Fin. Manag. Persp. 2026, 16(2), 139-166; DOI: 10.48308/jfmp.2026.245823.1627

Financial Management Perspective
Journal homepage: https://jfmp.sbu.ac.ir/

Original Article

Examining Retail Investors' Contrarian Behavior Around Earnings Announcements, Emphasizing the Role of Investor Attention and the Momentum Effect: Evidence from the Tehran Stock Exchange

Erfan Nobakht*
Pejman Abedifar**

Abstract

Introduction: This study empirically examines how retail-investor order flow and limited investor attention are related to price anomalies on the Tehran Stock Exchange (TSE), with particular emphasis on the momentum effect and Post-Earnings-Announcement Drift (PEAD). Specifically, it asks whether retail investors trade against past returns and earnings news, and whether investor attention is associated with retail order flow beyond the content of the news itself.

Methods: This applied study uses a descriptive-correlational, ex post facto design. Earnings surprises are measured as the deviation of realized earnings from analyst consensus forecasts scaled by price, and a time-series surprise is used as a robustness check. The sample comprises 55 TSE-listed firms from 2020 to 2025 (Farvardin 1399 to Azar 1404 in the Iranian calendar), with 70,478 firm-day observations (56,618 in the estimation sample) and 275 annual earnings announcements. Retail and institutional trade data, CODAL disclosures and consensus reports are combined. The hypotheses are tested with portfolio sorts, an event study and panel regressions, and statistical inference is checked with day fixed effects, two-way clustering, Driscoll–Kraay and Fama–MacBeth standard errors.

Findings: The momentum strategy earns a significant monthly premium of about 1.86%. Retail investors are significant net buyers of past losers and significant net sellers of the intermediate portfolios P3 and P4, while their net flow in past winners is close to zero, a pattern consistent with contrarian trading; however, the negative

Received: June 10, 2026 Accepted: October 22, 2026
* MSc in Financial Engineering and Risk Management, Department of Finance and Risk Management, Faculty of Management and Finance, Khatam University, Tehran, Iran (Corresponding Author). **E-mail:** e.nobakht401@khatam.ac.ir
** Department of Finance and Risk Management, Faculty of Management and Finance, Khatam University, Tehran, Iran.

association between past returns and retail flow in regressions is weak and disappears once common daily shocks are controlled for. The contrarian gap is statistically significant only after high-intensity earnings news. With market-adjusted returns and the consensus-based surprise, no significant drift is found over 20 trading days, although the test cannot rule out moderate effects; with a time-series surprise, a 40- to 60-day drift in the direction of the news emerges that is significant with firm clustering but not robust to the cross-sectional correlation of clustered events. High abnormal trading volume is strongly and robustly associated with net retail buying, whereas its interaction with the earnings surprise is not significant in the full sample and only suggestive within the announcement window.

Conclusions: The evidence is consistent with contrarian retail buying of losing stocks and with a strong association between attention and retail buying, but it does not support a moderating role of attention in the full sample. Evidence of PEAD depends on the surprise measure and the inference method and weakens once returns are adjusted for market movements, suggesting that part of the drift measured with raw returns may reflect market-wide trends. Because the design is observational, the results describe associations rather than causal effects.

Keywords: Retail Investors; Post-Earnings Announcement Drift (PEAD); Contrarian Behavior; Investor Attention; Consensus Analyst Forecasts; Momentum

How to Cite: NOBAKHT, E. & Abedifar, P. (2026). Examining Retail Investors' Contrarian Behavior Around Earnings Announcements, Emphasizing the Role of Investor Attention and the Momentum Effect: Evidence from the Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective*, *16*(2),139-166.(in persian).

Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

چشم‌انداز مدیریت مالی ،۱۴۰۵ دوره ۱۶، شماره ۲ صص ۱۳۹-۱۶۶، DOI: 10.48308/jfmp.2026.245823.1627



چشم‌انداز مدیریت مالی
Journal homepage: https://jfmp.sbu.ac.ir/

نوع مقاله: پژوهشی

بررسی رفتار متضاد سرمایه‌گذاران خرد پیرامون اعلان سود با تأکید بر نقش توجه سرمایه‌گذاران و اثر مومنتوم: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران

عرفان نوبخت *
پژمان عابدی‌فر **

چکیده

هدف: هدف این پژوهش، بررسی تجربی ارتباط جریان سفارشات سرمایه‌گذاران خرد و توجه محدود سرمایه‌گذاران با ناهنجاری‌های قیمتی، به‌ویژه اثر مومنتوم و رانش قیمت پس از اعلام سود (PEAD)، در بورس اوراق بهادار تهران است. به‌طور مشخص، این پژوهش بررسی می‌کند که آیا سرمایه‌گذاران حقیقی در خلاف جهت بازده گذشته و اخبار سود معامله می‌کنند و آیا توجه سرمایه‌گذاران، فراتر از محتوای خود خبر، با جریان سفارشات خرد مرتبط است.

روش: این پژوهش از منظر هدف کاربردی و از منظر روش، توصیفی همبستگی با رویکرد پس‌رویدادی است. غافلگیری سود بر اساس انحراف سود محقق‌شده از پیش‌بینی اجماع تحلیلگران، مقیاس‌شده با قیمت سهم، سنجیده شده و غافلگیری مبتنی بر مدل سری زمانی به‌عنوان آزمون استحکام به‌کاررفته است. نمونه شامل ۵۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس تهران در بازه فروردین ۱۳۹۹ تا آذر ۱۴۰۴ است که به ۷۰۴۷۸ مشاهده روز–شرکت (۵۶۶۱۸ مشاهده در نمونه برآورد) و ۲۷۵ رویداد سالانه اعلان سود منجر شده است. داده‌های معاملات تفکیک‌شده حقیقی و حقوقی، اطلاعات سامانه کدال و گزارش‌های اجماع تحلیلگران ترکیب شده‌اند. فرضیه‌ها با تحلیل پرتفوی، مطالعه رویدادی و رگرسیون‌های پانلی آزمون شده و استنباط آماری با اثرات ثابت روز، خوشه‌بندی دوطرفه و خطاهای معیار دریسکول–کرای و فاما–مک‌بث نیز بررسی شده است.

یافته‌ها: استراتژی مومنتوم صرف ماهانه معناداری (حدود ۱/۸۶ درصد) ایجاد می‌کند. سرمایه‌گذاران حقیقی در پرتفوی بازندگان خریدار خالص معنادار و در پرتفوی‌های میانی $P3$ و $P4$ فروشنده خالص معنادارند، در حالی‌که جریان خالص آنان در

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۳/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۷/۳۰

* کارشناسی ارشد مهندسی مالی و مدیریت ریسک، گروه مالی و مدیریت ریسک، دانشکده مدیریت و علوم مالی، دانشگاه خاتم، تهران، ایران. (نویسنده مسئول).
E-Mail: e.nobakht401@khatam.ac.ir
** گروه مالی و مدیریت ریسک، دانشکده مدیریت و علوم مالی، دانشگاه خاتم، تهران، ایران.

پرتفوی برندگان نزدیک به صفر است؛ الگویی سازگار با رفتار متضاد. با این حال، رابطه منفی بازده گذشته و جریان حقیقی در رگرسیون‌ها ضعیف است و با کنترل شوک‌های مشترک روزانه از بین می‌رود. شکاف رفتار متضاد تنها پس از اخبار سود با شدت بالا معنادار است. پس از تعدیل بازده‌ها با بازده بازار و با سنجه اجماع، در پنجره ۲۰ روزه شواهد معناداری از رانش قیمت مشاهده نشد، هرچند توان آزمون برای رد اثرات متوسط محدود است؛ با سنجه غافلگیری سری زمانی، رانش ۴۰ تا ۶۰ روزه در جهت خبر ظاهر می‌شود که با خوشه‌بندی شرکت معنادار است اما در برابر همبستگی مقطعی رویدادهای هم‌زمان مقاوم نیست. حجم معاملات غیرعادی بالا رابطه مثبت، قوی و پایداری با خالص خرید حقیقی‌ها دارد، اما اثر تعاملی آن با غافلگیری سود در کل نمونه معنادار نیست و در پنجره اعلان سود تنها شواهدی غیرقطعی از آن به‌دست آمد.

نتیجه‌گیری: شواهد با رفتار متضاد سرمایه‌گذاران حقیقی در سهام بازنده و با رابطه قوی میان توجه و خرید حقیقی‌ها سازگار است، اما از نقش تعدیل‌گر توجه در کل نمونه پشتیبانی نمی‌کند. شواهد رانش قیمت پس از اعلام سود به سنجه غافلگیری و روش استنباط وابسته است و پس از تعدیل بازده‌ها با حرکات بازار ضعیف‌تر می‌شود؛ یافته‌ای که نشان می‌دهد بخشی از رانش اندازه‌گیری‌شده بر پایه بازده خام ممکن است بازتاب روند کلی بازار باشد. از آنجا که طرح پژوهش مشاهده‌ای است، نتایج بیانگر همبستگی و نه رابطه علّی‌اند.

کلیدواژه‌ها: سرمایه‌گذاران خرد؛ رانش قیمت پس از اعلام سود؛ رفتار متضاد؛ توجه سرمایه‌گذار؛ پیش‌بینی اجماع تحلیلگران؛ مومنتوم

استناد دهی: نوبخت، عرفان و عابدی فر، پژمان. (۱۴۰۵). بررسی رفتار متضاد سرمایه‌گذاران خرد پیرامون اعلان سود با تأکید بر نقش توجه سرمایه‌گذاران و اثر مومنتوم: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران .*چشم‌انداز مدیریت مالی، ۱۶(۲)*،۱۳۹-۱۶۶.

Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

۱. مقدمه

بازارهای مالی به‌عنوان یکی از ارکان اصلی اقتصاد مدرن، همواره محل تلاقی نظریه‌های اقتصادی و رفتارهای انسانی بوده است. طی دهه‌های گذشته، پارادایم غالب بر مطالعات مالی فرضیه کارایی بازار بوده؛ فرضیه‌ای که بر این مبنا استوار است که قیمت دارایی‌ها در هر لحظه تمامی اطلاعات در دسترس را منعکس می‌کنند و سرمایه‌گذاران، به‌عنوان کنشگرانی عقلایی، در جهت برقراری تعادل در بازار عمل می‌کنند (Fama, 1970). بااین‌حال، وقوع حباب‌های قیمتی، ریزش‌های ناگهانی و الگوهای تکرارشونده در بازده سهام که با مدل‌های ریسک استاندارد قابل توضیح نیستند، به ظهور و گسترش مالی رفتاری انجامید؛ حوزه‌ای که با ادغام روان‌شناسی و اقتصاد، انحراف بازار از کارایی را با محدودیت‌های شناختی و سوگیری‌های رفتاری سرمایه‌گذاران تبیین می‌کند. دو مورد از برجسته‌ترین ناهنجاری‌های مستند در بازارهای توسعه‌یافته و نوظهور، اثر مومنتوم (Jegadeesh & Titman, 1993; Jegadeesh & Titman, 2001) و رانش قیمت پس از اعلام سود (Ball & Brown, 1968; Fink, 2021) هستند. مومنتوم به تمایل قیمت‌ها برای تداوم حرکت در مسیر گذشته اشاره دارد؛ به‌گونه‌ای که برندگان گذشته در کوتاه‌مدت و میان‌مدت برنده و بازندگان گذشته بازنده باقی می‌مانند. رانش پس از اعلام سود نیز بیانگر آن است که قیمت سهام پس از انتشار اخبار سود غیرمنتظره، به‌جای تعدیل فوری، طی هفته‌ها در جهت خبر حرکت می‌کند. هم‌زمان، گسترش دسترسی عمومی به پلتفرم‌های معاملاتی آنلاین، حضور گسترده سرمایه‌گذاران خرد[1] را رقم زده است؛ گروهی که اغلب فاقد تخصص حرفه‌ای و ابزارهای تحلیل پیشرفته‌اند و شواهد نشان می‌دهد رفتار آنان، به‌ویژه در بازارهای نوظهور و تورمی مانند ایران، نقشی تعیین‌کننده در شکل‌گیری روندها و حباب‌های قیمتی دارد (Barber & Odean, 2013; Boehmer et al., 2021; Luo et al., 2020).

در بورس اوراق بهادار تهران، تعامل میان مؤلفه‌های خاص ریزساختاری (نظیر محدودیت دامنه نوسان و الزامات حجم‌مبنا) و مشارکت فزاینده سرمایه‌گذاران حقیقی در سال‌های اخیر، بستری فراهم آورده که در آن ناهنجاری‌های مذکور با شدت و ماهیتی متمایز تجلی می‌یابند. بااین‌وجود، مطالعات داخلی عمدتاً به مستندسازی توصیفی وجود مومنتوم یا رانش سود بسنده کرده‌اند و تبیین سازوکار رفتاری زیربنایی این پدیده‌ها از مجرای جریان سفارشات حقیقی، همچنان مغفول مانده است. پرسش اصلی پژوهش این است که آیا اخبار بنیادی و توجه سرمایه‌گذاران (حجم معاملات غیرعادی) ارتباط معناداری با شدت رفتار متضاد سرمایه‌گذاران خرد در بورس تهران دارند؟ و به‌طور فرعی، رفتار متضاد در مواجهه با اخبار بسیار خوب (فروش زودهنگام برندگان) شدیدتر است یا اخبار بسیار بد (خرید و نگهداری بازندگان)؟ در پاسخ به این پرسش‌ها، پژوهش حاضر به بررسی سازوکارهای رفتاری مؤثر بر واکنش سرمایه‌گذاران خرد نسبت به اخبار سود و نقش توجه سرمایه‌گذاران در این فرایند می‌پردازد. به‌این‌ترتیب سهم علمی این پژوهش را می‌توان در سه محور اصلی صورت‌بندی کرد: نخست، استفاده از پیش‌بینی‌های اجماع تحلیلگران برای سنجش غافلگیری سود و مقایسه آن با غافلگیری مبتنی بر مدل سری زمانی. دوم، بررسی تجربی ارتباط جریان خالص نقدینگی حقیقی با ناهنجاری‌های مومنتوم و رانش قیمت. سوم، آزمون نقش تعدیل‌گر (توجه) با متغیر تعاملی توجه و خبر، همراه با مجموعه‌ای از آزمون‌های استحکام برای اطمینان از اعتبار استنباط آماری.

ادامه پژوهش بدین شرح ساختاردهی شده است: بخش ۲ مبانی نظری، بخش ۳ پیشینه تحقیق و فرضیه‌ها را ارائه می‌کند؛ بخش ۴ داده‌ها، تعریف عملیاتی متغیرها و راهبرد اقتصادسنجی را تشریح می‌نماید؛ بخش ۵ یافته‌های تجربی را گزارش می‌دهد و بخش ۶ به جمع‌بندی، بحث و گفت‌وگو، بینش‌های مدیریتی و کاربردهای عملی، محدودیت‌ها و پیشنهادهای آتی اختصاص دارد.

[1] Retail Investors

۲. مبانی نظری پژوهش

از بازار کارا تا مالی رفتاری: فرضیه بازار کارا به‌عنوان یکی از ارکان اصلی نظریه مالی مدرن بیان می‌کند که قیمت دارایی‌ها در هر لحظه منعکس‌کننده تمامی اطلاعات موجود است و بنابراین، کسب بازده غیرعادی به‌صورت سیستماتیک امکان‌پذیر نیست (Fama, 1970). با این حال، آزمون تجربی این فرضیه همواره با مسئله فرضیه مشترک مواجه بوده است؛ بدین معنا که هر آزمون کارایی بازار، هم‌زمان آزمونی برای اعتبار مدل قیمت‌گذاری دارایی نیز محسوب می‌شود و از این‌رو، مشاهده بازده غیرعادی لزوماً به معنای ناکارایی بازار نیست (Harshita et al., 2018). با وجود این ملاحظه، مستندسازی ناهنجاری‌هایی مانند اثر اندازه، اثر ارزش، مومنتوم و رانش پس از اعلام سود در دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ نشان داد که برخی الگوهای بازده تاریخی و اطلاعات عمومی می‌توانند قدرت پیش‌بینی معناداری برای بازده‌های آتی داشته باشند. در نتیجه، این پرسش جدی مطرح شد که آیا بازارها واقعاً به‌طور کامل و آنی به اطلاعات واکنش نشان می‌دهند یا اینکه رفتار سرمایه‌گذاران و محدودیت‌های شناختی آنان نیز در شکل‌گیری قیمت‌ها نقش دارد. هرچند فاما در تبیین این ناهنجاری‌ها استدلال می‌کند که بازده‌های غیرعادی ممکن است حاصل واکنش کمتر یا بیشتر از حد سرمایه‌گذاران به اطلاعات باشد، اما تداوم، الگوی سیستماتیک و پایداری زمانی برخی پدیده‌ها، به‌ویژه مومنتوم و رانش پس از اعلام سود، این دفاعیه را با چالش جدی مواجه کرده است (Logue, 2003). همین امر زمینه‌ساز گسترش رویکرد مالی رفتاری شد؛ رویکردی که با تلفیق روان‌شناسی و اقتصاد، تلاش می‌کند انحراف قیمت‌ها از سطح کارا را با سوگیری‌های رفتاری، محدودیت‌های شناختی و واکنش‌های غیرمتقارن سرمایه‌گذاران توضیح دهد.

۳. توسعه مفهومی فرضیه‌ها

تبیین‌های رفتاری مومنتوم و رانش پس از اعلام سود: مدل‌های مالی رفتاری، مومنتوم را پیامد واکنش کمتر از حد سرمایه‌گذاران به اطلاعات جدید و نیز برآیند سوگیری‌های رفتاری، به‌ویژه اثر تمایل[1]، تلقی می‌کنند. مطابق این دیدگاه، سرمایه‌گذاران پس از دریافت اخبار مثبت، به‌منظور تثبیت سود، سهام برنده را زودهنگام می‌فروشند. این رفتار موجب شکل‌گیری فشار فروش موقتی شده و از تعدیل کامل و فوری قیمت به ارزش ذاتی جدید جلوگیری می‌کند؛ در نتیجه، قیمت‌ها به‌تدریج تعدیل می‌شوند و روند مومنتوم پدید می‌آید. در مقابل، خودداری از فروش سهام بازنده نیز می‌تواند افت کامل قیمت را به تعویق انداخته و رانش نزولی ایجاد کند (Barberis & Xiong, 2009; Sadhwani & Bhayo, 2021; Shumway & Wu, 2011).

در بازار ایران نیز شواهد سطح حساب نشان می‌دهد اثر تمایل به‌ویژه در میان سرمایه‌گذاران تازه‌وارد و در دوره‌های بازده پایین، نوسان بالا و نااطمینانی اقتصادی تشدید می‌شود، درحالی‌که تجربه معاملاتی آن را تضعیف می‌کند (Eyvazloo et al., 2024)؛ ترکیبی که با ورود گسترده سرمایه‌گذاران تازه‌وارد به بورس تهران در بازه زمانی پژوهش حاضر ارتباط مستقیم دارد. در تأیید این استدلال، شواهد تجربی نشان می‌دهد که سود تحقق‌نیافته سرمایه‌گذاران، نسبت به بازده‌های گذشته، توان توضیحی و پیش‌بینی بیشتری برای بازده‌های آتی دارد.

مومنتوم و اثر تمایل در بازارهای نوظهور و ایران: شواهد بین‌المللی نشان می‌دهد سودآوری مومنتوم در کشورهای مختلف یکسان نیست و به ویژگی‌های فرهنگی و نهادی بازار بستگی دارد (Chui et al., 2010). گائو و همکاران (۲۰۲۳) در یک بازار نوظهور نقش سرمایه‌گذاران تازه‌وارد را در شکل‌گیری مومنتوم روزانه مستند کرده‌اند. در بورس تهران، منصوری و همکاران (۲۰۱۲) سودآوری مومنتوم و نقش اندازه و نقدشوندگی را بررسی کرده‌اند و عبدالباقی

[1] Disposition Effect

عطاآبادی و همکاران (۲۰۲۰) و فرهادی و همکاران (۲۰۱۹) پیوند رفتار توده‌وار و مومنتوم را مطالعه کرده‌اند. عیوضلو و همکاران (۲۰۲۴) نیز نشان دادند اثر تمایل در میان سرمایه‌گذاران تازه‌وارد شدیدتر است. بر پایه مبانی نظری و پیشینه فوق، فرضیه اول پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه اول: استراتژی مومنتوم (خرید برندگان و فروش بازندگان) در بورس اوراق بهادار تهران بازده مثبت و معنادار ایجاد می‌کند.

در بازارهای توسعه‌یافته، لو و همکاران (۲۰۲۰) با بررسی جامع حساب‌های معاملاتی سرمایه‌گذاران خرد در ایالات متحده نشان دادند بیش از ۵۰ درصد سرمایه‌گذاران فعال پیرامون اعلانات سود، دست‌کم نیمی از معاملات خود را به استراتژی‌های تضادی اختصاص می‌دهند و این رفتار حتی پس از کنترل اثر تمایل و سفارش‌های محدود قدیمی، معنادار و از نظر اقتصادی بااهمیت باقی می‌ماند. بومر و همکاران (2021) روش‌های نوینی برای ردیابی فعالیت خرد ارائه کردند و گائو و همکاران (2023) شواهدی از مومنتوم روزانه و نقش سرمایه‌گذاران تازه‌وارد در بازارهای نوظهور مستند ساختند. در بورس تهران، مطالعات پیشین وجود رفتار توده‌وار (Ebrahimi & Ansari Samani, 2024; Karimi & Ahadzadeh, 2024; Salimi et al., 2013)، سودآوری مومنتوم و نقش توده‌واری صنعت (Abdolbaghi Ataabadi et al., 2020; Mansouri et al., 2012) و رابطه توجه سرمایه‌گذار با بازده آتی و رفتار گروهی (Davallou & Khalili, 2025; Hamidian et al., 2024) را مستند کرده‌اند. ابراهیمی و انصاری سامانی (۲۰۲۴) وجود رفتار توده‌وار در بورس تهران را با داده‌های سال‌های اخیر بررسی و مستند کرده‌اند و کریمی و احدزاده (۲۰۲۴) رفتار توده‌وار کلان را با تمرکز بر شرایط حدی بازار تحلیل کرده‌اند؛ با این حال، هیچ‌یک از این مطالعات جریان سفارشات حقیقی را پیرامون اعلان‌های سود بررسی نکرده‌اند. جمشیدی و قالیباف اصل (۲۰۱۹) نیز با تحلیل صورت‌وضعیت پرتفوی سرمایه‌گذاران حقیقی نشان دادند سهام خریداری‌شده توسط این گروه عملکردی ضعیف‌تر از سهام فروخته‌شده دارد و رفتار آنان هم‌زمان با اثر تمایل و سوگیری نمایندگی، یعنی تعمیم بازده گذشته به بازده آتی، سازگار است.

رفتار متضاد و جریان سفارشات سرمایه‌گذاران خرد: کانیل و همکاران (۲۰۰۸) با داده‌های بورس نیویورک نشان دادند سرمایه‌گذاران حقیقی پس از کاهش قیمت‌ها خریدار خالص و پس از افزایش آن‌ها فروشنده خالص‌اند و سهامی که خرید خالص شدید آنان را تجربه می‌کند، در ماه بعد بازده غیرعادی مثبت دارد؛ یافته‌ای که با نقش تأمین نقدشوندگی توسط سرمایه‌گذاران خرد سازگار است. کانیل و همکاران (۲۰۱۲) نیز نشان دادند خرید خالص شدید حقیقی‌ها پیش از اعلان سود با بازده غیرعادی مثبت در زمان اعلان و پس از آن همراه است. کلی و تتلاک (۲۰۱۳) با داده‌های سفارشات خرد دریافتند عدم تعادل سفارشات خرد بازده آتی سهام را پیش‌بینی می‌کند و بخشی از آن بازتاب اطلاعات است. در مقابل، گرینبلات و هان (۲۰۰۵) نشان دادند اثر تمایل، یعنی فروش زودهنگام برندگان و نگهداری بازندگان، می‌تواند با ایجاد واکنش کمتر از حد به اطلاعات، به شکل‌گیری مومنتوم بینجامد. بر پایه مبانی نظری و پیشینه فوق، فرضیه دوم پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه دوم: سرمایه‌گذاران حقیقی پیرامون اخبار سود، الگوی رفتار متضاد دارند؛ به‌گونه‌ای که بازدهی گذشته و غافلگیری سود، رابطه منفی و معنادار با جریان خالص خرید حقیقی دارند.

در خصوص رانش پس از اعلام سود نیز، ادبیات پژوهش عموماً بر این نکته تأکید دارد که سرمایه‌گذاران در درک پویایی‌های سودآوری شرکت‌ها، به‌ویژه همبستگی سریالی مثبت سودها، دچار خطا می‌شوند. در چنین وضعیتی، بازار سودهای جاری را کمتر از حد لازم در قیمت‌ها منعکس می‌کند و با تکرار تحقق سودهای مطلوب، تعدیل قیمت به‌صورت تدریجی انجام می‌شود (Fink, 2021; Wiggins, 1991). افزون بر این، وجود محدودیت‌های آربیتراژ، از جمله هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی، امکان اصلاح سریع انحرافات قیمتی را کاهش می‌دهد.

رانش قیمت پس از اعلام سود و سنجش غافلگیری سود: برنارد و توماس (۱۹۹۰) نشان دادند قیمت سهام پس از اعلان سود فصلی تا حدود ۶۰ روز معاملاتی در جهت غافلگیری سود حرکت می‌کند و این رانش را به درک ناقص سرمایه‌گذاران از پیامدهای سود جاری برای سودهای آتی نسبت دادند. لیونات و مندنهال (۲۰۰۶) دریافتند رانش محاسبه‌شده بر پایه پیش‌بینی تحلیلگران به‌طور معناداری بزرگ‌تر از رانش مبتنی بر مدل سری زمانی است و دو سنجه ممکن است اشکال متفاوتی از قیمت‌گذاری نادرست را نشان دهند. در بورس تهران، قائمی و کیانی (۲۰۱۳) با بررسی ۲،۶۱۱ اعلان سود فصلی در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ نشان دادند اثر قیمتی اعلان سود در سطح شرکت تا دو تا سه فصل بعد تداوم دارد، اما در سطح پرتفوی بازار چنین رابطه‌ای معنادار نیست. فدائی‌نژاد و کامل‌نیا (۲۰۱۳) با مطالعه رویدادی و مدل بازار دریافتند اخبار خوب سود فصلی (بر مبنای انحراف از پیش‌بینی شرکت) تا پنج روز پس از اعلان بازده غیرعادی مثبت و معنادار ایجاد می‌کند، در حالی که اخبار بد بازده غیرعادی معناداری ندارد. کرمی و مرشدزاده بافقی (۲۰۱۵) نیز نشان دادند ناهنجاری مبتنی بر سود غیرمنتظره در بورس تهران از ناهنجاری اقلام تعهدی متمایز است. این مطالعات عمدتاً بر داده‌های فصلی دوره‌های پیش از ۱۳۹۲ و غافلگیری مبتنی بر مدل‌های سری زمانی یا پیش‌بینی مدیریت تکیه دارند. بر پایه مبانی نظری و پیشینه فوق، فرضیه سوم پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه سوم: پدیده رانش قیمت پس از اعلام سود در بورس تهران وجود دارد و با جهت‌گیری جریان سفارشات حقیقی مرتبط است.

توجه سرمایه‌گذار، رانش سود و مومنتوم: باربر و اودین (۲۰۰۸) نشان دادند سرمایه‌گذاران حقیقی در سهام جلب‌توجه‌کننده، یعنی سهام دارای خبر، حجم معاملات غیرعادی بالا یا بازده‌های حدی، خریدار خالص‌اند؛ زیرا محدودیت توجه بیش از تصمیم فروش، مجموعه گزینه‌های خرید را محدود می‌کند. گرویس و همکاران (۲۰۰۱) نشان دادند سهامی که حجم معاملات غیرعادی بالا را تجربه می‌کنند، در ماه بعد بازده بالاتری دارند و این پدیده را به افزایش دیده‌شدن سهم نسبت دادند. دا و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از شاخص جست‌وجوی گوگل به‌عنوان سنجه مستقیم توجه خرد نشان دادند افزایش توجه با افزایش کوتاه‌مدت قیمت و بازگشت بعدی آن همراه است. از سوی دیگر، سوگیری توجه محدود نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران خرد، به‌جای ارزیابی جامع اطلاعات، بیشتر به سهام جلب‌توجه‌کرده واکنش نشان می‌دهند؛ الگویی که با فرضیه فشار قیمت و بازده مثبت کوتاه‌مدت در کنار بازگشت منفی بلندمدت سازگار است (Ben-Rephael et al., 2017; Cheng et al., 2021; Meshcheryakov & Winters, 2022). در بورس تهران نیز حمیدیان و همکاران (۲۰۲۴) اثر توجه سرمایه‌گذار بر رابطه میان نوسان غیرعادی و بازده آتی سهام را بررسی کرده‌اند و داودلو و خلیلی (۲۰۲۵) رابطه توجه سرمایه‌گذاران خرد با رفتار توده‌وار را مطالعه کرده‌اند؛ با این حال، هیچ‌یک از این دو مطالعه جریان سفارشات حقیقی را پیرامون اعلان‌های سود بررسی نکرده است (Davallou & Khalili, 2025; Hamidian et al., 2024). بر پایه مبانی نظری و پیشینه فوق، فرضیه چهارم (الف) پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه چهارم (الف): توجه سرمایه‌گذار (حجم معاملات غیرعادی) با خالص خرید سرمایه‌گذاران حقیقی رابطه مثبت و معنادار دارد (اثر اصلی توجه).

در زمینه رانش سود، هیرشلیفر و همکاران (۲۰۰۹) دریافتند هرچه تعداد اعلان‌های سود هم‌زمان بیشتر باشد، واکنش آنی قیمت به غافلگیری سود ضعیف‌تر و رانش پس از اعلان قوی‌تر است و دلاویگنا و پولت (۲۰۰۹) نشان دادند اعلان‌های روز جمعه با واکنش آنی کمتر و رانش بیشتر همراه‌اند؛ شواهدی که با نظریه توجه محدود سازگار است. بن‌رفائل و همکاران (۲۰۱۷) نیز نشان دادند توجه نهادی، و نه توجه خرد، با کاهش واکنش کمتر از حد به اخبار همراه است. بر پایه مبانی نظری و پیشینه فوق، فرضیه چهارم (ب) پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه چهارم (ب): توجه سرمایه‌گذار، رابطه میان غافلگیری سود و جریان خالص خرید حقیقی را تعدیل می‌کند (اثر تعاملی توجه).

جمع‌بندی و خلأ پژوهشی: مرور پیشینه نشان می‌دهد مطالعات داخلی رانش قیمت پس از اعلام سود عمدتاً بر داده‌های فصلی دوره‌های پیشین و غافلگیری مبتنی بر مدل‌های سری زمانی یا پیش‌بینی مدیریت تکیه دارند و در مطالعات داخلی مرور شده درباره توجه و رفتار توده‌وار، جریان سفارشات حقیقی پیرامون اعلان‌های سود بررسی نشده است. ازاین‌رو، بررسی هم‌زمان ارتباط غافلگیری سود مبتنی بر اجماع تحلیلگران، توجه سرمایه‌گذاران و جریان سفارشات حقیقی با مومنتوم و رانش قیمت، به‌ویژه در دوره ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۴ که با ورود گسترده سرمایه‌گذاران خرد همراه بوده است، خلأ مشخص پیشینه داخلی است.

٤. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از حیث روش، کمی از نوع توصیفی–همبستگی با رویکرد پس‌رویدادی می‌باشد. همچنین، در این مطالعه، از استنتاج آماری برای تعمیم نتایج حاصل از نمونه استفاده شده است؛ بااین‌حال، باتوجه‌به معیارهای انتخاب نمونه، دامنه تعمیم نتایج به شرکت‌های نقدشونده و دارای پوشش تحلیلگر در بورس تهران محدود است و نه کل بازار. جامعه آماری پژوهش نیز شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. به‌منظور انتخاب نمونه، در این تحقیق سه معیار سیستماتیک در نظر گرفته شد. نخست، معیار نقدشوندگی که بر اساس آن، شرکت‌هایی که نماد معاملاتی آن‌ها در بخش عمده دوره پژوهش متوقف بوده است، واجد شرایط ورود نبودند تا از ایجاد اریبی در محاسبه بازده مومنتوم جلوگیری شود. دوم، معیار قیمت که بر اساس آن، سهام با قیمت‌های بسیار پایین واجد شرایط ورود نبودند تا اثرات ریزساختاری بازار بر نتایج پژوهش به حداقل برسد. سوم، معیار اطلاعاتی که بر مبنای آن، تنها شرکت‌هایی وارد نمونه شدند که برای هر پنج گزارش سود سالانه دوره پژوهش در گزارش‌های اجماع تحلیلگران پیش‌بینی سود داشتند. در عمل، معیار اطلاعاتی قید تعیین‌کننده انتخاب نمونه بود و نمونه نهایی همه شرکت‌هایی را در بر می‌گیرد که این شرط را داشتند (۵۵ شرکت)؛ ازآنجاکه پوشش گزارش‌های اجماع عمدتاً معطوف به شرکت‌های بزرگ و نقدشونده بازار است، معیارهای نقدشوندگی و قیمت در عمل محدودیت افزوده‌ای ایجاد نکردند. برای اطمینان از کفایت نقدشوندگی، سابقه توقف نمادهای نمونه بررسی شد: میانه طولانی‌ترین توقف پیوسته نماد ۱۷ روز معاملاتی است و تنها چهار شرکت توقف پیوسته‌ای بیش از ۶۰ روز معاملاتی داشته‌اند؛ نتایج اصلی با حذف این چهار شرکت نیز بازبرآورد شد و از نظر کیفی تغییر نکرد. ازآنجاکه وجود پیش‌بینی اجماع شرط تعیین‌کننده بوده است، احتمال سوگیری انتخاب به سمت شرکت‌های بزرگ‌تر و نقدشونده‌تر وجود دارد.

پس از اعمال این معیارها، نمونه نهایی شامل ۵۵ شرکت از صنایع مختلف در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۹ تا آذر ۱۴۰۴ انتخاب شد. ویژگی‌های نمونه نشان می‌دهد شرکت‌های منتخب عمدتاً از شرکت‌های بزرگ و نقدشونده بازارند: بر اساس ارزش بازار ثبت‌شده در پایگاه‌داده پژوهش، میانه ارزش بازار شرکت‌ها حدود ۳۴۲ هزار میلیارد ریال (دامنه ۱۵/۶ تا ۱۱،۶۷۶ هزار میلیارد ریال)، میانه میانگین ارزش معاملات روزانه حدود ۵۳ میلیارد ریال و میانه بتا ۱/۰۳ است. شایان ذکر است که تمامی معیارهای حذف و انتخاب به‌صورت یکسان برای کل جامعه آماری اعمال شده‌اند تا از هرگونه انتخاب گزینشی شرکت‌ها و در نتیجه، بزرگ‌نمایی مصنوعی بازده مومنتوم جلوگیری شود. داده‌ها از سه منبع رسمی گردآوری شده است. نخست، داده‌های معاملاتی و ریزساختاری شامل قیمت‌های تعدیل‌شده، حجم روزانه و ریز تراکنش‌های تفکیک‌شده حقیقی و حقوقی، مستقیماً از درگاه شرکت مدیریت فناوری بورس تهران استخراج شد؛[21] این

[1] TSETMC.ir
[2] TseClient

داده‌ها مرجع رسمی ثبت معاملات است. دوم، داده‌های بنیادی و رویدادی شامل سود هر سهم محقق‌شده، تاریخ دقیق انتشار گزارش‌های سالانه و تغییرات سرمایه از سامانه کدال که تحت نظارت سازمان بورس و حسابرسان معتمد تهیه می‌شود. سوم، داده‌های انتظارات بازار از گزارش‌های اجماع تحلیلگران برای کمی‌سازی انتظارات پیش از انتشار خبر. فرایند آماده‌سازی طی شش گام اجرا شد: استخراج داده‌های خام، محاسبه متغیرهای اولیه، ادغام پایگاه‌های روزانه و سالانه بر اساس نماد و تاریخ رویداد، غربالگری داده‌های پرت، نرمال‌سازی جریان سفارشات با کسر میانگین بازار و طبقه‌بندی سهام در پرتفوی‌های پنج‌گانه. تمامی پردازش‌ها در بستر زبان برنامه‌نویسی پایتون[1] و کتابخانه‌های تخصصی مالی انجام و صحت محاسبات با کنترل دستی تصادفی برای ۱۰ شرکت نمونه راستی‌آزمایی شد.

تعریف متغیرها: بازده مومنتوم به‌صورت بازده انباشته ۱۱ماهه با حذف ماه آخر (برای اجتناب از اثر بازگشت کوتاه‌مدت قیمت) مطابق رابطه (۱) محاسبه می‌شود:

$$MOM(i,t) = \prod_{(k=2,\dots,12)} [1 + r(i,t-k)] - 1 \qquad (۱)$$

غافلگیری سود (SUE)، معیار اصلی شوک خبری، به‌صورت انحراف سود هر سهم محقق‌شده سالانه از پیش‌بینی اجماع تحلیلگران، مقیاس‌شده با قیمت سهم، مطابق رابطه (۲) تعریف می‌شود. از آنجا که مخرج این رابطه قیمت سهم است و نه انحراف معیار خطاهای پیش‌بینی، این سنجه به معنای دقیق «غافلگیری مقیاس‌شده با قیمت» است و نماد SUE تنها برای هماهنگی با ادبیات حفظ شده است:

$$SUE(i,y) = [EPS(Actual) - EPS(Consensus)]/P(i,t-1) \qquad (۲)$$

نحوه عملیاتی‌سازی غافلگیری سود: پیش‌بینی‌های سود هر سهم از گزارش‌های اجماع کیان استخراج شده است. مقادیر اجماع در پایگاه‌داده در ۵۷/۵ درصد موارد دارای بخش اعشاری غیر از صفر و نیم است که با میانگین‌گیری از پیش‌بینی چند تحلیلگر سازگار است (میانه پیش‌بینی‌های عدد صحیح، چنین اعشاری ایجاد نمی‌کند)؛ ازاین‌رو اجماع به‌صورت میانگین پیش‌بینی‌ها در نظر گرفته شده است. در هر دوره برگزاری اجماع (برای مثال، اجماع مهرماه)، تحلیلگران مشارکت‌کننده از ابتدا تا انتهای همان ماه پیش‌بینی خود را ثبت می‌کنند؛ بنابراین هر پیش‌بینی حداکثر یک ماه پیش از انتشار گزارش اجماع ثبت شده و پیش‌بینی‌های دوره‌های قبل در آن وارد نمی‌شوند. برای هر سال مالی، آخرین گزارش اجماع منتشرشده پیش از تاریخ اعلان سود سالانه به‌کاررفته است؛ بنابراین پیش‌بینی هیچ رویدادی از دوره‌های اجماع قدیمی‌تر گرفته نشده و فاصله زمانی ثبت پیش‌بینی تا اعلان سود از فاصله آخرین دوره اجماع تا تاریخ اعلان، به‌علاوه حداکثر یک ماه دوره ثبت پیش‌بینی، فراتر نمی‌رود. تعداد تحلیلگران مشارکت‌کننده برای نمادهای مختلف متفاوت است و به‌طورکلی نمادهای باارزش بازار بالاتر پوشش تحلیلی بیشتری دارند؛ ازآنجاکه تعداد مشارکت به تفکیک نماد و دوره در پایگاه‌داده پژوهش موجود نبود، حداقل تعداد تحلیلگر به‌عنوان شرط ورود اعمال نشده است. سود هر سهم پیش‌بینی‌شده و محقق‌شده به همان صورتی که در گزارش اجماع و سامانه کدال منتشر شده‌اند به کار رفته‌اند. قیمت مخرج رابطه (۲)، قیمت واقعی (تعدیل‌نشده) سهم در آخرین روز معاملاتی پیش از تاریخ اعلان سود است؛ بنابراین تعدیل‌سازی با اطلاعات قیمتی پیش از انتشار خبر انجام می‌شود. سود محقق‌شده، سود هر سهم سالانه منتشرشده در سامانه کدال است و تاریخ رویداد، تاریخ انتشار گزارش سالانه در کدال است؛ اگر این تاریخ روز غیرمعاملاتی باشد، نخستین روز معاملاتی پس از آن روز رویداد (روز صفر) در نظر گرفته می‌شود. نمونه تنها شامل شرکت‌هایی است که برای هر پنج گزارش سود سالانه دوره پژوهش پیش‌بینی اجماع داشته‌اند؛ بنابراین هیچ رویدادی با مقدار جایگزین یا برون‌یابی‌شده پر نشده است. سری روزانه غافلگیری سود از روز صفر هر رویداد تا رویداد بعدی

[1] Python

همان شرکت ثابت نگه داشته می‌شود. میانگین خطای پیش‌بینی منفی است و ۶۸ درصد رویدادها غافلگیری منفی دارند که با خوش‌بینی پیش‌بینی‌های تحلیلگران سازگار است؛ به همین دلیل، علاوه بر تفکیک بر اساس علامت (۸۸ رویداد خبر خوب با غافلگیری مثبت و ۱۸۷ رویداد خبر بد با غافلگیری منفی)، تفکیک بر اساس رتبه نسبی (دسته بالایی در برابر دسته پایینی سه‌گانه غافلگیری در هر سال مالی) نیز به‌عنوان آزمون استحکام گزارش شده است. همچنین، برای مقایسه با رویکرد مکانیکی، غافلگیری مبتنی بر مدل گام تصادفی سالانه (تفاوت سود هر سهم سال جاری و سال قبل، مقیاس‌شده با قیمت) برای چهار گزارش سالانه آخر هر شرکت (۲۲۰ رویداد) محاسبه، قدرت توضیحی دو سنجه برای واکنش قیمت مقایسه و مطالعه رویدادی با تفکیک خبر بر اساس این سنجه نیز تکرار شد.
جریان خالص نقدینگی حقیقی، بیانگر جهت‌گیری سرمایه‌گذاران خرد، مطابق رابطه (۳) محاسبه و برای حذف اثر جو کلی بازار، در تحلیل پرتفوی (جدول‌های ۵ و ۶) با کسر میانگین مقطعی همان روز نرمال‌سازی می‌شود؛ در رگرسیون‌ها مقدار رابطه (۳) بدون این نرمال‌سازی به کار رفته و اثرات ثابت روز در جدول ۱۱ همین نقش را ایفا می‌کند:

$$RNF(i,d) = [BuyVol(Retail) - SellVol(Retail)]/TotalVolume(i,d) \quad (۳)$$

پروکسی توجه سرمایه‌گذار، حجم معاملات غیرعادی نسبت به میانگین ۵۰ روز گذشته مطابق رابطه (۴) است:

$$AV(i,d) = Volume(i,d)/AvgVolume(i,d-1..d-50) \quad (۴)$$

تعریف توجه بالا و منطق انتخاب سنجه: متغیر مجازی توجه بالا برای روزهایی برابر یک است که حجم معاملات سهم بیش از دو برابر میانگین حجم ۵۰ روز معاملاتی پیشین همان سهم باشد (AV بیشتر از ۲)؛ این شرط برای ۱۱/۹ درصد مشاهدات روز–شرکت برقرار است.

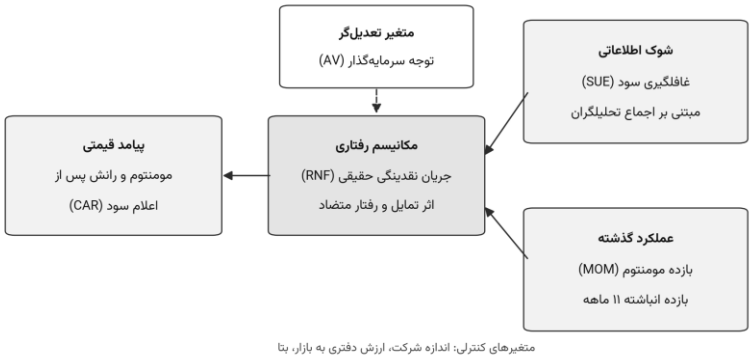
میانگین ۵۰ روزه با یک روز وقفه محاسبه می‌شود تا حجم روز جاری در مخرج وارد نشود. حجم غیرعادی در ادبیات به‌عنوان سنجه غیرمستقیم توجه به کار رفته است (Barber & Odean, 2008; Gervais et al., 2001)، اما لزوماً معادل توجه نیست و ممکن است متأثر از معاملات بلوکی، جابه‌جایی کد به کد یا بازگشایی نماد پس از توقف باشد. توزیع این متغیر به‌شدت چوله است؛ برای نمونه، بیشینه آن (۹۷۵) مربوط به نخستین روز بازگشایی یک نماد پس از توقفی ۳۹ روزه است و ۳۲ مورد از ۵۸ مشاهده با حجم غیرعادی بیش از ۲۰ در ۲۰ روز پس از بازگشایی نماد رخ داده‌اند. ازاین‌رو، استحکام نتایج با آستانه‌های جایگزین (۱/۵ و ۳)، دهک بالای حجم غیرعادی هر سهم، لگاریتم حجم غیرعادی، حجم غیرعادی وینزورشده در صدک‌های ۱ و ۹۹، حذف ۲۰ روز پس از هر توقف پنج‌روزه یا بیشتر، و توجه با یک روز وقفه (برای کاهش نگرانی هم‌زمانی مکانیکی حجم و جریان سفارشات در همان روز) بررسی شده است. افزون بر این، سه سنجه جایگزین توجه که مستقیماً بر حجم سهام مبتنی نیستند نیز به کار رفته است: تعداد معاملات، تعداد خریداران حقیقی و ارزش ریالی معاملات هر روز، هر یک نسبت به میانگین ۵۰ روز معاملاتی پیشین همان سهم. داده شاخص جست‌وجوی اینترنتی، به‌عنوان سنجه مستقیم توجه، در اختیار پژوهش نبود.
متغیرهای وابسته شامل بازده آتی سهم در ماه پس از تشکیل پرتفوی و بازده غیرعادی تجمعی[1] (CAR) تعدیل‌شده با بازده شاخص کل در پنجره ۲۰ روزه پس از اعلان سود و پنجره‌های ۵ تا ۶۰ روزه به‌عنوان آزمون استحکام است و متغیرهای کنترلی شامل اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی ارزش بازار)، نسبت ارزش دفتری به بازار (ارزش دفتری هر سهم بر قیمت هر سهم) و بتا است. خلاصه متغیرها در جدول ۱ ارائه شده است.

[1] Cumulative Abnormal Return (CAR)

جدول ۱. *تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش*
Table 1. Operational Definitions of Research Variables

متغیر	نماد	نقش	نحوه سنجش	منبع داده
بازده مومنتوم	MOM	مستقل	بازده انباشته ۱۱ ماهه با حذف ماه آخر، رابطه (۱)	TSETMC
غافلگیری سود (مقیاس‌شده با قیمت)	SUE	مستقل	انحراف سود واقعی از اجماع بر قیمت، رابطه (۲)	کدال و اجماع
جریان خالص نقدینگی حقیقی	RNF	مستقل	خالص خرید حقیقی بر کل حجم، رابطه (۳)؛ در تحلیل پرتفوی نرمال‌شده	TSETMC
توجه سرمایه‌گذار	AV	مستقل و تعدیل‌گر	حجم نسبت به میانگین ۵۰ روزه، رابطه (۴)؛ توجه بالا: AV بیشتر از ۲	TSETMC
بازده غیرعادی تجمعی	CAR	وابسته	بازده تعدیل‌شده با بازار در پنجره ۲۰ روزه پس از اعلان (۵ تا ۶۰ روزه در آزمون استحکام)	محاسباتی
اندازه، ارزش دفتری به بازار، بتا	Size, BM, Beta	کنترلی	لگاریتم ارزش بازار؛ نسبت دفتری به بازار؛ ریسک سیستماتیک	کدال و TSETMC

مدل مفهومی پژوهش (شکل ۱) از تلفیق دو جریان اصلی ادبیات قیمت‌گذاری دارایی طراحی شده است: دیدگاه محتوای اطلاعاتی که بر سنجش دقیق شوک بنیادی از مجرای انحراف سود از انتظارات اجماع تمرکز دارد و دیدگاه مالی رفتاری و ریزساختار بازار که واکنش جریان سفارشات خرد به اخبار و نقش سوگیری‌های شناختی را واکاوی می‌کند. در این چارچوب، شوک اطلاعاتی و عملکرد گذشته به‌عنوان محرک، جریان نقدینگی حقیقی به‌عنوان سازوکار رفتاری زیربنایی و توجه سرمایه‌گذار به‌عنوان متغیر تعدیل‌گر عمل می‌کنند و پیامد نهایی، تداوم روند قیمت است. روابط این مدل در پژوهش حاضر به‌صورت همبستگی آزموده می‌شوند و نباید به‌عنوان روابط علّی تفسیر شوند.



شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش
Figure 1. Conceptual Model of the Study

آزمون فرضیه‌ها با ترکیب دو رویکرد مکمل انجام شد. در رویکرد ناپارامتریک، سهام در پایان هر ماه بر اساس بازده انباشته ۱۱ ماهه (با حذف ماه آخر) در پنج پرتفوی از بازندگان $P1$ تا برندگان $P5$ طبقه‌بندی و بازده ماه بعد هر پرتفوی محاسبه شد؛ برای تحلیل جریان نقدینگی حقیقی و غافلگیری سود (جدول‌های ۵ و ۶)، طبقه‌بندی پنج‌گانه بر اساس همان سنجه مومنتوم به‌صورت روزانه انجام و میانگین سری زمانی مقادیر روزانه هر پرتفوی همراه با آماره t نیوی–وست (۶ وقفه) گزارش شد؛ معناداری صرف مومنتوم با آماره t نیوی–وست بر سری زمانی بازده ماهانه استراتژی

WML آزمون گردید. مطالعه رویدادی نیز مسیر بازده غیرعادی تجمعی، تعدیل‌شده با بازده شاخص کل بازار، را در پنجره ۲۰ روزه (و تا ۶۰ روز) پس از اعلان برای گروه‌های خبر خوب و بد ترسیم کرد. در رویکرد پارامتریک، مدل تعیین‌کننده‌های جریان پول حقیقی مطابق رابطه (۵) و مدل تعاملی نقش توجه مطابق رابطه (۶) برازش شد؛ در برآورد رابطه (۶) نیز همان بردار متغیرهای کنترلی رابطه (۵) لحاظ شده است:

$$RNF(i,t) = \alpha + \beta^1 MOM + \beta^2 SUE + \beta^3 Size + \beta^4 Beta + \beta^5 BM + \varepsilon(i,t) \quad (۵)$$

$$RNF(i,t) = \alpha + \gamma^1 SUE + \gamma^2 HighAttn + \gamma^3 (SUE \times HighAttn) + \varepsilon(i,t) \quad (۶)$$

پیش از برازش، مانایی متغیرها با آزمون ریشه واحد پنلی فیشر بر پایه آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در سطح تک‌تک شرکت‌ها بررسی شد. از آنجا که متغیرهای کنترلی اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و بتا در سطح شرکت تعریف شده و در طول دوره کم‌تغییرند، الگوی اثرات ثابت شرکت این متغیرها را حذف می‌کند؛ ازاین‌رو مشخصات اصلی به‌صورت رگرسیون تلفیقی با خطای معیار خوشه‌ای در سطح شرکت برآورد و به‌عنوان آزمون استحکام، الگوی اثرات ثابت شرکت و زمان نیز برازش شد. کلیه آزمون‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد انجام شده است.

روش برآورد خطای معیار: واحد مشاهده در رابطه‌های (۵) و (۶) روز–شرکت است، متغیرهای پیوسته پیش از برآورد استاندارد (z) شده‌اند و غافلگیری سود هر روز، آخرین غافلگیری اعلام‌شده شرکت است. خطای معیار خوشه‌ای در سطح شرکت نسبت به ناهمسانی واریانس و همبستگی پیاپی پسماندهای هر شرکت مقاوم است، اما وابستگی مقطعی ناشی از شوک‌های مشترک روزانه بازار را کنترل نمی‌کند (Petersen, 2009). ازاین‌رو، نتایج رابطه‌های (۵) و (۶) با پنج روش جایگزین نیز گزارش می‌شود: افزودن اثرات ثابت روز (که شوک‌های مشترک هر روز را جذب می‌کند و برخلاف اثرات ثابت شرکت، متغیرهای اندازه، بتا و نسبت ارزش دفتری به بازار را حذف نمی‌کند)، خوشه‌بندی دوطرفه در سطح شرکت و روز، خطای معیار دریسکول و کرای (۱۹۹۸) با ۶ وقفه، روش فاما–مک‌بث با خطای معیار نیوی–وست، و اثرات ثابت شرکت و روز. با توجه به تعداد محدود خوشه‌ها (۵۵ شرکت)، مقادیر احتمال بوت‌استرپ وحشی خوشه‌ای با ۹۹۹ تکرار (Cameron et al., 2008) نیز برای ضرایب کلیدی ارائه شده است. از آنجا که غافلگیری سود سالانه به‌روز می‌شود و اثر آن در نمونه روزانه رقیق می‌شود، رابطه (۶) در زیرنمونه پنجره اعلان سود (روزهای ۰ تا ۵+ و ۰ تا ۲۰+) نیز برآورد شده است.

طراحی مطالعه رویدادی: بازده غیرعادی روزانه به‌صورت تفاضل بازده سهم و بازده شاخص کل بورس تهران در همان روز (مدل تعدیل‌شده با بازار) محاسبه و بازده غیرعادی تجمعی از روز ۱+ تا روز L+ جمع زده می‌شود؛ روز صفر از پنجره کنار گذاشته می‌شود تا واکنش آنی از رانش تفکیک شود. پنجره اصلی ۲۰ روز معاملاتی (حدود یک ماه) است؛ دلیل این انتخاب آن است که ۹۲ درصد اعلان‌های سالانه نمونه در فاصله فروردین تا مرداد منتشر شده‌اند و پنجره‌های طولانی‌تر ممکن است با رویدادهای بعدی، از جمله مجامع عمومی و گزارش‌های فصلی نخست، هم‌پوشانی بیشتری پیدا کنند. با این حال، به‌دلیل رایج بودن پنجره‌های حدود ۶۰ روزه در ادبیات (Bernard & Thomas, 1989; Livnat & Mendenhall, 2006)، نتایج برای پنجره‌های ۵، ۱۰، ۲۰، ۴۰ و ۶۰ روزه و با سه روش تعدیل گزارش می‌شود: تعدیل با بازار، مدل بازار با پنجره برآورد ۲۵۰– تا ۳۰– روز و حداقل ۱۰۰ مشاهده، و تعدیل با پرتفوی هم‌اندازه (سه گروه اندازه). از آنجا که ۹۰ درصد رویدادها در فاصله پنج روز معاملاتی از رویداد دیگری رخ داده‌اند و ۵۶ درصد آن‌ها روز صفر مشترک با رویداد دیگری دارند، آماره t معمولی ممکن است به‌دلیل همبستگی مقطعی بازده‌ها اریب باشد؛ ازاین‌رو آماره BMP تعدیل‌شده کولاری و پینونن (۲۰۱۰) و بازه اطمینان بوت‌استرپ خوشه‌ای در سطح شرکت نیز گزارش می‌شود. رویدادهای هر شرکت سالانه و با فاصله حدود یک سال رخ می‌دهند و پنجره‌های یک

شرکت با یکدیگر هم‌پوشانی ندارند. داده‌ای از سایر اخبار هم‌زمان با اعلان سود در اختیار نبود و این امر در محدودیت‌ها ذکر شده است.

۵. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

جدول ۲ آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش را برای ۵۶٬۶۱۸ مشاهده روز–شرکت نمونه برآورد گزارش می‌کند؛ این نمونه از حذف ۲۵۲ روز معاملاتی نخست هر شرکت (۱۳٬۸۶۰ مشاهده) از ۷۰٬۴۷۸ مشاهده کل به‌دست آمده است، زیرا سنجه مومنتوم ۱۲ ماهه برای این روزها محاسبه‌پذیر نیست. میانگین بازده روزانه ۰/۱۲ درصد و کشیدگی مازاد ۱۵/۲۶ (در برابر مقدار صفر برای توزیع نرمال) بیانگر توزیعی با دم‌های پهن است. میانگین منفی غافلگیری سود (۰/۰۳۵–) نشان می‌دهد سود محقق‌شده به‌طور متوسط کمتر از پیش‌بینی اجماع بوده است؛ یافته‌ای سازگار با خوش‌بینی پیش‌بینی‌های تحلیلگران. متغیر حجم غیرعادی، که به‌صورت نسبت حجم روزانه به میانگین حجم ۵۰ روز پیشین تعریف شده است، با میانگین ۱/۱۷ و چولگی ۱۶۴/۴ توزیعی به‌شدت نامتقارن دارد که بخشی از مقادیر حدی آن به روزهای بازگشایی نماد پس از توقف مربوط است؛ به همین دلیل نتایج با تبدیل لگاریتمی، وینزورسازی و حذف روزهای پس از توقف نیز آزموده شده است. میانگین بتا (۰/۹۹) و میانگین نسبت ارزش دفتری به بازار (۰/۲۴) به ترتیب همگرایی ریسک سیستماتیک نمونه با بازار و غلبه نسبی سهام رشدی را نشان می‌دهند. آزمون جارک–برا فرض نرمال بودن را برای تمامی متغیرها رد کرد.

جدول۲. *آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش*

Table 2. Descriptive Statistics of Research Variables

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	چولگی	کشیدگی مازاد
بازده	۰/۰۰۱۲	۰/۰۱۹۷	۰/۳۰–	۰/۵۳	۰/۶۰	۱۵/۲۶
مومنتوم	۰/۲۸	۰/۴۸	۰/۷۴–	۳/۹۹	۱/۰۹	۱/۸۱
غافلگیری سود	۰/۰۳۵–	۰/۱۰	۰/۷۹–	۰/۶۳	۰/۴۱–	۱۸/۷۱
جریان نقدینگی حقیقی	۰/۱۲–	۰/۳۴	۱/۰۰–	۱/۰۰	۰/۲۰	۰/۱۶
حجم غیرعادی (نسبت)	۱/۱۷	۴/۶۹	۰/۰۰۰۱	۹۷۵/۴۰	۱۶۴/۴۲	۳۳۲۶۰
ارزش دفتری به بازار	۰/۲۴	۰/۲۰	۰/۰۱	۱/۲۹	۱/۸۰	۴/۶۹
اندازه شرکت (لگاریتم)	۳۳/۶۱	۱/۴۰	۳۰/۳۸	۳۷/۰۰	۰/۰۲	۰/۲۵–
ریسک سیستماتیک	۰/۹۹	۰/۲۴	۰/۳۲	۱/۷۵	۰/۱۵–	۱/۴۲

منبع: یافته‌های پژوهش؛ تعداد مشاهدات ۵۶٬۶۱۸ روز–شرکت از ۵۵ شرکت؛ کشیدگی به‌صورت کشیدگی مازاد (کشیدگی منهای ۳) گزارش شده است.

آزمون‌های تشخیصی: نتایج آزمون ریشه واحد پنلی فیشر در جدول ۳ نشان می‌دهد فرض صفر وجود ریشه واحد برای متغیرهای روزانه بازده، مومنتوم، جریان نقدینگی حقیقی و حجم غیرعادی رد می‌شود (سطح معناداری کمتر از ۰/۰۰۰۱)؛ لذا این متغیرها در سطح مانا هستند. غافلگیری سود در هر سال مالی یک بار به‌روز می‌شود و تنها حدود پنج مقدار مستقل برای هر شرکت دارد؛ ازاین‌رو آزمون ریشه واحد برای آن معنادار نیست و از جدول حذف شده است. متغیرهای اندازه و بتا در سطح شرکت و نسبت ارزش دفتری به بازار در سطح سال–شرکت تعریف شده‌اند و آزمون ریشه واحد برای آن‌ها موضوعیت ندارد. بر اساس ضرایب همبستگی پیرسون، بالاترین ضریب میان متغیرهای مستقل ۰/۲۵ (بتا و نسبت ارزش دفتری به بازار) و همبستگی جریان حقیقی با بازده جاری ۰/۳۸ است؛ همه مقادیر به‌مراتب

کمتر از آستانه بحرانی هم‌خطی (۰/۷) قرار دارند. همبستگی جریان حقیقی و مومنتوم منفی اما بسیار کوچک است (۰/۰۳۹-) و به‌تنهایی شاهدی بر رفتار متضاد محسوب نمی‌شود. همبستگی مثبت جریان حقیقی با بازده جاری نیز هم‌زمانی ورود پول حقیقی با افزایش قیمت‌ها را نشان می‌دهد که می‌تواند ناشی از فشار تقاضای خرد یا واکنش هم‌زمان به اخبار باشد.

جدول۳. *نتایج آزمون ریشه واحد پنلی فیشر (مادالا و وو)*

Table 3. Results of the Fisher Panel Unit Root Test (Maddala and Wu)

متغیر	آماره کای‌دو فیشر	مقدار احتمال	نتیجه
بازده	۲۸۴۴/۹۴	۰/۰۰۰۰	مانا
مومنتوم	۴۳۹/۴۴	۰/۰۰۰۰	مانا
جریان نقدینگی حقیقی	۲۴۰۸/۳۳	۰/۰۰۰۰	مانا
حجم غیرعادی	۲۷۵۲/۹۳	۰/۰۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

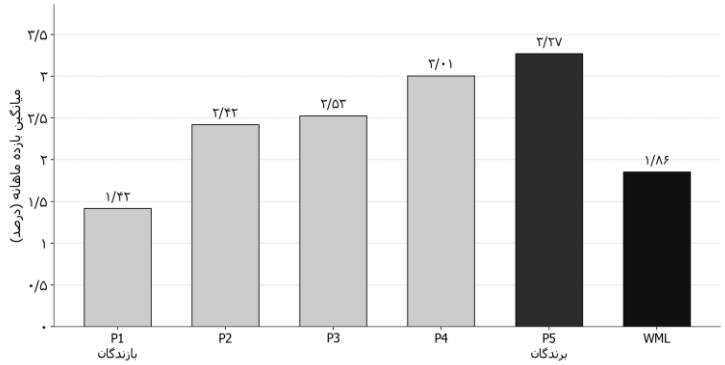
سودآوری استراتژی مومنتوم (فرضیه اول): جدول ۴ و شکل ۲ میانگین بازدهی ماهانه پنج پرتفوی مومنتوم را نشان می‌دهند. با حرکت از پرتفوی بازندگان به برندگان، بازدهی ماهانه به‌طور پیوسته افزایش می‌یابد؛ پرتفوی برندگان با ۳/۲۷ درصد بالاترین و پرتفوی بازندگان با ۱/۴۲ درصد پایین‌ترین عملکرد را دارد. بازده استراتژی خرید برندگان و فروش بازندگان (WML) برابر ۱/۸۶ درصد در ماه است و آزمون آماری روی سری زمانی ۵۶ ماهه این استراتژی با خطای معیار نیوی–وست، آماره t برابر ۲/۴۲ و سطح معناداری ۰/۰۱۵ به‌دست می‌دهد. آلفای این استراتژی نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نیز ۲/۱۳ درصد در ماه (آماره t برابر ۳/۰۲) و بتای آن منفی و کوچک (۰/۱۲-) است؛ بنابراین صرف مومنتوم با ریسک بازار توضیح داده نمی‌شود. بنابراین وجود «صرف مومنتوم» نه‌تنها از نظر اقتصادی بلکه از نظر آماری نیز تأیید و فرضیه اول پشتیبانی می‌شود.

جدول٤. *میانگین بازدهی ماهانه پرتفوی‌های مومنتوم*

Table 4. Average Monthly Returns of Momentum Portfolios

شرح	$P1$ بازندگان	$P2$	$P3$	$P4$	$P5$ برندگان	WML
میانگین بازده ماهانه	۱/۴۲٪	۲/۴۲٪	۲/۵۳٪	۳/۰۱٪	۳/۲۷٪	۱/۸۶٪
آماره t نیوی–وست	۱/۰۲	۲/۱۱	۲/۱۴	۲/۵۷	۳/۰۳	۲/۴۲

منبع: یافته‌های پژوهش؛ آماره t با خطای معیار نیوی–وست (۴ وقفه) بر سری زمانی ۵۶ ماهه محاسبه شده است.



شکل۲. بازدهی ماهانه پرتفوی‌های مومنتوم و صرف WML

Figure 2. Monthly Returns of Momentum Portfolios and the WML Premium

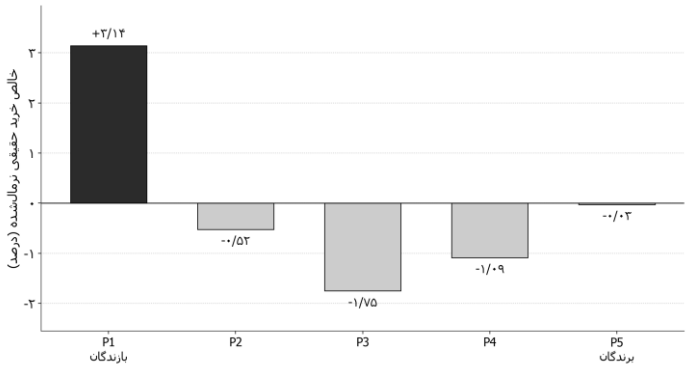
الگوی رفتار متضاد سرمایه‌گذاران حقیقی (فرضیه دوم): جدول ۵ و شکل ۳ میانگین سری زمانی جریان خالص نقدینگی حقیقی نرمال‌شده (پس از کسر میانگین مقطعی هر روز) را در پرتفوی‌های مومنتوم همراه با آماره t نیوی–وست گزارش می‌کنند. سرمایه‌گذاران حقیقی در پرتفوی بازندگان خریدار خالص معنادار هستند (٪۳/۱۴+، آماره t برابر ۸/۸۹) و در پرتفوی‌های میانی $P۳$ و $P۴$ فروشنده خالص معنادارند، اما جریان خالص آنان در پرتفوی برندگان (٪۰/۰۳−) از صفر قابل تمایز نیست. شکاف میان دو سر طیف ($P۱ - P۵$) برابر ٪۳/۱۷+ و از نظر آماری معنادار است (آماره t برابر ۵/۲۰). این الگو با تمایل حقیقی‌ها به «خرید در منفی» و اتخاذ موقعیت متضاد در سهام زیان‌ده سازگار است؛ اما از آنجا که جریان خالص در پرتفوی برندگان نزدیک به صفر است، شواهدی از فروش خالص برندگان در این نمونه به‌دست نیامد و الگوی مشاهده‌شده عمدتاً به سمت بازندگان محدود است. این الگو در هر سه گروه اندازه شرکت و پس از حذف چهار شرکت دارای توقف طولانی نیز برقرار است.

جدول۵. *جریان خالص نقدینگی حقیقی در پرتفوی‌های مومنتوم*

Table 5. Net Retail Liquidity Flow across Momentum Portfolios

شاخص	$P1$ بازندگان	$P2$	$P3$	$P4$	$P5$ برندگان	$P1 - P5$
خالص خرید حقیقی	+۳/۱۴٪	−۰/۵۲٪	−۱/۷۵٪	−۱/۰۹٪	−۰/۰۳٪	+۳/۱۷٪
آماره t نیوی–وست	۸/۸۹	−۱/۲۸	−۴/۳۴	−۲/۸۶	−۰/۰۷	۵/۲۰
وضعیت	خرید معنادار	بی‌معنا	فروش معنادار	فروش معنادار	نزدیک به صفر	رفتار متضاد

منبع: یافته‌های پژوهش؛ میانگین سری زمانی ۱٬۱۰۷ روز معاملاتی (۵۶٬۶۱۶ مشاهده روز–شرکت؛ یک روز معاملاتی که کمتر از شش سهم نمونه در آن معامله شده‌اند، از طبقه‌بندی پنج‌گانه کنار گذاشته شده است)؛ آماره t با خطای معیار نیوی–وست (۶ وقفه).



شکل۳. جریان خالص نقدینگی حقیقی در پرتفوی‌های مومنتوم

Figure 3. Net Retail Liquidity Flow across Momentum Portfolios

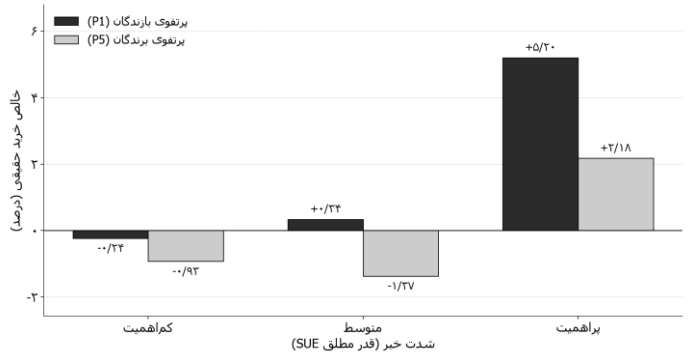
برای تدقیق یافته‌ها، در هر روز سهام بر اساس قدر مطلق آخرین غافلگیری سود به سه دسته خبری کم‌اهمیت، متوسط و پراهمیت تقسیم شد (جدول ۶ و شکل ۴). شکاف رفتار متضاد ($P۱ - P۵$) در هر سه دسته مثبت است (+۰/۷۰٪، +۱/۵۷٪ و +۳/۰۲٪)، اما تنها در دسته پراهمیت از نظر آماری معنادار است (آماره t برابر ۲/۸۰). در دسته پراهمیت، حقیقی‌ها در هر دو سر طیف خریدار خالص معنادارند (+۵/۲۰٪ در بازندگان و +۲/۱۸٪ در برندگان)، هرچند خرید آنان در بازندگان بیشتر است؛ الگویی که با معاملات مبتنی بر توجه پس از اخبار مهم سازگار است. در دسته‌های کم‌اهمیت و متوسط هیچ‌یک از مقادیر معنادار نیست و ازاین‌رو شواهدی از رفتار روندپیرو در دسته کم‌اهمیت به‌دست نیامد. این شواهد نشان می‌دهد رفتار متضاد حقیقی‌ها پس از اخبار پراهمیت برجسته‌تر است، اما به‌دلیل ماهیت مشاهده‌ای پژوهش نمی‌توان اخبار را علت آن دانست.

جدول۶. *جریان خالص نقدینگی حقیقی در سطوح مختلف شدت خبر*

Table 6. Net Retail Liquidity Flow across News Intensity Levels

شدت خبر	$P1$ بازندگان	$P5$ برندگان	شکاف $P1 - P5$	رفتار غالب
کم‌اهمیت	−۰/۲۴٪ (−۰/۲۸)	−۰/۹۳٪ (−۱/۲۱)	+۰/۷۰٪ (۰/۵۸)	بدون الگوی معنادار
متوسط	+۰/۳۴٪ (۰/۳۹)	−۱/۳۷٪ (−۱/۶۲)	+۱/۵۷٪ (۱/۲۰)	بدون الگوی معنادار
پراهمیت	+۵/۲۰٪ (۷/۵۳)	+۲/۱۸٪ (۳/۰۷)	+۳/۰۲٪ (۲/۸۰)	متضاد (توجه‌محور)

منبع: یافته‌های پژوهش؛ میانگین سری زمانی روزانه؛ اعداد داخل پرانتز آماره t نیوی–وست (۶ وقفه) است. شکاف به‌صورت میانگین سری زمانی تفاضل روزانه دو پرتفوی، در روزهایی که هر دو پرتفوی در آن دسته مشاهده دارند، محاسبه شده و ازاین‌رو لزوماً با تفاضل دو ستون نخست برابر نیست.

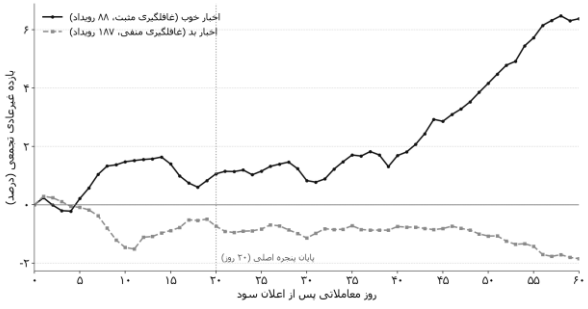


شکل۴. جریان خالص نقدینگی حقیقی در پرتفوی‌های بازنده و برنده بر اساس شدت خبر

Figure 4. Net Retail Flow in Loser and Winner Portfolios by News Intensity

تحلیل کیفیت سود نیز نشان داد با حرکت از پرتفوی بازندگان به برندگان، میانگین غافلگیری سود به‌طور پیوسته افزایش می‌یابد (از ۰/۰۶۹− به ۰/۰۰۲+؛ اختلاف دو سر طیف با آماره t نیوی−وست برابر ۱۸/۰۳ معنادار است)؛ یعنی مومنتوم قیمت با مومنتوم سود هم‌راستاست. میانگین غافلگیری سود پرتفوی برندگان تقریباً صفر است؛ بنابراین برتری برندگان بیش از آنکه با شوک‌های سود مثبت بزرگ همراه باشد، با «فقدان اخبار بد» و برآورده شدن انتظارات همراه است، درحالی‌که بازندگان با غافلگیری‌های منفی بزرگ‌تری مواجه بوده‌اند. این یافته نشان می‌دهد بخشی از افت‌وخیز قیمت‌ها، به‌ویژه در سمت بازندگان، با اخبار واقعی سودآوری هم‌راستاست.

مطالعه رویدادی و رانش قیمت پس از اعلام سود (فرضیه سوم): شکل ۵ مسیر بازده غیرعادی تجمعی تعدیل‌شده با بازده شاخص کل را تا ۶۰ روز معاملاتی پس از اعلان سود برای دو گروه خبر خوب (۸۸ رویداد) و خبر بد (۱۸۷ رویداد) نشان می‌دهد و جدول ۷ نتایج را برای پنجره‌ها و روش‌های تعدیل مختلف گزارش می‌کند. در پنجره اصلی ۲۰ روزه، بازده غیرعادی تجمعی اخبار خوب ٪۱/۰۶+ (آماره t برابر ۰/۷۰) و اخبار بد ٪۰/۷۴− (آماره t برابر ۰/۷۹−) است و هیچ‌یک معنادار نیست. با این حال، عدم معناداری به‌تنهایی به معنای نبود رانش نیست: خطای معیار میانگین بازده غیرعادی تجمعی اخبار خوب ٪۱/۵۱ است، بازه اطمینان ۹۵ درصد بوت‌استرپ آن از ٪۱/۷۰− تا ٪۳/۸۶+ است و کوچک‌ترین اثری که با توان ۸۰ درصد قابل تشخیص است حدود ٪۴/۲ است؛ بنابراین رانش‌های کوچک‌تر از این مقدار با این نمونه قابل رد نیستند. در پنجره ۶۰ روزه، بازده غیرعادی تجمعی اخبار خوب به ٪۶/۳۸+ می‌رسد (آماره t برابر ۲/۸۴) و اختلاف اخبار خوب و بد ٪۸/۲۳ و معنادار است (آماره t برابر ۳/۱۸)؛ نتیجه‌ای که با مدل بازار (٪۷/۰۴+) و تعدیل اندازه (٪۵/۹۴+) نیز مشابه است. اما آزمون کولاری و پینونن، که به واریانس بازده غیرعادی در دوره برآورد نیاز دارد و ازاین‌رو برای ستون مدل بازار گزارش شده است، آماره استانداردشده رانش ۶۰ روزه اخبار خوب را از ۲/۵۰ به ۱/۳۵ کاهش می‌دهد که معنادار نیست. برای اخبار بد، بازده غیرعادی تجمعی در همه پنجره‌ها منفی است و در برخی پنجره‌ها با آماره t معمولی معنادار است، اما در ستون مدل بازار پس از تعدیل کولاری و پینونن معنادار نیست. تفکیک رویدادها بر اساس رتبه نسبی غافلگیری (دسته سه‌گانه بالا در برابر پایین در هر سال) نیز در پنجره ۲۰ روزه رانش معناداری نشان نمی‌دهد. در مقابل، اگر به‌جای بازده غیرعادی از بازده خام استفاده شود، بازده تجمعی ۲۰ روزه اخبار خوب ٪۷/۳۸+ و معنادار است (آماره t برابر ۳/۴۸)؛ تفاوتی که می‌تواند بازتاب روند صعودی کل بازار در دوره پژوهش باشد. بر این اساس، با سنجه اجماع، فرضیه سوم در پنجره ۲۰ روزه پشتیبانی نمی‌شود و در پنجره ۶۰ روزه تنها شواهدی ضعیف و حساس به روش استنباط برای رانش پس از اخبار خوب وجود دارد؛ با سنجه غافلگیری سری زمانی، رانش ۴۰ تا ۶۰ روزه در جهت خبر با خوشه‌بندی شرکت معنادار است (جدول ۱۴ در آزمون‌های استحکام)، هرچند آن نیز در برابر همبستگی مقطعی رویدادهای هم‌زمان مقاوم نیست.



شکل۵. مسیر بازده غیرعادی تجمعی تعدیل‌شده با بازار در ۶۰ روز معاملاتی پس از اعلان سود

Figure 5. Market-Adjusted Cumulative Abnormal Returns over the 60 Trading Days after the Announcement

جدول۷. بازده غیرعادی تجمعی پس از اعلان سود در پنجره‌ها و روش‌های تعدیل مختلف

Table 7. Post-Announcement Cumulative Abnormal Returns across Windows and Adjustment Methods

پنجره (روز)	خبر خوب: تعدیل با بازار	خبر خوب: مدل بازار [KP]	خبر خوب: تعدیل اندازه	خبر بد: تعدیل با بازار	خبر بد: مدل بازار [KP]	خبر بد: تعدیل اندازه
۱+ تا ۵+	٪۰/۲۱+ (۰/۲۴)	٪۰/۳۹+ [۰/۳۷]	٪۰/۳۸+ (۰/۴۴)	٪۰/۰۹− (۰/۱۸−)	٪۰/۱۲− [۰/۰۸−]	٪۰/۱۲− (۰/۲۶−)
۱+ تا ۱۰+	٪۱/۴۷+ (۱/۲۰)	٪۰/۷۳+ [۰/۳۲]	٪۱/۸۸+ (۱/۶۰)	٪۱/۴۷− (۲/۰۱−)	٪۱/۴۱− [۱/۱۲−]	٪۱/۴۳− (۲/۰۸−)
۱+ تا ۲۰+	٪۱/۰۶+ (۰/۷۰)	٪۰/۹۲+ [۰/۲۵]	٪۱/۸۸+ (۱/۳۳)	٪۰/۷۴− (۰/۷۹−)	٪۰/۸۱− [۰/۷۹−]	٪۰/۸۲− (۰/۹۸−)
۱+ تا ۴۰+	٪۱/۶۸+ (۰/۹۲)	٪۳/۵۰+ [۰/۹۴]	٪۲/۱۳+ (۱/۳۶)	٪۰/۷۵− (۰/۶۷−)	٪۱/۶۰− [۰/۹۳−]	٪۱/۶۲− (۱/۵۸−)
۱+ تا ۶۰+	٪۶/۳۸+ (۲/۸۴)	٪۷/۰۴+ [۱/۳۵]	٪۵/۹۴+ (۳/۰۸)	٪۱/۸۵− (۱/۴۴−)	٪۲/۵۰− [۱/۱۰−]	٪۳/۶۰− (۳/۱۷−)

منبع: یافته‌های پژوهش؛ اعداد داخل پرانتز آماره t معمولی و داخل کروشه آماره t تعدیل‌شده کولاری و پینونن است. تعداد رویدادها ۸۸ (خبر خوب) و ۱۸۷ (خبر بد) و در مدل بازار، به‌دلیل الزام ۱۰۰ مشاهده در پنجره برآورد، ۶۱ و ۱۶۳ است. بازه اطمینان ۹۵ درصد بوت‌استرپ خوشه‌ای بازده ۲۰ روزه اخبار خوب از ٪۱/۷۰− تا ٪۳/۸۶+ است.

بررسی نقش فشار معاملاتی حقیقی‌ها در سهام دارای خبر بد (جدول ۸) نشان می‌دهد سهامی که در روز اعلان با شدیدترین فشار خرید حقیقی (پنجک بالایی جریان خالص حقیقی، P۵) مواجه بوده‌اند، در ۲۰ روز پس از خبر بازده غیرعادی ٪۲/۰۹+ و سهامی که با شدیدترین فشار فروش حقیقی (پنجک پایینی، P۱) روبه‌رو بوده‌اند بازده غیرعادی ٪۱/۵۱− داشته‌اند. اختلاف دو گروه (P۵ منهای P۱ برابر ٪۳/۶۰+) از نظر آماری معنادار نیست (آماره t ولش برابر ۱/۱۹ و سطح معناداری ۰/۲۳۷) و با توجه به تعداد اندک رویدادها در هر پنجک (۳۷ تا ۳۸ رویداد) نباید بیش از حد تفسیر شود. بنابراین شواهد کافی برای اینکه جهت‌گیری معاملاتی حقیقی‌ها بازده غیرعادی پس از اخبار بد را پیش‌بینی کند، در این نمونه به‌دست نیامد.

جدول۸. *بازده غیرعادی پس از خبر بد بر اساس رفتار معاملاتی حقیقی‌ها*

Table 8. Abnormal Returns Following Bad News by Retail Trading Behavior

وضعیت خبر	گروه رفتار حقیقی	میانگین بازده غیرعادی ۲۰ روزه	الگوی مشاهده‌شده
خبر بد	فشار خرید حقیقی (P۵)	٪۲/۰۹+	بازگشت قیمت
خبر بد	فشار فروش حقیقی (P۱)	٪۱/۵۱−	ادامه افت
خبر بد	اختلاف (P۵ منهای P۱)	٪۳/۶۰+ (آماره t برابر ۱/۱۹)	بی‌معنا

منبع: یافته‌های پژوهش؛ ۱۸۷ رویداد خبر بد، طبقه‌بندی پنجک‌ها بر اساس جریان خالص حقیقی روز اعلان.

نتایج مدل‌های رگرسیونی (فرضیه‌های دوم و چهارم): جدول ۹ نتایج برازش رابطه (۵) را برای ۵۶٬۶۱۸ مشاهده روز–شرکت با خطای معیار خوشه‌ای در سطح شرکت گزارش می‌کند. ضریب مومنتوم منفی است (۰/۰۰۹− با آماره t برابر ۱/۷۵− و معنادار تنها در سطح ۱۰ درصد) که جهت آن با رفتار متضاد سازگار است. ضریب غافلگیری سود نزدیک به صفر و بی‌معناست (سطح معناداری ۰/۸۹۳). ضریب مثبت و معنادار بتا (۰/۰۱۵+ با آماره t برابر ۲/۷۰) نشان می‌دهد خالص خرید حقیقی‌ها در سهام دارای ریسک سیستماتیک بالاتر بیشتر است و ضریب منفی و معنادار اندازه (۰/۰۱۵− با آماره t برابر ۳/۰۳−) با تمایل بیشتر حقیقی‌ها به خرید خالص سهام شرکت‌های کوچک‌تر سازگار است؛ ضریب نسبت ارزش دفتری به بازار بی‌معناست. ضریب تعیین مدل پایین است (۰/۰۰۶) و این متغیرها تنها بخش کوچکی از تغییرات روزانه جریان حقیقی را توضیح می‌دهند. مهم‌تر آنکه ضریب مومنتوم به روش استنباط حساس است: با افزودن اثرات ثابت روز (آماره t برابر ۰/۵۱−)، در روش فاما–مک‌بث (۰/۳۸−) و با اثرات ثابت شرکت و روز (۰/۵۱−) معنادار نیست و مقدار احتمال بوت‌استرپ وحشی آن ۰/۱۰۵ است؛ تنها با خطای معیار دریسکول–کرای معنادار

است (جدول ۱۱). ضریب غافلگیری سود نیز تنها در روش فاما–مک‌بث منفی و معنادار است. بنابراین رابطه خطی بازده گذشته و جریان حقیقی در رگرسیون‌ها ضعیف است و فرضیه دوم تنها به‌طور جزئی و بر پایه شواهد تحلیل پرتفوی، که الگویی غیرخطی و متمرکز بر پرتفوی بازندگان را نشان می‌دهد، پشتیبانی می‌شود؛ با این حال، در زیرنمونه پنجره اعلان سود ضریب غافلگیری سود منفی و معنادار است (جدول ۱۳) که با جزء دوم این فرضیه سازگار است.

جدول۹. *عوامل مؤثر بر جریان خالص نقدینگی حقیقی*

Table 9. Determinants of Net Retail Liquidity Flow

متغیر	نماد	ضریب	خطای معیار	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	Const	−۰/۱۱۸	۰/۰۰۵۸	−۲۰/۴۰	۰/۰۰۰
مومنتوم	MOM	−۰/۰۰۹	۰/۰۰۵۴	−۱/۷۵	۰/۰۸۱
غافلگیری سود	SUE	−۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۴۱	−۰/۱۳	۰/۸۹۳
اندازه شرکت	Size	−۰/۰۱۵	۰/۰۰۵۱	−۳/۰۳	۰/۰۰۲
ریسک سیستماتیک	Beta	+۰/۰۱۵	۰/۰۰۵۵	+۲/۷۰	۰/۰۰۷
ارزش دفتری به بازار	BM	+۰/۰۰۴	۰/۰۰۵۲	+۰/۸۶	۰/۳۸۸

منبع: یافته‌های پژوهش؛ ۵۶٬۶۱۸ مشاهده روز–شرکت از ۵۵ شرکت؛ ضریب تعیین ۰/۰۰۶؛ متغیرهای مستقل استاندارد (z) شده‌اند؛ خطای معیار خوشه‌ای در سطح شرکت.

جدول ۱۰ نتایج مدل تعاملی رابطه (۶) را با همان مجموعه متغیرهای کنترلی و خطای معیار خوشه‌ای در سطح شرکت نشان می‌دهد. در این بخش دو فرضیه فرعی از یکدیگر تفکیک می‌شوند. نخست، ضریب متغیر مجازی توجه بالا (۰/۱۸۴+ با آماره t برابر ۲۰/۴۸) مثبت، بزرگ و معنادار است: در روزهایی که حجم معاملات بیش از دو برابر میانگین ۵۰ روزه است، خالص خرید حقیقی‌ها به‌طور متوسط حدود ۱۸ واحد درصد بیشتر است. این رابطه در برابر تمامی روش‌های جایگزین استنباط (جدول ۱۱) و تعاریف جایگزین توجه، از جمله توجه با یک روز وقفه (جدول ۱۲)، پایدار است؛ بنابراین فرضیه چهارم (الف) پشتیبانی می‌شود. با این حال، چون حجم و جریان سفارشات در همان روز اندازه‌گیری می‌شوند، بخشی از این رابطه ممکن است هم‌زمانی مکانیکی باشد و نباید به‌عنوان اثر علّی توجه تفسیر شود. دوم، ضریب اثر تعاملی (۰/۰۰۵+ با سطح معناداری ۰/۴۷۴) معنادار نیست؛ یعنی در کل نمونه شواهدی دال بر اینکه توجه بالا حساسیت جریان حقیقی به غافلگیری سود را تغییر دهد، به‌دست نیامد. بنابراین معناداری اثر اصلی توجه به معنای تأیید نقش تعدیل‌گر آن نیست و فرضیه چهارم (ب) در کل نمونه پشتیبانی نمی‌شود. ضریب غافلگیری سود نیز در این مشخصات معنادار نیست.

جدول۱۰. *مدل تعاملی نقش توجه بر جریان نقدینگی حقیقی*

Table 10. Interaction Model of the Role of Attention on Retail Liquidity Flow

متغیر	نماد	ضریب	خطای معیار	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	Const	−۰/۱۴۰	۰/۰۰۶۰	−۲۳/۲۹	۰/۰۰۰
غافلگیری سود	SUE	−۰/۰۰۲	۰/۰۰۴۳	−۰/۴۸	۰/۶۳۵
توجه بالا	HighAttn	+۰/۱۸۴	۰/۰۰۹۰	+۲۰/۴۸	۰/۰۰۰
اثر تعاملی	SUE × HighAttn	+۰/۰۰۵	۰/۰۰۶۵	+۰/۷۲	۰/۴۷۴
مومنتوم	MOM	−۰/۰۰۵	۰/۰۰۵۰	−۱/۰۱	۰/۳۱۳
اندازه شرکت	Size	−۰/۰۱۵	۰/۰۰۵۰	−۲/۹۱	۰/۰۰۴

ریسک سیستماتیک	Beta	+۰/۰۱۶	۰/۰۰۵۵	+۲/۸۸	۰/۰۰۴
ارزش دفتری به بازار	BM	+۰/۰۰۵	۰/۰۰۵۱	+۰/۹۱	۰/۳۶۳

منبع: یافته‌های پژوهش؛ ۵۶٬۶۱۸ مشاهده روز–شرکت از ۵۵ شرکت؛ ضریب تعیین ۰/۰۳۸؛ متغیرهای پیوسته استاندارد (z) شده‌اند؛ خطای معیار خوشه‌ای در سطح شرکت.

آزمون‌های استحکام – استنباط آماری در برابر وابستگی‌های مشترک زمانی: جدول ۱۱ آماره‌های t ضرایب کلیدی رابطه‌های (۵) و (۶) را تحت شش روش استنباط گزارش می‌کند. ضریب توجه بالا در تمامی مشخصات مثبت و معنادار است (آماره t بین ۵/۰۰ در روش فاما–مک‌بث و ۲۰/۴۸ در مشخصات اصلی؛ مقدار احتمال بوت‌استرپ وحشی ۰/۰۰۱) و مقدار آن با افزودن اثرات ثابت روز از ۰/۱۸۴ به ۰/۱۳۷ کاهش می‌یابد؛ یعنی بخشی از این رابطه، اما نه همه آن، به شوک‌های مشترک روزانه مربوط است. اثر تعاملی توجه و غافلگیری سود در هیچ مشخصاتی معنادار نیست. در مقابل، ضریب مومنتوم تنها در مشخصات تلفیقی (در سطح ۱۰ درصد) و با خطای معیار دریسکول–کرای معنادار است و با کنترل اثرات ثابت روز یا در روش فاما–مک‌بث معناداری خود را از دست می‌دهد. ضرایب اندازه و بتا در همه مشخصاتی که این متغیرها را در بر دارند معنادار باقی می‌مانند. بنابراین یافته‌های مربوط به اثر اصلی توجه به نحوه محاسبه خطای معیار وابسته نیستند، اما رابطه خطی مومنتوم و جریان حقیقی وابسته است.

***جدول۱۱**. آماره t ضرایب کلیدی تحت روش‌های جایگزین استنباط آماری*

Table 11. t-Statistics of Key Coefficients under Alternative Inference Methods

متغیر	ضریب (تلفیقی)	خوشه شرکت	اثر ثابت روز	خوشه دوطرفه	دریسکول–کرای	فاما–مک‌بث	اثر ثابت شرکت و روز	p بوت‌استرپ وحشی
پانل الف: رابطه (۵)								
MOM	−۰/۰۰۹	−۱/۷۵	−۰/۵۱	−۱/۶۳	−۲/۳۸	−۰/۳۸	−۰/۵۱	۰/۱۰۵
SUE	−۰/۰۰۰۵	−۰/۱۳	−۱/۱۴	−۰/۱۳	−۰/۲۶	−۲/۰۶	−۰/۵۶	۰/۹۰۴
Size	−۰/۰۱۵	−۳/۰۳	−۳/۲۹	−۲/۹۷	−۵/۵۵	−۶/۵۶	جذب‌شده	-
Beta	۰/۰۱۵	۲/۷۰	۲/۷۹	۲/۷۱	۷/۴۶	۷/۸۱	جذب‌شده	-
BM	۰/۰۰۴	۰/۸۶	−۱/۱۷	۰/۸۲	۱/۲۲	−۲/۲۶	جذب‌شده	-
پانل ب: رابطه (٦)								
HighAttn	۰/۱۸۴	۲۰/۴۸	۱۶/۹۰	۱۶/۷۲	۱۸/۰۵	۵/۰۰	۱۷/۰۳	۰/۰۰۱
× SUE HighAttn	۰/۰۰۵	۰/۷۲	۰/۸۳	۰/۷۰	۰/۸۷	−۰/۳۴	۰/۸۴	۰/۴۸۸
SUE	−۰/۰۰۲	−۰/۴۸	−۱/۲۵	−۰/۴۸	−۰/۹۵	−۲/۸۱	−۰/۶۶	-
MOM	−۰/۰۰۵	−۱/۰۱	−۰/۲۴	−۰/۹۴	−۱/۴۰	۰/۷۹	−۰/۲۴	-

منبع: یافته‌های پژوهش؛ ستون دوم ضریب مشخصات تلفیقی و سایر ستون‌ها آماره t است. خطای معیار دریسکول–کرای و فاما–مک‌بث با ۶ وقفه؛ بوت‌استرپ وحشی خوشه‌ای با وزن‌های رادماخر و ۹۹۹ تکرار. فاما–مک‌بث بر ۱٬۱۰۶ روز (پانل الف؛ روزهای با کمتر از ۱۰ مشاهده کنار گذاشته شده‌اند) و ۸۷۵ روز دارای تغییر در متغیر توجه (پانل ب) برآورد شده است.

آزمون‌های استحکام – تعاریف جایگزین توجه: جدول ۱۲ نشان می‌دهد ضریب توجه با آستانه‌های ۱/۵ و ۳، دهک بالای حجم غیرعادی هر سهم، لگاریتم حجم غیرعادی، حجم غیرعادی وینزورشده، حذف روزهای پس از توقف نماد و نیز با یک روز وقفه، مثبت و معنادار باقی می‌ماند. ضریب توجه با یک روز وقفه (۰/۱۰۰ با آماره t برابر ۱۵/۴۶) حدود نصف ضریب هم‌زمان است؛ این امر نشان می‌دهد بخشی از رابطه هم‌زمان می‌تواند مکانیکی باشد، اما رابطه توجه و خرید حقیقی‌ها صرفاً ناشی از هم‌زمانی اندازه‌گیری نیست. اثر تعاملی توجه با غافلگیری سود در هیچ‌یک از تعاریف مبتنی بر حجم معنادار نیست؛ سنجه‌های جایگزین مبتنی بر تعداد معاملات، تعداد خریداران حقیقی و ارزش ریالی معاملات (پانل ب) نیز رابطه مثبت و معنادار توجه با خالص خرید حقیقی‌ها را تأیید می‌کنند؛ همبستگی تعداد

معاملات و تعداد خریداران غیرعادی با حجم غیرعادی تنها ۰/۳۷ تا ۰/۳۸ است و بنابراین نتیجه به یک سنجه خاص وابسته نیست. ضریب لگاریتم تعداد معاملات غیرعادی با افزودن اثرات ثابت روز معنادار نیست (آماره t برابر ۱/۶۵). اثر تعاملی تنها با سنجه دوحالتی تعداد خریداران حقیقی غیرعادی معنادار است (آماره t برابر ۲/۵۴ و با اثرات ثابت روز ۲/۴۴)، اما با شکل پیوسته و با یک روز وقفه همین سنجه معنادار نیست؛ افزون بر این، افزایش تعداد خریداران حقیقی با خالص خرید حقیقی ارتباط مکانیکی دارد. ازاین‌رو، این نتیجه نیز شواهد قطعی برای اثر تعاملی توجه فراهم نمی‌کند. افزون بر این، هنگامی که قدر مطلق غافلگیری سود جایگزین سطح آن می‌شود، ضریب قدر مطلق غافلگیری با اثرات ثابت روز مثبت و معنادار است (۰/۰۱۴ با آماره t برابر ۲/۷۲) و اثر تعاملی آن با توجه معنادار نیست؛ یعنی خالص خرید حقیقی‌ها با بزرگی خبر، فارغ از جهت آن، افزایش می‌یابد که با خرید سهام خبرساز در ادبیات توجه و الگوی جدول ۶ سازگار است.

***جدول۱۲**. نتایج رابطه (۶) با تعاریف جایگزین توجه*

Table 12. Equation (6) with Alternative Attention Measures

سنجه توجه	سهم روزهای توجه بالا	ضریب توجه	آماره t	t تعامل	ضریب توجه (اثر ثابت روز)	آماره t	t تعامل (اثر ثابت روز)
پانل الف: تعامل با SUE							
AV بیشتر از ۲ (اصلی)	۰/۱۱۹	۰/۱۸۴	۲۰/۴۸	۰/۷۲	۰/۱۳۷	۱۶/۹۰	۰/۸۳
AV بیشتر از ۱/۵	۰/۱۹۴	۰/۱۵۳	۱۹/۹۶	۰/۹۰	۰/۱۱۳	۱۶/۰۸	۱/۰۵
AV بیشتر از ۳	۰/۰۵۵	۰/۲۲۱	۱۹/۲۹	۰/۴۸	۰/۱۷۱	۱۷/۹۶	۰/۳۲
دهک بالای AV هر سهم	۰/۱۰۰	۰/۱۹۱	۲۰/۶۹	۰/۵۳	۰/۱۴۱	۱۷/۳۳	۰/۸۸
لگاریتم AV (پیوسته، z)	-	۰/۰۵۷	۱۱/۴۴	۰/۱۶	۰/۰۴۳	۷/۹۸	۰/۵۷
AV وینزورشده ۱ و ۹۹ (z)	-	۰/۰۶۹	۲۳/۳۲	۰/۸۷	۰/۰۵۷	۱۹/۰۶	۰/۹۹
AV بیشتر از ۲، بدون ۲۰ روز پس از توقف	۰/۱۱۳	۰/۱۸۷	۲۰/۴۰	۰/۷۰	۰/۱۳۵	۱۷/۴۸	۰/۹۲
AV بیشتر از ۲ با یک روز وقفه	۰/۱۱۹	۰/۱۰۰	۱۵/۴۶	۰/۷۵	۰/۰۵۹	۱۰/۸۲	۰/۴۰
لگاریتم AV با یک روز وقفه (z)	-	۰/۰۴۱	۱۰/۱۳	−۰/۸۲	۰/۰۲۷	۶/۴۱	−۰/۷۰
پانل ب: سنجه‌های جایگزین مبتنی بر تعداد و ارزش معاملات (تعامل با SUE)							
تعداد معاملات غیرعادی بیشتر از ۲	۰/۰۹۴	۰/۰۸۱	۸/۶۰	−۰/۹۳	۰/۰۵۳	۷/۶۲	−۰/۶۷
تعداد خریداران حقیقی غیرعادی بیشتر از ۲	۰/۰۹۰	۰/۲۱۶	۱۷/۸۳	۲/۵۴	۰/۱۵۵	۱۵/۵۵	۲/۴۴
ارزش ریالی معاملات غیرعادی بیشتر از ۲	۰/۱۲۲	۰/۱۸۱	۲۰/۹۱	۱/۰۳	۰/۱۲۹	۱۶/۲۳	۱/۱۴
لگاریتم تعداد معاملات غیرعادی (z)	-	۰/۰۲۰	۵/۵۴	−۰/۳۷	۰/۰۰۶	۱/۶۵	۰/۷۳
لگاریتم تعداد خریداران حقیقی غیرعادی (z)	-	۰/۰۷۶	۹/۷۸	۰/۶۱	۰/۰۶۷	۹/۰۰	۰/۸۸
تعداد معاملات غیرعادی بیشتر از ۲ با یک روز وقفه	۰/۰۹۴	۰/۰۴۹	۶/۶۵	−۱/۰۹	۰/۰۱۷	۲/۶۹	−۱/۱۲
تعداد خریداران حقیقی غیرعادی بیشتر از ۲ با یک روز وقفه	۰/۰۹۰	۰/۱۰۱	۱۱/۴۵	۰/۴۴	۰/۰۵۴	۷/۵۹	۰/۲۲

منبع: یافته‌های پژوهش؛ خطای معیار خوشه‌ای در سطح شرکت؛ همه مدل‌ها شامل BM، Size، MOM و Beta هستند. در پانل ب، هر سنجه نسبت مقدار روز به میانگین ۵۰ روز معاملاتی پیشین همان سهم است؛ به‌دلیل مقادیر گم‌شده تعداد خریداران حقیقی، مدل‌های این سنجه بر ۴۹٬۶۲۱ مشاهده برآورد شده‌اند.

آزمون‌های استحکام - پنجره اعلان سود: از آنجا که غافلگیری سود سالانه به‌روز می‌شود، اثر آن در نمونه روزانه کامل رقیق می‌شود. ازاین‌رو رابطه (۶) در زیرنمونه روزهای ۰ تا ۵+ و ۰ تا ۲۰+ پس از هر اعلان برآورد شد (جدول ۱۳). در این پنجره، ضریب غافلگیری سود منفی و معنادار است (۰/۰۳۶− با آماره t برابر ۳/۴۵− در پنجره ۰ تا ۵+)، که با رفتار متضاد حقیقی‌ها نسبت به محتوای خبر سازگار است، و اثر تعاملی با سنجه AV بیشتر از ۲ مثبت و

معنادار است (آماره t برابر ۳/۲۰ و مقدار احتمال بوت‌استرپ وحشی ۰/۰۰۴)؛ یعنی در روزهای توجه بالا، واکنش متضاد حقیقی‌ها به غافلگیری سود تضعیف یا حتی معکوس می‌شود. این اثر با افزودن اثرات ثابت روز و با سنجه AV بیشتر از ۳ نیز معنادار است، اما با سنجه پیوسته لگاریتم حجم غیرعادی معنادار نیست و با توجه یک‌روزه با وقفه تنها در پنجره ۰ تا ۵+ و بدون اثرات ثابت روز در سطح ۵ درصد معنادار است. ازاین‌رو، این شواهد تنها نشانه‌ای غیرقطعی از نقش تعدیل‌گر توجه در پنجره اعلان سود است و به‌تنهایی برای تأیید فرضیه چهارم (ب) کافی نیست.

جدول۱۳. *رابطه (۶) در زیرنمونه پنجره اعلان سود*

Table 13. Equation (6) within the Earnings Announcement Window

مشخصات	۰ تا ۵+: SUE	۰ تا ۵+: توجه	۰ تا ۵+: تعامل	۰ تا ۲۰+: SUE	۰ تا ۲۰+: توجه	۰ تا ۲۰+: تعامل
AV بیشتر از ۲، خوشه شرکت	-۰/۰۳۶ (-۳/۴۵)	۰/۱۳۵ (۵/۲۴)	۰/۰۷۲ (۳/۲۰)	-۰/۰۳۵ (-۴/۵۹)	۰/۱۹۴ (۱۰/۰۳)	۰/۰۵۰ (۳/۴۱)
AV بیشتر از ۲، اثر ثابت روز	-۰/۰۳۲ (-۳/۰۰)	۰/۱۰۸ (۳/۷۹)	۰/۰۵۳ (۲/۷۳)	-۰/۰۳۷ (-۵/۱۲)	۰/۱۵۷ (۷/۳۳)	۰/۰۴۲ (۲/۱۶)
AV بیشتر از ۲، خوشه دوطرفه	-۰/۰۳۶ (-۳/۴۹)	۰/۱۳۵ (۵/۰۱)	۰/۰۷۲ (۳/۱۰)	-۰/۰۳۵ (-۴/۵۴)	۰/۱۹۴ (۹/۷۶)	۰/۰۵۰ (۳/۳۴)
AV بیشتر از ۲، p بوت‌استرپ وحشی	-	-	۰/۰۰۴	-	-	۰/۰۳۰
AV بیشتر از ۳، خوشه شرکت	-۰/۰۳۰ (-۲/۹۴)	۰/۰۷۷ (۱/۵۶)	۰/۱۵۵ (۲/۴۷)	-۰/۰۲۹ (-۳/۵۷)	۰/۲۰۱ (۷/۵۶)	۰/۰۳۹ (۲/۷۳)
لگاریتم AV، خوشه شرکت	-۰/۰۲۴ (-۲/۱۴)	۰/۰۴۱ (۲/۴۴)	۰/۰۱۰ (۰/۶۵)	-۰/۰۲۶ (-۳/۲۰)	۰/۰۴۳ (۳/۱۱)	۰/۰۱۰ (۰/۹۷)
AV با وقفه، خوشه شرکت	-۰/۰۲۹ (-۲/۶۲)	۰/۰۳۲ (۱/۲۹)	۰/۰۴۲ (۱/۹۹)	-۰/۰۲۹ (-۳/۵۰)	۰/۱۰۵ (۶/۴۴)	۰/۰۱۸ (۱/۵۷)
AV با وقفه، اثر ثابت روز	-۰/۰۲۴ (-۲/۱۲)	-۰/۰۱۲ (-۰/۴۴)	۰/۰۲۰ (۰/۷۰)	-۰/۰۳۳ (-۴/۰۸)	۰/۰۶۶ (۴/۱۴)	۰/۰۱۹ (۱/۲۸)

منبع: یافته‌های پژوهش؛ اعداد داخل پرانتز آماره t است. تعداد مشاهدات ۱٬۳۰۷ (پنجره ۰ تا ۵+) و ۴٬۵۹۶ (پنجره ۰ تا ۲۰+) روز–شرکت؛ SUE غافلگیری رویداد مربوط و استانداردشده است. رویدادهایی که پیش از در دسترس قرار گرفتن سنجه مومنتوم ۱۲ ماهه رخ داده‌اند (عمدتاً اعلان‌های سال ۱۳۹۹)، در این تحلیل حضور ندارند.

آزمون‌های استحکام - زیرنمونه‌ها و سنجه جایگزین غافلگیری: (الف) با حذف چهار شرکتی که در دوره پژوهش توقف پیوسته بیش از ۶۰ روز معاملاتی داشتند، صرف مومنتوم ٪۱/۷۸ (آماره t برابر ۲/۴۱)، شکاف جریان حقیقی بازندگان و برندگان ٪۲/۳۷ (آماره t برابر ۳/۶۶) و ضریب توجه ۰/۱۸۴ (آماره t برابر ۲۰/۰۲) است و نتیجه‌گیری‌های اصلی تغییری نمی‌کند. (ب) در تفکیک شرکت‌ها به سه گروه اندازه، شکاف جریان حقیقی بازندگان و برندگان در هر سه گروه مثبت است (٪۲/۹۷، ٪۲/۸۰ و ٪۱/۳۴ به ترتیب برای شرکت‌های کوچک، متوسط و بزرگ) و ضریب توجه در هر سه گروه معنادار است؛ اما شدت رفتار متضاد در شرکت‌های بزرگ کمتر است. (ج) در مقایسه دو سنجه غافلگیری برای ۲۲۰ رویداد (چهار گزارش سالانه آخر هر شرکت)، غافلگیری مبتنی بر مدل سری زمانی بازده غیرعادی دو روزه اعلان (روزهای ۰ و ۱+) را به‌طور معناداری توضیح می‌دهد (آماره t برابر ۴/۹۲)، در حالی که غافلگیری مبتنی بر اجماع چنین قدرتی ندارد (آماره t برابر ۰/۰۳-) و همبستگی دو سنجه تنها ۰/۲۴ است. دو سنجه تنها در ۷۱ درصد رویدادها هم‌علامت‌اند و در حالی که سنجه اجماع ۷۳ درصد این رویدادها را خبر بد طبقه‌بندی می‌کند، سنجه سری زمانی آن‌ها را تقریباً متوازن (۱۰۸ خبر خوب و ۱۱۲ خبر بد) تقسیم می‌کند. ازاین‌رو مطالعه رویدادی با تفکیک خبر بر اساس علامت غافلگیری سری زمانی تکرار شد (جدول ۱۴). در این تفکیک، بازده غیرعادی تجمعی تعدیل‌شده با بازار پس از اخبار خوب در پنجره‌های ۴۰ و ۶۰ روزه مثبت و معنادار است (٪۴/۰۲+ و ٪۶/۹۴+ با آماره t برابر ۳/۱۹ و ۴/۷۱)، اختلاف خبر خوب و بد از پنجره ۱۰ روزه به بعد معنادار است و در پنجره ۶۰ روزه به ٪۹/۲۳ می‌رسد (آماره t ولش برابر ۴/۴۵؛ بازه اطمینان بوت‌استرپ خوشه‌ای از ٪۵/۱۰+ تا ٪۱۳/۶۶+). در رگرسیون مشترک دو سنجه نیز تنها غافلگیری سری زمانی برای واکنش دو روزه اعلان (آماره t برابر ۵/۲۰) و رانش ۶۰ روزه (آماره t برابر ۲/۴۳) معنادار است. با این حال، همانند جدول ۷، آماره‌های استانداردشده پس از تعدیل کولاری و پینونن برای همبستگی مقطعی رویدادهای هم‌زمان معنادار نمی‌مانند. بنابراین شواهد رانش قیمت پس از اعلام سود به سنجه

غافلگیری وابسته است: با سنجه اجماع ضعیف است و با سنجه سری زمانی، که به سنجه مطالعات داخلی پیشین نزدیک‌تر است، در افق ۴۰ تا ۶۰ روزه متوسط و با خوشه‌بندی شرکت معنادار است، اما در هر دو حالت در برابر وابستگی مقطعی مقاوم نیست. همچنین در این نمونه شواهدی بر برتری دقت اجماع تحلیلگران نسبت به مدل سری زمانی در توضیح واکنش قیمت به‌دست نیامد؛ این نتیجه می‌تواند ناشی از کهنگی یا خوش‌بینی پیش‌بینی‌های اجماع در دسترس باشد.

***جدول ۱۴**. بازده غیرعادی تجمعی پس از اعلان سود بر اساس علامت غافلگیری مبتنی بر مدل سری زمانی*

Table 14. Post-Announcement Cumulative Abnormal Returns by the Sign of the Time-Series Earnings Surprise

پنجره (روز)	خبر خوب: تعدیل با بازار	خبر بد: تعدیل با بازار	اختلاف خوب و بد	بازه اطمینان ۹۵٪ اختلاف	خبر خوب: مدل بازار	خبر بد: مدل بازار
۰ تا ۱+	۱/۰۸٪+ (۱/۶۵)	۰/۰۲٪+ (۰/۰۶)	۱/۰۶٪+ (۱/۴۲)	[۰/۴۰− تا ۲/۹۹+]	–	–
۱+ تا ۵+	۰/۶۲٪+ (۱/۲۱)	۰/۲۳٪− (۰/۴۱−)	۰/۸۶٪+ (۱/۱۲)	[۰/۶۰− تا ۲/۳۵+]	۰/۴۲٪+ [۰/۸۳]	۰/۳۴٪− [۰/۴۶−]
۱+ تا ۱۰+	۰/۸۶٪+ (۱/۲۴)	۱/۹۵٪− (۲/۴۷−)	۲/۸۱٪+ (۲/۶۷)	[۰/۸۱+ تا ۴/۸۰+]	۰/۵۴٪+ [۰/۵۰]	۲/۱۱٪− [۲/۸۱−]
۱+ تا ۲۰+	۲/۱۲٪+ (۱/۸۵)	۱/۰۷٪− (۱/۰۴−)	۳/۱۸٪+ (۲/۰۷)	[۰/۲۷− تا ۶/۵۳+]	۱/۱۳٪+ [۰/۵۰]	۱/۶۱٪− [۲/۱۶−]
۱+ تا ۴۰+	۴/۰۲٪+ (۳/۱۹)	۱/۲۶٪− (۱/۰۷−)	۵/۲۷٪+ (۳/۰۶)	[۱/۸۶+ تا ۸/۶۵+]	۲/۵۱٪+ [۱/۵۷]	۲/۶۳٪− [۲/۶۴−]
۱+ تا ۶۰+	۶/۹۴٪+ (۴/۷۱)	۲/۳۰٪− (۱/۵۷−)	۹/۲۳٪+ (۴/۴۵)	[۵/۱۰+ تا ۱۳/۶۶+]	۴/۵۸٪+ [۲/۲۹]	۳/۹۳٪− [۲/۷۹−]

منبع: یافته‌های پژوهش؛ خبر خوب و بد بر اساس علامت غافلگیری مبتنی بر مدل گام تصادفی سالانه (سود هر سهم سال جاری منهای سال قبل، تعدیل‌شده با قیمت) برای ۲۲۰ رویداد چهار سال مالی اخیر (۱۰۸ خبر خوب و ۱۱۲ خبر بد). ردیف نخست واکنش آنی (روزهای ۰ و ۱+) است. اعداد داخل پرانتز آماره t معمولی و برای ستون اختلاف آماره t ولش است؛ بازه اطمینان ۹۵ درصد اختلاف (به درصد) با بوت‌استرپ خوشه‌ای در سطح شرکت (۲٬۰۰۰ تکرار) محاسبه شده است. اعداد داخل کروشه در دو ستون مدل بازار آماره BMP (استانداردشده با انحراف معیار پسماند پنجره برآورد مدل بازار) است؛ با اعمال تعدیل کولاری و پینونن با میانگین همبستگی پسماند ۰/۰۳۸ (جدول ۷)، این آماره‌ها برای خبر خوب به حداکثر ۱/۰۰ و برای خبر بد به حداکثر ۱/۲۱ (قدر مطلق) کاهش می‌یابند.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

مجموعه شواهد تجربی این پژوهش نشان می‌دهد جریان سفارشات سرمایه‌گذاران حقیقی در بورس اوراق بهادار تهران با الگوی رفتار متضاد در سهام بازنده سازگار است و توجه، با رابطه‌ای قوی و پایدار، با خرید خالص حقیقی‌ها همراه است. تأیید هم‌زمان اثر مومنتوم (صرف ماهانه ۱/۸۶٪) و خرید خالص حقیقی‌ها در سهام بازنده با این دیدگاه سازگار است که تقاضای متضاد خرد می‌تواند تعدیل قیمت سهام بازنده را کند کند؛ اما این پژوهش آزمونی مستقیم برای رابطه علّی میان جریان حقیقی و سودآوری مومنتوم انجام نداده است. برخلاف انتظار نظری اثر تمایل، شواهدی از فروش خالص سهام برنده توسط حقیقی‌ها مشاهده نشد و الگوی رفتار متضاد عمدتاً در سمت بازندگان متمرکز است؛ این الگو پس از اخبار پراهمیت برجسته‌تر می‌شود، زمانی که حقیقی‌ها در هر دو سر طیف خریدار خالص‌اند. همچنین، در روزهای حجم معاملات غیرعادی، خرید خالص حقیقی‌ها به‌طور معناداری بیشتر است که با ادبیات توجه محدود و خرید سهام جلب‌توجه‌کننده توسط سرمایه‌گذاران خرد سازگار است؛ اما اثر تعاملی توجه و محتوای خبر در کل نمونه معنادار نیست و شواهد پنجره اعلان سود در این زمینه غیرقطعی است. در خصوص رانش قیمت پس از اعلام سود، پس از تعدیل بازده‌ها با بازده شاخص کل و با سنجه اجماع، در پنجره ۲۰ روزه شواهد معناداری به‌دست نیامد و معناداری رانش ۶۰ روزه پس از اخبار خوب به روش استنباط حساس است؛ اما با سنجه غافلگیری سری زمانی، رانش ۴۰ تا ۶۰ روزه در جهت خبر با خوشه‌بندی شرکت معنادار است. این نتیجه با شواهد رانش در مطالعات داخلی پیشین (Ghaemi & Kiani, 2013; Fadaei Nejad & Kamelniya, 2013)، که غافلگیری را با مدل سری زمانی یا پیش‌بینی شرکت سنجیده‌اند، سازگارتر است و نشان می‌دهد نحوه سنجش غافلگیری، در کنار دوره زمانی، تواتر داده‌ها (فصلی در برابر سالانه) و روش تعدیل بازده، می‌تواند بخشی از تفاوت نتایج مطالعات را توضیح دهد. با این حال، اختلاف بزرگ میان

بازده خام و تعدیل‌شده در این نمونه نشان می‌دهد در بازاری با روند صعودی و تورمی نظیر بورس تهران، تفکیک بازده غیرعادی از روند کل بازار برای استنتاج درست ضروری است. از منظر سهم نظری نیز، این مطالعه در سه بخش ایفا نقش کرده است: بررسی تجربی رابطه توجه و جریان سفارشات خرد با ناهنجاری‌های قیمتی در یک بازار نوظهور تورمی، مستندسازی اینکه رفتار متضاد حقیقی‌ها عمدتاً در سهام بازنده و پس از اخبار پراهمیت برجسته است، و نشان دادن اینکه استنتاج درباره رانش قیمت پس از اعلام سود در بازارهای تورمی به‌شدت به نحوه تعدیل بازده با بازار و نحوه سنجش غافلگیری سود حساس است. از منظر کاربردی، برای مدیران دارایی و معامله‌گران سه توصیه عملیاتی قابل استخراج است: نخست، صرف مومنتوم در بورس تهران وجود دارد و از نظر آماری معنادار است، اما با میانگین ماهانه ٪۱/۸۶ و نوسان بالا باید در کنار هزینه‌های معاملاتی و محدودیت نقدشوندگی ارزیابی شود. دوم، جهش‌های ناگهانی حجم به‌ویژه در غیاب اخبار بنیادی جدید، می‌تواند نشانه ورود نقدینگی خرد تلقی شود، نه لزوماً فرصت خرید. سوم، جریان ورودی پول حقیقی در نمادهای دارای خبر بد در این نمونه قدرت پیش‌بینی معناداری برای بازده غیرعادی آتی نداشت؛ ازاین‌رو اتکای صرف به این سیگنال توصیه نمی‌شود. برای نهاد ناظر نیز طراحی مکانیسم‌های نظارتی مبتنی بر «مدیریت توجه» نظیر محدودیت‌های پویا در زمان جهش غیرعادی حجم، توسعه زیرساخت رسمی انتشار پیش‌بینی‌های اجماع برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و کاهش اتکای بازار به شایعات، و آموزش هدفمند سوگیری‌های رفتاری پیشنهاد می‌شود. برای بازارگردان‌ها نیز درک جهت‌گیری متضاد حقیقی‌ها امکان مدیریت ریسک موجودی در مواجهه با عدم تعادل سفارشات پیرامون اعلان‌های سود را فراهم می‌آورد.

در حالی که این مطالعه بینش‌های ارزشمندی ارائه می‌دهد، اما چندین محدودیت اساسی نیز وجود دارد که باید به آن‌ها اذعان داشت. نخست، داده‌های معاملاتی در سطح تجمیعی حقیقی و حقوقی در دسترس بود و فقدان کدهای معاملاتی منحصربه‌فرد، امکان ردیابی رفتار تک‌تک معامله‌گران و بررسی ناهمگنی میان آنان را سلب کرد؛ لذا تحلیل‌ها بر برآیند رفتار گروهی متمرکز است. دوم، محدودیت‌های ریزساختاری بازار نظیر دامنه نوسان و حجم‌مبنا موجب می‌شود قیمت پایانی در روزهای صف‌های سنگین، لزوماً قیمت تعادلی نباشد و محاسبات کارایی با تورش احتمالی همراه شود. سوم، ورود به نمونه مشروط به وجود پیش‌بینی اجماع تحلیلگران برای هر پنج سال مالی بوده است و پوشش این گزارش‌ها عمدتاً معطوف به شرکت‌های بزرگ‌تر، نقدشونده‌تر و دارای پوشش تحلیلی مناسب است؛ ازاین‌رو نمونه در معرض سوگیری انتخاب است و نتایج را باید به شرکت‌های نقدشونده و دارای پوشش تحلیلگر در بورس تهران تعمیم داد، نه به کل بازار و به‌ویژه شرکت‌های کوچک و کم‌شناور. افزون بر این، داده‌های لازم برای مقایسه ویژگی‌های نمونه با شرکت‌های خارج از نمونه در اختیار نبود. چهارم، حجم غیرعادی به‌عنوان پروکسی توجه، ممکن است متأثر از عواملی نظیر تسویه‌های اعتباری یا جابه‌جایی‌های کد به کد نیز باشد که تفکیک کامل آن‌ها ممکن نیست؛ هرچند نتایج با سنجه‌های مبتنی بر تعداد معاملات و تعداد خریداران حقیقی نیز آزموده شد، شاخص جست‌وجوی اینترنتی به‌عنوان سنجه مستقیم توجه در دسترس نبود و اندازه‌گیری هم‌زمان این سنجه‌ها و جریان سفارشات در یک روز، تفسیر علّی رابطه آن‌ها را محدود می‌کند. پنجم، داده‌های اجماع در دسترس تواتر سالانه دارند و در مجموع ۲۷۵ رویداد اعلان سود را پوشش می‌دهند؛ همین امر توان آماری مطالعه رویدادی و آزمون‌های مربوط به رانش قیمت را محدود می‌کند و بخشی از عدم معناداری نتایج این بخش می‌تواند ناشی از همین محدودیت باشد؛ برای نمونه، کوچک‌ترین رانش ۲۰ روزه‌ای که با توان ۸۰ درصد قابل تشخیص است حدود ۲/۴ درصد است. ششم، متغیرهای کنترلی اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و بتا با تواتر پایین و عمدتاً در سطح شرکت در دسترس بودند؛ این امر برآورد الگوی اثرات ثابت شرکت را برای این متغیرها ناممکن می‌سازد و مشخصات اصلی ناچار به‌صورت تلفیقی با خطای معیار خوشه‌ای برآورد شده است. برای کاهش این محدودیت، نتایج با اثرات ثابت روز و روش‌های استنباط مقاوم در برابر وابستگی مقطعی نیز گزارش شد. هفتم، طرح پژوهش مشاهده‌ای است و یافته‌ها بیانگر همبستگی‌اند نه روابط علّی. هشتم، داده‌ای درباره

سایر اخبار هم‌زمان با اعلان سود (مانند مصوبات مجامع) در دسترس نبود و این اخبار در مطالعه رویدادی کنترل نشده‌اند. نهم، تعداد تحلیلگران مشارکت‌کننده در هر گزارش اجماع به تفکیک نماد در پایگاه‌داده پژوهش موجود نبود و ازاین‌رو حداقل تعداد تحلیلگر به‌عنوان شرط ورود اعمال نشد.

در حالی که این تحقیق بینش‌های مهمی ارائه می‌دهد، با این حال با توجه به محدودیت‌های تحقیق و امکان توسعه‌های بیشتر، پیشنهادهایی برای تحقیقات آتی وجود دارد. پنج مسیر پژوهشی توصیه می‌شود که عبارت‌اند از: تحلیل احساسات مبتنی بر متن‌کاوی و پردازش زبان طبیعی محتوای پیام‌رسان‌ها و شبکه‌های اجتماعی و بررسی رابطه علی آن با رفتار متضاد و توده‌واری؛ تفکیک حقیقی‌های خرد و کلان بر اساس ارزش ریالی سفارشات و آزمون عقلانیت نسبی حقیقی‌های بزرگ؛ بررسی اثر متغیرهای کلان نظیر نرخ ارز، تورم و نرخ بهره بین‌بانکی بر شدت ناهنجاری‌ها با این فرضیه که در دوره‌های جهش ارزی، حساسیت به اخبار سود کاهش و مومنتوم تشدید می‌شود؛ مقایسه قدرت توضیحی داده‌های اجماع با پیش‌بینی‌های مبتنی بر یادگیری ماشین؛ و تحلیل صنعت‌محور تعامل مومنتوم و توده‌واری با تفکیک صنایع کالامحور از ریالی و خدماتی (Farhadi et al., 2019).

پژوهش حاضر نشان داد در بازار سرمایه ایران، جریان سفارشات سرمایه‌گذاران خرد با الگوی رفتار متضاد در سهام بازنده سازگار است و حجم معاملات غیرعادی، به‌عنوان سنجه توجه، رابطه مثبت و قوی با خرید خالص حقیقی‌ها دارد؛ هرچند شواهدی از نقش تعدیل‌گر توجه در کل نمونه به‌دست نیامد. همچنین شواهد رانش قیمت پس از اعلام سود در نمونه این پژوهش به سنجه غافلگیری و روش استنباط وابسته بود و پس از تعدیل بازده‌ها با بازده شاخص کل ضعیف‌تر شد؛ یافته‌ای که ضرورت تعدیل مناسب بازده‌ها و انتخاب آگاهانه سنجه غافلگیری در مطالعات رانش در بازارهای تورمی را برجسته می‌کند. از آنجا که این پژوهش آزمونی مستقیم برای سهم جریان حقیقی در سودآوری مومنتوم انجام نداده است، بررسی این رابطه، برای نمونه با مرتب‌سازی دوگانه بر اساس مومنتوم و جریان حقیقی، به پژوهش‌های آتی واگذار می‌شود. پیام کاربردی پژوهش آن است که پایش جریان نقدینگی حقیقی و حجم معاملات غیرعادی می‌تواند در کنار تحلیل بنیادی و تکنیکال، اطلاعات مفیدی درباره رفتار سرمایه‌گذاران خرد فراهم کند.

تعارض منافع: برای ارائه مطالب و نگارش این مقاله هیچ‌گونه کمک مالی از هیچ فرد، نهاد و سازمانی، دریافت نشده است و نتایج و دستاوردهای این مقاله به نفع یا ضرر سازمان یا فردی خاص نخواهد بود. حضور نویسندگان در این پژوهش به‌عنوان شاهدی بی‌طرف ولی متخصص بوده است و نویسندگان هیچ‌گونه تعارض منافعی ندارند.

Reference

Abdolbaghi Ataabadi, A., Mirlohi, S. M., & Abdollahi, M. (2020). The Effectiveness of Momentum Based on Industry Herding: Evidence from the Tehran Stock Exchange (Persian). *Financial Management Strategy*, *8*(2), 157–175. https://doi.org/10.22051/jfm.2019.19575.1624

Ball, R., & Brown, P. (1968). An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, *6*(2). https://doi.org/10.2307/2490232

Barber, B. M., & Odean, T. (2008). All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors. *Review of Financial Studies*, *21*(2). https://doi.org/10.1093/rfs/hhm079

Barber, B. M., & Odean, T. (2013). The Behavior of Individual Investors. In *Handbook of the Economics of Finance* (Vol. 2). https://doi.org/10.1016/B978-0-44-459406-8.00022-6

Barberis, N., & Xiong, W. (2009). What drives the disposition effect? An analysis of a long-standing preference-based explanation. *Journal of Finance*, *64*(2). https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01448.x

Ben-Rephael, A., Da, Z., & Israelsen, R. D. (2017). It depends on where you search: Institutional investor attention and underreaction to news. *Review of Financial Studies*, *30*(9). https://doi.org/10.1093/rfs/hhx031

Bernard, V. L., & Thomas, J. K. (1989). Post-earnings-announcement drift: Delayed price response or risk premium? *Journal of Accounting Research*, *27*, 1–36. https://doi.org/10.2307/2491062

Bernard, V. L., & Thomas, J. K. (1990). Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. *Journal of Accounting and Economics*, *13*(4), 305–340. https://doi.org/10.1016/0165-4101(90)90008-R

Boehmer, E., Jones, C. M., Zhang, X., & Zhang, X. (2021). Tracking Retail Investor Activity. *Journal of Finance*, *76*(5). https://doi.org/10.1111/jofi.13033

Cameron, A. C., Gelbach, J. B., & Miller, D. L. (2008). Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *Review of Economics and Statistics*, *90*(3), 414–427. https://doi.org/10.1162/rest.90.3.414

Cheng, F., Chiao, C., Wang, C., Fang, Z., & Yao, S. (2021). Does retail investor attention improve stock liquidity? A dynamic perspective. *Economic Modelling*, *94*. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.10.001

Chui, A. C. W., Titman, S., & Wei, K. C. J. (2010). Individualism and momentum around the world. *Journal of Finance*, *65*(1). https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01532.x

Da, Z., Engelberg, J., & Gao, P. (2011). In Search of Attention. *Journal of Finance*, *66*(5). https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2011.01679.x

Davallou, M., & Khalili, A. (2025). Retail Investor Attention and Herding Behavior (Persian). *Financial Research Journal*. https://doi.org/10.22059/frj.2025.391308.1007722

DellaVigna, S., & Pollet, J. M. (2009). Investor inattention and Friday earnings announcements. *Journal of Finance*, *64*(2), 709–749. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01447.x

Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, *80*(4). https://doi.org/10.1162/003465398557825

Ebrahimi, M., & Ansari Samani, H. (2024). Investigation of Herding Behavior in the Tehran Stock Exchange Market (Persian). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*. https://doi.org/10.22055/jqe.2024.45177.2586

Eyvazloo, R., Raei, R., & Rezaei, F. (2024). The role of market entry time in strengthening or weakening the investors' Disposition Effect (Persian). *Financial Management Perspective*, *14*(46), 33–58. https://doi.org/10.48308/jfmp.2024.104904

Fadaei Nejad, M. S., & Kamelniya, M. (2013). Market Reaction to Quarterly Earning Announcement in Tehran Stock Exchange (Persian). *Financial Accounting Research*, *5*(4), 71–90. https://far.ui.ac.ir/article_16994.html

Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, *25*(2), 383–417. https://doi.org/10.2307/2325486

Farhadi, R., Akhoundi, O., & MehrAvar, H. (2019). Dynamics of Herding Behavior and Momentum Effects: Evidence from the Iran Capital Market (Persian). *Financial Management Perspective*, *9*(26), 121–145. https://doi.org/10.52547/jfmp.9.26.121

Fink, J. (2021). A review of the Post-Earnings-Announcement Drift. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, *29*, 100446. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100446

Gao, Z., Jiang, W., Xiong, W. A., & Xiong, W. (2023). Daily Momentum and New Investors in an Emerging Stock Market. *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.4624241

Gervais, S., Kaniel, R., & Mingelgrin, D. H. (2001). The high-volume return premium. *Journal of Finance*, *56*(3). https://doi.org/10.1111/0022-1082.00349

Ghaemi, M. H., & Kiani, A. (2013). Investigating the Post-Earnings Announcement Drift at Firms and Market Levels (Persian). *Applied Research in Financial Reporting*, *2*(1), 107–129. https://www.arfr.ir/article_51236.html

Grinblatt, M., & Han, B. (2005). Prospect theory, mental accounting, and momentum. *Journal of Financial Economics*, *78*(2). https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.10.006

Hamidian, N., Fattahi Nafchi, H., Rostami, A., & Eshaghi, G. (2024). The Effect of Investor Attention on the Relationship Between Abnormal Volatility and Future Stock Returns (Persian). *Asset Management and Financing*, *12*(1), 1–16. https://doi.org/10.22108/amf.2024.140246.1853

Harshita, Singh, S., & Yadav, S. S. (2018). Post-Earnings-Announcement Drift Anomaly in India: A Test of Market Efficiency. *Theoretical Economics Letters*, *08*(14). https://doi.org/10.4236/tel.2018.814197

Hirshleifer, D., Lim, S. S., & Teoh, S. H. (2009). Driven to distraction: Extraneous events and underreaction to earnings news. *Journal of Finance*, *64*(5). https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01501.x

Jamshidi, N., & Ghalibaf asl, H. (2019). Dynamics of the Behavior of Individual Investors in Tehran Stock Exchange (Persian). *Financial Management Perspective*, *9*(25), 101–120. https://doi.org/10.52547/jfmp.9.25.101

Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, *48*(1), 65–91. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x

Jegadeesh, N., & Titman, S. (2001). Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *Journal of Finance*, *56*(2). https://doi.org/10.1111/0022-1082.00342

Kaniel, R., Liu, S., Saar, G., & Titman, S. (2012). Individual Investor Trading and Return Patterns around Earnings Announcements. *Journal of Finance*, *67*(2). https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01727.x

Kaniel, R., Saar, G., & Titman, S. (2008). Individual investor trading and stock returns. *Journal of Finance*, *63*(1). https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01316.x

Karami, G., & Morshedzadeh Bafghi, M. (2015). Earnings-based anomaly, accrual-based anomaly and the relationship between them (Persian). *Journal of Knowledge Accounting*, *5*(19), 7–26. https://doi.org/10.22103/jak.2015.882

Karimi, M., & Ahadzadeh, M. (2024). Macro Herding Behavior and Its Implications in Tehran Stock Exchange: An Analysis of Extreme Market Conditions (Persian). *Iranian Journal of Finance*, *8*(3), 98–117. https://doi.org/10.61186/ijf.2024.462197.1475

Kelley, E. K., & Tetlock, P. C. (2013). How Wise Are Crowds? Insights from Retail Orders and Stock Returns. *Journal of Finance*, *68*(3). https://doi.org/10.1111/jofi.12028

Kolari, J. W., & Pynnönen, S. (2010). Event study testing with cross-sectional correlation of abnormal returns. *Review of Financial Studies*, *23*(11). https://doi.org/10.1093/rfs/hhq072

Livnat, J., & Mendenhall, R. R. (2006). Comparing the post-earnings announcement drift for surprises calculated from analyst and time series forecasts. *Journal of Accounting Research*, *44*(1). https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2006.00196.x

Logue, A. C. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *CFA Digest*, *33*(4). https://doi.org/10.2469/dig.v33.n4.1367

Luo, C., Ravina, E., & Viceira, L. M. (2020). Retail Investors' Contrarian Behavior Around News and the Momentum Effect. *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.3544949

Mansouri, S., Tehrani, R., & Ansari, H. (2012). Momentum Returns in Tehran Stock Exchange: The Influences of Size and Liquidity. *International Business Research*, *5*(11). https://doi.org/10.5539/ibr.v5n11p43

Meshcheryakov, A., & Winters, D. B. (2022). Retail investor attention and the limit order book: Intraday analysis of attention-based trading. *International Review of Financial Analysis*, *81*, 101627. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2020.101627

Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies*, *22*(1), 435–480. https://doi.org/10.1093/rfs/hhn053

Sadhwani, R., & Bhayo, M. U. R. (2021). Momentum and disposition effect in the US stock market. *Cogent Economics and Finance*, *9*(1). https://doi.org/10.1080/23322039.2021.1999004

Salimi, M., Marfou, M., & Jahangiri Rad, M. (2013). Investigation of Investors' Herding Behavior in the Tehran Stock Exchange (Persian). *Empirical Studies in Financial Accounting*, *11*(42), 139–156. https://qjma.atu.ac.ir/article_131.html

Shumway, T., & Wu, G. (2011). Does Disposition Drive Momentum? *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.771486

Wiggins, J. B. (1991). The earnings-price and standardized unexpected earnings effects: One anomaly or two? *Journal of Financial Research*, *14*(3). https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.1991.tb00664.x