Quarterly Financial Accounting
E-ISSN: 2783-4417
Vol. 15, Issue 4, No. 60, Win 2023, p 37-58
Received: 02.02.2024 Accepted: 27.10.2024

Research Paper

The Effect of Stock Price Synchronicity on Mispricing with an Emphasis on the Role of Financial Reporting Quality

Seyed Hesam Vaghfi*
Assistant Professor,Department of Management,Economics & Accounting,Payame Noor University,Tehran,Iran.
vaghfi@pnu.ac.ir

Jeyran Seddighi
M.A, Accounting Department, Faculty of Administrative Sciences, Imam Reza International University, Mashhad, Iran.
seddighijeyran@ imamreza.ac.ir

Seyed Ehsan Hosseini
Assistant Professor, Accounting Department, Faculty of Administrative Sciences, Imam Reza International University, Mashhad, Iran.
ehsan.hosseini@imamreza.ac.ir

Saeed Pakdelan
Assistant Professor, Department of Accounting Shamdiz Non-Profit Higher Education Institute, Mashhad, Iran.
saeedpakdelan@ shandiz.ac.ir

Abstract
Stock mispricing is a situation where the stock price in the market capital differs from its intrinsic value. Incorrect stock pricing lead to a decreased efficiency in resource allocation in the stock market. Given the importance of stock pricing in the capital market, this study aims to investigate the effect of stock price synchronization on stock mispricing, with a focus on the role of financial reporting quality.The population of the research consisted of all the companies admitted to the Tehran Stock Exchange. Using the specified limitations, 149 companies were selected as the sample for the period of 2011-2021, and the research hypotheses were tested using the multivariate regression method.The findings from the test of research hypotheses indicate that the Synchronicity of stock prices has a significant and direct relationship with stock mispricing. Conversely, the evidence suggests that the quality of financial reporting has a moderating (weakening) effect on stock prices and stock mispricing.The results of this research emphasize the concern about the decrease in the quality of financial reporting and provide insight so that the drafters of regulations and researchers can identify the root causes of the decrease in the quality of financial reporting and, if necessary, revise the current regulations governing financial reporting. This is because the quality of financial reporting can counteract the adverse effect of stock price concurrency on stock mispricing.

Keywords: Stock Price Synchronicity, Stock Mispricing, Financial Reporting Quality.

Introduction: The purpose of this study is to the effect of stock price Synchronicity on mispricing with an emphasis on the role of financial reporting quality.

Method and Data: The population of the research consisted of all the companies admitted to the Tehran Stock Exchange. Using the specified limitations, 149 companies were selected as the sample for the period of 2011-2021, and the research hypotheses were tested using the multivariate regression method.The findings from the test of research hypotheses indicate that the Synchronicity of stock prices has a significant and direct relationship with stock mispricing.

* Corresponding author
Vaghfi, S.H., Seddighi, J., Hosseini, S.E.., Pakdelan, S. (2023). The Effect of Stock Price Synchronicity on Mispricing with an Emphasis on the Role of Financial Reporting Quality. *Quarterly Financial Accounting*, 15(60): 37-58.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

Findings: The findings from the test of research hypotheses indicate that the Synchronicity of stock prices has a significant and direct relationship with stock mispricing. Conversely, the evidence suggests that the quality of financial reporting has a moderating (weakening) effect on stock prices and stock mispricing.

Conclusion and discussion: The results of this research emphasize the concern about the decrease in the quality of financial reporting and provide insight so that the drafters of regulations and researchers can identify the root causes of the decrease in the quality of financial reporting and, if necessary, revise the current regulations governing financial reporting. This is because the quality of financial reporting can counteract the adverse effect of stock price concurrency on stock mispricing.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

فصلنامه حسابداری مالی
سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۲،ص ۵۸-۳۷
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۲/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۰۶

مقاله پژوهشی

بررسی رابطه هم‌زمانی قیمت سهام بر قیمت‌گذاری نادرست سهام با تأکید بر نقش کیفیت گزارشگری مالی

سید حسام وقفی *
استادیار، گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.
vaghfi@pnu.ac.ir

جیران صدیقی
کارشناس ارشد حسابداری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری، دانشگاه بین المللی امام رضا (ع) ، مشهد، ایران.
seddighijeyran@ imamreza.ac.ir

سید احسان حسینی
استادیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری، دانشگاه بین المللی امام رضا (ع)، مشهد، ایران.
hosseini@imamreza.ac.ir

سعید پاکدلان
استادیار، گروه حسابداری، موسسه اموزش عالی شاندیز، مشهد، ایران.
saeedpakdelan@ shandiz.ac.ir

چکیده:
قیمت‌گذاری نادرست سهام، موقعیتی است که در آن قیمت سهام در بازار سرمایه باارزش ذاتی آن تفاوت دارد. قیمت‌گذاری نادرست سهام، منجر به کاهش کارایی در تخصیص منابع در بازار سهام می‌شود، هم‌زمانی قیمت سهام شرکت‌ها نشان‌دهنده میزان انعکاس اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام بوده و شاخص مهمی برای اندازه‌گیری کارایی اطلاعات بازار سهام است. با توجه به اهمیت قیمت‌گذاری سهام در بازار سرمایه، هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر هم‌زمانی قیمت سهام بر قیمت‌گذاری نادرست سهام با تأکید بر نقش کیفیت گزارشگری مالی است. جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. با استفاده از محدودیت‌هایی که در نظر گرفته‌شده، تعداد ۱۴۹ شرکت در بازه زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰ به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب و به روش رگرسیون چندمتغیره فرضیه‌های پژوهش، آزمون شدند. یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش بیانگر آن است که بین هم‌زمانی قیمت سهام و قیمت‌گذاری نادرست سهام، رابطه معنادار و مستقیم وجود دارد. از طرفی، شواهد حاکی از آن است که کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه هم‌زمانی قیمت سهام و قیمت‌گذاری نادرست سهام، تأثیر تعدیلی کاهنده (تضعیف‌کننده) دارد. نتایج این پژوهش نگرانی در باب کاهش کیفیت گزارشگری مالی را پررنگ نموده و بینشی ایجاد می‌کند تا تدوین‌کنندگان مقررات و پژوهشگران به ریشه‌یابی علل کاهش کیفیت گزارشگری مالی بپردازند و در صورت لزوم مقررات فعلی حاکم بر گزارشگری مالی مورد تجدیدنظر قرار گیرد؛ زیرا که کیفیت گزارشگری مالی می‌تواند تأثیر نامطلوب هم‌زمانی قیمت سهام بر قیمت‌گذاری نادرست سهام را اصلاح کند.

واژه‌های کلیدی: هم‌زمانی قیمت سهام، قیمت‌گذاری نادرست سهام، کیفیت گزارشگری مالی.

---

* نویسنده مسئول

وقفی، سید حسام، صدیقی، جیران، حسینی، سید احسان، پاکدلان، سعید. (۱۴۰۲). بررسی رابطه هم‌زمانی قیمت سهام بر قیمت‌گذاری نادرست سهام با تأکید بر نقش کیفیت گزارشگری مالی. *فصلنامه حسابداری مالی*، ۱۵(۶۰): ۵۸-۳۷.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

مقدمه

سرمایه‌گذاران قیمت سهام را بر اساس جریان نقدی مورد انتظار حاصل از سهام و ریسک آن تعیین می‌کنند. سرمایه‌گذارانی که منطقی عمل می‌کنند باید بتوانند از تمامی اطلاعات موجود و یا اطلاعاتی که می‌توانند کسب نمایند به نحو قابل‌توجهی استفاده کنند. اطلاعات عامل مهمی در تعیین قیمت سهام می‌باشد و لذا عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران، امری اساسی برای سرمایه‌گذاران و ناظران بازار می‌باشد (یعقوبی، سیفی و صادقی‌شاهدانی، ۱۴۰۱). قیمت‌گذاری نادرست سهام یکی از مهم‌ترین مباحث در حوزه بازار سرمایه است؛ به این دلیل که می‌تواند به‌طورجدی تخصیص منابع کارآمد را دچار اختلال کند (هان، هانگ، هانگ و زو[1]، ۲۰۲۲). برای مثال، سوگیری سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان نسبت به شرکت ممکن است ناشی از قیمت‌گذاری نادرست سهام (دنگ، هرشیفلر، هیچاردسون و تئو[2]، ۲۰۰۶؛ رودز - کروپف، رابینسون و ویسواناتان[3]، ۲۰۰۵؛ شلیفر و ویشنی[4]، ۲۰۰۳). طبق فرضیه بازار کارا بیان می‌شود سرمایه‌گذاران، آگاه و منطقی بوده و نسبت به اطلاعات جدیدی که به بازار وارد می‌شود، واکنشی منطقی، صحیح و سریع نشان می‌دهند (فاما[5]، ۱۹۷۰). بنابراین قیمت‌های سهام نسبت به اطلاعات جدید واکنشی سریع، کامل و بدون تورش داشته و در هرلحظه‌ای قیمت سهام می‌تواند نشان‌دهنده ارزش ذاتی سهام است. در این شرایط، پیش‌بینی بازده آینده از روی بازده و اطلاعات گذشته سهام ممکن نبوده و تغییرات قیمت سهام از الگوی گام تصادفی پیروی می‌کند. در چارچوب فرضیه بازار کارا نقص‌های موجود در بازار (به‌عنوان‌مثال، عدم تقارن اطلاعات، هزینه‌های مبادله و هزینه‌های نمایندگی) و رفتارهای غیرمنطقی سرمایه‌گذاران دو توضیح مهم برای قیمت‌گذاری نادرست سهام هستند. در این زمینه زمانی بازار دچار شکست می‌شود که قیمت‌گذاری نادرست سهام فراتر از یک نقطه مشخص ادامه پیدا کند (بیکر، استین و ورگلر[6]، ۲۰۰۳؛ لیونگ، ایوانز و مازوز[7]، ۲۰۲۰ و پولک و ساپینزا[8]، ۲۰۰۹). قیمت اوراق بهادار در بازارهای مالی، پیش‌بینی ارزش واقعی آن خواهد بود و در هر زمان همه اطلاعات در دسترس را به‌طور کامل منعکس خواهد کرد. اطلاعات مالی در مورد هر شرکت در هنگام برآورد ارزش سهام بسیار مهم است. سرمایه‌گذاران این اطلاعات مالی عمومی را برای ارزیابی چشم‌انداز پتانسیل آینده هر شرکت استفاده می‌کنند (سید و باجوا[9]، ۲۰۱۸). معمولاً بیش قیمت‌گذاری سهام، منجر به کاهش یک‌باره قیمت‌ها و درنهایت سقوط بازار سهام می‌شود. اگر افزایش قیمت دارایی‌ها متناسب با ارزش ذاتی آن‌ها نباشد می‌تواند آثار زیانباری برای کل اقتصاد رقم بزند. سقوط بازار اوراق بهادار بر سایر بازارهای مالی و دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد. این نوسان‌ها عموماً فضای نامطلوبی در بازار ایجاد می‌کنند و جامعه و سهامداران را نسبت به بازار سهام بدبین نموده، جریان سرمایه را از فضای تولیدی خارج می‌نماید و می‌تواند بحران را از بخش مالی به بخش واقعی اقتصاد انتقال دهد (لیو، یی، وی و یانگ[10]،۲۰۲۱). هم‌زمانی قیمت سهام شرکت‌ها نشان‌دهنده میزان انعکاس اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام بوده و شاخص مهمی برای اندازه‌گیری کارایی اطلاعات بازار سهام است (دورنف، مورک و یونگ[11]، ۲۰۰۴؛ هاتون، مارکوس و تهرانیان[12]، ۲۰۰۹؛ جین و مایرز[13]، ۲۰۰۶؛ مورک، یانگ و یو[14]، ۲۰۰۰). به‌عبارت‌دیگر زمانی که قیمت سهم بازتابی از سهم کمی از اطلاعات خاص شرکت باشد، افزایش (کاهش) در قیمت تا میزان زیادی به اطلاعات عمومی کل بازار بستگی دارد که منجر به افزایش (کاهش) قیمت سهام شرکت‌ها باقیمت بازار در یک‌زمان می‌شود و

[1] Han, Huang, Huang & Zhou
[2] Dong, Hirshleifer, Richardson & Teoh
[3] Rhodes-Kropf, Robinson & Viswanathan
[4] Shleifer & Vishny
[5] Fama
[6] Baker, Stein & Wurgler
[7] Leung, Evans & Mazouz
[8] Polk & Sapienza
[9] Syed & Bajwa
[10] Lyu, Yi, Wei & Yang
[11] Durnev, Morck & Yeung
[12] Hutton, Marcus & Tehranian
[13] Jin & Myers
[14] Morck, Yang & Ui

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

این پدیده هم‌زمانی قیمت سهام[1] نامیده می‌شود (هو و یانگ[2]، ۲۰۲۱). هم‌زمانی قیمت سهام شرکت‌ها به اطلاعات عمومی کل بازار و اطلاعات خاص شرکت‌ها بستگی دارد. زمانی که قیمت سهام منعکس‌کننده اطلاعات خاص شرکت نباشد، می‌تواند منعکس‌کننده اطلاعات عمومی بازار شود و منجر به قیمت‌گذاری نادرست سهام گردد. به‌این‌ترتیب هم‌زمانی قیمت سهم شاخصی است که توانایی شرکت در زمینه انعکاس اطلاعات خاص شرکت بر روی قیمت سهم را بیان می‌کند. در این زمینه هم‌زمانی قیمت پایین‌تر حاکی از آن است که قیمت سهام شرکت وابستگی کمتری به تغییرات بازار دارد؛ به دلیل اینکه مقدار اطلاعات خاص بیشتری وجود دارد و شرکت‌کنندگان بازار در تصمیم‌گیری‌های مالی خود بیشتر بر روی اطلاعات خاص شرکت نسبت به تغییرات بازار استناد می‌کنند (دانگ، دونگ، هونگ، نگوین و پان[3]، ۲۰۲۰). از طرفی زمانی میزان انعکاس اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام افزایش می‌یابد که محیط‌های اطلاعاتی بازار سرمایه از شفافیت بیشتری برخوردار باشند و درنهایت هم‌زمانی قیمت سهام به دلیل اینکه معیار معکوسی از تأثیر این اطلاعات در قیمت سهام است، کاهش پیدا می‌کند (احمد[4]، ۲۰۱۳). ازاین‌رو، سرمایه‌گذاران و نیز معامله‌گرانی که به‌صورت روزانه خریدوفروش می‌کنند و از نوسانات روزانه قیمت نفع می‌برند از هم‌زمانی قیمت سهام برای قیمت‌گذاری سهام استفاده می‌کنند. گزارشگری و افشای اطلاعات، مهم‌ترین و اصلی‌ترین ابزاری است که شرکت‌ها برای ارتباط با سهام‌داران و اعتباردهندگان به کار می‌برند. کیفیت اطلاعات حسابداری منعکس‌کننده عملکرد مناسب شرکت‌ها و سودمندی بیشتر برای پیش‌بینی سودهای آتی است (اسد و الشوریده[5]، ۲۰۲۰). علاوه بر این، کیفیت گزارشگری مالی عدم تقارن اطلاعاتی و ریسک‌ها را کاهش می‌دهد. در این راستا، دایکسائودوارته، سائو – آمورال، دوکارموآزودو[6] (۲۰۱۵) و (دمرجیان، لو، لوئیس و مک‌وی[7]، ۲۰۱۲) از نتایج تأثیرات قابل‌توجه کیفیت اطلاعات حسابداری بر کاهش عدم تقارن اطلاعات و افزایش عملکرد شرکت‌ها که منجر به کاهش قیمت‌گذاری نادرست می‌گردد، حمایت می‌کنند. با توجه به مطالب گفته‌شده و اینکه شناسایی عوامل مؤثر بر قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌تواند به عاملان بازار کمک کند تا با پیش‌بینی صحیح‌تر بازده آتی سهام و تشخیص به‌موقع تشکیل حباب قیمتی، در ترکیب پرتفوی خود سهام کم‌ریسک‌تری نگهداری کنند و از این طریق ریسک سقوط قیمت را کاهش دهند (بائوا، هنکیوب، هومسب و ماسارو[8]، ۲۰۱۹).ا از طرف دیگر با توجه به اینکه برخی سرمایه‌گذاران در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود ممکن است هم‌زمانی قیمت سهام شرکت با شاخص بورس را نشانه‌ای مثبت جهت سرمایه‌گذاری بدانند و برخی دیگر آن را نشانه ریسک سیستماتیک و نشانه‌ای منفی تلقی کنند و همچنین با توجه به اهمیت و نقش کیفیت گزارشگری مالی در تصمیمات سرمایه‌گذاری، مسئله اصلی این پژوهش این موضوع است که کیفیت گزارشگری و هم‌زمانی قیمت سهام، ممکن است به قیمت‌گذاری نادرست سهام منتج شود. درنتیجه این پژوهش به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا هم‌زمانی قیمت سهام رابطه معنی‌داری با قیمت‌گذاری نادرست سهام دارد؟ و اینکه آیا کیفیت گزارشگری مالی نقش تعدیل‌کننده بر رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و قیمت‌گذاری نادرست دارد؟

نتایج این پژوهش با توجه به دغدغه سودمندی گزارشگری مالی و ضرورت ریشه‌یابی و تحلیل عوامل تأثیرگذار بر قیمت‌گذاری نادرست سهام از سوی نهادهای مقررات گذار و پژوهشگران و جامعه دانشگاهی، می‌تواند در جهت تقویت مبانی نظری و تحلیل‌های سرمایه‌گذاران و فعالین بازار سرمایه مفید باشد. همچنین می‌توان بیان داشت تأثیر کیفیت گزارشگری مالی به‌عنوان یک متغیر تعدیلگر که در این پژوهش با روش تحلیل عاملی از روش‌های پرکاربرد اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی به‌صورت یکجا استفاده‌شده است بر نوآوری و دانش‌افزایی پژوهش افزوده است.

[1] Stock Price Synchronicity
[2] Hou & Yang
[3] Dang, Dang, Hoang, Nguyen & Phan
[4] Ahmad
[5] Assad & Alshurideh
[6] Da Paixão Duarte, Saur-Amaral & do Carmo Azevedo
[7] Demerjian, Lev, Lewis, & McVay
[8] Baoa, Hennequinb, Hommesb & Massaro

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

مبانی نظری، پیشینه پژوهش و بسط فرضیه‌ها

قیمت‌گذاری نادرست سهام

قیمت‌گذاری نادرست، موقعیتی است که در آن قیمت سهام در بازار سرمایه با ارزش ذاتی آن تفاوت دارد. بازار سرمایه مکانی سازمان‌یافته و منسجم است که در آن شرکت‌ها می‌توانند اوراق بهادار خود را به افراد سرمایه‌گذار ارائه کنند و بدین‌صورت سرمایه‌ای که نیاز دارند را تأمین کنند. به این دلیل، بازار سرمایه می‌بایست قیمتی را برای اوراق بهادار تعیین کند که نمایانگر تمامی موقعیت‌های فعالیتی شرکت منتشرکننده سهام و قیمت عادلانه برای قدرت مالی شرکت باشد (مهرجو، ۱۳۸۴). مشخص کردن قیمت سهام یک شرکت معمولاً به عوامل مختلفی بستگی دارد که از مهم‌ترین آن سودآوری شرکت، انتظار سودآوری آینده شرکت و شرایط اقتصادی کشور است. به نظر الزهرائی و رائو[1] (۲۰۱۴) قیمت‌گذاری نادرست سهام[2] زمانی رخ می‌دهد که قیمت سهام از ارزش ذاتی[3] آن متفاوت باشد. به‌عبارت‌دیگر، قیمت سهام از ارزش ذاتی آن انحراف داشته، بازار برای آن سهام از کارایی کافی برخوردار نیست. قیمت‌گذاری نادرست سهام از ضعف‌های بازار سرمایه نشئت می‌گیرد. از مصادیق عمده بازار ناقص می‌توان به اثر رفتاری سرمایه‌گذاران و عدم کیفیت و عدم تقارن اطلاعاتی اشاره کرد که از عوامل اساسی قیمت‌گذاری نادرست سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه است.

هم‌زمانی قیمت سهام

هم‌زمانی قیمت سهام نشانگر میزان تغییرات مشترک قیمت سهام با تغییرات بازده بازار است که مبین میزان انعکاس اطلاعات بازار نسبت به اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام است. درجه هم‌زمانی قیمت سهام به میزان تأثیرگذاری اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام بستگی دارد. به‌طورکلی، تغییرات قیمت سهام منعکس‌کننده اطلاعات جدید در سطح بازار، همتا یا شرکت هست. هم‌زمانی قیمت سهام به مقدار نسبی اطلاعات غیرتخصصی و ویژه شرکت بستگی دارد که در آن بیشتر عدم شفافیت اطلاعاتی منجر به هم‌زمانی بالاتر می‌شود (رول[4]، ۱۹۸۸). وجود اخلال در جریان انتقال اطلاعات خاص شرکت به بازار و عدم انعکاس تمام اطلاعات سطح شرکتی در هرلحظه از زمان در قیمت سهام سبب هم‌زمانی بالاتر قیمت سهام و ناکارایی بازار می‌گردد. بالعکس، هر چه میزان اطلاع‌رسانی شرکت بهتر و بیشتر باشد، قدرت تحلیل سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی بالاتر خواهد رفت و بازار سرمایه به سمت کارایی بیشتر پیش می‌رود. همچنین، اطلاعات نامتقارن سبب بروز پدیده گزینش مغایر[5] و کاهش نقدشوندگی بازار و افزایش هزینه معاملات سرمایه‌گذاران ناآگاه می‌گردد؛ زیرا در شرایط بروز مشکل گزینش مغایر ممکن است دلالان با معامله‌گرانی به معامله بپردازند که اطلاعات برتری دارند و اوراق بهادار را زیر قیمت خریداری و بالای قیمت می‌فروشند (نیک‌کار و فتحعلیان، ۱۴۰۱).

کیفیت گزارشگری مالی

کیفیت گزارشگری مالی ضوابطی است که اطلاعات مفید و سودمند را از اطلاعات دیگر تفکیک می‌سازد و سودمندی اطلاعات را ارتقا می‌دهد. همچنین کیفیت گزارشگری مالی به معنای میزان مفید بودن صورت‌های مالی برای سرمایه‌گذاران، بستانکاران، مدیران و دیگر افراد مرتبط با شرکت است (پیری، دیدار و خدایاریگانه،۱۳۹۳). به اعتقاد بوشمن و اسمیت[6]، ۲۰۰۱) گزارش‌های مالی از سه طریق ممکن است بازار سرمایه را متأثر سازند: اول اینکه گزارش‌های مالی کمک می‌کنند سرمایه‌گذاری‌های خوب و بد تشخیص داده شود که این موضوع، ریسک برآورد و درنتیجه هزینه‌ی سرمایه را کاهش می‌دهد. دوم اینکه گزارش‌های مالی باکیفیت‌تر، سرمایه‌گذاران را در تمیز دادن مدیران خوب و بد یاری می‌رساند؛ درنتیجه باعث می‌شوند هزینه‌های نمایندگی و به‌تبع آن، هزینه‌ی سرمایه کاهش یابد. سوم اینکه گزارش‌های حسابداری مبهم سبب تضعیف

[1] Alzahrani & Rao
[2] Mispricing Stock
[3] Value Intrinsic
[4] Roll
[5] Adverse Selection
[6] Bushman & Smith

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

رابطه‌ی ارقام حسابداری و واقعیات اقتصادی و خواه‌ناخواه موجب افزایش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود. به عقیده‌ی (بهاتاچاریا، دائوک و ولکر[1]، ۲۰۰۳) در چنین شرایطی تأمین‌کنندگان منابع با افزایش قیمت فروش و کاهش قیمت خرید خود، از منافع خویش حفاظت می‌کنند که این واکنش، باعث افزایش هزینه‌های معاملات و کاهش حجم معاملات خواهد شد و واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات به‌صورت مستقیم در تعدیلات قیمت سهام منعکس می‌گردد.

هم‌زمانی قیمت سهام و قیمت‌گذاری نادرست

نظریه‌های مالی کلاسیک غالباً بر اساس فرضیه‌های اقتصاد نئوکلاسیک بنا شده است. این نظریه‌ها عموماً دستوری هستند و مجموعه‌ای از قواعد تصمیم‌گیری بر اساس قواعد ریاضی را پیش روی سرمایه‌گذاران قرار می‌دهد. از این نظریه‌ها این‌گونه استنباط می‌شود که انسان اقتصادی[2]، الگوی ساده‌ای از رفتار اقتصادی انسان را نشان می‌دهد که بر اصولی نظیر منفعت شخصی، عقلانیت کامل و تصمیم‌گیری اقتصادی بر اساس اطلاعات کامل استوار است. طبق فرضیه بازار کارا بیان می‌شود سرمایه‌گذاران، آگاه و منطقی بوده و نسبت به اطلاعات جدیدی که به بازار وارد می‌شود، واکنشی منطقی، صحیح و سریع نشان می‌دهند (فاما، ۱۹۷۰)؛ بنابراین قیمت‌های سهام نسبت به اطلاعات جدید واکنشی سریع، کامل و بدون تورش داشته و در هرلحظه‌ای نشان‌دهنده ارزش ذاتی سهام است. بااین‌حال، با توجه به اطلاعات نامتقارن و ناقص، بخش بزرگی از مطالعات گذشته، فرضیه بازار کارا را با ابهام روبه‌رو کرده است (برای نمونه، مرتون[3]، ۱۹۸۷؛ ایزلی، هویدکجائر و اوهارا[4]، ۲۰۰۲) این مطالعات نشان می‌دهد که فرایند تعیین قیمت سهام به‌موقع و کارا نیست و منجر قیمت‌گذاری نادرست می‌شود؛ که به معنای فاصله قیمت سهام و ارزش‌های ذاتی سهام است. حال سؤال اینجاست که ریشه این قیمت‌گذاری نادرست در کجاست؟ در پاسخ به چند علت برای قیمت‌گذاری نادرست می‌توان اشاره نمود. دلیل اول قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌تواند ناآگاهی، رفتار غیرمنطقی و توانایی محدود سرمایه‌گذاران باشد. مطالعاتی که در اواخر دهه ۱۹۷۰ آغاز گردید و در ادامه با عنوان «مالی رفتاری» مشهور شد، نشان می‌دهد که عقلانیت همواره محرک رفتار نیست و تصمیم‌گیری همیشه تحت تأثیر منفعت اقتصادی قرار نمی‌گیرد. نتایج برخی پژوهش‌ها (باربر، اودان و زنگ[5]، ۲۰۰۵؛ دلاویگنا و پولت[6]، ۲۰۰۹؛ هرشلیفر، لیم و تئو[7]، ۲۰۰۹) حاکی از این است که محدودیت توجه سرمایه‌گذار، بر قیمت اوراق بهادار و معاملات سرمایه‌گذار[8] تأثیر می‌گذارد. وجود تورش‌های رفتاری مانند نمایندگی[9]، محافظه‌کاری[10]، لنگر انداختن[11]، اطمینان بیش‌ازحد[12]، اطمینان بیش‌ازحد[13] و تعاملات اجتماعی[14] مؤید این دلیل است. دلیل دوم قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌تواند ناشی از ریسک باشد. طبق فرضیه بازار کارا و مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، نرخ بازده مورد انتظار تنها وابسته به ریسک است؛ به‌عبارت‌دیگر اگر بازار کارا بوده و هیچ‌گونه ناهنجاری وجود نداشته باشد، بازده غیرعادی برای سهام در بازار وجود نخواهد داشت. بازده مورد انتظار، بازده پیش‌بینی‌شده به‌وسیله عوامل ریسک در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها است. حال اگر عوامل ریسک در مدل‌های مذکور به‌درستی تعیین و اندازه‌گیری نشده باشند، بازده مورد انتظار و پیامد آن، بازده غیرعادی به‌درستی محاسبه نمی‌شوند و این خطا ممکن است منجر به بروز قیمت‌گذاری نادرست گردد. لذا در برخی پژوهش‌ها با تغییر عوامل ریسک و مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، در

[1] Bhattacharya, Daouk & Welker
[2] Economic Man
[3] Merton
[4] Easley, Huidekjaer & O'Hara
[5] Barber, Odean & Zheng
[6] Della Vigna & Pollet
[7] Hirshleifer, Lim & Teoh
[8] Investor Trades
[9] Representative
[10] Conservatism
[11] Anchoring
[12] Overconfidence
[13] Overconfidence
[14] Social Interactions

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

پی توجیه ناهنجاری‌های بازار بوده‌اند (فاما و فرنچ[1]، ۱۹۹۳؛ لتایو و لودوینگسون[2]، ۲۰۰۱؛ کمپل و وولتیناهو[3]، ۲۰۰۴؛ خان[4]، ۲۰۰۸ و چن، نوی مارکس و زانگ[5]، ۲۰۱۰). دلیل سوم قیمت‌گذاری نادرست سهام را می‌توان عدم تقارن اطلاعاتی و عدم شفافیت اطلاعاتی به دلیل عدم ارائه مناسب و باکیفیت اطلاعات خاص شرکت دانست. به اعتقاد کنت و هرشلیفر[6] (۲۰۱۵) وجود اطلاعات کامل در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، فرضی غیرواقعی است؛ زیرا بسیاری از تصمیمات اقتصادی در نبود اطلاعات کامل اخذ می‌شود. پانترالیس و پارک[7] (۲۰۱۴) معتقدند که بخش مهمی از قیمت‌گذاری نادرست سهام به علت نبود شفافیت در سطح شرکت است. زمانی که اطلاعات خاص شرکت به‌آسانی در دسترس نباشد، سرمایه‌گذاران تا حد زیادی به اطلاعات بازار و صنعت متکی می‌شوند که به هم‌زمانی بالای قیمت سهام منجر می‌گردد (فو، چین، لیئو و چن[8]، ۲۰۲۲). وجود اختلال در انتقال اطلاعات خاص شرکت به بازار و عدم انعکاس تمام اطلاعات سطح شرکتی در قیمت سهام ازیک‌طرف سبب هم‌زمانی بالاتر قیمت سهام و از طرف دیگر موجب قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌شود.

نقش کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه هم‌زمانی قیمت سهام و قیمت‌گذاری نادرست

کیفیت گزارشگری مالی از عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران است؛ لذا سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای در صورت پیچیده بودن گزارش‌های مالی قادر به درک اطلاعات نبوده و گزارش‌های مالی پیچیده‌تر، باعث کاهش کارایی قیمت‌گذاری و عدم اطمینان می‌شود؛ بنابراین می‌توان به این موضوع اشاره کرد که فقدان کیفیت اطلاعات و شفافیت در سطح شرکت‌ها منشأ بخش قابل‌توجهی از قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌تواند باشد. زمانی ابهام سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد که آن‌ها دسترسی محدودی به اطلاعات و گزارش‌های مالی داشته باشند، یا زمانی که اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذاران کیفیت ضعیفی داشته باشد (رضوی‌خسروشاهی، برداران‌حسن‌زاده و زینالی،۱۴۰۱). همچنین زمانی که شفافیت اطلاعات مالی کمتر است، قیمت سهام از قیمت واقعی آن دورتر می‌شود و قیمت‌گذاری نادرست سهام رخ می‌دهد. در این راستا امینی، عباسیان و تهرانی (۱۴۰۱) هم‌زمانی قیمت سهام با پوشش تحلیلگر و افشا اطلاعات در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سرمایه ایران را مورد مطالعه قرار دادند. فرضیه اصلی پژوهش آن‌ها در خصوص وجود رابطه بین هم‌زمانی قیمت و پوشش تحلیلگر و افشا اطلاعات رابطه معنادار مثبت تأییدشده است. همچنین سایر یافته‌ها حاکی از وجود یک رابطه معنادار مثبت بین هم‌زمانی قیمت سهام با افشا اطلاعات و عدم رابطه بین پوشش تحلیلگر و هم‌زمانی قیمت سهام است. از سوی دیگر رتبه بالاتر یک شرکت در شفافیت گزارش‌های مالی نشان‌دهنده آن است که بنگاه اطلاعات دقیق‌تر، جدیدتر و کامل‌تری را در اختیار عموم قرار می‌دهد. به این صورت که شرکت‌هایی که درجه بالاتری در افشای اطلاعات کسب می‌کنند با احتمال کمتری توسط سرمایه‌گذاران مشمول قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌شوند و این دلیلی واضح و صریح است. با افشای بهتر اطلاعات، سرمایه‌گذاران می‌توانند عایدی آتی شرکت‌ها را بهتر پیش‌بینی کنند و سرمایه‌گذاری حساب‌شده‌تری را انجام دهند (دریک، مایرس و مایرس[9]، ۲۰۰۹). حال‌آنکه در نبود چنین شرایطی، قیمت بازار به‌احتمال‌زیاد گمراه‌کننده است به این معنا که ارزش ذاتی واقعی شرکت را منعکس نخواهد کرد. اگر در گزارش‌های مالی شرکت، شفافیت کامل وجود نداشته باشد برای مدیران این فرصت پیش می‌آید که برای حفظ شغل و اعتبار حرفه‌ای خود، اطلاعات منفی را در داخل شرکت مخفی کنند. ازاین‌رو، اطلاعات منفی در داخل شرکت انباشته می‌شود و در بازار سهام، قیمت‌ها تحت تأثیر این اطلاعات نادرست، از روند تغییرات وضعیت بنیادی شرکت جداشده و درنهایت توده اطلاعات منفی یک‌باره وارد بازار شده و باعث افت شدید قیمت سهام می‌گردد (هوتن، مارکوس و تهرانیان، ۲۰۰۹). در این راستا مطالعاتی توسط برخی از پژوهشگران صورت گرفته است که

[1] Fama & French
[2] Lettau & Ludvigson
[3] Campbell & Vuolteenaho
[4] Khan
[5] Chen, NovyMarx & Zhang
[6] Kent & Hirshleifer
[7] Pantzalis & Park
[8] Fu, Chen, Liu & Chen
[9] Drake, Myers & Myers

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

به‌عنوان‌مثال می‌توان به پژوهش زارع، انصاری‌سامانی و امینیان (۱۴۰۱) با عنوان تأثیر کیفیت اطلاعات مالی بر قیمت‌گذاری نادرست سهام اشاره کرد. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان داد که کیفیت اطلاعات مالی بر قیمت‌گذاری نادرست سهام تأثیر منفی و معنی‌داری دارد و ارائه اطلاعات باکیفیت زیاد توسط شرکت‌ها می‌تواند تصمیم‌گیری و رفتار سرمایه‌گذاران را در بازار تحت تأثیر قرار داده، قیمت‌گذاری نادرست سهام را کاهش دهد. همچنین، با کاهش منافع مدیریت و افزایش شفافیت اطلاعاتی می‌توان انحراف قیمتی سهام را کاهش داد. همچنین یعقوبی، سیفی و صادقی‌شاهدانی (۱۴۰۱) در بررسی تفاوت هم‌زمانی قیمت سهام و ریسک غیرسیستماتیک سهام در ارتباط با محیط اطلاعاتی شرکت‌های بازار سرمایه ایران اظهار داشتند بهبود محیط اطلاعاتی و افزایش کارایی اطلاعاتی شرکت‌ها منجر به زیادشدن هم‌زمانی قیمت سهام و ریسک غیرسیستماتیک سهام می‌گردد. از سوی دیگر باغومیان، رجب‌دری و خانی‌ذلان (۱۴۰۰) رابطه خوانایی گزارش‌های مالی و هم‌زمانی قیمت سهام با نقش تعدیلگر مالکیت نهادی و عدم تقارن اطلاعاتی را بررسی کردند. یافته‌های نشان داد، بین ناخوانایی گزارش مالی و هم‌زمانی قیمت سهام، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین، مالکیت نهادی به‌عنوان متغیر تعدیلگر، رابطه ناخوانایی گزارش مالی و هم‌زمانی قیمت سهام را به گونه منفی تعدیل می‌کند. افزون بر آن، اثر تعدیلگر متغیر عدم تقارن اطلاعاتی بر رابطه ناخوانایی گزارش مالی و هم‌زمانی قیمت سهام، مثبت و معنادار است. فلاح‌زاده‌ابرقویی، تفتیان و حیرانی (۱۳۹۶) به بررسی رابطه متقابل بین افشای اختیاری اطلاعات با هم‌زمانی و ریسک سقوط قیمت سهام با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان پرداختند. نتایج برآورد حاکی از وجود رابطه دوطرفه منفی و معنادار بین افشای اختیاری اطلاعات و ریسک سقوط قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران است. همچنین بر اساس نتایج این پژوهش رابطه دوطرفه معنی‌داری بین افشای اختیاری اطلاعات و هم‌زمانی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد. با توجه به یافته‌های پژوهش، لازم است از یک‌سو بررسی شود که خوانایی گزارش مالی بر چه مواردی اثرگذار است. از سوی دیگر در راستای بهبود بازار، به موارد اثرگذار بر هم‌زمانی قیمت سهام توجه بیشتری نمود. همچنین برخی دیگر از پژوهشگران نیز به مطالعه این رابطه پرداختند. پژوهشگرانی همچون لی، لئو، هو و لی[1] (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان توجه سرمایه‌گذار خرد و قیمت‌گذاری نادرست سهام با تأکید بر نقش میانجی کیفیت گزارشگری مالی دریافتند که زمانی که قیمت‌گذاری سهام پایین اتفاق می‌افتد رابطه مثبت بین توجه غیرعادی سرمایه‌گذاران خرده‌فروش و قیمت‌گذاری بیش‌ازحد قابل‌توجه بود همچنین مدیریت سود نقش واسطه‌ای در این اثرات بازی می‌کند. همچنین تحلیل‌های بیشتر نشان داد که تأثیر مثبت توجه غیرعادی سرمایه‌گذاران خرده‌فروش بر قیمت‌گذاری نادرست تنها برای شرکت‌هایی وجود دارد که شرکت‌های غیردولتی هستند، انگیزه‌های سهام اجرایی بالایی دارند و با ممیزی‌های خارجی ضعیف مواجه هستند. هاگا، هوگلم و سوندویک[2]، (۲۰۲۲) در مقاله خود تحت عنوان فراوانی گزارش دهی شرکت‌های هم‌گروه و هم‌زمانی قیمت سهام: شواهد اروپایی، نحوه اثرگذاری اطلاعات خاص شرکت (گزارش‌های فصلی و سالانه) بر هم‌زمانی قیمت سهام را در شرکت‌های اروپایی هم‌گروه موردبررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان دادند که رابطه منفی معناداری بین هم‌زمانی قیمت سهام و تمرکز گزارش دهی فصلی در میان شرکت‌های مشابه وجود دارد. چن و گونگ[3] (۲۰۱۹) در بررسی رقابت‌پذیری حسابداری، کیفیت گزارشگری مالی و قیمت‌گذاری نادرست سهام بیان می‌کنند که رقابت‌پذیری به کیفیت گزارشگری مالی بالاتر، وابسته و کاهش قیمت‌گذاری نادرست سهام را منتج می‌شود. در شرایط محدودیت در وجود اطلاعات خاص شرکت و اختلال در انتقال آن اطلاعات محدود به بازار، چنانچه آن اطلاعات از کیفیت گزارشگری بالاتری برخوردار باشد، رابطه مستقیم بین هم‌زمانی قیمت سهام و قیمت‌گذاری نادرست سهام تضعیف می‌گردد.

با توجه به چهارچوب نظری بیان‌شده فرضیه‌های زیر تدوین‌شده است:

فرضیه اول: بین هم‌زمانی قیمت سهام و قیمت‌گذاری نادرست سهام رابطه معنادار مستقیم وجود دارد.

فرضیه دوم: کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه هم‌زمانی قیمت سهام و قیمت‌گذاری نادرست سهام تأثیر معنادار تضعیف‌کننده دارد.

[1] Li, Liu, Hou & Li
[2] Haga, Högholm & Sundvik
[3] Chen & Gong

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

روش پژوهش

با توجه به اینکه داده‌های این پژوهش مربوط به اطلاعات مالی واقعی شرکت‌های مورد رسیدگی بوده و نتایج حاصل از این اطلاعات می‌تواند به فعالان بورس جهت تصمیم‌گیری کمک قابل‌توجهی کند، لذا این پژوهش از نوع کاربردی است. به دلیل اینکه داده‌های موردبررسی مربوط به گذشته هستند، این پژوهش از نوع پس رویدادی در حوزه تحقیقات اثباتی حسابداری است. این پژوهش به کمک تحلیل رگرسیون خطی انجام‌شده است؛ همچون سایر پژوهش‌های تجربی حسابداری، اطلاعات موردنیاز پژوهش برحسب نوع آن‌ها از منابع گوناگونی جمع‌آوری‌شده است. داده‌هایی که در جهت تبیین و سنجش مبانی نظری این پژوهش مورداستفاده قرارگرفته، از نشریات، کتب و انواع مقالات فارسی و لاتین بوده است که به شیوه‌ی کتابخانه‌ای قابل گردآوری است و جهت جمع‌آوری داده و اطلاعات مرتبط با آزمون فرضیه‌های پژوهش از اطلاعات سایت کدال (صورت‌های مالی حسابرسی شده) استفاده‌شده است. جهت ایجاد پایگاه داده‌ها از نرم‌افزار اکسل و جهت آزمون فرضیه‌ها از نرم‌افزار ایویوز ۱۰[1] بهره برده شد.

جامعه و نمونه پژوهش

جامعه آماری پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. شرط‌ها برای احراز نمونه به این شرح است: جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، خدماتی، بانکی، مالی و بیمه‌ای نباشند؛ زیرا شرایط حاکم بر این شرکت‌ها متفاوت از شرکت‌های تولیدی است؛ در طول دوره موردبررسی دوره ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰ به‌طور کامل در بورس فعال بوده و از تابلوی بورس حذف نشده باشند تا یک نمونه باثبات با اطلاعات کامل حاصل شود؛ دوره مالی آن‌ها به آخر اسفند منتهی شود و تغییر دوره مالی نداشته باشند تا از تأثیرات فصلی بر اطلاعات استخراج‌شده جلوگیری شود؛ باتوجه به وجود داده‌های مربوط به ارزش بازار سهام، وقفه بیش از ۶ ماه نداشته باشند و درنهایت داده‌های متغیرهای پژوهش برای آن شرکت‌ها در دسترس باشد. بعد از در نظر گرفتن شرایط فوق ۱۴۹ شرکت به‌عنوان نمونه آماری طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰ انتخاب شدند که نحوه غربالگری جامعه آماری به در جدول ۱ نشان داده‌شده است.

جدول (۱): روند انتخاب نمونه

تعداد کل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس در پایان سال ۹۹	**۵۳۶**
معیارها:	
تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۱ در بورس فعال نبوده‌اند	**(۱۸۸)**
تعداد شرکت‌هایی از سال ۱۳۹۱ به بعد در بورس پذیرفته‌شده‌اند	**(۷۷)**
تعداد شرکت‌هایی که جز هلدینگ، سرمایه‌گذاری‌ها، واسطه‌گری‌های مالی، بانک‌ها و یا لیزینگ‌ها بوده‌اند.	**(۵۲)**
تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی پژوهش تغییر سال مالی داده‌اند و دوره مالی آن‌ها ۲۹ اسفندماه نبوده است.	**(۵۵)**
شرکت‌ها وقفه مالی بیش از ۶ ماه نداشته باشند.	**(۱۲)**
شرکت‌هایی که داده‌های آن‌ها در طول دوره موردبررسی در دسترس نبوده است.	**(۳)**
تعداد شرکت‌های نمونه	**۱۴۹**

متغیرها و مدل‌های آزمون فرضیه‌های پژوهش

مدل رگرسیونی آزمون فرضیه اول پژوهش به شرح زیر است:

$$P_{it} = \beta_{0\ it} + \beta_1\, Synch_{it} + \beta_2\, Fs_{it} + \beta_3\, Gov_{\ it} + \beta_4 IT_{it} + \beta_5\, Iob_{\ it} + \beta_6\, Age_{it} + \beta_7 div_{it} + \beta_8\, Lev_{it} + \beta_{\ 9}\, Roa_{it} + \beta_{10}\, current\ asset_{it} + \beta_{11}\, Sg_{\ it} + \beta_{12}\, Asset\ turnover_{\ it} + \varepsilon_{\ it}$$

رابطه (۱)

در رابطه بالا معنادار بودن ضریب بتا (۱) به معنای تأیید فرضیه اول پژوهش می‌باشد.

مدل رگرسیونی آزمون فرضیه دوم پژوهش:

$$P_{it} = \beta_{0\ it} + \beta_1\, Synch_{it} + \beta_2\, Qfin_{it} + \beta_3\, Synch_{it} * Qfin_{it} + \beta_4\, Fs_{it} + \beta_5\, Gov_{it} + \beta_6 IT_{it} + \beta_7 Iob_{it} + \beta_8 Age_{it} + \beta_9\, div_{it} + \beta_{10}\, Lev_{it} + \beta_{11}\, Roa_{it} + \beta_{12}\, current\ asset_{\ it} + \beta_{13}\, Sg_{\ it} + \beta_{14}\, Asset\ turnover_{it} + \varepsilon_{it}$$

رابطه (۲)

[1] Eviews

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

در رابطه بالا معنادار بودن ضریب بتا (۳) به معنای تأیید فرضیه دوم پژوهش می‌باشد.

جدول (۲): معرفی اجزای مدل‌های رگرسیونی پژوهشی

نام متغیر	نماد متغیر	نوع متغیر	نام متغیر	نماد متغیر	نوع متغیر
هم‌زمانی قیمت سهام	SYNCH	متغیر مستقل	سن شرکت	Age	متغیر کنترلی
قیمت‌گذاری نادرست سهام	P	متغیر وابسته	نوع صنعت (فناوری اطلاعات)	It	متغیر کنترلی
کیفیت گزارشگری مالی	Qfin	متغیر تعدیلگر	مالکیت دولتی	Gov	متغیر تعدیلگر
اندازه شرکت	Fs	متغیر کنترلی	سیاست تقسیم سود	Div	متغیر کنترلی
بازده دارایی‌ها	Roa	متغیر کنترلی	اهرم مالی	Lev	متغیر کنترلی
استقلال هیئت‌مدیره	Iob	متغیر کنترلی	گردش دارایی ثابت	asset turnover	متغیر کنترلی
رشد فروش	Sg	متغیر کنترلی	نسبت دارایی‌های جاری	current asset	متغیر کنترلی

متغیر وابسته

قیمت‌گذاری نادرست سهام است که از روش ارزش بنیادی (رگرسیون سری زمانی) جهت محاسبه آن استفاده شد، ارزش بنیادی شرکت با استفاده از رابطه زیر اندازه‌گیری گردید (پانترالیس و پارک، ۲۰۱۳).

رابطه (۳) $$Ln\,(M_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1\,Ln\,(B_{it}) + \alpha_2\,Ln\,(NI_{it}) + \alpha_3 I_{it} * Ln\,(NI_{it}) + \alpha_4\,(LEV_{it}) + e_{it}$$

که در آن:

Ln (M_{it}): لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت i در سال t.

Ln (B_{it}): لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی شرکت i در سال t.

Ln (NI_{it}): لگاریتم طبیعی قدر مطلق سود (زیان) خالص شرکت i در سال t.

I_{it}: یک متغیر مجازی که اگر شرکت i در سال t زیان‌ده باشد (زیان رخداده باشد) برابر عدد یک و در غیر این صورت صفر است.

LEV_{it}: اهرم مالی شرکت i در سال t که از طریق بدهی به مجموع بدهی و حقوق صاحبان سهام به دست می‌آید.

قدر مطلق مقادیر پسماند محاسبه‌شده (e) جزء خطا برای مدل فوق، به‌عنوان نماینده شاخص مذکور یعنی قیمت‌گذاری نادرست سهام است.

لازم به ذکر است که خطای مدل هرچقدر به صفر نزدیک‌تر شود بیانگر قیمت‌گذاری درست سهام بوده و برعکس؛ بنابراین، از خطای مدل قدر مطلق گرفته و به‌عنوان قیمت‌گذاری نادرست سهام وارد مدل شده است.

متغیر مستقل: هم‌زمانی قیمت سهام است که از رابطه‌ی (۴) به دست می‌آید:

رابطه (۵) $$SYNCH_{i,t} = log\,(\frac{R^2}{1-R^2})$$

در این مدل، مقادیر R عبارت است از ضریب تعیین معادله رگرسیون به شرح ذیل:

مدل (۱) $$R_{it} = \alpha + \beta_1(R_{mt}) + \varepsilon_{it}$$

که در آن، R_m بازده بازار و R بازده عادی شرکت است.

در این پژوهش هم‌زمانی قیمت سهام به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته‌شده و برای اندازه‌گیری هم‌زمانی قیمت سهام، ابتدا R^2 برای شرکت i در سال مالی t از مدل بسط یافته رگرسیون بازار در معادله زیر به روش سری زمانی محاسبه می‌شود:

$$R_{i,t} = a + \sum_{k=-1}^{+1} \beta_{i,t}\,R_{m,t-k} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن، $R_{i,t}$ بازده سهام i در ماه t، $R_{m,t-k}$ بازده بازار در ماه $t-k$ است. در این رابطه K دربردارنده تمام اعداد مجموعه $A = \{k|k\epsilon z, -1 \le k \le 1\}$ است که در این صورت اگر $K = -1$ باشد، $R_{m,t-k} = R_{m,t+k}$ که معرف بازده بازار در یک ماه بعد از ماه t است و منظور از ماه t ماهی است که بازده سهام i ($R_{i,t}$) آن به وقوع پیوسته است. اگر $K = 0$ باشد، $R_{m,t-k} =$

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

$R_{m,t}$ که معرف بازده بازار در ماه t است. اگر $K = 1$ باشد، $R_{m,t-k} = R_{m,t-k}$ که معرف بازده بازار در یک ماه قبل از ماه t است. $\varepsilon_{i,t}$ بازده باقیمانده سهام شرکت iدر ماه t و باقیمانده یا پسماند مدل رگرسیون است.

از آنجا که R^2 در بازه صفر تا یک قرار دارد، برای به دست آوردن یک توزیع نزدیک به نرمال، مطابق تحقیق پیتروسکی و رولستون[1] (۲۰۰۴)، مورک و همکاران (۲۰۰۰) از لگاریتم طبیعی R^2 به شرح زیر برای تعریف متغیر هم‌زمانی قیمت SYNCH استفاده می‌شود.

$$\text{SYNCH} = \log\left(\frac{R_{i,t}^2}{1 - R_{i,t}^2}\right)$$

متغیر تعدیل گر

کیفیت گزارشگری مالی است. این پژوهش، معیارهای کیفیت گزارشگری مالی که به‌صورت متداول و متواتر در مقالات حسابداری کاربرد دارد را مدنظر قرار داده است. هدف این رویکرد این است که اثر تفاوت‌ها در روش اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی نیز مدنظر قرار داده شود.

۱- کیفیت گزارشگری مالی روش کوتاری، وئون و واسلی[2] (۲۰۰۵):

رابطه (۶) $$TAccr_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(1/Assets_{i,t-1}) + \alpha_2\,\Delta Rev_{i,t} + \alpha_3 PPE_{i,t} + \alpha_4 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در این رابطه TA معرف مجموع اقلام تعهدی است که به‌صورت رابطه (۶) قابل‌محاسبه است:

رابطه (۷) $$TA_{i,t} = (\Delta CA_{i,t} - \Delta CASH_{i,t} - \Delta CL_{i,t} + \Delta STDEBT_{i,t} - DEPN_{i,t})$$

در معادله فوق متغیرها به شرح زیر هستند:

$\mathbf{TA_{i,t}}$: اقلام تعهدی شرکت i در سال t.

$\mathbf{\Delta CA_{i,t}}$: تغییرات دارایی‌های جاری شرکت i در سال t.

$\mathbf{\Delta CASH_{i,t}}$: تغییرات وجه نقد شرکت i در سال t.

$\mathbf{\Delta CL_{i,t}}$: تغییرات بدهی‌های جاری شرکت i در سال t.

$\mathbf{\Delta STDEBT_{i,t}}$: تغییرات تسهیلات کوتاه‌مدت یا حصه جاری شرکت i در سال t.

$\mathbf{DEPN_{i,t}}$: هزینه استهلاک دارایی‌های مشهود و نامشهود شرکت i در سال t.

$\mathbf{Assets_{i,t-1}}$: دارایی‌های ابتدای دوره شرکت i در سال t.

$\mathbf{TAccr_{i,t}}$: کل اقلام تعهدی شرکت i در سال t تقسیم بر دارایی‌های ابتدای دوره.

$\mathbf{\Delta Rev_{i,t}}$: برابر با تغییر سالانه درآمدهای عملیاتی تقسیم بر کل دارایی‌های ابتدای دوره.

$\mathbf{PPE_{i,t}}$: اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات برای شرکت i در سال t تقسیم بر دارایی‌های ابتدای سال.

$\mathbf{ROA_{i,t}}$: بازده دارایی‌ها برای شرکت i در سال t (از تقسیم سود خالص به‌کل دارایی‌ها استفاده‌شده است)..

در این پژوهش، قدر مطلق ارزش‌های اقلام تعهدی اختیاری در منفی یک‌ضرب می‌گردد؛ بنابراین، ارزش‌های بالاتر بیانگر کیفیت گزارشگری مالی بالاتر است (تقی‌زاده خانقاه و زینالی، ۱۳۹۴ و کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵).

۲- کیفیت اطلاعات گزارشگری مالی روش کازنیک[3] (۱۹۹۹):

این مدل با افزودن تغییر خاص وجه نقد عملیاتی، مدل جونز[4] (۱۹۹۱) را تعدیل می‌کند و به‌صورت رابطه (۷) محاسبه می‌شود:

رابطه (۸) $$TAC/TA_{i,t} = \beta_1(1/TA)_{i,t} + \beta_2(\Delta REV - \Delta REC)_{i,t}/TA_{i,t} + \beta_3(PPE/TA)_{i,t} + \beta_4(\Delta CFO/TA)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

[1] Piotroski & Roulstone
[2] Kothari, Leone & Wasley
[3] Kasznik
[4] Jones

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

که در این رابطه:

$\mathbf{TAC_{i,t}}$: مجموع اقلام تعهدی.

$\mathbf{TA_{i,t}}$: دارایی‌های ابتدای دوره شرکت i در سال t.

$\mathbf{\Delta REV_{i,t}}$: تغییر در درآمد فروش شرکت i در سال t.

$\mathbf{\Delta REC_{i,t}}$: تغییر در حساب‌های دریافتنی شرکت i در سال t.

$\mathbf{PPE_{i,t}}$: اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت i در سال t.

$\mathbf{\Delta CFO_{i,t}}$: تغییر در جریان نقد عملیاتی شرکت i در سال t.

کیفیت گزارشگری مالی نیز برابر قدر مطلق خطا ضرب در منفی یک است و بنابراین، مقدار بالاتر نشانگر کیفیت گزارشگری بیشتر است (مشایخی و محمدپور، ۱۳۹۳).

۳- کیفیت اطلاعات گزارشگری مالی مدل مک نیکولز و استاین[1] (۲۰۰۸):

$$\Delta AR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Sales_{it} + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۹)

که در این رابطه:

$\mathbf{\Delta AR}$: تغییر در حساب‌های دریافتنی.

$\mathbf{\Delta Sales}$: تغییر سالانه در درآمد فروش.

کیفیت گزارشگری مالی، ارزش خالص باقیمانده‌ها ضرب در منفی یک است و بنابراین، ارزش بیشتر نشان‌دهنده کیفیت گزارشگری مالی بیشتر است.

۴- کیفیت اطلاعات گزارشگری مالی روش مدل جونز تعدیل‌شده (۱۹۹۱):

در مدل تعدیل‌شده جونز، ابتدا اقلام تعهدی با استفاده از رابطه (۹) محاسبه می‌گردد:

$$TA_{t,i} = \Delta CA_{t,i} - \Delta CL_{t,i} - \Delta CASH_{t,i} + \Delta STD_{t,i} - DEP_{t,i}$$ رابطه (۱۰)

که در این رابطه:

$\mathbf{A}$: اقلام تعهدی شرکت i در سال t.

$\mathbf{\Delta CA_{t,i}}$: تغییر در دارایی‌های جاری شرکت i بین سال‌های t و t-1.

$\mathbf{\Delta CL_{t,i}}$: تغییر در بدهی‌های جاری شرکت i بین سال‌های t و t-1.

$\mathbf{\Delta CASH_{t,i}}$: تغییر در وجه نقد شرکت i بین سال‌های t و t-1.

$\mathbf{\Delta STD_{t,i}}$: تغییر در حصه جاری بدهی‌های بلندمدت شرکت i بین سال‌های t و t-1.

$\mathbf{DEP_{t,i}}$: هزینه استهلاک شرکت i در سال t.

پس از محاسبه کل اقلام تعهدی، پارامترهای $\alpha_3,\alpha_2,\alpha_1$ به‌منظور تعیین اقلام تعهدی غیر اختیاری، از طریق رابطه زیر برآورد می‌شوند:

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \alpha_2[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC)/A_{it,-1}] + \alpha_3(PPE_{it}/A_{i,t}) + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۱۱)

که در این رابطه:

$\mathbf{TA_{i,t}}$: کل اقلام تعهدی شرکت i در سال t.

$\mathbf{\Delta REV_{i,t}}$: تغییر در درآمد فروش شرکت i بین سال‌های t و t-1.

$\mathbf{\Delta REC_{i,t}}$: تغییر در حساب‌های دریافتنی شرکت i بین سال‌های t و t-1.

$\mathbf{PPE_{it}}$: ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت i در سال t.

$\mathbf{A_{i,t-1}}$: کل ارزش دفتری دارایی‌های شرکت i در سال t-1.

[1] McNichols & Stein

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

ε_{it}: اثرات نامشخص عوامل تصادفی.

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$: پارامترهای برآورد شده شرکت i.

پس از محاسبه پارامترهای $\alpha_3, \alpha_2, \alpha_1$ از طریق روش حداقل مربعات طبق فرمول زیر اقلام تعهدی غیر اختیاری از طریق رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$NDA_{t,i} = \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \alpha_2[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC)/A_{i,t-1}] + \alpha_3(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$$ رابطه (۱۲)

و درنهایت اقلام تعهدی اختیاری (DA) پس از تعیین NDA از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$DA_{i,t} - (TA_{i,t}/A_{i,t-1}) - NDA_{i,t}$$ رابطه (۱۳)

درنهایت با روش تحلیل عاملی همه روش‌های کیفیت گزارشگری مالی را به یک عدد واحد تبدیل می‌شود.

متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترل این پژوهش بر اساس بررسی متغیرهای کنترل پژوهش‌های مرتبط با این تحقیق به شرح زیر انتخاب شده است:

اندازه شرکت (Fs): اندازه شرکت از لگاریتم مجموع دارایی‌ها شرکت در این پژوهش به‌دست‌آمده است (فلاح‌زاده‌ابرقویی و همکاران، ۱۳۹۶).

بازده دارایی‌ها (Roa): در این پژوهش بازده دارایی‌ها از نسبت سود خالص بر مجموع دارایی‌ها به‌دست‌آمده است (جهانخانی و پارساییان، ۱۳۸۰).

رشد فروش (Sg): برای محاسبه رشد فروش تفاوت فروش سال جاری و سال گذشته تقسیم بر سال گذشته استفاده‌شده است (فلاح‌زاده‌ابرقویی و همکاران، ۱۳۹۶).

استقلال هیئت‌مدیره (Iob): در این پژوهش برای محاسبه استقلال هیئت‌مدیره از نسبت اعضای غیرموظف به‌کل اعضا هیئت‌مدیره شرکت استفاده‌شده است (دیمیتروپولوس و آستریو[1]، ۲۰۱۰)

سن شرکت (Age): لگاریتم تعداد سال‌های حضور شرکت در بورس استفاده‌شده است (فلاح زاده ابرقویی و همکاران، ۱۳۹۶).

نوع صنعت (فناوری اطلاعات) (It): طبق پژوهش‌هایی مانند عارف‌منش، حجازی، رحمانی و امیرشاهی (۱۳۹۵) برای بررسی سطح فناوری اطلاعات، شرکت‌های موردبررسی، بر اساس طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی ISIC به چهار گروه تقسیم‌بندی می‌شود. بدین‌صورت که شرکت‌های با فناوری بالا عدد ۴، شرکت‌های با فناوری به گونه متوسط به بالا عدد ۳، شرکت‌های با فناوری به گونه متوسط به پایین عدد ۲ و شرکت‌های با فناوری پایین عدد ۱ را به خود اختصاص می‌دهند.

سیاست تقسیم سود (Div): نسبت سود تقسیمی بر جمع دارایی‌های شرکت نشان‌دهنده نسبت سود تقسیمی هست (کامیابی، نیکروان‌فرد و سلمانی،۱۳۹۳).

اهرم مالی (Lev): نسبت بدهی‌ها به دارایی‌ها نشان‌دهنده اهرم مالی شرکت است (فلاح زاده ابرقویی و همکاران، ۱۳۹۶).

نسبت دارایی‌های جاری (Current asset): در این پژوهش نسبت دارایی جاری از تقسیم دارائی‌های جاری بر بدهی‌های جاری به دست می‌آید (حاجیها و فیض‌آبادی، ۱۳۹۰)

گردش دارایی ثابت (Asset turnover): نسبت درآمد فروش به دارائی‌های ثابت نشان‌دهنده گردش دارایی شرکت است (بهرامی و دستگیر،۱۳۹۳).

[1] Dimitropoulos & Asteriou

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

نتایج پژوهش

به‌منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه‌وتحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول (۳)، آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورداستفاده در پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول (۳): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
قیمت‌گذاری نادرست	۰/۵۱۰	۰/۳۶۴	۵/۱۳۶	۰/۰۰۳	۰/۴۹۲	۲/۴۰۷	۱۳/۵۵۴
هم‌زمانی قیمت سهام	-۲/۱۹۷	-۱/۸۰۵	۰/۹۹۰	-۱۴/۸۹	۱/۸۱۵	-۱/۶۵۱	۷/۴۱۵
کیفیت گزارش مالی (روش کوتاری)	-۰/۱۰۵۳	-۰/۰۷۴	-۰/۰۰۰۰۳	-۲/۳۷	۰/۰۱۲	-۶/۴۲	۱۰۶/۸
کیفیت گزارش مالی (روش کازنیک)	-۰/۱۲۷	-۰/۰۸۹	-۰/۰۰۰۰۵	-۲/۳۳	۰/۱۴۴	-۵/۰۲	۵۲/۸۹
کیفیت گزارش مالی (مک نیکولز)	-۰/۰۹۴۱	-۰/۰۶۶	-۰/۰۰۰۰۶	-۱/۱۲	۰/۱۰۱	-۳/۳۹	۲۰/۰۹
کیفیت گزارش مالی (مدل جونز)	-۰/۱۳۰	-۰/۰۹۲	-۰/۰۰۰۲	-۲/۲۱	۰/۱۴۴	-۴/۶۰	۴۶/۲۳
اندازه شرکت	۱۴/۵۰۱	۱۴/۲۳۷	۲۰/۷۶۸	۱۰/۳۵۲	۱/۶۰۷	۰/۹۴۶	۴/۱۵۶
نوع صنعت (از نظر فناوری اطلاعات)	۲/۴۸۹	۲	۴	۱	۰/۹۱۷	۰/۱۳۴	۲/۱۸۳
استقلال هیئت‌مدیره	۰/۶۶۳	۰/۶۰۰	٪۱۰۰	٪۰	۰/۱۸۳	-۰/۲۲۰	۳/۱۰۷
سن شرکت	۲/۸۲۴	۲/۸۳۳	۳/۹۷۰	۰/۰۰۰	۰/۴۸۱	-۰/۴۴۱	۴/۶۱۸
سود تقسیمی	۰/۰۵۵	۰/۰۲۵	۰/۶۱۳	۰/۰۰۰	۰/۰۷۷	۲/۴۰۴	۱۰/۴۴۹
اهرم مالی	۰/۵۶۵	۰/۵۶۷	۱/۸۲۴	۰/۰۳۱	۰/۲۰۴	۰/۲۲۵	۴/۱۳۱
بازده دارایی	۰/۱۳۴	۰/۱۰۹	۰/۶۷۳	-۰/۵۸۱	۰/۱۴۹	۰/۵۲۱	۱/۲۰۸
نسبت دارایی‌های جاری	۱/۶۲۵	۱/۳۳۲	۲۷/۰۹۵	۰/۲۲۳	۱/۳۸۶	۸/۵۷۶	۱۲۳/۹۷۳
رشد فروش	۰/۳۲۲	۰/۲۳۶	۶/۵۹۴	-۰/۹۰۹	۰/۵۳۹	۴/۳۵۶	۴۱/۹۹۵
گردش دارایی ثابت	۶/۴۶۳	۴/۱۹۳	۱۰۸/۱۱۵	۰/۰۵۹	۷/۶۴۳	۴/۴۸۵	۳۹/۷۳۳

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای بازده دارایی‌ها برابر با (۰/۱۸۹) است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکزیافته‌اند. به‌طورکلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر در آمار توصیفی کلی، برای گردش دارایی برابر با ۷/۶۴۳ و برای سود تقسیمی برابر است با ۰/۰۷۷ است که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. در مورد متغیر اهرم مالی نیز می‌توان بیان کرد که نسبت بدهی به دارایی برخی از شرکت‌ها بالاتر از یک است در حقیقت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام این شرکت‌ها منفی است. عدد مربوط به کیفیت گزارشگری مالی برای تمام روش‌ها در حالت میانگین، میانه، حداقل و حداکثر منفی است که دلیل آن به تعریف عملیاتی متغیرها (قدر مطلق جز خطای مدل در منفی ضرب شده است) مربوط می‌شود. منفی بودن عدد مربوط به هم‌زمانی قیمت سهام نشان می‌دهد که آن شرکت هم‌زمانی کمتری را دارد و مقدار ضریب تعیین مدل برازش شده برای محاسبه هم‌زمانی قیمت سهام، کمتر از ۵۰ درصد بوده است.

تحلیل عاملی برای شاخص سازی کیفیت گزارش مالی

استخراج عامل‌ها

در شاخص سازی کیفیت گزارش مالی، از ۴ شاخص، با استفاده از نرم‌افزار استاتا[1] برای به دست آوردن یک شاخص واحد برای کیفیت گزارشگری مالی که دارای همبستگی مثبت با روش‌های کیفیت گزارش مالی است، استفاده شد. بدین منظور عاملی که دارای مقدار ویژه بیشتری نسبت به عامل‌های دیگر باشد، به‌عنوان شاخص انتخاب و در مدل ریاضی واردشده است. هدف مرحله استخراج عامل‌ها، به دست آوردن سازه‌های زیربنایی است که تغییرات متغیرهای مورد مشاهده را موجب شده است. نرم‌افزار استاتا نخست ترکیب‌هایی از متغیرها را همبستگی‌های آن‌ها بالاترین میزان از واریانس کل مشاهده‌شده را نشان می‌دهد انتخاب می‌کند. این مجموعه عامل اول را می‌سازد. عامل دوم، مجموعه متغیرهایی است که بالاترین سهم را در تبیین

[1] Stata

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

واریانس باقیمانده دارد. این شیوه برای عامل سوم، چهارم و عامل‌های بعدی ادامه پیدا می‌کند تا تعداد عامل‌های استخراج‌شده برابر با تعداد متغیرها گردد. همبستگی هر متغیر با هر عامل بار عاملی[1] نامیده می‌شود و مقدار آن بین ۱- و ۱+ تغییر می‌کند. واریانس تبیین شده توسط هر عامل برابر است با مجذور بارهای عاملی آن. این واریانس مقدار ویژه[2] نامیده می‌شود.

جدول (۴): مقادیر ویژه برای هر یک از عامل‌ها

عامل‌ها	مقدار ویژه
عامل اول	۱/۲۵۵
عامل دوم	۰/۵۴۸
عامل سوم	-۰/۱۶۷
عامل چهارم	-۰/۲۶۵

تمام عامل‌های استخراج‌شده موردعلاقه پژوهشگر نیست و باید عاملی انتخاب شود که دارای مقدار ویژه بیشتری باشد. هدف تحلیل عاملی تبیین پدیده‌های موردنظر با تعداد کمتری از متغیرهای اولیه است. در وهله اول هدف تعیین تعداد عامل‌هایی است که در تحلیل نگه‌داشته می‌شود. علی‌الاصول عامل‌هایی باید نگه‌داشته شود که اعتبار صوری یا نظری داشته باشد. منتها قبل از فرایند چرخش نمی‌توان به معنی هر عامل به‌خوبی پی برد، بنابراین معمولاً از ملاک‌های ریاضی‌مانند ملاک کایزر[3] یا آزمون اسکری‌کتل[4] برای نگه‌داشتن عامل‌ها استفاده می‌شود. بر اساس ملاک کایزر فقط عامل‌هایی نگه‌داشته می‌شوند که مجموع مجذور بارهای عاملی آن‌ها (مقدار ویژه) یک یا نزدیک به عدد یک باشد. همان‌طور که مشاهده شد عامل اول دارای بیشترین مقدار ویژه است و به‌عنوان معیار کیفیت گزارش مالی در نظر گرفته می‌شود. پس از استخراج عامل‌ها، یک عامل استخراج شد که میزان همبستگی هر عامل با هر یک از ۴ شاخص کیفیت گزارش مالی طی جدول ۵ آورده شده است.

جدول (۵): همبستگی بین معیارهای کیفیت گزارش مالی با عامل اول

نام متغیر	عامل اول
مدل کوتاری و همکاران	۰/۷۲۱۸
مدل کازنیک	۰/۷۷۲۴
مدل مک نیکولز	۰/۲۷۲۱
مدل جونز تعدیل‌شده	۰/۲۵۱۶

همان‌طور که مشاهده می‌شود عامل اول دارای همبستگی مثبت با شاخص‌های کیفیت گزارش مالی است. از آنجائی که عامل اول دارای مقدار ویژه بیشتری نسبت به عامل‌های دیگر است، ازاین‌رو عامل اول به‌عنوان شاخص کیفیت گزارش مالی انتخاب و در مدل‌های ریاضی وارد شده است.

آمار استنباطی

آزمون مانایی متغیرها

بررسی مانایی متغیرهای پژوهش از نکاتی است که باید موردبررسی قرار گیرد. نامانایی متغیرها یا به عبارتی تصادفی بودن سری زمانی متغیرها منجر به کاذب شدن مدل رگرسیونی برآورد شده می‌گردد. اگر متغیرهای سری زمانی مورداستفاده در برآورد ضرایب مدل ناپایا باشند، درحالی‌که هیچ رابطه مفهومی بین متغیرهای مدل وجود نداشته باشد، موجب می‌شود تا استنباط‌های نادرستی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها انجام گیرد.

[1] Factor Loading
[2] Eigen Value
[3] Kaiser Index
[4] Kettle Test (KT)

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

جدول (۶): آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
قیمت‌گذاری نادرست	۸/۶۰۵	۰/۰۰۰	مانا است
هم‌زمانی قیمت سهام	۶/۸۵۰	۰/۰۰۰	مانا است
کیفیت گزارش مالی	۹/۰۷۹	۰/۰۰۰	مانا است
اندازه شرکت	۲۳/۳۷۸	۰/۰۰۰	مانا است
نوع صنعت (از نظر فناوری اطلاعات)	۸۴/۹۵۷	۰/۰۰۰	مانا است
استقلال هیئت‌مدیره	۹/۸۴۱	۰/۰۰۰	مانا است
سن شرکت	۲۳/۶۷۰	۰/۰۰۰	مانا است
سود تقسیمی	۱۱/۵۷۸	۰/۰۰۰	مانا است
اهرم مالی	۱۳/۹۱۰	۰/۰۰۰	مانا است
بازده دارایی	۱۱/۱۵۷	۰/۰۰۰	مانا است
نسبت دارایی‌های جاری	۱۵/۰۶۵	۰/۰۰۰	مانا است
رشد فروش	۱۰/۸۵۴	۰/۰۰۰	مانا است
گردش دارایی	۱۶/۶۶۷	۰/۰۰۰	مانا است

با توجه به جدول شماره ۶ مشاهده می‌شود سطح معناداری همه متغیرها کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر مانا بودن متغیرهاست. همچنین در بررسی خطاهای باقی‌مانده مشاهده می‌شود سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است؛ لذا مدل به‌صورت هم جمعی مانا است.

آزمون تشخیص توزیع نرمال

پس از انجام هر نوع اندازه‌گیری همواره تعدادی داده (عدد) در اختیار پژوهشگر است که قصد دارد ارتباط بین آن‌ها را کشف کند. به‌منظور بررسی نرمال بودن متغیرهای پژوهش از آزمون جارک و برا استفاده‌شده است. در این آزمون هرگاه سطح معنی‌داری کمتر از ۵٪ باشد نشان‌دهنده‌ی توزیع نرمال نمی‌باشد:

جدول (۷): نتایج آزمون توزیع نرمال

نام متغیر	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
قیمت‌گذاری نادرست	۸۳۵/۵۶۱	۰/۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
هم‌زمانی قیمت سهام	۱۸۸/۷۴۶	۰/۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
کیفیت گزارش مالی	۶۰۰/۶۱۸	۰/۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
اندازه شرکت	۳۰۵/۷۴۶	۰/۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
نوع صنعت (از نظر فناوری اطلاعات)	۴۵/۸۴۱	۰/۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
استقلال هیئت‌مدیره	۱۲/۸۱۴	۰/۰۰۱	توزیع نرمال ندارد
سن شرکت	۲۱۱/۱۱۱	۰/۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
سود تقسیمی	۴۸۸/۱۵۶	۰/۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
اهرم مالی	۹۲/۰۶۴	۰/۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
بازده دارایی	۳۵۱/۸۶۳	۰/۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
نسبت دارایی‌های جاری	۹۲۶/۸۳۰	۰/۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
رشد فروش	۹۹۱/۲۲۰	۰/۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
گردش دارایی	۸۸۷/۷۰۳	۰/۰۰۰	توزیع نرمال ندارد

طبق نتایج آزمون مشاهده می‌شود که سطح معناداری همه متغیرها کمتر از ۵ درصد است؛ لذا داده‌های پژوهش دارای توزیع نرمال نیستند. باتوجه به اینکه خطاهای مدل‌های پژوهش دارای توزیع نرمال هستند، ازاین‌رو نیازی به نرمال‌سازی متغیرها نیست.

آزمون اف لیمر (چاو) و آزمون هاسمن

درصورتی‌که میزان معناداری آماره‌ی چاو کمتر از سطح ۰/۰۵ باشد، داده‌های تابلویی (پانل دیتا) انتخاب می‌شود. در این حالت برای تشخیص اثرات ثابت یا تصادفی باید آزمون هاسمن نیز انجام شود.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

جدول (۸): نتایج آزمون اف لیمر (چاو)

مدل‌ها	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
مدل اول	۲/۰۱۶	۰/۰۰۰	داده‌های تابلویی
مدل دوم	۱/۹۷۳	۰/۰۰۰	داده‌های تابلویی

با توجه به جدول ۸، چون سطح معناداری آزمون اف لیمر در مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد است، ازاین‌رو رویکرد داده‌های تابلویی در مقابل رویکرد داده‌های تلفیقی موردپذیرش قرار می‌گیرند.

جدول (۹): نتایج آزمون هاسمن

مدل‌ها	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
مدل اول	۱۰۹/۳۰۳	۰/۰۰۰	اثرات ثابت عرض از مبدأ
مدل دوم	۱۰۴/۳۰۸	۰/۰۰۰	اثرات ثابت عرض از مبدأ

باتوجه به جدول ۹، چون سطح معناداری آزمون در مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد است، ازاین‌رو اثرات ثابت عرض از مبدأ در مقابل اثرات تصادفی موردپذیرش قرار می‌گیرد.

همسانی واریانس در مقادیر خطا

یکی از مفروضات مدل رگرسیونی خطی کلاسیک وجود همسانی واریانس جملات اخلال است؛ اما به‌طور متعارف در داده‌های سری زمانی و داده‌ها مقطعی ممکن است واریانس جملات اخلال ثابت نموده و از مقادیر وقفه دار جملات اخلال تبعیت نماید. در این صورت مشکل ناهمسانی واریانس بین جملات اخلال بروز می‌کند و تخمین زننده‌های رگرسیون علی‌رغم بدون تورش بودن دارای کارایی نخواهد بود.

جدول (۱۰): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل‌ها	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
مدل اول	۶/۰۱۴	۰/۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
مدل دوم	۵/۴۳۸	۰/۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس

نتایج حاصل در جدول ۱۰ نشان می‌دهد که سطح معناداری آزمون ناهمسانی واریانس در مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد است و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال است. لازم به توضیح است که این مشکل در تخمین نهایی مدل رفع گردیده (با روش وزن‌دهی به داده‌ها از طریق دستور جی ال اس[1]) است.

خودهمبستگی مقادیر خطا

در مطالعات اقتصادسنجی که بر مبنای سری‌های زمانی قرار دارند، فرض عدم خودهمبستگی سریالی بین جملات پسماند که از فروض مهم مدل کلاسیک است، اغلب نقض می‌شوند، بنابراین لازم است که قبل از تفسیر نتایج حاصل، به بررسی پدیده خودهمبستگی سریالی بین جملات پسماند پرداخته شود؛ زیرا در صورت وجود خودهمبستگی سریالی بین اجزاء اخلال، تخمین‌زن‌های او ال اس[2] دیگر در بین تمام تخمین‌زن‌ها بدون تورش، کارا نیستند؛ یعنی دارای حداقل واریانس نمی‌باشند و درنتیجه استنباط آماری، قابل‌اعتماد نخواهد بود این مشکل بیشتر در داده‌های سری زمانی دیده می‌شود.

جدول (۱۱): نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی

مدل‌ها	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
مدل اول	۱۷/۳۵۶	۰/۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی
مدل دوم	۱۶/۶۶۴	۰/۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی

[1] Gls
[2] OLS

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

با توجه به نتایج جدول شماره ۱۱، مشاهده می‌شود که سطح معناداری آزمون خودهمبستگی سریالی در همه مدل‌ها کمتر از ۵ درصد است و بیانگر وجود خودهمبستگی سریالی است که با استفاده از دستور آتو کرولیشن[1] در نرم‌افزار ایویوز ۱۰، این مشکل رفع شده است.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

آزمون فرضیه اول

با توجه به اینکه متغیر هم‌زمانی قیمت سهام دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است ازاین‌رو می‌توان گفت که هم‌زمانی قیمت سهام بر قیمت‌گذاری نادرست سهام تأثیر مثبت و معناداری دارد. ضریب تعیین تعدیل‌شده برابر با ۳۸ درصد است که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۳۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره فیشر دارای سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است همچنین آماره دوربین - واتسون مابین ۱/۵ الی ۲/۵ است که بیانگر عدم وجود خودهمبستگی بین متغیرها است. مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ است که بیانگر عدم وجود هم خطی هست.

جدول (۱۲): تخمین نهایی مدل رگرسیونی اول

متغیرها	ضرایب	انحراف استاندارد ضرایب	آماره t	سطح معناداری	آزمون هم خطی (VIF)
هم‌زمانی قیمت سهام	۰/۲۲۳	۰/۰۳۰	۷/۳۹۶	۰/۰۰۰	۱/۰۸۵
اندازه شرکت	۰/۰۵۷	۰/۰۳۳	۱/۶۸۰	۰/۰۹۳	۱/۲۱۲
مالکیت دولتی	-۰/۴۹۷	۰/۰۶۷	-۷/۳۳۸	۰/۰۰۰	۱/۲۶۸
نوع صنعت (از نظر فناوری اطلاعات)	-۰/۰۶۰	۰/۰۲۸	-۲/۰۹۸	۰/۰۳۶	۱/۰۰۴
استقلال هیئت‌مدیره	-۰/۲۲۷	۰/۰۸۵	-۲/۶۷۵	۰/۰۰۷	۱/۱۰۸
سن شرکت	۰/۰۹۸	۰/۱۸۲	۰/۵۴۰	۰/۵۸۹	۱/۱۰۶
سود تقسیمی	۰/۲۲۴	۰/۲۹۲	۰/۷۶۵	۰/۴۴۴	۱/۴۴۸
اهرم مالی	۰/۷۲۲	۰/۱۴۰	۵/۱۲۶	۰/۰۰۰	۲/۲۸۱
بازده دارایی	۰/۱۳۵	۰/۰۲۱	۶/۳۷۸	۰/۰۰۰	۲/۳۲۰
نسبت دارایی‌های جاری	۰/۰۲۸	۰/۰۱۰	۲/۷۲۵	۰/۰۰۶	۱/۵۸۶
رشد فروش	۰/۰۳۸	۰/۰۲۳	۱/۶۳۵	۰/۱۰۲	۱/۲۲۵
گردش دارایی	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	-۰/۳۱۴	۰/۷۵۳	۱/۱۷۲
عرض از مبدأ	-۰/۶۷۸	۰/۳۵۰	-۱/۹۳۷	۰/۰۵۳	
اتو رگرسیون مرتبه اول	۰/۰۰۸	۰/۰۸۷	۰/۰۹۵	۰/۹۲۳	

جدول (۱۳): نتایج معناداری کلی مدل رگرسیونی خطی ساده

مقدار آماره F	سطح معناداری	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین -واتسون
۳/۹۹۵	۰/۰۰۰	۰/۳۸۵	۲/۰۰۵

آزمون فرضیه دوم

با توجه به اینکه متغیر نشانگر اثر تعاملی (هم‌زمانی قیمت سهام* کیفیت گزارش مالی) دارای سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است ازاین‌رو می‌توان گفت که کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه هم‌زمانی قیمت سهام و قیمت‌گذاری نادرست سهام دارای تأثیر تعدیلی معناداری است و ضریب متغیر تعاملی نیز منفی است که نشان می‌دهد کیفیت گزارشگری مالی اثر کاهنده و تضعیف‌کننده بر رابطه‌ی متغیر مستقل و وابسته دارد. در حقیقت تأثیر مستقیم و معنادار هم‌زمانی قیمت سهام بر قیمت‌گذاری نادرست سهام را، کیفیت گزارشگری مالی تعدیل و کاهش می‌دهد. ضریب تعیین تعدیل‌شده برابر با ۴۱ درصد است که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۴۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره فیشر دارای سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

[1] Auto Correlation

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

همچنین آماره دوربین - واتسون مابین ۱/۵ الی ۲/۵ است که بیانگر عدم وجود خودهمبستگی بین متغیرها است. مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ است که بیانگر عدم وجود هم خطی هست.

جدول (۱۴): تخمین نهایی مدل رگرسیونی دوم

متغیرها	ضرایب	انحراف استاندارد ضرایب	آماره t	سطح معناداری	آزمون هم خطی (VIF)
همزمانی قیمت سهام	۰/۲۳۶	۰/۰۳۲	۷/۳۸۰	۰/۰۰۰	۱/۰۸۶
کیفیت گزارش مالی	-۰/۰۲۴	۰/۰۵۴	-۰/۴۵۵	۰/۶۴۸	۱/۳۳۵
همزمانی قیمت سهام* کیفیت گزارش مالی	-۰/۱۰۲	۰/۰۲۰	-۴/۸۶۳	۰/۰۰۰	۱/۰۰۷
اندازه شرکت	۰/۰۶۱	۰/۰۳۴	۱/۷۷۰	۰/۰۷۷	۱/۲۱۳
مالکیت دولتی	-۰/۵۰۴	۰/۰۶۳	-۷/۹۳۶	۰/۰۰۰	۱/۲۷۴
نوع صنعت (از نظر فناوری اطلاعات)	-۰/۰۵۷	۰/۰۳۰	-۱/۸۷۳	۰/۰۶۱	۱/۰۰۴
استقلال هیئت‌مدیره	-۰/۲۲۲	۰/۰۸۸	-۲/۵۲۵	۰/۰۱۱	۱/۱۱۵
سن شرکت	۰/۰۹۴	۰/۱۷۹	۰/۵۲۴	۰/۵۹۹	۱/۱۰۶
سود تقسیمی	۰/۲۶۴	۰/۲۹۰	۰/۹۱۰	۰/۳۶۳	۱/۵۵۸
اهرم مالی	۰/۷۴۴	۰/۱۴۱	۵/۲۶۰	۰/۰۰۰	۲/۲۹۶
بازده دارایی	۰/۱۲۵	۰/۰۲۲	۵/۶۴۷	۰/۰۰۰	۲/۶۷۲
نسبت دارایی‌های جاری	۰/۰۲۸	۰/۰۱۰	۲/۶۳۴	۰/۰۰۸	۱/۵۸۹
رشد فروش	۰/۰۳۷	۰/۰۲۴	۱/۵۵۱	۰/۱۲۱	۱/۲۲۶
گردش دارایی	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	-۰/۳۰۱	۰/۷۶۳	۱/۱۷۵
عرض از مبدأ	-۰/۷۳۸	۰/۳۹۱	-۱/۸۸۶	۰/۰۵۹	
اتو رگرسیون مرتبه اول	۰/۰۱۱	۰/۰۸۸	۰/۱۲۵	۰/۹۰۰	

جدول (۱۵): نتایج معناداری کلی مدل رگرسیونی خطی ساده

مقدار آماره F	سطح معناداری	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره دوربین -واتسون
۳/۸۶۱	۰/۰۰۰	۰/۴۱۰	۲/۰۰۹

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

اطلاعات مالی در مورد هر شرکت در هنگام برآورد ارزش قیمت سهام بسیار مهم است. همزمانی قیمت سهام مبین میزان انعکاس اطلاعات بازار نسبت به اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام است. قیمت‌گذاری نادرست سهام به‌عنوان یک عامل مهم در بازار سهام است و اطلاعات باکیفیت می‌تواند در راستای کارایی بهتر بازار عمل کند و مانع از قیمت‌گذاری نادرست سهام گردد. هدف این پژوهش بررسی تأثیر همزمانی قیمت سهام بر قیمت‌گذاری نادرست سهام با در نظر گرفتن معیارهای کیفیت گزارشگری مالی است. بدین منظور از اطلاعات شرکت‌های نمونه پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش استفاده شد. با توجه به اینکه متغیر همزمانی قیمت سهام دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است؛ ازاین‌رو می‌توان گفت که همزمانی قیمت سهام بر قیمت‌گذاری نادرست سهام تأثیر معنادار، مثبت و مستقیم دارد. بدین معنا که همزمانی قیمت سهام، باعث افزایش قیمت‌گذاری نادرست سهام و فاصله گرفتن قیمت سهام از ارزش ذاتی آن می‌گردد، لذا فرضیه اول پژوهش تأیید گردید. در تحلیل این نتیجه می‌توان بیان کرد هرچه همزمانی قیمت سهمی بالاتر باشد، اطلاعات خاص شرکت به میزان کمتری در قیمت آن سهم منعکس بوده که احتمالاً این موضوع به علت عدم وجود شفافیت اطلاعاتی و یا عدم تقارن اطلاعاتی است و این موضوع با قیمت‌گذاری نادرست سهام رابطه مستقیم دارد. نتایج این پژوهش با نتایج پژوهش فلاح‌زاده‌ابرقویی و همکاران (۱۳۹۶) مرتبط می‌باشد.

نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش نشان داد که متغیر نشانگر اثر تعاملی (همزمانی قیمت سهام * کیفیت گزارش مالی) دارای سطح معناداری کمتر از ۵ درصد و ضریب تأثیر منفی است. با توجه به تأثیر مثبت و مستقیم همزمانی قیمت سهام بر قیمت‌گذاری نادرست، درنهایت می‌توان بیان داشت که کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه همزمانی قیمت سهام و قیمت‌گذاری نادرست سهام تأثیر تعدیلی تضعیف‌کننده و منفی دارد. در تفسیر این نتایج می‌توان بیان کرد که افزایش کیفیت گزارشگری مالی به‌عنوان ابزاری برای اجرای مسئولیت پاسخگویی به نیازهای جامعه خود بوده است. هنگامی‌که کیفیت اطلاعات در گزارشگری مالی بیشتر می‌شود آنچه کاهش پیدا می‌کند هزینه کسب اطلاعات خصوصی و توانایی مدیریت در نگهداری اخبار

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

خاص شرکت است این موضوع باعث می‌شود تا مقدار بیشتری از اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام منعکس شود و هم‌زمانی قیمت سهام کمتر شود درواقع هنگامی‌که کیفیت گزارشگری مالی افزایش یابد باعث جلوگیری از به وجود آمدن عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود که این امر بر قیمت‌گذاری نادرست تأثیرگذار است؛ زیرا که هر چه عدم تقارن اطلاعاتی بین مالکان، سرمایه‌گذاران و ذی‌نفعان و عوامل بازار سرمایه بیشتر شود در آینده همین عامل منجر به قیمت‌گذاری نادرست سهام خواهد شد و قیمت سهام از ارزش ذاتی خود فاصله خواهد گرفت نتایج این پژوهش نشان می‌دهد کیفیت گزارشگری مالی می‌تواند تأثیر مستقیم و افزایشی هم‌زمانی قیمت سهام بر قیمت‌گذاری نادرست سهام را تعدیل نماید. نتایج تحلیل فرضیه دوم با نتایج پژوهش چن و گونگ (۲۰۱۹) و زارع و همکاران (۱۴۰۱) مرتبط است.

باتوجه به نتایج فرضیه‌های پژوهش پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

- با توجه به محتوای اطلاعاتی مفید کیفیت گزارشگری مالی، به بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌گردد رتبه‌بندی شرکت‌ها را ازلحاظ کیفیت گزارشگری مالی مطابق با معیارهای ذکرشده به‌عنوان یک دستورالعمل توصیه‌ای به شرکت‌ها ابلاغ نمایند.

- به سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه توصیه می‌گردد که حرکت هم‌زمان قیمت سهام شرکت را با شاخص بورس به‌عنوان ملاک سرمایه‌گذاری خود به‌تنهایی مدنظر قرار ندهند؛ زیرا که این حرکت هم‌زمان برای شرکت‌هایی که از کیفیت گزارشگری مالی پایین برخوردارند درنهایت منتج به تفاوت قیمت سهام باارزش ذاتی و از دست رفتن ثروت سهام‌داران می‌شود.

محدودیت‌های پژوهش

- با توجه به اینکه شرایط تورمی بر متغیرهای حسابداری تأثیرگذار است، اثر تورم در محاسبه متغیرهای پژوهش در نظر گرفته نشده است. عامل تورم در کشور ایران به‌عنوان یک مبحث مهم و تأثیرگذار در اقتصاد و بازار سرمایه است که در تحلیل پژوهش‌های بازار سرمایه به‌ویژه این پژوهش باید مدنظر قرار گیرد.
- با توجه به حجم بالای متغیرهای پژوهش و همچنین وجود متغیرهای متعدد در محاسبه مدل‌های کیفیت گزارشگری مالی، از نظر زمانی برای انجام این پژوهش محققین دچار مشکل شده‌اند.

منابع

امینی، سیروان؛ عزت اله عباسیان و رضا تهرانی. (۱۴۰۱). هم‌زمانی قیمت سهام با پوشش تحلیلگر و افشا اطلاعات در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سرمایه ایران. **پژوهش‌های تجربی حسابداری** ۱۲(۳): ۲۴۰-۲۲۱.

باغومیان، رافیک؛ حسین رجب‌دری و امیررضا خانی‌ذلان. (۱۴۰۰). رابطه خوانایی گزارش‌های مالی و هم‌زمانی قیمت سهام با نقش تعدیلگر مالکیت نهادی و عدم تقارن اطلاعاتی. **مطالعات تجربی حسابداری مالی** ۱۸(۷۱): ۸۶-۵۷.

بهرامی، احمد؛ و دستگیر، محسن. (۱۳۹۳) شناسایی مدیریت سود از طریق تغییر در گردش دارایی‌ها و حاشیه سود. **پژوهش‌های تجربی حسابداری** ۳(۱۱): ۷۶-۵۹.

پیری، پرویز؛ حمزه دیدار و سیما خدایاریگانه. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر کیفیت گزارشگری مالی در طول چرخه عمر شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. **پژوهش‌های حسابداری مالی** ۶(۳): ۱۱۸-۹۹.

تقی‌زاده‌خانقاه، وحید؛ و مهدی زینالی. (۱۳۹۴). نقش کیفیت گزارشگری مالی در کاهش اثرهای محدودکنندهٔ تقسیم سود بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در مراحل چرخهٔ عمر. **بررسی‌های حسابداری و حسابرسی** ۲۲(۲): ۱۸۲-۱۶۱.

جهانخانی، علی؛ و علی پارساییان. (۱۳۸۰). **مدیریت مالی**. جلد ۱، ریموندپی نوو، سمت، ۱۱۸.

حاجیها، زهره؛ و فرشته فیض‌آبادی. (۱۳۹۰). بررسی رابطه چرخه تبدیل وجه نقد و نسبت‌های نقدینگی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. **مدیریت صنعتی** ۶(۱۸): ۱۲۶-۱۱۷.

رضوی‌خسروشاهی، سیدمهدی؛ رسول برادران‌حسن‌زاده و مهدی زینالی. (۱۴۰۱). تأثیر مؤلفه‌های پیچیدگی اطلاعاتی، عملیاتی و راهبری شرکت بر قیمت‌گذاری نادرست سهام. **تحقیقات مالی** ۲۴(۳): ۴۵۲-۴۳۱.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

زارع، محمدحسن؛ حبیب انصاری‌سامانی و مریم امینیان. (۱۴۰۱). تأثیر کیفیت اطلاعات مالی بر قیمت‌گذاری نادرست سهام در بورس اوراق بهادار تهران. **بررسی مسائل اقتصاد ایران** ۹(۲ (شماره پیاپی: ۱۸)): ۱۲۹-۱۰۵.

عارف‌منش، زهره؛ علی رحمانی؛ رضوان حجازی و میراحمد امیرشاهی. (۱۳۹۵). بررسی ارتباط ارزشی و سودمندی دارایی‌های نامشهود در پیش‌بینی سود و جریان وجه نقد آتی. **دانش حسابداری مالی** ۳(۱): ۱-۲۰.

فلاح‌زاده‌ابرقویی احمد؛ اکرم تفتیان و فروغ حیرانی. (۱۳۹۶). بررسی رابطه متقابل بین افشای اختیاری اطلاعات با هم‌زمانی و ریسک سقوط قیمت سهام با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان. **حسابداری مالی** ۹(۳۶): ۵۳-۷۵.

کامیابی، یحیی؛ بیتا نیکروان‌فرد و رسول سلمانی. (۱۳۹۳). مطالعهٔ رابطه بین نوسانات جریان نقدی و حساسیت جریان‌های نقدی ـ وجوه نقد با سیاست تقسیم سود در بورس اوراق بهادار تهران. **بررسی‌های حسابداری و حسابرسی** ۲۱(۲): ۲۱۱-۲۲۸.

مشایخی، بیتا و فرشاد محمدپور. (۱۳۹۳). کیفیت گزارشگری مالی، سررسید بدهی و کارایی سرمایه‌گذاری. **راهبرد مدیریت مالی** ۲(۴): ۱۴-۱.

مهرجو، حامد. (۱۳۸۴). **بررسی عملکرد قیمت‌گذاری سهام در اولین عرضه سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران**. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

نیک کار، جواد؛ و آرزو فتحعلیان. (۱۴۰۱). بررسی اثر مفاهیم حسابداری بر هم‌زمانی قیمت سهام. **مطالعات حسابداری و حسابرسی** ۱۱(۴۴): ۱۳۰-۱۱۳.

یعقوبی، محمد؛ وحید سیفی و مهدی صادقی‌شاهدانی. (۱۴۰۱). تفاوت هم‌زمانی قیمت سهام و ریسک غیرسیستماتیک سهام در ارتباط با محیط اطلاعاتی شرکت‌های بازار سرمایه ایران. **حسابداری مالی** ۱۴ (۵۴): ۶۹-۸۴.

Ahmad, A. (2013). **Investor protection, firm fundamentals information, and stock price synchronicity**. Ph.D. Dissertation, at Massey University, Albany.

Alzahrani, M., & R.P. Rao. (2014). Managerial Behavior and the Link betweenStock Mispricing and Corporate Investments: Evidence from Market-to-Book Ratio Decomposition. **The Financial Review** 49: 89-116.

Assad, N.F., & M.T. Alshurideh. (2020). Financial reporting quality, audit quality, and investment efficiency: evidence from GCC economies. **WAFFEN-UND Kostumkd Journal** 11(3): 194-208.

Baker, M., J. Stein & J. Wurgler. (2003). When does the market matter? Stock prices and the investment of equity-dependent firms. **Quarterly Journal of Economics** 118(3): 969–1005.

Baoa, T., M. Hennequinb, C. Hommesb & D. Massaro. (2019). Coordination on bubbles inlarge-group asset pricing experiments. **Journal of Economic Dynamics and Control** 13(3): 115-137.

Barber, B., T. Odean & L. Zheng. (2005). Out of sight, out of mind: The effects of expenses on mutual fund flows. **Journal of Business** 6: 2095–2119.

Bhattacharya, U., H. Daouk & M. Welker. (2003). The world price of earnings opacity. **The Accounting Review** 78: 641–678.

Bushman, R., & A.J. Smith. (2001). Financial accounting information and corporate governance. **Journal of Accounting Economics** 32: 237-333.

Campbell, J., & T. Vuolteenaho. (2004). Bad beta, good beta. **American Economic Review** 94: 1249-1275.

Chen, A., & J.J. Gong. (2019). Accounting comparability, financial reporting quality, and the pricing of accruals. **Advances in Accounting** 45: 0882-6110. https://doi.org/10.1016/j.adiac.2019.03.003.

Chen, L., R. NovyMarx & L. Zhang. (2010). An Alternative Three-Factor Model. **Working Paper**, SSRN.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

Da Paixão Duarte, A.M., I. Saur-Amaral & G.M. do Carmo Azevedo. (2015). IFRS Adoption and Accounting Quality: A Review. **Journal of Business & Economic Policy** 2(2): 104-123.

Dang, T.L., M. Dang, L. Hoang, L. Nguyen & H.L. Phan. (2020). Media coverage and stock price synchronicity. Int**ernational Review of Financial Analysis** 67: https://doi.org/1016/10/j.irfa.101430/2019.

DellaVigna, S., & J. Pollet. (2009). Investor inattention and Friday earnings announcements. **Journal of Finance** 64(2): 709–749.

Demerjian, P.R., B. Lev, M.F. Lewis & S.E. McVay. (2013). Managerial ability and earnings quality. **The Accounting Review** 88(2): 463-498.

Dimitropoulos, P.E., & D. Asteriou (2010). The Effect of Board Composition on the Informativeness and Quality of Annual Earnings: Empirical Evidence from Greece. **Research in International Business and Finance** 24: 190–205.

Dong, M., D. Hirshleifer, S. Richardson & S.H. Teoh. (2006). Does investor misevaluation drive the takeover market?. **The Journal of Finance** 61: 725–762.

Drake, M.S., J.N. Myers & L.A. Myers. (2009). Disclosure quality and the mispricing ofaccruals and cash flow. **Journal of Accounting, Auditing & Finance** 24: 357–84. Doi:10/1177/0148558X0902400303, 357-384.

Durnev, A., Morck, R., Yeung, B. (2004). Value-enhancing capital budgeting and firm-specific stock return variation. **The Journal of Finance** 59(1), 65-105.

Easley, D., S. Hvidkjaer & M. O'Hara. (2002). Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?. **The Journal of Finance** 57(5): 2185-2221. https://doi.org/10.1111/1540-6261.00493.

Fama, E. (1970) Efficient Capital Markets A Review of Theory and Empirical Work. **The Journal of Finance** 25: 383-417.

Fama, E.F., & K.R. French. (1993). Common Risk Factors in the Return on Stocks and Bonds. **Journal of Finance** 33: 3–56.

Fu, J., Chen, X., Liu, Y., & Chen, R. (2022). Managerial ability and stock price synchronicity. **Research in International Business and Finance**, 60(1), 10/10/16j.ribaf.2021/101606.

Haga, J., K. Högholm & D. Sundvik. (2022). Peer firms' reporting frequency and stock price synchronicity: European evidence. **Journal of International Accounting. Auditing and Taxation** 49: 100505-100520.

Han, Y., Huang, D., Huang, D., & Zhou, G. (2022). Expected return, volume, and mispricing. **Journal of Financial Economics** 143(3): 1295–1315.

Hirshleifer, D., S. Lim & S.H. Teoh. (2009). Driven to distraction: extraneous events and under reaction to earnings news. **Journal of Finance** 64(5): 2289–2325.

Hou, X., & R. Yang. (2021). Policy signaling and stock price synchronicity: Evidence from China. **Journal of International Financial Markets. Institutions and Money** 75: https://doi.org/1016/10/j.intfin.101355/2021.

Hutton, A.P., A.J. Marcus & H. Tehranian. (2009). Opaque Financial Reports, R2, and CrashRisk. **Journal of Financial Economics** 94: 67-86.

Jin, L., & S. Myers. (2006). R2 around the world: new theory and new tests. **Journal of Finance** 79: 257-292.

Jones, J.J. (1991). Earnings management during import relief investigations. **Journal of Accounting Research** 29(2): 193–228.

Kasznik, R. (1999). On the association between voluntary disclosure and earnings management. **Journal of Accounting Research** 37(1): 57-81.

Kent, D., & D. Hirshleifer. (2015). Overconfident Investors, Predictable Returns, and Excessive Trading. **Journal of Economic Perspectives** 29 (4): 61–88. DOI: 10.1257/jep.29.4.61.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]

Khan, M. (2008). Are accruals mispriced? Evidence from tests of an intertemporal capital asset pricing model. **Journal of Accounting and Economics** 45(1): 55–77.

Kothari, S.P., A.J. Leone & C.E. Wasley. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. **Journal of Accounting and Economics** 39: 163197.

Lettau, M., & S.C. Ludvigson. (2001). Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns. **Journal of Finance** 56: 815-849.

Leung, W.S., K.P. Evans & K. Mazouz. (2020). The R&D anomaly: Risk or mispricing?. **Journal of Banking and Finance** 115: Article 105815.

Li, Ch., X. Liu, Zh. Hou & Y. Li. (2022). Retail Investor Attention and Equity Mispricing: The Mediating Role of Earnings Management. **Finance Research Letters** 2022:103621.

Lyu, Y., H. Yi, Y. Wei & M. Yang. (2021). Revisiting the Role of Economic Uncertainty in Oil Price Fluctuations: Evidence from a New Time-varying Oil Market Model. **Economic Modelling, Elsevier** 103(C).

McNichols, M., & S. Stubben. (2008). Does earnings management affect firms' investment decisions. **The Accounting Review** 83: 1571 –1603.

Merton, R.C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information, **Journal of Finance** 42(3): 483-510.

Morck, R., B. Yeung & W. Yu. (2000). The information content of stock markets: why doemerging markets have synchronous stock price movements?. **Journal of Financial Economics** 58: 215-260.

Pantzalis, C., & J.C. Park. (2013). **Agency Costs and Equity Mispricing**. WWW.ssrn.com. pp 1-40.

Pantzalis, C., & J.C. Park. (2014). Agency costs and equity mispricing. **Asia-Pacific Journal of Financial Studies** 43(1): 89–123.

Piotroski, J.D., & D.T. Roulstone. (2004). The influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the incorporation of Market, Industry, and Firm-specific information into stock prices. **The Accounting Review** 79(4): 1119-1151.

Polk, C., & P. Sapienza. (2009). The stock market and corporate investment: A test of catering theory. **Review of Financial Studies** 22(1): 187–217.

Rhodes-Kropf, M.D., T. Robinson & S. Viswanathan. (2005). Valuation waves and merger activity: The empirical evidence. **Journal of Financial Economics** 77(3): 561–603.

Roll, R. (1988). R2. **Journal of Finance** 43: 541-566.

Shleifer, A., & R.W. Vishny. (2003). Stock market driven acquisitions. **Journal of Financial Economics** 70(3): 295–311.

Syed, A.M., & I.A. Bajwa. (2018). Earnings announcements, stock price reaction and marketefficiency–the case of Saudi Arabia. **International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management** 11(3): 416-431.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-17]