ $Leverage$ اهرم مالی؛ $GoodNews^2$ برابر با مربع اخبار خوب؛ $BadNews^2$ برابر با مربع اخبار بد و $MktPE$ نسبت قیمت به سود است.

ضرایب β_1 و β_2 به ترتیب بیانگر واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب و بد سود است. بر اساس فرضیه اول، انتظار بر این است که ضریب β_1 مثبت و معنادار و ضریب β_2 منفی و معنادار باشد.

برای آزمون فرضیه‌های دوم و سوم از الگوی رگرسیونی به شرح رابطه ۲ استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned} CAR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 GoodNews_{i,t} + \beta_2 BadNews_{i,t} + \beta_3 GoodNews_{i,t} \\ & \times SentH(L)_t + \beta_4 BadNews_{i,t} \times SentH(L)_t + \beta_5 Lreturn_1M_{i,t} \\ & + \beta_6 Early_{i,t} + \beta_7 Late_{i,t} + \beta_8 Retvol_{i,t} + \beta_9 Size_{i,t} + \beta_{10} BM_{i,t} \\ & + \beta_{11} Leverage_{i,t} + \beta_{12} GoodNews^2_{i,t} + \beta_{13} BadNews^2_{i,t} \\ & + \beta_{14} GoodNews_{i,t} \times MktPE_{i,t} + \beta_{15} BadNews_{i,t} \times MktPE_{i,t} \\ & + \varepsilon \end{aligned} \quad \text{(رابطه ۲)}$$

بر اساس فرضیه دوم، در شرایط احساسات خوش‌بینانه، سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود واکنش مثبت و به اخبار بد واکنش خاموش دارند. همچنین بر اساس فرضیه سوم، در شرایط احساسات بدبینانه، سرمایه‌گذاران به اخبار بد سود واکنش منفی و به اخبار خوب، واکنش خاموش دارند. برای آزمون این دو فرضیه، دوره زمانی پژوهش به دو بخش

احساسات خوش‌بینانه و بدبینانه تفکیک و دو متغیر مجازی SentH و SentL تعریف می‌شود. در دوره‌های خوش‌بینانه متغیر SentH عدد یک و در سایر دوره‌ها عدد صفر می‌گیرد. در دوره‌های بدبینانه متغیر SentL عدد یک و در سایر دوره‌ها عدد صفر می‌گیرد. رابطه ۲ با متغیر SentH برای فرضیه دوم و با متغیر SentL برای فرضیه سوم، دو بار جداگانه تخمین زده می‌شود. بر اساس فرضیه دوم انتظار بر این است که ضریب β_3 در دوره احساسات خوش‌بینانه مثبت و معنادار باشد و ضریب β_4 معنادار نباشد. معنادار نشدن ضریب β_4 بیانگر واکنش خاموش (عدم واکنش) سرمایه‌گذاران به اخبار بد در شرایط احساسات خوش‌بینانه است. همچنین طبق فرضیه سوم، انتظار می‌رود ضریب β_4 در دوره‌های احساسات بدبینانه منفی و معنادار باشد و ضریب β_3 معنادار نباشد. عدم معناداری ضریب β_3 بیانگر واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود در شرایط احساسات بدبینانه است.

طبق فرضیه‌های چهارم و پنجم، کاهش عدم اطمینان اطلاعات شرکت، واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب (بد) سود در شرایط احساسات بدبینانه (خوش‌بینانه) را تضعیف می‌کند. برای آزمون این دو فرضیه از رابطه رگرسیونی ۳ استفاده می‌شود.

$$\begin{aligned} CAR = & \beta_0 + \beta_1 GoodNews_{i,t} + \beta_2 BadNews_{i,t} + \beta_3 FURank_{i,t} & \text{(رابطه ۳)} \\ & + \beta_4 GoodNews_{i,t} \times FURank_{i,t} \times SentH(L)_t + \beta_5 FURank_{i,t} \\ & \times BadNews_{i,t} \times SentH(L)_t + \beta_6 Lreturn_1M_{i,t} + \beta_7 Early_{i,t} \\ & + \beta_8 Late_{i,t} + \beta_9 Retvol_{i,t} + \beta_{10} Size_{i,t} + \beta_{11} BM_{i,t} \\ & + \beta_{12} Leverage_{i,t} + \beta_{13} GoodNews^2_{i,t} + \beta_{14} BadNews^2_{i,t} \\ & + \beta_{15} GoodNews_{i,t} \times MktPE_{i,t} + \beta_{16} BadNews_{i,t} \times MktPE_{i,t} + \varepsilon \end{aligned}$$

$FURank_{i,t}$ برابر رتبه عدم اطمینان اطلاعات شرکت و مابقی متغیرها همانند قبل است. رابطه رگرسیونی ۳ در شرایط احساسات خوش‌بینانه و بدبینانه، جداگانه تخمین زده می‌شود. انتظار می‌رود با کاهش عدم اطمینان اطلاعات شرکت، ناهماهنگی شناختی کمتر شده و سرمایه‌گذاران در شرایط احساسات بدبینانه (خوش‌بینانه) به اخبار خوب (بد) سود واکنش مثبت (منفی) نشان دهند. به عبارت دیگر اگر ضریب β_4 در شرایط احساسات بدبینانه مثبت و معنادار و ضریب β_5 در شرایط احساسات خوش‌بینانه منفی و معنادار شود، فرضیه‌های چهارم و پنجم رد نمی‌شود.

طبق فرضیه‌های ششم و هفتم، کاهش عدم اطمینان بازار، واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب (بد) سود در شرایط احساسات بدبینانه (خوش‌بینانه) را تضعیف می‌کند. برای آزمون این دو فرضیه از رابطه رگرسیونی ۴ استفاده می‌شود.

$$\begin{aligned} CAR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 GoodNews_{i,t} + \beta_2 BadNews_{i,t} + \beta_3 MU_{i,t} + \beta_4 GoodNews_{i,t} & \text{(رابطه ۴)} \\ & \times MU_{i,t} \times SentH(L)_t + \beta_5 BadNews_{i,t} \times MU_{i,t} \times SSentH(L)_t \\ & + \beta_6 Lreturn_1M_{i,t} + \beta_7 Early_{i,t} + \beta_8 Late_{i,t} + \beta_9 Retvol_{i,t} \\ & + \beta_{10} Size_{i,t} + \beta_{11} BM_{i,t} + \beta_{12} Leverage_{i,t} + \beta_{13} GoodNews^2_{i,t} \\ & + \beta_{14} BadNews^2_{i,t} + \beta_{15} GoodNews_{i,t} \times MktPE_{i,t} \\ & + \beta_{16} BadNews_{i,t} \times MktPE_{i,t} + \varepsilon \end{aligned}$$

MU برابر رتبه عدم اطمینان بازار و مابقی متغیرها همانند قبل است. رابطه رگرسیونی ۴ در شرایط احساسات خوش‌بینانه و بدبینانه، جداگانه تخمین زده می‌شود. انتظار می‌رود با کاهش عدم اطمینان بازار، ناهماهنگی شناختی کمتر شود و سرمایه‌گذاران در شرایط احساسات بدبینانه (خوش‌بینانه)، به اخبار خوب (بد) سود واکنش مثبت (منفی) نشان دهند. به عبارت دیگر اگر ضریب β_4 در شرایط احساسات بدبینانه مثبت و معنادار و ضریب β_5 در شرایط احساسات خوش‌بینانه منفی و معنادار شود، فرضیه‌های ششم و هفتم رد نمی‌شود.

متغیر وابسته

بازده غیرعادی انباشته (CAR) در پنجره پنج روزه $[-2, +2]$ با محوریت تاریخ اعلام سودهای فصلی است. بازده غیرعادی انباشته، به پیروی از پژوهش‌های چوی (۲۰۱۸)، گیامفی یئوبا و همکاران (۲۰۱۲) از مجموع بازده‌های غیرعادی در پنجره پنج روزه اعلام سود فصلی به شرح روابط ۵، ۶ و ۷ محاسبه می‌شود.

$$CAR_{i,t} = \sum_{-2}^{+2} AR_{it} \quad \text{رابطه ۵}$$

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt} \quad \text{رابطه ۶}$$

$$R_{mt} = \frac{I_{mt} - I_{m0}}{I_{m0}} \quad \text{رابطه ۷}$$

CAR: بازده غیرعادی انباشته در پنجره پنج روزه اعلام سود؛ AR: بازده غیرعادی در روز i ؛ R_{it} : بازده روزانه شرکت i ؛ R_{mt} : بازده روزانه بازار؛ I_{mt} : شاخص بازار در روز t و I_{m0} : شاخص بازار در روز قبل $(t - 1)$ است.

متغیرهای مستقل

اخبار خوب و بد سود (GoodNews و BadNews) از طریق سود غیرمنتظره مثبت و منفی اندازه‌گیری می‌شود. اگر سود غیرمنتظره مثبت باشد، GoodNews برابر با مقدار قدرمطلق سود غیرمنتظره (SUE) و در غیر این صورت صفر است. اگر سود غیرمنتظره منفی باشد، BadNews برابر با مقدار قدرمطلق سود غیرمنتظره (SUE) و در غیر این صورت صفر است. سود غیرمنتظره هر سهم (SUE) تفاوت بین سود واقعی یک فصل از سود واقعی همان فصل در سال قبل است. به پیروی از پژوهش‌های باتکی، ماسون و مرتون^۱ (۲۰۱۹)، کلمنت، لی و یانگ^۲ (۲۰۱۹) و لیونات و مندنهال^۳ (۲۰۰۶) سود غیرمنتظره هر سهم به شرح رابطه ۸ محاسبه می‌شود:

$$SUE_{i,q} = \frac{E_{i,q} - E_{i,q-4}}{P_{i,q}} \quad \text{رابطه ۸}$$

$SUE_{i,q}$: سود غیرمنتظره شرکت i در فصل q ؛ $E_{i,q}$: سود فصلی شرکت i در سال جاری؛ $E_{i,q-4}$: سود شرکت i در همان فصل در سال قبل و $P_{i,q}$: قیمت سهام انتهای فصل q .

1. Bathke, Mason & Morton
2. Clement, Lee & Yong
3. Livnat & Mendenhall

متغیرهای تعدیلگر

متغیرهای تعدیلگر عبارت‌اند از: احساسات خوش‌بینانه و بدبینانه، عدم اطمینان شرکت و عدم اطمینان بازار که در ادامه نحوه محاسبه هر یک توضیح داده می‌شود.

الف) احساسات خوش‌بینانه و بدبینانه

در ابتدا نحوه محاسبه شاخص احساسات و سپس تقسیم‌بندی دوره‌های خوش‌بینانه و بدبینانه توضیح داده شده است. نحوه ساخت معیار احساسات: برای محاسبه متغیر احساسات، به پیروی از پژوهش باکر و ورگلر^۱ (۲۰۰۶)، فریرا، ماچادو و سیلوا^۲ (۲۰۲۱) و توحیدی (۱۳۹۹) و با در نظر گرفتن شرایط حاکم بر بازار سرمایه ایران، از شاخص‌های تعداد عرضه عمومی اولیه، متوسط بازدهی هفته اول عرضه‌های عمومی اولیه، نسبت تعداد نمادهای مثبت به کل نمادهای مثبت و منفی و حجم معاملات حقیقی به کل استفاده شده است. قبل از محاسبه متغیر احساسات به روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA)، لازم است تا به پیروی از توحیدی (۱۳۹۹) هر یک از چهار شاخص استفاده شده برای محاسبه متغیر احساسات، از اثرات متغیرهای کلان اقتصادی نظیر شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، نرخ دلار، قیمت هر اونس طلا و قیمت سکه بهار آزادی طرح جدید خالص شوند؛ به این صورت که هر یک از شش شاخص گفته شده در مدل‌های رگرسیونی جداگانه، نسبت به چهار متغیر کلان برآورد می‌شوند. سپس جزء خطای مدل به‌عنوان مقدار خالص شده شاخص که تحت تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی نیست در نظر گرفته می‌شود و در نهایت مقادیر خالص شده چهار شاخص مربوطه به روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) به یک شاخص ترکیبی و واحد تبدیل می‌شوند. در این پژوهش متغیر احساسات، با توجه به شاخص‌های به‌کار گرفته شده برای محاسبه آن در سطح بازار اندازه‌گیری می‌شود. تمامی شاخص‌های استفاده شده برای متغیر احساسات و همین‌طور متغیرهای کلان به‌کار گرفته شده برای خالص‌سازی اثرات اطلاعات نامربوط، به صورت ماهانه اندازه‌گیری می‌شود. از این رو، متغیر ترکیبی احساسات نیز به‌صورت ماهانه و برای ۱۱۱ ماه طی دوره پژوهشی محاسبه شده است.

تعیین دوره‌های خوش‌بینانه و بدبینانه: به پیروی از آنتونیو، دوکاس و سوبرامانیام^۳ (۲۰۱۳) به‌منظور تعیین وضعیت تمایلات بازار حول یک اعلامیه سود سه ماهه (تعیین وضعیت خوش‌بینی یا بدبینی بازار)، میانگین موزون شاخص احساسات برای سه ماه قبل از ماه t که در آن سود اعلام شده است به شرح رابطه ۹ محاسبه شده است.

$$WSent_t = 3/6 \times Sent_{t-1} + 2/6 \times Sent_{t-2} + 1/6 \times Sent_{t-3} \quad \text{رابطه ۹}$$

$WSent_t$: میانگین وزنی احساسات برای سه ماه قبل از ماه اعلام سود. اگر $WSent_t$ در ماه $t-1$ در ۳۰ درصد بالای (پایین) کل نمونه‌ها باشد، ماه t به‌عنوان دارای احساسات خوش‌بینانه (بدبینانه) طبقه‌بندی می‌شود و بقیه دوره‌ها دارای احساسات خفیف هستند. در ادامه برای وارد کردن احساسات خوش‌بینانه و بدبینانه بازار به الگوهای پژوهش از دو متغیر SENTH و SENTL استفاده می‌شود. SENTH متغیر مجازی است که در دوره خوش‌بینانه عدد یک و در غیر این

1. Baker & Wurgler

2. Ferreira, Machado & Silva

3. Antoniou, Doukas & Subrahmanyam

صورت مقدار آن صفر است. SENTL متغیر مجازی که در دوره بدبینانه عدد یک و در غیر این صورت مقدار آن صفر است.

ب) عدم اطمینان اطلاعات شرکت (FU): برای اندازه‌گیری این متغیر از نوسان سود خالص فصلی استفاده شده است. بدین صورت که در هر فصل، از سود خالص فصلی طی ۳ سال گذشته انحراف معیار گرفته می‌شود. سپس شرکت‌های نمونه بر اساس این معیار به تفکیک از صفر تا ۴ رتبه‌بندی می‌شوند؛ شرکت‌های با رتبه صفر دارای کمترین عدم اطمینان اطلاعات شرکت و شرکت‌های با رتبه ۴، دارای بیشترین عدم اطمینان اطلاعات شرکت هستند (چوی^۱، ۲۰۱۸).

ج) عدم اطمینان بازار (MU): برای اندازه‌گیری این متغیر به پیروی از پژوهش چوی (۲۰۱۸)، از نوسان بازده بازار در ماه قبل از تاریخ اعلام سود فصلی شرکت‌ها استفاده شده است. نوسان بازده بازار، از طریق انحراف معیار بازده روزانه بازار طی یک ماه قبل از تاریخ اعلام سود فصلی شرکت‌ها محاسبه می‌شود. سپس شرکت‌های نمونه بر اساس متغیر عدم اطمینان بازار از صفر تا ۴ رتبه‌بندی می‌شوند؛ شرکت‌های با رتبه صفر شرکت‌هایی هستند که سود آن‌ها زمانی اعلام شده است که بیشترین عدم اطمینان در بازار وجود دارد و شرکت‌های با رتبه ۴، شرکت‌هایی هستند که سود آن‌ها زمانی اعلام شده که کمترین عدم اطمینان در بازار وجود دارد.

متغیرهای کنترلی

به پیروی از پژوهش لی و همکاران (۲۰۲۳) متغیرهای کنترلی عبارت‌اند از:

Lreturn_1M: بازده سهام شرکت در ماه قبل از اعلام سود.

Early: متغیر مجازی است که اگر تاریخ اعلام سود یک شرکت در اولین پنجم در یک سه ماهه مالی معین باشد، برابر با یک و در غیر این صورت صفر است. برای محاسبه این متغیر، در هر فصل شرکت‌ها بر اساس تاریخ اعلام سود از زودترین تاریخ اعلام به دیرترین تاریخ، مرتب شده و سپس پنجم‌بندی می‌شوند. اگر تاریخ اعلام سود فصلی شرکت i در پنجم اول باشد متغیر Early مقدار یک و در غیر این صورت صفر می‌گیرد.

Late: متغیر مجازی است که اگر تاریخ اعلام سود یک شرکت در آخرین پنجم در یک سه ماهه مالی معین باشد، برابر با یک و در غیر این صورت صفر است. نحوه پنجم‌بندی مشابه متغیر Early است.

Retvol: انحراف استاندارد بازده ماهانه شرکت در ۱۲ ماه قبل از اعلام سود.

Size: اندازه شرکت که برابر با لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان ماه قبل از اعلام سود.

BM: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام در پایان هر فصل.

Leverage: اهرم مالی که از طریق تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها در پایان هر فصل محاسبه می‌شود، به منظور کنترل غیرخطی بودن ضریب واکنش سود، به پیروی از فریمین و تسه^۲ (۱۹۹۲) و میان و سانکاراگوروسوامی^۳ (۲۰۱۲) متغیرهای کنترلی $GoodNews^2$: برابر با مربع GoodNews و $BadNews^2$: برابر با مربع BadNews وارد مدل می‌شوند.

1. Choi

2. Freeman and Tse

3. Mian and Sankaraguruswamy

MktPE: نسبت قیمت به سود که برابر است با نسبت قیمت به سود نسبی، برای محاسبه این متغیر نسبت قیمت به سود (PE) در ماه قبل از اعلام سود محاسبه شده سپس به میانگین PE در ۱۲ ماه قبل تقسیم می‌شود. همچنین، برای کنترل تأثیر سطح نسبی بازار دو عبارت تعاملی $\text{GoodNews} \times \text{MktPE}$ و $\text{BadNews} \times \text{MktPE}$ به مدل اضافه می‌شود (کنراد، کرنل و لندزمن^۱، ۲۰۰۲).

یافته‌های پژوهش

در جدول ۱ آمارهای توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش ارائه شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

| نام متغیر | نماد متغیر | میانگین | میانه | بیشترین | کمترین | انحراف معیار |
|------------------------------------|------------|---------|--------|---------|--------|--------------|
| بازده غیرعادی انباشته | CAR | -۰/۶۰۰ | -۰/۹۰۰ | ۰/۵۱۹ | -۰/۹۷۵ | ۰/۰۷۴ |
| اخبار خوب سود | GOODNEWS | ۰/۰۱۷ | ۰/۱۰۰ | ۱/۰۴۲ | -۰/۰۰۰ | ۰/۰۴۹ |
| اخبار بد سود | BADNEWS | -۰/۰۲۴ | ۰/۰۰۰ | ۲/۰۴۲ | -۰/۰۰۰ | ۰/۰۸۹ |
| نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام | BM | ۰/۳۲۳ | ۰/۲۵۹ | ۱/۷۲۶ | -۱/۵۳۸ | ۰/۲۷۶ |
| اهرم مالی | LEVRAGE | -۰/۵۸۹ | ۰/۶۰۶ | ۱/۵۲۰ | -۰/۰۱۳ | ۰/۲۱۱ |
| بازده سهام در ماه قبل از اعلام سود | LRETURN1M | ۰/۰۲۲ | -۰/۵۰۰ | ۲/۱۰۴ | -۱/۰۰۰ | ۰/۲۲۰ |
| نسبت قیمت به سود | MKTPE | ۱/۱۱۲ | ۰/۹۳۴ | ۷/۳۰۳ | -۳/۴۴۸ | ۱/۲۵۴ |
| انحراف استاندارد بازده ماهانه | RETVOL | ۰/۱۸۵ | ۰/۱۶۴ | ۰/۶۴۲ | -۰/۰۰۰ | ۰/۰۹۳ |
| اندازه شرکت | SIZE | ۱۲/۶۴۷ | ۱۲/۶۰۶ | ۱۵/۴۳۹ | ۱۰/۹۱۷ | ۰/۷۵۳ |

میانگین یک شاخص مرکزی است که بیانگر نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است. برای مثال مطابق با جدول ۱ میانگین متغیر وابسته (بازده غیرعادی انباشته) برابر با $-۰/۶۰۰$ است که نشان می‌دهد داده‌های این متغیر بیشتر حول این نقطه تمرکز دارند. همچنین، این مقدار برای متغیرهای مستقل اخبار خوب سود و اخبار بد، به ترتیب برابر $۰/۰۱۷$ و $۰/۰۲۴$ است. یکی از شاخص‌های پراکندگی، انحراف معیار است که میزان پراکندگی مشاهدات از میانگین را نشان می‌دهد. مقدار این پارامتر برای متغیر وابسته برابر با $۰/۰۷۴$ است که نشان می‌دهد متوسط میزان پراکندگی مقادیر متغیر بازده غیرعادی انباشته حول میانگین برابر $۰/۰۷۴$ است. پارامترهای حداکثر و حداقل هر متغیر نیز می‌تواند به نوعی بیانگر میزان پراکندگی مشاهدات باشد. مقدار حداکثر برای متغیر بازده غیرعادی انباشته $۰/۵۱۹$ است.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

قبل از برآورد الگوهای پژوهش، بر اساس آزمون چاو و هاسمن الگوی تخمین مشخص شد. با توجه به اینکه احتمال آماره این دو آزمون از سطح خطای ۵ درصد کمتر بود، روش داده‌های تابلویی با اثرهای ثابت استفاده شد. جهت تشخیص ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی به ترتیب از آزمون LR و ولدریج استفاده شد. نتایج این دو آزمون بیانگر

وجود ناهم‌سانی واریانس و خودهم‌بستگی مرتبه اول بود که برای تخفیف اثر آن‌ها، از روش GLS و تصحیح وایت^۱ استفاده شد. هم‌خطی از طریق معیار عامل تورم واریانس (VIF) بررسی شد که مقدار آن برای تمامی متغیرها در الگوهای پژوهش کمتر از ۱۰ و بیانگر عدم وجود مشکل هم‌خطی است.

خلاصه نتایج حاصل از برآورد الگوهای رگرسیونی ۱ و ۲، برای آزمون فرضیه‌های اول، دوم و سوم در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون فرضیه‌های اول، دوم و سوم

| متغیر وابسته CAR | | | | | | | | | |
|--------------------|---------|--------|-----------------------|---------|--------|--------------------|---------|--------|------------------------|
| الگوی ۲: فرضیه سوم | | | الگوی ۲: فرضیه دوم | | | الگوی ۱: فرضیه اول | | | متغیرها |
| دوره بدینانه بازار | | | دوره خوش‌بینانه بازار | | | کل بازار | | | |
| معناداری | آماره t | ضرایب | معناداری | آماره t | ضرایب | معناداری | آماره t | ضرایب | |
| ۰/۰۰۱ | ۳/۲۹۷ | ۰/۱۷۲ | ۰/۰۹۱ | ۱/۶۹۱ | ۰/۰۶۵ | ۰/۰۰۴ | ۲/۹۱۵ | ۰/۰۸۶ | GOODNEWS |
| ۰/۱۱۲ | -۱/۵۹۱ | -۰/۰۳۴ | ۰/۱۹۷ | -۱/۲۹۱ | -۰/۰۲۸ | ۰/۰۱۰ | -۲/۵۵۴ | -۰/۰۴۹ | BADNEWS |
| - | - | - | ۰/۰۲۱ | ۲/۳۱۴ | ۰/۰۸۵ | - | - | - | GOODNEWS*SENTH |
| - | - | - | ۰/۳۱۱ | ۱/۰۱۲ | ۰/۰۱۴ | - | - | - | BADNEWS*SENTH |
| ۰/۱۲۰ | -۱/۵۵۴ | -۰/۰۶۱ | - | - | - | - | - | - | GOODNEWS*SENTL |
| ۰/۰۴۲ | -۲/۰۳۲ | -۰/۰۳۲ | - | - | - | - | - | - | BADNEWS*SENTL |
| ۰/۲۲۱ | -۱/۲۲۳ | -۰/۰۰۷ | ۰/۷۶۲ | -۰/۳۰۳ | -۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۳ | -۲/۹۷۵ | -۰/۰۱۵ | LRETURN1M |
| ۰/۰۰۳ | ۲/۹۷۵ | ۰/۰۲۲ | ۰/۰۳۴ | ۲/۱۱۸ | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۰۱ | ۳/۲۹۷ | ۰/۰۲۰ | EARLY |
| ۰/۰۱۱ | -۲/۵۳۲ | -۰/۰۱۰ | ۰/۲۸۹ | -۱/۰۶۰ | -۰/۰۰۴ | ۰/۲۱۶ | -۱/۲۳۸ | -۰/۰۰۵ | LATE |
| ۰/۰۰۳ | -۲/۹۶۰ | -۰/۰۴۰ | ۰/۰۰۰ | -۳/۶۷۴ | -۰/۰۴۵ | ۰/۰۰۷ | -۲/۶۷۳ | -۰/۰۳۱ | RETVOL |
| ۰/۰۰۱ | -۳/۲۵۳ | -۰/۰۱۰ | ۰/۰۱۰ | -۲/۵۹۲ | -۰/۰۰۵ | ۰/۰۰۱ | -۳/۲۷۲ | -۰/۰۰۸ | SIZE |
| ۰/۰۰۰ | -۴/۸۲۸ | -۰/۰۳۳ | ۰/۰۰۰ | -۴/۱۷۱ | -۰/۰۲۰ | ۰/۰۰۰ | -۴/۹۱۸ | -۰/۰۳۰ | BM |
| ۰/۰۰۳ | -۲/۹۵۳ | -۰/۰۳۲ | ۰/۰۰۲ | -۳/۰۹۲ | -۰/۰۱۷ | ۰/۰۰۱ | -۳/۳۵۴ | -۰/۰۳۳ | LEVERAGE |
| ۰/۱۷۲ | -۱/۳۶۷ | -۰/۱۵۱ | ۰/۰۱۵ | -۲/۴۳۳ | -۰/۰۲۱ | ۰/۰۰۰ | -۳/۹۲۴ | -۰/۰۲۷ | GOODNEWS^2 |
| ۰/۰۲۵ | ۲/۲۴۱ | ۰/۰۲۵ | ۰/۴۶۸ | ۰/۷۲۵ | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۷۷ | ۱/۷۶۶ | ۰/۰۱۸ | BADNEWS^2 |
| ۰/۲۰۹ | ۱/۲۵۶ | ۰/۰۲۲ | ۰/۶۷۶ | ۰/۴۱۸ | ۰/۰۰۷ | ۰/۷۱۷ | ۰/۳۶۱ | ۰/۰۰۵ | GOODNEWS*MKTPE |
| ۰/۱۹۹ | ۱/۲۸۵ | ۰/۰۱۴ | ۰/۶۶۲ | ۰/۴۳۷ | ۰/۰۰۶ | ۰/۴۱۹ | ۰/۸۰۸ | ۰/۰۰۹ | BADNEWS*MKTPE |
| ۰/۰۰۰ | ۳/۵۳۶ | ۰/۱۵۳ | ۰/۰۰۲ | ۳/۱۰۸ | ۰/۰۷۸ | ۰/۰۰۰ | ۳/۶۰۳ | ۰/۱۳۲ | C |
| ۰/۰۱۶ | | | ۰/۱۲۲ | | | ۰/۰۱۸ | | | ضریب تعیین تعدیل شده |
| (۰/۰۰۰) ۱/۵۱۵ | | | (۰/۰۰۰) ۱۳/۳۰۹ | | | (۰/۰۰۰) ۱/۵۹۸ | | | آماره F (احتمال آماره) |

همان‌گونه که نتایج فرضیه اول نشان می‌دهد، سطح معناداری برای متغیر اخبار خوب سود ۰/۰۰۴ و برای اخبار بد سود ۰/۰۱۰ و کمتر از سطح خطای ۵ درصد است. همچنین ضریب این دو متغیر طبق انتظار به ترتیب مثبت و منفی است که نشان می‌دهد واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب و بد سود نامتقارن است و فرضیه اول پژوهش در سطح

۱. در تصحیح وایت (White) برای تخمین مدل از انحراف معیار سازگار شده با ناهم‌سانی واریانس و خودهم‌بستگی استفاده می‌شود (ولدریج، ۲۰۰۲).

اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود. بر اساس نتایج تخمین الگو در دوره احساسات خوش‌بینانه مشاهده می‌شود که سطح معناداری ضریب متغیر اخبار خوب در دوره خوش‌بینانه برابر ۰/۰۲۱ و کمتر از سطح خطای ۵ درصد و معنادار است. همچنین، این ضریب مثبت است. ولی سطح معناداری متغیر اخبار بد در دوره خوش‌بینانه برابر با ۰/۳۱۱ است که معنادار نیست. معنادار نشدن این ضریب بیانگر واکنش خاموش (عدم واکنش) سرمایه‌گذاران به اخبار بد در شرایط احساسات خوش‌بینانه است؛ در نتیجه در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه دوم پژوهش رد نمی‌شود. بر اساس نتایج فرضیه سوم، ضریب متغیر اخبار بد در شرایط احساسات بدبینانه منفی و معنادار شده (سطح معناداری ۰/۰۴۲) و ضریب متغیر اخبار خوب معنادار نیست (سطح معناداری ۰/۱۲۰). عدم معناداری این ضریب بیانگر واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود در شرایط احساسات بدبینانه است که ناشی از ناهماهنگی شناختی است. از این رو، در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه سوم نیز رد نمی‌شود.

خلاصه نتایج حاصل از برآورد الگوی رگرسیونی ۳، برای آزمون فرضیه‌های چهارم و پنجم در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون فرضیه‌های چهارم و پنجم

| متغیر وابسته CAR | | | | | | |
|----------------------|---------|--------|-----------------------|---------|--------|------------------------|
| الگوی ۳: فرضیه چهارم | | | الگوی ۳: فرضیه پنجم | | | متغیرها |
| دوره بدبینانه بازار | | | دوره خوش‌بینانه بازار | | | |
| معناداری | آماره t | ضرایب | معناداری | آماره t | ضرایب | |
| ۰/۰۰۰ | ۵/۴۲۲ | ۰/۱۸۸ | ۰/۰۰۰ | ۴/۴۲۹ | ۰/۱۶۱ | GOODNEWS |
| ۰/۱۲۶ | -۱/۵۲۷ | -۰/۰۳۳ | ۰/۱۱۰ | -۱/۵۹۸ | -۰/۰۳۶ | BADNEWS |
| ۰/۰۸۵ | -۱/۷۱۹ | -۰/۰۰۳ | ۰/۰۵۸ | -۱/۸۹۲ | -۰/۰۰۳ | FURANK |
| - | - | - | ۰/۱۵۳ | ۱/۴۲۸ | ۰/۰۱۷ | GOODNEWS* FURANK*SENTH |
| - | - | - | ۰/۸۷۵ | ۰/۱۵۷ | ۰/۰۰۱ | BADNEWS* FURANK*SENTH |
| ۰/۰۹۶ | -۱/۶۶۵ | -۰/۰۱۴ | - | - | - | GOODNEWS* FURANK*SENTL |
| ۰/۷۵۴ | -۰/۳۱۲ | -۰/۰۰۲ | - | - | - | BADNEWS* FURANK*SENTL |
| ۰/۰۰۶ | -۲/۷۵۷ | -۰/۰۱۶ | ۰/۰۰۱ | -۳/۲۵۹ | -۰/۰۱۶ | LRETURN1M |
| ۰/۰۰۲ | ۳/۱۱۸ | ۰/۰۲۰ | ۰/۰۰۱ | ۳/۲۹۱ | ۰/۰۱۹ | EARLY |
| ۰/۱۵۳ | -۱/۴۲۹ | -۰/۰۰۶ | ۰/۱۸۶ | -۱/۳۲۴ | -۰/۰۰۵ | LATE |
| ۰/۰۰۸ | -۲/۶۵۹ | -۰/۰۳۲ | ۰/۰۰۷ | -۲/۷۱۴ | -۰/۰۳۲ | RETVOL |
| ۰/۰۱۸ | -۲/۳۶۶ | -۰/۰۰۶ | ۰/۰۱۰ | -۲/۵۷۴ | -۰/۰۰۷ | SIZE |
| ۰/۰۰۰ | -۵/۸۹۴ | -۰/۰۲۸ | ۰/۰۰۰ | -۴/۸۱۹ | -۰/۰۲۹ | BM |
| ۰/۰۰۱ | -۳/۲۱۳ | -۰/۰۳۲ | ۰/۰۰۱ | -۳/۲۷۴ | -۰/۰۳۲ | LEVERAGE |
| ۰/۰۰۰ | -۳/۷۴۶ | -۰/۱۶۲ | ۰/۰۰۰ | -۴/۴۸۹ | -۰/۱۶۹ | GOODNEWS^2 |
| ۰/۴۶۷ | ۰/۷۲۷ | ۰/۰۱۰ | ۰/۴۹۹ | ۰/۶۷۹ | ۰/۰۰۹ | BADNEWS^2 |
| ۰/۷۱۷ | ۰/۳۶۲ | ۰/۰۰۵ | ۰/۸۰۵ | ۰/۲۴۶ | ۰/۰۰۳ | GOODNEWS*MKTPE |
| ۰/۴۸۷ | ۰/۶۹۴ | ۰/۰۰۹ | ۰/۴۱۵ | ۰/۸۱۴ | ۰/۰۰۹ | BADNEWS*MKTPE |
| ۰/۰۲۲ | | | ۰/۰۲۱ | | | ضریب تعیین تعدیل شده |
| (۰/۰۰۰) ۱/۶۸۷ | | | (۰/۰۰۰) ۱/۶۸۴ | | | آماره F (احتمال آماره) |

طبق فرضیه چهارم انتظار بر این بود که ضریب متغیر $GOODNEWS*FURANK$ در شرایط بدبینانه مثبت و معنادار باشد. طبق نتایج جدول ۳ سطح معناداری این ضریب $۰/۰۹۶$ است که در سطح ۹۰% درصد معنادار است؛ ولی علامت ضریب، برخلاف انتظار، منفی است. بنابراین فرضیه چهارم در سطح اطمینان ۹۰% درصد رد می‌شود. به دلیل معنادار شدن سطح معناداری ضریب این متغیر در سطح اطمینان ۹۰% درصد، می‌توان نتیجه گرفت زمانی که احساسات بدبینانه در بازار وجود دارد، حتی انتشار اخبار خوب سود، واکنش منفی سرمایه‌گذاران را در پی خواهد داشت. به عبارتی با کاهش عدم اطمینان اطلاعات شرکت در شرایط احساسات بدبینانه، ناهماهنگی شناختی کمتر نشده و سرمایه‌گذاران در شرایط احساسات بدبینانه به اخبار خوب سود واکنش مثبت نشان نمی‌دهند. از طرف دیگر، بر اساس فرضیه پنجم انتظار بر این بود که ضریب متغیر $BADNEWS*FURANK$ در شرایط خوش بینانه منفی و معنادار باشد. طبق نتایج جدول ۳ ضریب این متغیر در سطح خطای ۵% درصد منفی و معنادار نیست. در نتیجه در سطح اطمینان ۹۵% درصد، فرضیه پنجم رد می‌شود. به عبارت دیگر برخلاف انتظار با کاهش عدم اطمینان اطلاعات شرکت، ناهماهنگی شناختی کمتر نشده و سرمایه‌گذاران در شرایط احساسات بدبینانه (خوش بینانه) به اخبار خوب (بد) سود واکنش مثبت (منفی) نشان ندادند. نتایج حاصل از برآورد الگوی رگرسیونی ۴، برای آزمون فرضیه‌های ششم و هفتم در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون فرضیه ششم و هفتم

| متغیر وابسته CAR | | | | | | متغیرها |
|---------------------|---------|--------|-----------------------|---------|--------|------------------------|
| نتایج فرضیه ششم | | | نتایج فرضیه هفتم | | | |
| دوره بدبینانه بازار | | | دوره خوش بینانه بازار | | | |
| معناداری | آماره t | ضرایب | معناداری | آماره t | ضرایب | |
| ۰/۰۰۶ | ۲/۷۲۱ | ۰/۱۱۹ | ۰/۰۷۹ | ۱/۷۵۳ | ۰/۰۶۵ | GOODNEWS |
| ۰/۰۱۲ | -۲/۵۰۸ | -۰/۰۵۶ | ۰/۲۴۲ | -۱/۱۷۰ | -۰/۰۲۹ | BADNEWS |
| ۰/۰۱۶ | ۲/۴۰۳ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۳۱ | ۲/۱۵۳ | ۰/۰۰۳ | RANKMU |
| - | - | - | ۰/۵۸۷ | ۰/۵۴۳ | ۰/۰۰۶ | GOODNEWS*RANKMU*SENTH |
| - | - | - | ۰/۰۶۱ | -۱/۸۶۹ | -۰/۰۱۵ | BADNEWS*RANKMU*SENTH |
| ۰/۰۷۸ | -۱/۷۶۰ | -۰/۰۲۲ | - | - | - | GOODNEWS*RANKMU*SENTL |
| ۰/۷۹۹ | ۰/۲۵۴ | ۰/۰۰۲ | - | - | - | BADNEWS*RANKMU*SENTL |
| ۰/۰۰۳ | -۲/۹۹۵ | -۰/۰۱۵ | ۰/۳۶۹ | -۰/۸۹۷ | -۰/۰۰۶ | LRETURN1M |
| ۰/۰۰۱ | ۳/۲۴۵ | ۰/۰۱۹ | ۰/۰۰۵ | ۲/۸۳۹ | ۰/۰۲۲ | EARLY |
| ۰/۲۸۸ | -۱/۰۶۱ | -۰/۰۰۴ | ۰/۰۳۸ | -۲/۰۶۸ | -۰/۰۰۸ | LATE |
| ۰/۰۰۸ | -۲/۶۵۹ | -۰/۰۳۱ | ۰/۰۰۷ | -۲/۶۸۱ | -۰/۰۳۹ | RETVOL |
| ۰/۰۰۲ | -۳/۰۸۸ | -۰/۰۰۸ | ۰/۰۰۰ | -۳/۵۵۸ | -۰/۰۱۱ | SIZE |
| ۰/۰۰۰ | -۴/۷۸۲ | -۰/۰۲۹ | ۰/۰۰۰ | -۵/۲۱۵ | -۰/۰۳۳ | BM |
| ۰/۰۰۱ | -۳/۲۵۶ | -۰/۰۳۲ | ۰/۰۰۲ | -۳/۰۷۷ | -۰/۰۳۳ | LEVERAGE |
| ۰/۹۱۴ | ۰/۱۰۷ | ۰/۰۰۲ | ۰/۲۶۰ | ۱/۱۲۶ | ۰/۰۲۳ | GOODNEWS*MKTPE |
| ۰/۳۲۷ | ۰/۹۸۰ | ۰/۰۱۲ | ۰/۴۲۶ | ۰/۷۹۵ | ۰/۰۱۲ | BADNEWS*MKTPE |
| ۰/۰۰۰ | -۳/۷۹۱ | -۰/۰۲۸ | ۰/۰۰۳ | -۳/۰۰۱ | -۰/۰۲۴ | GOODNEWS^2 |
| ۰/۳۷۸ | ۰/۸۸۱ | ۰/۰۱۸ | ۰/۸۰۹ | ۰/۲۴۱ | ۰/۰۰۴ | BADNEWS^2 |
| ۰/۰۰۲ | ۳/۱۷۶ | ۰/۱۱۷ | ۰/۰۰۰ | ۳/۶۶۲ | ۰/۱۵۷ | C |
| ۰/۰۲۰ | | | ۰/۰۱۴ | | | ضریب تعیین تعدیل شده |
| (۰/۰۰۰) ۱/۶۳۸ | | | (۰/۰۰۰) ۱/۴۳۲ | | | آماره F (احتمال آماره) |

طبق فرضیه ششم، در شرایط بدبینانه انتظار بر این بود که ضریب متغیر $GOODNEWS * RANKMU$ مثبت و معنادار شود. مطابق با نتایج جدول ۴ سطح معناداری این ضریب $۰/۰۷۸$ است که در سطح ۹۰ درصد معنادار است؛ ولی علامت ضریب، برخلاف انتظار منفی است. بنابراین فرضیه ششم در سطح اطمینان ۹۰ درصد رد می‌شود. به عبارت دیگر، برخلاف انتظار با کاهش عدم اطمینان بازار در شرایط احساسات بدبینانه، ناهماهنگی شناختی کمتر نشده و سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود واکنش مثبتی نشان نمی‌دهند. بر اساس فرضیه هفتم، در شرایط خوش بینانه انتظار بر این بود که ضریب متغیر $BADNEWS * RANKMU$ منفی و معنادار شود. طبق نتایج جدول ۴ سطح معناداری این ضریب $۰/۰۶۱$ و علامت ضریب منفی است. در نتیجه فرضیه هفتم در سطح اطمینان ۹۰ درصد رد نمی‌شود. به عبارت دیگر بر اساس آنچه انتظار می‌رفت با کاهش عدم اطمینان بازار در شرایط احساسات خوش بینانه، ناهماهنگی شناختی کمتر شده و سرمایه‌گذاران به اخبار بد سود واکنش منفی نشان دادند.

بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه تأثیر سوگیری ناهماهنگی شناختی، در واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب و بد سود بررسی شد. نتایج آزمون فرضیه اول، مطابق با مبانی نظری نشان داد که سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود، واکنش مثبت و به اخبار بد، واکنش منفی نشان می‌دهند. بر اساس سوگیری ناهماهنگی شناختی، سرمایه‌گذاران تمایل دارند که اخبار سود متناقض با وضعیت احساسی خود را نادیده بگیرند. مطابق با نتایج فرضیه‌های دوم و سوم، در شرایط احساسات خوش بینانه، سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود واکنش مثبت و به اخبار بد واکنش خاموش دارند، در حالی که در شرایط احساسات بدبینانه، به اخبار بد سود واکنش منفی و به اخبار خوب، واکنش خاموش دارند. این نتایج وجود ناهماهنگی شناختی در احساسات مختلف (خوش بینانه و بدبینانه) بازار بورس اوراق بهادار تهران را تأیید می‌کند. این یافته‌ها با نتایج پژوهش‌های همکاران (۲۰۲۳) هم‌سو است.

نتایج آزمون فرضیه‌های چهارم و پنجم نشان داد عدم اطمینان اطلاعات شرکت بر تضعیف ناهماهنگی شناختی سرمایه‌گذاران به اخبار سود، در شرایط احساسات خوش بینانه و بدبینانه تأثیر معناداری ندارد. این یافته‌ها با نتایج پژوهش‌های همکاران (۲۰۲۳) هم‌سو نیست. از نتایج به دست آمده می‌توان استنباط کرد که احتمالاً اعتماد سرمایه‌گذاران به اطلاعات گزارش شده از سوی شرکت‌ها چندان تأثیری بر عملکرد کلی آن‌ها در بازارهای مالی ندارد. علت این پدیده را می‌توان با توجه به وضعیت اقتصادی حاکم بر بازارهای مالی داخلی، نظیر نوسان‌های زیاد نرخ ارز، دلار، تورم، طلا، نفت و وجود تحریم‌های اقتصادی به وجود آمده در سال‌های اخیر تفسیر کرد. این شرایط حاکم بر اقتصاد کشور، سبب شده است تا سرمایه‌گذاران به دلیل محافظه‌کاری و همچنین نداشتن دانش کافی برای تفسیر وضعیت اقتصادی، از عهده ارزش‌گذاری واقعی بنیادی شرکت‌ها برنیایند. از طرف دیگر، نوسان‌های زیاد عوامل مطرح شده موجب تمرکز بیش از حد فعالان بازار به عوامل کلان اقتصادی (عوامل خارج از شرکت) شده است که در نتیجه آن، توجه به سمت عوامل داخلی کاهش یافته است و به نوعی سرمایه‌گذاران دچار بی‌تفاوتی نسبت به اطلاعات داخلی می‌شوند. بنابراین عدم اطمینان بازار بیشتر از عدم اطمینان اطلاعات شرکت‌ها بر واکنش سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی تأثیرگذار خواهد بود.

نتایج آزمون فرضیه ششم نشان داد کاهش عدم اطمینان بازار، واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود در شرایط احساسات بدبینانه را تضعیف نمی‌کند و طبق نتایج آزمون فرضیه هفتم مشاهده شد کاهش عدم اطمینان بازار، واکنش خاموش سرمایه‌گذاران به اخبار بد سود در شرایط احساسات خوش‌بینانه را تضعیف می‌کند. این نتایج را می‌توان بر اساس تأثیر احساسات بر پردازش اطلاعات تفسیر کرد. طبق ادبیات حوزه احساسات، افراد وقتی بدبین هستند نسبت به اطلاعات موجود انتقاد بیشتری دارند، اما زمانی که خوش‌بین هستند، احتمال بیشتری دارد که اطلاعات را به صورت واقعی دریافت کنند. در نتیجه، سرمایه‌گذاران ممکن است آستانه‌های روانی بالاتری را برای «خبر خوب» زمانی که احساسات بدبینانه است، تعیین کنند. در واقع انتظار سرمایه‌گذاران از تداوم سود در دوره‌های احساسات بدبینانه کمتر است. به بیان دیگر، سرمایه‌گذاران نسبت به تداوم سود غیرمنتظره مثبت در شرایط بدبینی، انتقاد بیشتری دارند و کمتر به اخبار خوب سود توجه دارند. این یافته‌ها تا حدودی با نتایج پژوهش لی و همکاران (۲۰۲۳) هم‌سو است. با این حال، مطالعات بیشتری برای درک کامل این پدیده پاسخ‌های نامتقارن مورد نیاز است. در باور عموم معمولاً این عقیده ریشه دارد که بازارهای خرسی به مراتب بیشتر از بازارهای گاوی دوام می‌آورند^۱. این ممکن است به تأثیر قوی‌تر احساسات بدبینانه حاکم بر بازار مرتبط باشد. به‌طور کلی، شواهد این مطالعه نشان داد ناهماهنگی شناختی که به‌عنوان «مهم‌ترین پیشرفت در روان‌شناسی اجتماعی» شناخته شده است، نقش مهمی در تأثیر بر قیمت‌گذاری اطلاعات سود، به‌ویژه در اقتصادهای در حال توسعه ایفا می‌کند.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از پژوهش حاضر، از آنجایی که با افزایش اطمینان در بازار سرمایه می‌توان ناهماهنگی شناختی واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود شرکت‌ها را کاهش داد، پیشنهاد می‌شود که قانون‌گذاران بازار سرمایه، از طریق سیاست‌گذاری و تشویق شرکت‌ها به افشای اطلاعات بیشتر و دقیق‌تر، تلاش کنند عدم اطمینان بازارها را در سطح خرد و کلان کاهش دهند تا پاسخ نامتقارن (پاسخ خاموش) سرمایه‌گذاران و ناهماهنگی شناختی‌های محتمل کاهش یابد و عدم تقارن اطلاعاتی کمتری در بازار شکل گیرد. همچنین، به سرمایه‌گذاران و فعالان بازارهای مالی توصیه می‌شود که شرایط عدم اطمینان و نوسان‌های بازار سرمایه را در تجزیه و تحلیل‌های خود در نظر بگیرند تا کمتر دچار ناهماهنگی شناختی شوند. برای مطالعات آینده، پیشنهاد می‌شود که از ناهماهنگی شناختی برای توضیح واکنش بازده سهام پس از انواع دیگر اخبار مانند اخبار انتشار سهام، عرضه اولیه شرکت‌ها، اعلام ادغام شرکت‌ها و رویدادهای قانونی استفاده شود. همچنین پیشنهاد می‌شود که تأثیر عدم قطعیت سیاست‌های کلان اقتصادی را بر ناهماهنگی شناختی بررسی شود.

۱. بازار گاوی (Bull market) و بازار خرسی (Bear market) برای مشخص کردن روند کلی بازار سرمایه به کار گرفته می‌شوند. به عبارت ساده، هنگامی که بازار رو به رشد باشد و قیمت سهام روندی صعودی دارد، می‌گویند «بازار گاوی» است. اما اگر قیمت سهام روندی نزولی داشته و رکود در اوضاع اقتصادی حاکم شده باشد، «بازار خرسی» مصداق می‌یابد.

منابع

- بنی طالبی دهکردی، بهاره و غفوری‌نژاد، عبدالله (۱۳۹۹). تبیین به‌کارگیری استراتژی‌های نوآور در سیستم حسابداری مدیریت از منظر تئوری ناهماهنگی شناختی. *حسابداری مدیریت*، ۱۳(۴۶)، ۱۳۷-۱۵۳.
- بهارمقدم، مهدی و جوکار، حسین (۱۳۹۷). بررسی تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی بر تمایلات سرمایه‌گذاران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱(۲۵)، ۲۱-۵۰.
- توحیدی، محمد (۱۳۹۹). استخراج شاخص ترکیبی گرایش احساسی در بورس اوراق بهادار تهران. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۲(۸)، ۴۹-۶۸.
- حقی، سپهر و اللهیاری، عباس (۱۴۰۱). بررسی ارتباط علی بین احساسات سرمایه‌گذار و بازده مزاد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه علمی رویکردهای پژوهشی نوین مدیریت و حسابداری*، ۶(۲۲)، ۳۳۲-۳۵۱.
- حمیدیان، نرگس؛ عرب‌صالحی، مهدی و امیری، هادی (۱۳۹۹). بررسی واکنش سرمایه‌گذاران به سود غیرمنتظره در شرایط عدم اطمینان بازار. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۱(۸)، ۴۱-۵۶.
- عشوری، فاطمه؛ آزاد، ناصر؛ نعیمی، عبدالله و مدیری، محمود (۱۴۰۱). متغیرهای اثرپذیر بر تغییر نگرش مصرف‌کننده مبنی بر رویکرد ناهماهنگی شناختی. *مدیریت بازاریابی*، ۱۷(۵۵)، ۹-۸۱.
- قائمی، محمدحسین و تقی‌زاده، مصطفی (۱۳۹۵). بررسی تأثیر ریسک اطلاعاتی و هزینه‌های معاملات بر واکنش بازار سهام به اخبار سود. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲(۲۳)، ۲۳۵-۲۵۲.
- کامیابی، یحیی و جوادی‌نیا، امیر (۱۴۰۰). بررسی اثر تعدیل‌کننده توانایی مدیریت بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذاران و محافظه‌کاری حسابداری. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱(۲۸)، ۱۰۲-۱۳۴.
- متین‌فرد، مهران و چهارمحالی، علی‌اکبر (۱۴۰۱). بررسی اثر عدم قطعیت اقتصادی بر نگهداشت وجه نقد. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۱(۴۱)، ۵۱۱-۵۲۷.
- مشکی میاوقی، مهدی و اشرفی، حسین (۱۳۹۳). تأثیر سطح عدم اطمینان بر واکنش قیمت سهام به اخبار خوب و اخبار بد در طول چرخه‌های تجاری. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱(۲۱)، ۸۹-۱۰۸.

References

- Al-Alawi, A. (2017). *Holistic approach to the factors affecting individual investor's decision making in the GCC market*. Submitted Doctoral Thesis, Plymouth University.
- Altanlar, A., Guo, J. & Holmes, P. (2019). Do culture, sentiment, and cognitive dissonance explain the 'above suspicion' anomalies? *European Financial Management*, 25(5), 1168-1195.
- Antoniou, C., Doukas, J. A. & Subrahmanyam, A. (2013). Cognitive dissonance, sentiment, and momentum. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48(1), 245-275.

- Ashouri, F., Azad, N., Naami, A. & Modiri, M. (2022). Influential variables on changing consumer attitudes based on cognitive dissonance approach. *Marketing Management*, 17(55), 9-81. (in Persian)
- Baharmoghaddam, M. & Jokar, H. (2018). Investigating the Effect of Quality Accounting Information and Information Uncertainty on the Investor Sentiment. *Accounting and Auditing Review*, 25(1), 21-50. (in Persian)
- Baker, M. & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680.
- Bani Talebi Dehkordi, B. & Ghafourinejad, A. (2019). Explaining the use of innovative management accounting system strategies from the perspective of cognitive dissonance theory. *Management Accounting*, 13(46), 137-153. (in Persian)
- Bathke, A., Mason, T. & Morton, R. (2019). Investor Overreaction to Earnings Surprises & Post Earnings-Announcement Reversals. *Journal of Contemporary Accounting Research*, 36(4), 2069- 2092.
- Choi, H. M. (2018). A tale of two uncertainties. *Journal of Banking & Finance*, 92, 81-99.
- Clement, M., Lee, J. & Yong, K. (2019). A New Perspective on Post-Earnings Announcement Drift: Using a Relative Drift Measure. *Journal of Business Finance & Accounting*, 46(9-10), 1123-1143.
- Conrad, J., Cornell, B. & Landsman, W. R. (2002). When is bad news really bad news? *The Journal of Finance*, 57(6), 2507-2532.
- Daniel, K., Grinblatt, M., Titman, S. & Wermers, R. (1997). Measuring mutual fund performance with characteristic- based benchmarks. *The Journal of Finance*, 52(3), 1035-1058.
- Daniel, K., Hirshleifer, D. & Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under and overreactions. *the Journal of Finance*, 53(6), 1839-1885.
- Ferreira, T. S., Machado, M. A. & Silva, P. Z. (2021). Asymmetric impact of investor sentiment on Brazilian stock market volatility. *RAM. Revista de Administração Mackenzie*, 22, eRAMR210032.
- Festinger, L.A. (1957). *Theory of Cognitive Dissonance*. Stanford University Press, Stanford.
- Freeman, R. N. & Tse, S. Y. (1992). A nonlinear model of security price responses to unexpected earnings. *Journal of Accounting research*, 30(2), 185-209.
- Ghaemi, M. H. & Taghizadeh, M. (2016). Studying the effect of information risk and transaction costs on stock market reaction to earnings news. *Accounting and Auditing Review*, 23(2), 235-252. (in Persian)
- Grinblatt, M. & Han, B. (2005). Prospect theory, mental accounting, and momentum. *Journal of Financial Economics*, 78(2), 311-339.
- Gyamfi-Yeboah, F., David C. & Naranjo, A. (2012). Information, uncertainty and behavioral effects: Evidence from abnormal returns around real estate investment trust earnings announcements. *Journal of International Money and Finance*, 31, 1930-1952.

- Haghi, S. & Allahiari, A. (2022). Investigating the causal relationship between investor sentiments and excess returns of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Scientific Journal of New Research Approaches in Management and Accounting*, 6(22), 332-351. (in Persian)
- Hamidian, N., Arabsalehi, M. & Amiri, H. (2020). Analysis of Investors' Reaction to Unexpected Earnings Under Market Uncertainty. *Journal of Asset Management and Financing*, 8(1), 41-56. (in Persian)
- Harmon-Jones, E., Amodio, D. M. & Harmon-Jones, C. (2009). Action-based model of dissonance: A review, integration, and expansion of conceptions of cognitive conflict. In M. P. Zanna (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology*, 41, 119-166. San Diego, CA: Academic Press.
- Hirshleifer, D. (2001). Investor psychology and asset pricing. *The journal of Finance*, 56(4), 1533-1597.
- Jiang, G., Lee, C. M. & Zhang, Y. (2005). Information uncertainty and expected returns. *Review of Accounting Studies*, 10, 185-221.
- Kacperczyk, M., Van Nieuwerburgh, S. & Veldkamp, L. (2016). A rational theory of mutual funds' attention allocation. *Econometrica*, 84 (2), 571-626.
- Kamyabi, Y. & Javady Nia, A. (2021). Investigating the Effect of Moderating Managerial Ability on the Relationship between Investor Sentiment and Accounting Conservatism. *Accounting and Auditing Review*, 28(1), 102-134. (in Persian)
- Komalasari, P. T., Asri, M., Purwanto, B. M. & Setiyono, B. (2023). *The Contingency Effect of Cognitive Dissonance on the Relationship between Information Asymmetry, Regret, and Herding Behavior*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4474470>
- Lewellen, J. & Shanken, J. (2002). Learning, asset-pricing tests and market efficiency. *Journal of Finance*, 57(3), 1113-1145.
- Li, Z., Wen, F. & Huang, Z. J. (2023). Asymmetric response to earnings news across different sentiment states: The role of cognitive dissonance. *Journal of Corporate Finance*, 78, 102343.
- Liu, H., Peng, L. & Tang, Y. (2023). Retail attention, institutional attention. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 58(3), 1005-1038.
- Livnat, J. & Mendenhall, R. (2006). Comparing the Post-Earnings Announcement Drift for Surprises Calculated from Analyst & Time Series Forecasts. *Journal of Accounting Research*, 44(1), 177- 205.
- Matinfard, M. & Chaharmahali, A. (2022). Investigation of economic uncertainty on cash holding. *Journal of Investment Knowledge*, 11(41), 511-527. (in Persian)
- Meshki, M. & Ashrafi, H. (2014). The Effect of Uncertainty Level on Stock Prices Reaction to the Good News and Bad News during Business Cycles. *Accounting and Auditing Review*, 21(1), 89-108. (in Persian)
- Mian, G. M. & Sankaraguruswamy, S. (2012). Investor sentiment and stock market response to earnings news. *The Accounting Review*, 87(4), 1357-1384.

- Odean, T. (1998). Are investors reluctant to realize their losses? *The Journal of Finance*, 53(5), 1775-1798.
- Peng, L. & Xiong, W. (2006). Investor attention, overconfidence and category learning. *Journal of Financial Economics*, 80(3), 563-602.
- Seok, S. I., Cho, H. & Ryu, D. (2019). Firm-specific investor sentiment and the stock market response to earnings news. *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 221-240.
- Seok, S. I., Cho, H. & Ryu, D. (2019). Firm-specific investor sentiment and daily stock returns. *The North American Journal of Economics and Finance*, 50, 100857.
- Tohidi, M. (2020). Extracting Composite sentiment Index for Tehran Stock Exchange. *Journal of Asset Management and Financing*, 8(2), 49-68. (in Persian)
- Williams, C. (2015). Asymmetric responses to earnings news: A case for ambiguity. *The Accounting Review*, 90(2), 785-817.
- Zolotoy, L., Frederickson, J. R. & Lyon, J. (2017). Aggregate earnings and stock market returns: The good, the bad, and the state-dependent. *Journal of Banking and Finance*, 77, 157-175.