Journal of Accounting Knowledge
Shahid Bahonar University of Kerman
Iranian Accounting Association
Print ISSN 2008-8914
Online ISSN 476-292X

Effects of Turnover on Stock Price Delay in Companies Listed in Tehran Stock Exchange

Reza Gholami (Ph.D)[*]
Benyamin Narrei (Ph.D)[**]
Pedram Azizi[***]

Abstract

Objective: This study examines the effects of turnover on the stock price delay in a sample of 117 companies listed in the Tehran Stock Exchange from 2011 to 2016.

Method: Data was collected using document mining and referencing to databases, and then, was analyzed using Eviews software. A Panel data model was used to test the research hypotheses.

Result: The results indicated that there are positive and significant relationships between the the turnover as dependent variable and stock liquidity, the company's uncertainty and investor's attention as explanatory variables. The second model showed a significant and negative relationship between the stock price delay as dependent variable and turnover as explanatory variable. Therefore, the main hypothesis of the research was verified. The results also showed that stock liquidity has a negative and significant impact on the stock price delay due to the number of trading days and the uncertainty in the company, and that investor's attention has no significant effect on the stock price delay.

Conclusion: To increase stock liquidity and reduce stock price delays, and to assist market efficiency, it is necessary to enact and enforce appropriate rules for quick opening of trading symbol after suspension, and to indorse appropriate rules for increasing the range of stock fluctuations.

Keywords: *Company's Uncertainty, Investor's Attention, Stock Liquidity, Stock Price Delay, Turnover.*

Citition: Gholami, R., Narrei, B., Azizi, P. (2019). Investigating the effect of turnover on the stock price delay in companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Knowledge*, 10(3), 33-67.

[*] Assistant Professor of Accounting, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Rafsanjan, Iran.
[**] Assistant Professor of Accounting, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Rafsanjan, Iran.
[***] M.A. of Accounting, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Rafsanjan, Iran.
Corresponding Author: Pedram Azizi (Email: p.azizi@stu.vru.ac.ir).
Submitted: 09 October 2018 Accepted: 5 May 2019
DOI: 10.22103/jak.2019.12850.2812

مجله دانش حسابداری
شاپا چاپی ۸۹۱۴-۲۰۰۸
شاپا الکترونیکی ۲۴۷۶-۲۹۲X
دانشگاه شهید باهنر کرمان
انجمن حسابداری ایران

دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان
انجمن حسابداری ایران
مجلهٔ دانش حسابداری
دورهٔ دهم، شمارهٔ ۳
پاییز ۱۳۹۸، پیاپی ۳۸
صص. ۳۳ تا ۶۷

تأثیر گردش معاملات بر واکنش تأخیری قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

دکتر رضا غلامی *
دکتر بنیامین نوه‌ئی **
پدرام عزیزی ***

چکیده

هدف: هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر گردش معاملات بر واکنش تأخیری قیمت سهام است. دورهٔ پژوهش از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ و نمونهٔ آماری متشکّل از ۱۱۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است.

روش: روش گردآوری داده‌ها، روش اسناد کاوی و مراجعه به بانک‌های اطلاعاتی، و روش تحلیل داده‌ها از نوع استنباطی است و نرم افزار به کار رفته برای آماده‌سازی داده‌ها و تخمین الگوها ایویوز است. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش از الگوی داده‌های ترکیبی استفاده شد.

یافته‌ها: نتایج پژوهش، حاکی از آن است که بین نقدشوندگی، عدم‌اطمینان خاص شرکت و توجه سرمایه‌گذار با گردش معاملات، ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. بررسی الگوی دوم، ارتباط معنادار و منفی گردش معاملات با تأخیر واکنش

* استادیار حسابداری، دانشگاه ولی‌عصر (عج)، رفسنجان، ایران.
** استادیار حسابداری، دانشگاه ولی‌عصر (عج)، رفسنجان، ایران.
*** دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه ولی‌عصر (عج)، رفسنجان، ایران.
نویسندهٔ مسئول مقاله: پدرام عزیزی (رایانامه: p.azizi@stu.vru.ac.ir).

تاریخ دریافت: ۹۷/۷/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۸/۲/۱۵
DOI: 10.22103/jak.2019.12850.2812

قیمت سهام را نشان می‌دهد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که نقدشوندگی سهام از جنبهٔ تعداد روزهای معاملاتی و عدم‌اطمینان خاص شرکت، ارتباط منفی و معناداری با تأخیر واکنش قیمت سهام دارند؛ اما توجه سرمایه‌گذار ارتباط معناداری با تأخیر واکنش قیمت سهام ندارد.

نتیجه‌گیری: به‌منظور افزایش نقدشوندگی سهام و کاهش واکنش تأخیری قیمت سهام، در جهت کمک به کارایی بازار، قوانین مناسبی را جهت باز شدن هر چه سریعتر نماد معاملاتی بعد از توقف و قوانین مناسبی را جهت افزایش دامنهٔ نوسانات سهام، تصویب و لازم‌الاجرا شود.

واژه‌های کلیدی: *توجه سرمایه‌گذار، عدم‌اطمینان خاص شرکت، گردش معاملات، نقدشوندگی سهام، واکنش تأخیری قیمت سهام.*

استناد: غلامی، رضا؛ نره‌ئی، بنیامین؛ عزیزی، پدرام (۱۳۹۸). تأثیر گردش معاملات بر واکنش تأخیری قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *دانش حسابداری*، ۱۰(۳)، ۶۷-۳۳.

مقدمه

بازار بورس اوراق بهادار، محور اصلی نظام مالی هر کشور است و جزء لاینفک آن به شمار می‌رود. در این بازار، سرمایه‌گذاران نهادی و انفرادی برای خرید و فروش اوراق بهادار، نیازمند اطلاعات دارای محتوای اطلاعاتی هستند (مورک[۱] و همکاران، ۲۰۰۰). اطلاعات مالی و غیرمالی دارای محتوای اطلاعاتی، منجر به تغییر یا تثبیت نگرش سرمایه‌گذاران نسبت به سهام مورد نظرشان می‌شوند (مرکلی[۲] و همکاران، ۲۰۱۷). این اطلاعات، قیمت ذاتی سهام را تعیین و به طور مستقیم، قیمت سهام را تعدیل می‌کنند (چیانگ[۳] و همکاران، ۲۰۰۸). هر زمانی که در بازار، قیمت اوراق بهادار مورد معامله، منعکس‌کنندهٔ کلیه اطلاعاتی باشد که در دسترس عموم بوده، بازار از کارآیی لازم برخوردار است (سن[۴] و همکاران، ۲۰۱۷). به عبارتی، وجود اطلاعات کافی در بازار و انعکاس به موقع و سریع اطلاعات بر روی قیمت اوراق بهادار، رابطهٔ تنگاتنگی با کارایی

بازار دارد (مینهارت[۵] و همکاران، ۲۰۱۷؛ سن و همکاران، ۲۰۱۷). نکتهٔ حائز اهمیت این است که در بازار کارا قیمت سهام به ارزش ذاتی سهام، نزدیک بوده و منابع مالی به صورت بهینه به سرمایه‌گذاری‌های سودآور، اختصاص پیدا می‌کنند (شارپ[۶]، ۲۰۱۷). بنابراین، نزدیکی قیمت سهام به قیمت ذاتی آن، حاکی از کارآمدی قیمت سهام است (عبیدالله[۷]، ۲۰۰۲). کارآمدی قیمت سهام شرکت‌ها، معیاری اساسی از کارایی و اثربخشی بازار سرمایه در تخصیص سرمایه بین بنگاه‌های اقتصادی است.

در یک نگاه کلی، از مهم‌ترین مفروضات بازار سرمایه کارا، انعکاس بدون تأخیر اطلاعات بر روی قیمت سهام شرکت‌هاست (بارینوف[۸]، ۲۰۱۴). در فرآیند سرمایه‌گذاری، اصطکاک‌های موجود در بازار منجر به تأخیر واکنش و تعدیل قیمت سهام در برابر اطلاعات جدید می‌شود (بارینوف، ۲۰۱۴). حال، اگر واکنش بازار در قبال اطلاعات به کندی انجام شود، نوعی تأخیر زمانی بین ارائهٔ اطلاعات و انعکاس آنها بر روی قیمت سهام شرکت‌ها به وجود می‌آید؛ یعنی سرعت تعدیل قیمت، پایین است. به عبارتی دیگر، تأخیر واکنش قیمت سهام، کارایی تخصیص سرمایه را به دلیل کُندی تعدیل قیمت در برابر اطلاعات جدید، محدود می‌کند (آمیهود[۹] و همکاران، ۱۹۸۷). این تأخیر زمانی، فرضیهٔ بازار کارا در سطح قوی را نقض می‌کند؛ لذا باید اصطکاک‌های بازار سرمایه و عوامل تأثیرگذار بر تأخیر واکنش قیمت سهام، در سطح کارایی نیمه قوی و ضعیف بازار، بررسی شود.

اصطکاک‌های بازار سرمایه، مانع از انعکاس کامل اطلاعات و تعدیل به موقع قیمت سهام می‌شوند. در این میان، عوامل متعددی مانند هزینه‌های معاملاتی، میزان مالکیت نهادی، محدودیت‌های فروش استقراضی، نسبت پوشش تحلیل‌گران، وجود سرمایه‌گذاران خارجی، اطلاعات ناقص، کیفیت اطلاعات حسابداری، عدم تقارن اطلاعاتی و گردش معاملات به عنوان اصطکاک‌های موجود در بازار شناخته می‌شوند (کیان[۱۰] و همکاران، ۲۰۱۷؛ حساس‌یگانه و همکاران، ۱۳۹۳؛ رباط‌میلی و همکاران، ۱۳۹۳). از طرفی، بر اساس

پژوهش‌های صورت گرفته در ایران، مشخص است که بورس اوراق بهادار تهران دارای اصطکاک، ناکارآمد و در سطح ضعیف است (عباسیان و ذوالفقاری، ۱۳۹۲). بنابراین، می‌توان گفت که در بورس اوراق بهادار تهران، جریان انتقال اطلاعات با تأخیر زمانی همراه است و اطلاعات موجود، بی‌درنگ روی قیمت سهام تأثیر نمی‌گذارند. از این رو، پژوهش بیشتر دربارهٔ علت‌های تأخیر در واکنش قیمت سهام، ضروری به نظر می‌رسد.

از آنجا که هیچ یک از پژوهش‌های انگشت‌شمار صورت گرفته در خصوص عوامل تاثیرگذار بر واکنش تأخیری قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، به بررسی ارتباط بین گردش معاملات و واکنش تأخیری قیمت سهام نپرداخته‌اند؛ لذا در پژوهش حاضر، سعی بر آن است که رابطهٔ بین گردش معاملات و واکنش تأخیری قیمت سهام، بررسی شود. در این جهت، ابتدا، ارتباط سه متغیر نقدشوندگی سهام، عدم اطمینان خاص شرکت و توجه سرمایه‌گذار با گردش معاملات، بررسی می‌گردد و پس از آن، ارتباط گردش معاملات از سه جنبه، با تأخیر واکنش قیمت سهام، بررسی خواهد شد. به طور کلی، هدف از این پژوهش، پاسخگویی به این سؤال است که «آیا گردش معاملات با تأخیر واکنش قیمت سهام ارتباط دارد؟»

نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند نقش گردش معاملات شرکت‌ها را در فرآیند تشکیل قیمت به خوبی روشن سازد. بنابراین، دستاورد و نوآوری پژوهش حاضر، افزایش دانش مخاطبین در حوزهٔ ارتباط بین گردش معاملات و واکنش تأخیری قیمت سهام و بسط مبانی نظری پژوهش‌های گذشته در این حوزه، همراه با یافته‌های تجربی و مستند از موضوع، در بازار سرمایه ایران خواهد بود. در ادامه، ابتدا مبانی نظری مربوط به گردش معاملات و تأخیر واکنش قیمت سهام، پیشینهٔ تحقیق و فرضیه‌ها ارائه می‌شود. سپس، روش و الگوهای پژوهش تشریح شده و یافته‌های تجربی آزمون فرضیه‌ها، مطرح می‌گردد. در نهایت، با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌ها، بحث و نتیجه‌گیری، پیشنهادها و محدودیت‌های مطالعه، ارائه خواهد شد.

مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

در یک بازار کارای ضعیف، همچون بورس اوراق بهادار تهران، همواره تأخیر در واکنش قیمت سهام و تعدیل آن وجود دارد (دانیالی‌ده‌حوض و همکاران، ۱۳۹۱). این فرآیند موجب می‌شود که قیمت معاملاتی سهام، به کندی، به ارزش واقعی آن نزدیک و در نهایت با آن مساوی گردد (آمیهود، ۱۹۸۷). تعدیل قیمت، در طی یک دورهٔ زمانی صورت می‌گیرد؛ به طوری که هر چه این دوره کوتاه‌تر باشد، قیمت‌ها با سرعت بیشتری تعدیل می‌شوند و بالعکس (ریو[11] و همکاران، ۲۰۱۷). از آن‌جا که واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات، به صورت مستقیم در تعدیلات قیمت سهام منعکس می‌گردد (چیانگ و همکاران، ۲۰۰۸) پس، یک واکنش دیر هنگام، منجر به تأخیر واکنش قیمت سهام می‌شود. این تأخیر، می‌تواند ناشی از برخی اصطکاک‌های بازار همچون گردش معاملات، باشد (کیان و همکاران، ۲۰۱۷).

گردش معاملات، به عنوان نسبت تعداد سهام معامله شده به تعداد سهام منتشر شده در یک دوره خاص، تعریف می‌شود. گردش معاملات بالا، باعث می‌شود که سهام به طور فعال معامله شود و توجه بیشتری را جلب کند و در نتیجه، تقاضای بیشتری برای سهام ایجاد شود. به عبارتی ریسک سهام، کاهش می‌یابد و به دنبال آن، بازده مورد انتظار نیز کاهش می‌یابد. گردش معاملات بالا، ممکن است ناشی از نوسانات زیاد قیمت و افزایش اختلاف نظر معامله‌گران در مورد اطلاعات شرکت باشد (کیان و همکاران، ۲۰۱۷). گردش معاملات، یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تأخیر واکنش قیمت سهام است؛ بنابراین، ممکن است بتواند به عنوان یک مقیاس مناسب برای اندازه‌گیری تأخیر واکنش قیمت سهام مورد استفاده قرار گیرد (بارینوف، ۲۰۱۴؛ کیان و همکاران، ۲۰۱۷). در تحقیقات پیشین هم‌چون پژوهش‌های بارینوف (۲۰۱۴) و کیان و همکاران (۲۰۱۷) گردش معاملات با توجه به سه جنبه نقدشوندگی سهام، عدم اطمینان خاص شرکت و توجه سرمایه‌گذار بررسی شده است، زیرا آنها معتقدند که گردش معاملات با شاخص‌های نقدشوندگی سهام، عدم

اطمینان خاص شرکت و همچنین توجه سرمایه‌گذاران، همبستگی بالایی دارد. بنابراین، در پژوهش حاضر نیز گردش معاملات بر اساس این سه جنبه، بررسی خواهد گردید.

نقدشوندگی سهام به معنای توانایی سرمایه‌گذاران برای انجام معامله در حجم بالا، به سرعت و با تفاوت قیمتی پایین است (سرکانیان و همکاران، ۱۳۹۴). به عبارتی، هر چه حجم و گردش معاملات سهام بالاتر باشد، نقدشوندگی سهام بیشتر می‌شود (شوشتریان و همکاران، ۱۳۸۶؛ جان[۱۲] و همکاران، ۲۰۰۳). نقدشوندگی منجر به کشف بهتر قیمت‌ها، کاهش شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش، کارایی بازار، افزایش انگیزه معاملات و ایجاد ارزش برای شرکت‌ها می‌شود (لیم[۱۳] و همکاران، ۲۰۰۸؛ سرکانیان و همکاران، ۱۳۹۴).

به طور کلی شاخص‌های مناسب جهت اندازه‌گیری نقدشوندگی به دو دسته تقسیم می‌شوند: دستهٔ اول: شاخص‌های تأثیر قیمت از جمله شاخص نسبت عدم نقدشوندگی (آمیهود[۱۴]، ۲۰۰۲)، دستهٔ دوم: مقیاس‌های شکاف مانند شاخص برآورد شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش کوروین[۱۵] و همکاران (۲۰۱۲)، و تعداد روزهای معاملاتی می باشد. همانطور که گوینکو[۱۶] و همکاران (۲۰۰۹) معتقدند شاخص‌های شکاف از اولویت برتری برخوردارند، لذا، برای نتیجه‌گیری جامع‌تر در این پژوهش، از دو شاخص (شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش و تعداد روزهای معاملاتی) استفاده می‌شود. در اکثر پژوهش‌های پیشین، گردش معاملات به عنوان یک شاخص مناسب برای نقدشوندگی و ریسک نقدشوندگی به کار گرفته شده است (جان و همکاران، ۲۰۰۳؛ کالن[۱۷] و همکاران، ۲۰۱۳). بررسی پیشینهٔ پژوهش، حاکی از آن است که استفاده از معیارهای متفاوت برای نقدشوندگی و روش‌های مختلف در تجزیه و تحلیل، نتایج متناقضی در زمینهٔ نقدشوندگی به ارمغان می‌آورد و این نتایج در بازارهای کوچک و کم‌تر توسعه‌یافته، مشهودتر است (بارینوف، ۲۰۱۴؛ کیان و همکاران، ۲۰۱۷).

بنابراین، بررسی مبانی نظری نشان می‌دهد که گردش معاملات علاوه بر نقدشوندگی، می‌تواند به عنوان یک شاخص مناسب برای عدم اطمینان خاص شرکت و توجه سرمایه‌گذاران در نظر گرفته شود (بارینوف، ۲۰۱۴؛ کیان و همکاران، ۲۰۱۷). باری[18] و همکاران (۱۹۸۴) در پژوهش خود نشان دادند هنگامی که در مورد پارامترهای ارزش‌گذاری یک سهم ابهام و عدم اطمینان وجود داشته باشد، بازده مورد انتظار از آن بیشتر خواهد شد. در شرایط عدم اطمینان، سرمایه‌گذاران برای تعدیل ارزیابی اولیه خود نسبت به جریان‌های نقد آتی مربوط به سهام، زمان بیشتری صرف می‌نمایند، توجه خود را بیشتر می‌کنند و از ارزیابی سایر سرمایه‌گذاران نیز استفاده می‌نمایند. این امر موجب می‌شود تا اطلاعات جدید با تأخیر زمانی در قیمت سهام، منعکس شود (باری و همکاران، ۱۹۸۴). جیانگ[19] و همکاران (۲۰۰۵) گردش معاملات را به عنوان یک شاخص مناسب برای عدم اطمینان اطلاعات بکار بردند و دریافتند که اثرات لحظه‌ای قیمت و سود در بین شرکت‌های با گردش معاملاتی بالا، قوی‌تر است.

در ارتباط با موضوع اصلی پژوهش، مطالعات چندانی صورت نگرفته است. بنابراین، در ادامه به برخی از پژوهش‌هایی که تا حدی با موضوع پژوهش حاضر ارتباط دارند، اشاره می‌شود. هو و موسکوویتز[20] (۲۰۰۵) در پژوهشی به بررسی اصطکاک‌های بازار و موانع مؤثر بر انعکاس به هنگام اطلاعات در قیمت سهام و تعدیل به موقع قیمت‌ها پرداخته‌اند. آنها متغیرهای مورد بررسی به عنوان اصطکاک بازار را به سه گروه، تفکیک کرده‌اند. گروه اول، شامل ویژگی‌های شرکت، گروه دوم، متغیرهای مربوط به توجه سرمایه‌گذاران به سهام خاص و گروه سوم، متغیرهای نقدشوندگی است. آنها با استفاده از تحلیل، متغیرهای مذکور دریافتند، شرکت‌هایی که دارای بیشترین تأخیر قیمت هستند، انتظار کسب بازدهی بالاتری از آنها می‌رود. متغیرهای اندازه، نقدشوندگی و اثرات ساختار سرمایه در تشریح تأخیر، متغیرهای مناسبی نیستند. همچنین، آنها استدلال می‌کنند که اصطکاک‌های مرتبط با توجه سرمایه‌گذار بیشترین تأثیر را بر تأخیر واکنش قیمت دارند.

کالن و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهش خود به بررسی تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری شرکت بر تأخیر واکنش قیمت سهام و بازده آتی آن پرداختند. آنها دریافتند که کیفیت اطلاعات حسابداری با تأخیر واکنش قیمت و حق بیمه تأخیر واکنش قیمت، رابطهٔ منفی دارد. این رابطهٔ منفی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران در صورت پایین بودن کیفیت اطلاعات حسابداری، بازده مورد انتظار بیشتری درخواست می‌کنند. علاوه بر این، نتایج پژوهش آنها حاکی از آن است که گردش معاملات، عامل مهمی در تأخیر واکنش قیمت برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس نَزدَک است، اما برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس آمریکا و بورس نیویورک اهمیتی ندارد. دلیل این تفاوت این است که تأثیر نقدشوندگی در تأخیر واکنش قیمت در شرکت‌های کوچک‌تر با محیط‌های اطلاعاتی ضعیف، اهمیت بیشتری دارد.

بارینوف (۲۰۱۴) ارتباط گردش معاملاتی را با نقدشوندگی و عدم اطمینان خاص شرکت‌های بازار توسعه‌یافتهٔ ایالات متحده آمریکا سنجید. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که گردش معاملاتی با عدم اطمینان خاص شرکت مرتبط است، اما ارتباطی با ریسک نقدشوندگی ندارد. همچنین، نشان می‌دهد که گردش معاملاتی با نقدشوندگی، ارتباط منفی دارد. علاوه بر این، در بخشی از پژوهش نشان داده شده است که گردش معاملات تنها از طریق اختیارات سرمایه‌گذاری (حق اختیار خرید و فروش سهام) بر بازده آتی، تأثیر می‌گذارد.

کیان و همکاران (۲۰۱۷) رابطه گردش معاملات بالا و تأخیر زیاد واکنش قیمت سهام را در بازار سهام نوع A چین بین سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۴ را بررسی نمودند. آنها ابتدا گردش معاملات را به سه مؤلفهٔ نقدشوندگی، عدم اطمینان خاص شرکت و توجه سرمایه‌گذاران، تجزیه و سپس تأثیرات نسبی آنها را بر تأخیر واکنش قیمت سهام سنجیدند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که گردش معاملات با معیارهای عدم اطمینان و توجه سرمایه‌گذاران شرکت، رابطهٔ مثبت و با معیار نقدشوندگی، رابطهٔ منفی دارد. علاوه بر این،

مؤلفه‌های گردش معاملات که با عدم اطمینان و عدم نقدشوندگی مرتبط هستند تأثیر مثبتی بر تأخیر واکنش قیمت دارند و این تأثیرات بر تأثیر منفی توجه سرمایه‌گذار بر تأخیر واکنش قیمت، غلبه می‌کنند. نتیجهٔ کلی پژوهش، حاکی از آن است که بین گردش معاملات و تأخیر واکنش قیمت سهام، رابطه‌ای مثبت وجود دارد.

در ایران، رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) ارتباط کیفیت اطلاعات حسابداری، تأخیر در تعدیل قیمت سهم و قابلیت پیش‌بینی بازده‌های آتی، را سنجیدند. نتایج تحقیق آنها حاکی از آن است که شرکت‌هایی که سود غیرمنتظره آنها کمتر و کیفیت اقلام تعهدی در آنها بیشتر باشد، شاخص تأخیر بزرگتری دارند. در حالی‌که توالی زیان، رابطهٔ معناداری با شاخص یاد شده ندارد.

حساس‌یگانه و امیدی (۱۳۹۳) رابطهٔ شاخص‌های کیفیت اطلاعات حسابداری و تأخیر واکنش قیمت سهام و تأثیر تأخیر واکنش قیمت سهام بر بازدهی آتی سهام را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی نمودند. یافته‌های پژوهش آنها حاکی از آن است که کیفیت اقلام تعهدی با تأخیر واکنش قیمت سهام، رابطهٔ مستقیم و مربوط بودن با تأخیر واکنش قیمت سهام، رابطهٔ معکوس دارند. همچنین، نتایج پژوهش رباط‌میلی و همکاران (۱۳۹۳) نشان داد کیفیت ضعیف اطلاعات حسابداری با میزان تأخیر در تعدیل قیمت سهم در ارتباط است. به نحوی که کیفیت ضعیف اقلام تعهدی به طور متوسط منجر به ۳ درصد افزایش تأخیر در تعدیل به هنگام قیمت سهام می‌شود. اما یافته‌های پژوهش احمدی و معطوفی (۱۳۹۳) نشان داد، کیفیت اطلاعات حسابداری با تأخیر در تعدیل قیمت سهام، قیمت سهام، بازده‌های آتی و بازده سهام رابطه‌ای معنادار و مثبت دارد.

کوچکزایی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر نقدشوندگی سهام بر واکنش تأخیری قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آنها حاکی از آن است که عدم نقدشوندگی سهام بر واکنش تأخیری قیمت سهام

تأثیر معناداری ندارد، اما نوسان‌پذیری قیمت سهام و حجم معاملات سهام بر واکنش تأخیری قیمت سهام به ترتیب، تأثیر منفی و مثبت معناداری دارند.

به طور کلی، بررسی پیشینه پژوهش حاکی از آن است در شرایط حاکم بر بازارهای مختلف، گردش معاملات با نقدشوندگی سهام ارتباط متفاوتی دارد. بارینوف (۲۰۱۴) و کیان و همکاران (۲۰۱۷) معتقدند که گردش معاملات با نقدشوندگی سهام ارتباط منفی دارد، اما شوشتریان و اکبری (۱۳۸۶) و جان و همکاران (۲۰۰۳) اعتقاد دارند که گردش معاملات با نقدشوندگی، ارتباط مثبتی دارد. همچنین، بررسی پیشینهٔ پژوهش نشان می‌دهد که گردش معاملات بر تأخیر واکنش قیمت سهام مؤثر است. بنابراین، به‌منظور دستیابی به اهداف پژوهش و بر مبنای پیشینه‌های نظری و تجربی ارائه شده، یک فرضیهٔ اصلی و شش فرضیهٔ فرعی در قالب دو گروه به‌صورت زیر تدوین شده است:

۱. بین گردش معاملات و تأخیر واکنش قیمت سهام، رابطهٔ معناداری وجود دارد.

گروه اول

۱-۱. بین نقدشوندگی سهام و گردش معاملات، رابطهٔ معناداری وجود دارد.

۱-۲. بین عدم اطمینان خاص شرکت و گردش معاملات، رابطهٔ معناداری وجود دارد.

۱-۳. بین توجه سرمایه‌گذار و گردش معاملات، رابطهٔ معناداری وجود دارد.

گروه دوم

۱-۴. بین نقدشوندگی سهام و تأخیر واکنش قیمت سهام، رابطه معناداری وجود دارد.

۱-۵. بین عدم اطمینان خاص شرکت و تأخیر واکنش قیمت سهام، رابطه معناداری وجود دارد.

۱-۶. بین توجه سرمایه‌گذار و تأخیر واکنش قیمت سهام، رابطهٔ معناداری وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر طبقه‌بندی بر مبنای هدف، از نوع کاربردی است و از نظر ماهیت و روش از نوع توصیفی- همبستگی است. در پژوهش حاضر ابتدا، از روش کتابخانه‌ای برای مطالعه مبانی نظری و بررسی پیشینه تحقیق استفاده می‌شود. برای آزمون فرضیه‌های

پژوهش از روش تخمین رگرسیون استفاده شده است. داده‌های پژوهش حاضر از طریق نرم‌افزارهای رهاورد نوین، تدبیرپرداز و سایت بورس اوراق بهادار گردآوری و از طریق نرم‌افزار اکسل نسخه ۲۰۱۶ آمادهٔ تجزیه و تحلیل شد. قلمرو زمانی تحقیق از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۵ (۷۰۲ شرکت- سال) است. از آن‌جا که جهت اندازه‌گیری کیفیت اقلام تعهدی بر اساس محاسبهٔ غلتان ۵ ساله باید به اطلاعات ۴ سال قبل نیز دسترسی داشت (حساس‌یگانه و امیدی، ۱۳۹۳) از اطلاعات سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ استفاده می‌شود. همچنین جهت اندازه‌گیری برخی از متغیرها همچون تغییر در خالص حساب‌های دریافتنی، و تغییر در درآمدها از اطلاعات سال ۱۳۸۵ نیز استفاده شده است. علاوه بر این برای محاسبه متغیر تأخیر واکنش قیمت سهام از داده‌های سال ۱۳۸۹ نیز استفاده شده است. بنابراین، دورهٔ گردآوری داده‌ها، یک دوره یازده ساله (۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵) و دورهٔ تحلیل، یک دورهٔ شش ساله (۱۳۹۰-۱۳۹۵) است. قلمرو مکانی تحقیق نیز شرکت‌های لیست شده در بورس اوراق بهادار تهران است. به‌منظور دستیابی به نمونه‌ای همگن و یکنواخت، شرکت‌هایی که دارای ویژگی‌های زیر باشند به‌عنوان نمونه انتخاب شده‌اند:

۱. از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا پایان سال ۱۳۹۵، سهام آن در بورس اوراق بهادار تهران به‌صورت فعال معامله شده باشد و در طی دوره زمانی ابتدای سال ۱۳۹۰ تا پایان سال ۱۳۹۵، توقف عمده (بیش از شش ماه) نداشته باشد. طبق توضیحات فوق، از آن‌جا که دورهٔ تحلیل، یک دورهٔ شش ساله (۱۳۹۰-۱۳۹۵) است و صرفاً جمع‌آوری تعداد محدودی از متغیرها قبل از سال ۱۳۹۰ صورت گفته است؛ فیلتر توقف عمده از سال ۱۳۹۰ اعمال گردیده است. همچنین، دلیل انتخاب توقف عمده حداکثر شش ماه این است که کیان و همکاران (۲۰۱۷) معتقدند برای اندازه‌گیری ارزش وزنی بازده بازار در هفته t برای هر سال شرکت، حداقل ۲۴ بازده هفتگی جهت اطمینان از این که ضرایب با مشاهدات کافی برآورد شوند، نیاز است. بنابراین، می‌توان حداقل تداوم فعالیت در سال را ۶ ماه در نظر گرفت.

۲. به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

۳. اطلاعات حسابداری شرکت‌ها که برگرفته از صورت‌های مالی آنها است، برای دورهٔ فوق موجود باشد.

۴. به دلیل متفاوت بودن ماهیت اقتصادی شرکت‌ها، جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ، لیزینگ، بیمه و بانک‌ها نباشند، زیرا افشاهای مالی و ساختارهای حاکمیت شرکتی در آنها متفاوت از سایر شرکت‌ها است.

بعد از اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد ۷۰۲ شرکت- سال به‌عنوان نمونه، انتخاب شدند.

متغیرها و الگوهای پژوهش

در پژوهش حاضر، فرآیند بررسی تأثیر گردش معاملاتی بر تأخیر واکنش قیمت سهام مبتنی بر دو مرحله است. در مرحلهٔ اول، ارتباط گردش معاملاتی با سه جزء نقدشوندگی، عدم اطمینان خاص شرکت و توجه سرمایه‌گذار سنجیده می‌شود. جزء اول، بر اساس پژوهش هو و موسکوویز (۲۰۰۵) و کیان و همکاران (۲۰۱۷)، مربوط به متغیرهای نقدشوندگی (شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش و تعداد روزهای معاملاتی) است. جزء دوم، با توجه به پژوهش کالن و همکاران (۲۰۱۳) و کیان و همکاران (۲۰۱۷) مربوط به متغیرهای عدم اطمینان خاص شرکت (نوسانات بازده روزانه سهام، کیفیت اقلام تعهدی و پراکندگی سهامدار) است. جزء سوم، بر اساس پژوهش‌های هو و موسکوویز (۲۰۰۵) و کیان و همکاران (۲۰۱۷) شامل متغیرهای توجه سرمایه‌گذار (تعداد کارکنان و مالکیت نهادی) است. در پژوهش حاضر از الگوهای پیشنهادی کیان و همکاران (۲۰۱۷) استفاده شده است. الگوی اول که مرتبط با مرحله اول است؛ طبق رابطه (۱) تعیین‌کننده رابطه گردش معاملات با سه مؤلفه نقدشوندگی (شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش و تعداد روزهای معاملاتی)، عدم اطمینان خاص شرکت (نوسانات بازده روزانه سهام، کیفیت اقلام

تعهدی و پراکندگی سهامدار) و توجه سرمایه‌گذار (تعداد کارکنان و مالکیت نهادی) است. در رابطه (۱)، گردش معاملاتی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است.

$$Turnover_{i,t} = a + b_1 Sprd_{i,t} + b_2 Tdays_{i,t} + b_3 Vola_{i,t} + b_4 AQ_{i,t} + b_5 Disp_{i,t} + b_6 Empl_{i,t} + b_7 Instpct_{i,t} + \sum_{j>7} b_j Controls_{j,i,t} + e_{i,t} \quad (۱)$$

گردش معاملات ($Turnover_{i,t}$): گردش معاملات به عنوان نسبت تعداد سهام معامله شده به تعداد سهام منتشر شده در یک دورهٔ خاص، تعریف می‌شود (کیان و همکاران، ۲۰۱۷).

متغیرهای مستقل پژوهش در مرحلهٔ اول به‌صورت زیر، تعریف می‌شوند:

شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش ($Sprd_{i,t}$): شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، به اختلاف بالاترین قیمت پیشنهادی خرید برای هر سهم در یک روز و کمترین قیمت پیشنهادی برای فروش آن سهم در همان روز، اشاره دارد (کیان و همکاران، ۲۰۱۷). از مهم‌ترین عوامل مرتبط با نقدشوندگی سهام، اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام است؛ به طوری که هر چه این اختلاف، کمتر باشد، خریدار و فروشنده زودتر به قیمت تعادلی می‌رسند و حجم معاملات سهام، افزایش می‌یابد (نصیری و احمدپور، ۱۳۹۳). اگر شکاف، صفر باشد، دارایی مذکور بدون اصطکاک است (کوروین و اسکورتز، ۲۰۱۲؛ بارینوف، ۲۰۱۴). بنا بر پژوهش نصیری و احمدپور (۱۳۹۳) درصد شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش طبق رابطه (۲) به‌دست می‌آید. از آن‌جا که در ایران، اطلاعات قیمت پیشنهادی افشا نمی‌شود، بنابراین، در پژوهش حاضر به جای بیشترین قیمت پیشنهادی خرید از بیشترین قیمت خرید و به جای کم‌ترین قیمت پیشنهادی فروش از کم‌ترین قیمت فروش سهام استفاده می‌شود. در این شاخص، ابتدا بیشترین قیمت خرید ($Bid_{i,t}$) و کم‌ترین قیمت فروش ($Ask_{i,t}$) روزانه سهام، محاسبه و سپس بر اساس آن، میانگین بیشترین قیمت خرید و کم‌ترین قیمت فروش سالانه به‌دست می‌آید.

$$Sprd_{i,t} = \frac{\left(Askprice - Bidprice\right)_{i,t}}{\left(Askprice + Bidprice\right)_{i,t}} \quad (۲)$$

۲

تعداد روزهای معاملاتی ($Tdays_{i,t}$): برابر است با لگاریتم طبیعی تعداد روزهایی که سهام، مورد معامله قرار گرفته است (هو و موسکوویتز، ۲۰۰۵؛ کیان و همکاران، ۲۰۱۷).

نوسانات بازده روزانه سهام ($Vola_{i,t}$): برابر است با میانگین انحراف استاندارد بازده روزانه سهام شرکت i برای سال t (فروغی و عباسی، ۱۳۹۰؛ بارینوف، ۲۰۱۴).

کیفیت اقلام تعهدی ($AQ_{i,t}$): به ارقامی گفته می‌شود که موجب به تعویق افتادن ثبت درآمد و یا هزینه‌ها می‌شوند (حساس‌یگانه و امیدی، ۱۳۹۳). یکی از متغیرهای مستقل برای اندازه‌گیری کیفیت سود، اقلام تعهدی است. در این تحقیق به تبعیت از پژوهش بهارمقدم و کوهی (۱۳۸۹) و حساس‌یگانه و امیدی (۱۳۹۳) و سازگاری بیشتر با محیط اقتصادی ایران، از الگوی تعدیل‌شده توسط بهارمقدم و کوهی (۱۳۸۹) استفاده شده است. این الگو به شرح رابطهٔ (۳) است:

$$\frac{ACCR_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1\left[\frac{\Delta REV_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} - \frac{\Delta REC_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \frac{\Delta INV_{i,t}}{Assets_{i,t-1}}\right] + \alpha_2 \frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta CFO_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۳)$$

که در آن:

$ACCR_{i,t}$: کل اقلام تعهدی. اقلام تعهدی تفاوت میان سود عملیاتی و وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی است (محمودآبادی و منصوری، ۱۳۹۰)؛

$\Delta REV_{i,t}$: تغییر در درآمد از سال t-1 تا سال t ($REV_t - REV_{t-1}$)؛

$\Delta REC_{i,t}$: تغییر در خالص حساب‌های دریافتنی از سال t-1 تا سال t ($REC_t - REC_{t-1}$)؛

$\Delta INV_{i,t}$: تغییر در موجودی مواد و کالا از سال t-1 تا سال t ($INV_t - INV_{t-1}$)؛

$PPE_{i,t}$: ناخالص دارایی‌های ثابت مشهود در سال t؛

$\Delta CFO_{i,t}$: تغییر در جریان‌های نقدی عملیاتی از سال t-1 تا سال t و

$Assets_{i,t-1}$: مجموع دارایی‌ها در ابتدای دوره است.

جهت اندازه‌گیری معیار سری زمانی اقلام تعهدی برای یک شرکت خاص، معادلهٔ فوق برای دوره‌های زمانی مشخص برازش می‌شود و هر برآورد منجر به باقی‌مانده سال- شرکت می‌شود. در برآوردهای سری زمانی، باقی‌مانده‌های رگرسیون برای محاسبه شاخص اقلام تعهدی مورد استفاده قرار می‌گیرد و کیفیت اقلام تعهدی برابر است با انحراف معیار باقیمانده‌های برآوردی شرکت i (حساس‌یگانه و امیدی، ۱۳۹۳) یعنی:

$$\text{AccrualQua lity} = \sigma(V_{i,t})$$

جهت اندازه‌گیری انحراف معیار باقیمانده‌های برآوردی شرکت در یک سال مشخص، طبق محاسبه غلتان از باقیمانده‌های ۵ سال استفاده می‌شود. به عبارتی، جهت اندازه‌گیری انحراف معیار یک سال مشخص علاوه بر باقیمانده رگرسیون همان سال باید از باقیمانده رگرسیون ۴ سال قبل نیز استفاده کرد (حساس‌یگانه و امیدی، ۱۳۹۳).

پراکندگی سهامدار ($Disp_{i,t}$): بر مبنای پژوهش تقوی و سعیدی (۱۳۸۲) پراکندگی سهامدار برابر است با لگاریتم عدد بدست آمده از تقسیم تعداد کل سهام معامله شده در سال بر تعداد دفعات معامله.

تعداد کارکنان ($Empl_{i,t}$): برابر است با لگاریتم طبیعی تعداد کارکنان شرکت (سان و یو[۲۱]، ۲۰۱۴).

مالکیت نهادی ($Instpct_{i,t}$): مالکیت نهادی برابر است با درصد مالکیت سهامداران نهادی طبق ساختار مالکیت (کیان و همکاران، ۲۰۱۷). مالکیت نهادی، درصد سهام نگهداری شده توسط شرکت‌های دولتی و عمومی از کل سهام سرمایه است که این شرکت‌ها، شامل شرکت‌های بیمه، مؤسسات مالی، بانک‌ها، شرکت‌های دولتی و دیگر اجزای دولت است (نمازی و کرمانی، ۱۳۸۷).

متغیرهای کنترلی در پژوهش حاضر به شرح ذیل هستند:

اهرم مالی ($Lev_{i,t}$): کل بدهی‌ها تقسیم بر کل دارایی‌ها (نصیری و احمدپور، ۱۳۹۳). بدیهی است با افزایش اهرم مالی، ریسک شرکت نیز افزایش و به تبع آن سهامداران

شرکت به دنبال افشای اطلاعات با احتیاط بیشتری نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند.

ارزش بازار به ارزش دفتری ($MB_{i,t}$): برابر است با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری پایان سال حقوق صاحبان سهام شرکت (فروغی و عباسی، ۱۳۹۰). افزایش ارزش بازار به ارزش دفتری به عنوان یک فرصت رشد تلقی می‌شود و توجه سرمایه‌گذاران را به سهام شرکت افزایش می‌دهد. این افزایش توجه، واکنش به‌موقع سهامداران به اطلاعات جدید را در بر خواهد داشت.

قیمت سهام ($Avg\Pr c_{i,t}$): برابر است با میانگین قیمت پایانی سهام در یک سال (کیان و همکاران، ۲۰۱۷). جهت همگن نمودن داده‌های مرتبط با این متغیر با سایر متغیرها از لگاریتم آن استفاده می‌شود. تأثیر افشای اطلاعات جدید از طریق تغییر قیمت سهام قابل رؤیت است. انتظار بر این است که اندازه تغییر در قیمت سهام (نزدیک شدن ارزش بازار به ارزش ذاتی) تأخیر در واکنش را تشریح نماید؛ به نحوی که سرعت افزایش یا کاهش قیمت سهام، میزان تأخیر واکنش را بیان می‌کند.

اندازهٔ شرکت ($Size_{i,t}$): اندازهٔ شرکت، برابر است با لگاریتم ارزش بازار سهام شرکت که از طریق ضرب تعداد سهام منتشره در قیمت بازار سهام به‌دست می‌آید (بارینوف، ۲۰۱۴). بدیهی است که با افزایش اندازه شرکت، توجه سرمایه‌گذاران به سهام شرکت افزایش و همین امر موجب افزایش سرعت واکنش به اطلاعات جدید شرکت می‌شود (رباط‌میلی و همکاران، ۱۳۹۳).

بتا شرکت ($Beta_{i,t}$): ریسک سامانمند سهام (کالن و همکاران، ۲۰۱۳). با افزایش ریسک سهام، سهامداران شرکت به دنبال افشای اطلاعات با احتیاط بیشتری نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند.

عمر شرکت (تعداد ماه‌ها) ($Age_{i,t}$): برابر است با لگاریتم تعداد ماه‌هایی که شرکت‌ها تأسیس گردیده‌اند (کیان و همکاران، ۲۰۱۷). چرخه عمر شرکت، نشان‌دهندهٔ تکامل یک

سازمان است که به دلیل تغییرهایی مثل انتخاب استراتژی و فشارهای رقابتی که شرکت با آن روبرو می‌شود، روی می‌دهد. انتظار بر این است که با افزایش عمر شرکت، تکامل سازمان سبب توجه بیشتر سرمایه‌گذارن شود. این افزایش توجه می‌تواند عکس‌العمل سریع‌تر نسبت به افشای اطلاعات جدید را در بر داشته باشد.

پس از آزمون الگوی مرحله اول، در مرحلهٔ دوم، رابطهٔ مستقیم گردش معاملات با تأخیر واکنش قیمت سهام سنجیده می‌شود.

$$Delay_{i,t} = a + b_1 Turnover_{i,t} + \sum_{j>1} b_j Controls_{j,i,t} + e_{i,t} \quad (۴)$$

در نهایت، به بررسی تأثیر گردش معاملات به طور مستقیم و غیر مستقیم از طریق سه جزء معرفی شده بر تأخیر واکنش قیمت سهام پرداخته می‌شود. بر اساس الگوی دوم طبق رابطه (۵) رابطه بین گردش معاملات و تأخیر واکنش قیمت سهام، آزمون می‌شود. در این الگو، تأخیر واکنش قیمت سهام، متغیر وابسته است. متغیرهای مستقل نیز به شرح الگوی (۱) است.

$$\begin{aligned} Delay_{i,t} = a + b_1 Turnover_{i,t} + b_2 Sprd_{i,t} + b_3 Tdays_{i,t} + b_4 Vola_{i,t} + b_5 Disp_{i,t} \\ + b_6 Empl_{i,t} + b_7 Instpct_{i,t} + \sum_{j>7} b_j \, Controls_{j,i,t} + e_{i,t} \end{aligned} \quad (۵)$$

جهت اندازه‌گیری تأخیر قیمت سهام، از الگوهای معرفی شده توسط هو و موسکوویتز (۲۰۰۵) استفاده می‌شود. در این الگوهای رگرسیونی، از بازده‌های هفتگی سهام نمونه و بازده تأخیری چهار هفته سهام برای هر سال- شرکت طبق رابطه‌های (۶) و (۷) استفاده می‌شود. الگوی رگرسیونی شماره (۶) به یک هفتهٔ خاص، محدود شده است؛ به نحوی که بازده هفتگی هر شرکت تنها بر روی بازده بازار همان هفته برازش می‌شود و هفته‌های قبل را در نظر نمی‌گیرد. در این الگو، نزدیکی ضریب (β_j) به یک، حاکی از واکنش سریع قیمت سهام به اخبار عمومی است. اما الگوی رگرسیونی شماره (۷) عاری از محدودیت است. در واقع، این الگو، علاوه بر بازده یک هفته خاص، بازده تأخیری چهار هفته قبل از همان هفته خاص را نیز در نظر می‌گیرد. به‌عبارتی، این الگو بازده هفتگی هر شرکت بر روی بازده بازار در همان هفته و چهار بازده تأخیری قبل را برازش می‌کند. در این الگو نیز

نزدیکی ضریب (β_j) به یک، حاکی از واکنش سریع قیمت سهام به اخبار عمومی است، اما اگر ضرایب تأخیری ($\sum_{n=1}^{4}\delta_{j,(-n)}$) به یک نزدیک‌تر باشد، حاکی از تأخیر واکنش قیمت سهام به اخبار عمومی است. بنابراین، نزدیکی ضریب (β_j) به یک و نزدیکی ضرایب تأخیری ($\sum_{n=1}^{4}\delta_{j,(-n)}$) به صفر حاکی از واکنش سریع قیمت سهام به اخبار عمومی است.

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_j R_{m,t} + \varepsilon_{j,t} \qquad (۶)$$

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_j R_{m,t} + \sum_{n=1}^{4}\delta_{j,(-n)} R_{m,t-n} + \varepsilon_{j,t} \qquad (۷)$$

که در آن؛

$r_{j,t}$، بازده هفتگی سهام j و

$R_{m,t}$، ارزش وزنی بازده بازار در هفته t است.

کیان و همکاران (۲۰۱۷) معتقدند که برای هر سال- شرکت حداقل ۲۴ بازده هفتگی جهت اطمینان از این که ضرایب با مشاهدات کافی برآورد شوند، نیاز است. بنا بر پژوهش هو و موسکوویتز (۲۰۰۵) دلیل انتخاب بازده هفتگی این است که بازده‌های ماهانه و روزانه، مناسب نیستند زیرا عموماً واکنش قیمت سهام طی بازه زمانی یک ماهه به طول می‌انجامد و تقسیم یک ماه به چهار هفته، می‌تواند تغییرات قیمت سهام را در همان ماه به خوبی روشن سازد و مبین انعکاس کامل اطلاعات باشد.

سپس، شاخص تأخیر واکنش قیمت سهام برای یک سال، بر مبنای ضرایب تعیین محاسبه شده با استفاده از بازده‌های هفتگی بدست آمده طبق رابطه‌های (۶) و (۷)، به شرح رابطه (۸) محاسبه می‌شود. اگر قیمت یک سهم به سرعت به اطلاعات بازار واکنش نشان دهد D_1 به صفر نزدیکتر است، زیرا بخش اندکی از بازده سهام توسط بازده‌های تأخیری بازار تعریف می‌شود و بخش عمده آن توسط بازده جاری بازار تعریف می‌شود. همچنین، اگر قیمت یک سهم به آرامی به اطلاعات بازار واکنش نشان دهد، D_1 به یک نزدیکتر است، زیرا بخش عمده بازده سهام توسط بازده‌های تأخیری بازار تعریف می‌شود.

$$D1 = 1 - \frac{R^2_{restricted}}{R^2_{unrestricted}} \qquad 0 < D < 1 \qquad (8)$$

که در آن؛

D_1= شاخص تأخیر واکنش قیمت سهام برای یک سال؛

$R^2_{restricted}$ = برابر با ضریب تعیین رگرسیون محدود شده طبق رابطهٔ (۶) است و

$R^2_{unrestricted}$ = برابر با ضریب تعیین رگرسیون محدود نشده طبق رابطهٔ (۷) است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی این پژوهش در جدول (۱) ارائه شده است. با توجه به اطلاعات مندرج در جدول (۱) میانگین و میانهٔ متغیر گردش معاملات شرکت‌های مورد بررسی به‌ترتیب (۰/۳۱۸) و (۰/۱۰۸) است. از آن‌جا که مقدار میانگین در این متغیر از میانهٔ آن بیشتر است، می‌توان ادعا نمود که چولگی به سمت چپ است. به‌عبارتی، گردش معاملاتی در اکثر شرکت‌های نمونه، زیاد است. بیشترین گردش معاملات (۳/۰۷۱) و کمترین آن تقریباً صفر حاکی از آن است که شرکت‌هایی وجود دارند که در یک سال ممکن است به شدت مورد توجه سرمایه‌گذار قرار گیرند و یا حتی توجه‌ای به آنها نشود و گردش معاملاتی آنها در حد صفر باشد. همچنین نزدیکی انحراف معیار گردش معاملات (۰/۴۷۲) به میانگین آن حاکی از تجانس زیاد و پراکندگی کم داده‌های مرتبط با این متغیر است. کمینه و بیشینه تأخیر واکنش قیمت سهام به ترتیب (۰/۰۲) و یک است. بنابراین، در نمونه مورد بررسی، شرکت‌هایی وجود دارند که به اطلاعات منتشر شده، واکنش چندانی نشان نمی‌دهند؛ چون، تأخیر واکنش قیمت سهام در آنها تقریباً برابر با یک است. همچنین، بیشترین انحراف معیار در بین متغیرهای توضیحی تاثیرگذار بر گردش معاملات و تأخیر واکنش قیمت سهام، مربوط به ارزش بازار به ارزش دفتری با ضریب (۳/۶۶۱) است که می‌تواند ناشی از پراکندگی این متغیر در شرکت‌های مورد بررسی باشد.

جدول شماره ۱. نتایج آمار توصیفی متغیرها

متغیر	نماد	میانگین	میانه	انحراف معیار	بیشینه	کمینه
گردش معاملات	$Turnover_{i,t}$	۰/۳۱۸	۰/۱۰۸	۰/۴۷۲	۳/۰۷	۰/۰۰۰
تأخیر واکنش قیمت سهام	$Delay_{i,t}$	۰/۷۲۲	۰/۷۹۱	۰/۲۴۶	۰/۹۹۹	۰/۰۲
شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش	$Sprd_{i,t}$	۰/۰۲۷	۰/۰۲۸	۰/۰۱۲	۰/۰۵۲	۰/۰۰۰
تعداد روزهای معاملاتی	$Tdays_{i,t}$	۲/۲۲۴	۲/۳۰۲	۰/۲۱۷	۲/۳۸	۱/۶۹۸
نوسانات بازده روزانه سهام	$Vola_{i,t}$	۰/۳۰۱	۰/۱۴	۰/۴۳	۴/۰۷۸	۰/۰۰۰
کیفیت اقلام تعهدی	$AQ_{i,t}$	۰/۱۱۷	۰/۰۹۸	۰/۰۷۵	۰/۵۳۴	۰/۰۱۳
پراکندگی سهامدار	$Disp_{i,t}$	۳/۶۹۳	۳/۷	۰/۳۳۳	۵/۱۶۹	۲/۵۶۸
تعداد کارکنان	$Empl_{i,t}$	۲/۶۷	۲/۵۸۹	۰/۴۸۳	۴/۷۳	۱/۴۹۱
مالکیت نهادی	$Instpct_{i,t}$	۰/۶۵۹	۰/۷۶	۰/۲۸۷	۰/۹۹	۰
عمر شرکت	$Age_{i,t}$	۲/۶۳۱	۲/۶۹۱	۰/۱۷۳	۲/۸۹۲	۱/۹۲۴
قیمت سهام	$AvgPrc_{i,t}$	۳/۵۶۸	۳/۵۱۵	۰/۳۸۹	۴/۷۸۲	۲/۶۷۸
بتا شرکت	$Beta_{i,t}$	۰/۷۶۴	۰/۷۱۹	۱/۰۰۹	۷/۳۰۳	-۳/۱۶۲
اهرم مالی	$LEV_{i,t}$	۰/۶۲	۰/۶۳	۰/۲۱	۱/۵۶۷	۰/۰۹
ارزش بازار به ارزش دفتری	$MB_{i,t}$	۲/۰۹۹	۱/۲۶۵	۳/۶۶۱	۲۸/۲۱۳	-۱۸/۰۳۲
اندازه شرکت	$SIZE_{i,t}$	۱۱/۸۸۸	۱۱/۸۳۹	۰/۶۵۹	۱۴/۰۱	۱۰/۴۸۷

آمار استنباطی

آزمون فروض کلاسیک رگرسیون

در این پژوهش، از آزمون لوین، لین و چو جهت بررسی پایایی متغیرهای پژوهش استفاده شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که کلیهٔ متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی، به واسطهٔ سطح معناداری کوچک‌تر از ۵ درصد، پایا هستند و استفاده از این متغیرها در الگوها باعث به‌وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. همچنین، برای بررسی عدم وجود همبستگی خطی بین متغیرهای توضیحی از آزمون عامل تورم واریانس استفاده شده است. بر اساس نتایج این آزمون عامل واریانس‌های الگوی اول، دوم و سوم کمتر از ۵ هستند و مشکل هم‌خطی وجود ندارد. به منظور بررسی نرمال بودن توزیع باقیمانده‌های

الگوها از آزمون جارک- برا استفاده شد. از آن‌جا که سطح معناداری این آزمون برای الگوهای پژوهش کمتر از ۰/۰۵ است، فرض صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع اجزای اخلال الگوهای پژوهش رد می‌شود. اما طبق قضیهٔ حد مرکزی، چنانچه تعداد مشاهدات در نمونه مورد بررسی به میزان کافی زیاد باشد، توزیع داده‌ها به نرمال نزدیک است و حتی اگر جامعه نرمال نباشد، می‌توان از آزمون‌های پارامتریک استفاده کرد. همچنین، به منظور بررسی ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های الگوها از آزمون وایت استفاده شده است. نتایج آزمون وایت برای بررسی فرض همسانی واریانس در اجزای اخلال الگوها نیز حاکی از وجود ناهمسانی واریانس در همه الگوها است که برای رفع این مشکل، از روش تصحیح وایت استفاده شد.

جدول شماره ۲. انتخاب نوع الگوی برآورد

الگوی رگرسیون	آزمون	مقدار آماره لیمر	سطح معناداری	نتیجه آزمون
الگوی اول	چاو	۱/۷۸۷	۰/۰۰۰	اجرای آزمون هاسمن
	هاسمن	۵۱/۸۴۹	۰/۰۰۰	الگوی اثرات ثابت
الگوی دوم	چاو	۰/۶۳۶	۰/۹۹۸	الگوی مقید (داده‌های تلفیقی)
الگوی سوم	چاو	۱/۰۶۶	۰/۳۶	الگوی مقید (داده‌های تلفیقی)

انتخاب نوع الگوی برآورد

از آن‌جا که داده‌های پژوهش حاضر به صورت مقطعی- زمانی هستند، نیاز است که تلفیقی یا تابلویی بودن داده‌ها با استفاده از آزمون چاو (F لیمر) سنجیده شود. با توجه به نتایج به دست آمده که در جدول (۲) ارائه شده است، سطح معناداری در الگوی اول برای چاو (F لیمر) عدد صفر است که این مقدار، بیانگر رد فرضیه صفر آزمون (کارایی روش تلفیقی) بوده و حکایت از آن دارد که برای تخمین الگوی پژوهش باید از روش داده‌های تابلویی استفاده شود. با توجه به تابلویی بودن الگو، بایستی برای تعیین نوع داده‌ها تابلویی (روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) از آزمون هاسمن استفاده شود. همان طور که در جدول (۲) ملاحظه می‌شود، سطح معناداری آزمون هاسمن، عدد صفر است که این مقدار

حاکی از استفاده از روش اثرات ثابت در مقابل روش اثرات تصادفی است. اما مقدار احتمال در الگوی دوم و سوم برای F لیمر به ترتیب (۰/۹۹۸) و (۰/۳۶) است، لذا، فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود. بنابراین، برای برازش داده‌ها از الگوی مقید (داده‌های تلفیقی) استفاده می‌شود.

نتایج آزمون فرضیه‌ها

آزمون فرضیه‌های گروه اول

نتایج برآورد الگوی رگرسیون حداقل مربعات معمولی به روش اثرات ثابت فرضیه‌های گروه اول در جدول (۳) ارائه شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، مقدار آمارهٔ F و سطح معناداری مربوط به این آماره، نشان می‌دهد الگوی رگرسیون برآورد شده برای آزمون فرضیه‌های گروه اول، در کل معنادار است. در این الگو، ضریب تعیین (۰/۶۳۷) به دست آمده گویای درصدی است که تغییرات متغیر وابسته با متغیرهای الگو، قابل توضیح است. افزون بر این، نتایج خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آمارهٔ دوربین واتسون برای فرضیه‌های گروه اول (۲/۰۵۵) محاسبه شده که حاکی از عدم وجود خودهمبستگی در الگو است.

با توجه به مقدار آماره t و سطح معناداری متغیرهای پژوهش، نتایج حاکی از آن است که به غیر از کیفیت اقلام تعهدی (کیفیت اطلاعات حسابداری) همه متغیرهای مستقل الگوی اول با گردش معاملاتی ارتباط معناداری دارند. بنابراین، کیفیت اقلام تعهدی، در الگوهای بعدی نادیده گرفته می‌شود؛ زیرا، هدف برازش الگوی اول، تعیین ارتباط متغیرهای مستقل با گردش معاملات است و در صورتی که متغیری با گردش معاملات ارتباطی نداشته باشد، در الگوهای بعدی که تأثیر ارتباط گردش معاملات را با تأخیر واکنش قیمت سهام به طور مستقیم و غیر مستقیم می‌سنجند، به کار گرفته نمی‌شوند.

به واسطهٔ آمارهٔ (۶/۱۸)، شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش با گردش معاملاتی ارتباط مثبت و معناداری در سطح اطمینان ۹۹ درصد دارد. کوروین و شولتز (۲۰۱۲)، بارینوف (۲۰۱۴) و کیان و همکاران (۲۰۱۷) به طور تجربی اثبات کرده‌اند که گردش

معاملات رابطهٔ مثبتی با شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش دارد. اما هو و ماسکوویتز (۲۰۰۵) معتقدند که شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش باعث کاهش نقدشوندگی و افزایش تأخیر واکنش قیمت سهام می‌شود.

برخلاف پژوهش کیان و همکاران (۲۰۱۷)، تعداد روزهای معاملاتی با آماره ۴/۰۹ در سطح معناداری یک درصد، ارتباط مثبتی با گردش معاملاتی دارد. البته، منطقی‌تر است که با افزایش تعداد روزهای معاملاتی، تعداد سهام بیشتری معامله و گردش معاملات نیز، بیشتر شود. با توجه به ارتباط مثبت و معنادار دو شاخص شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش و تعداد روزهای معاملاتی می‌توان نتیجه گرفت که فرضیهٔ اول گروه اول تأیید می‌شود. بنابراین، نقدشوندگی، ارتباط مثبت و معناداری با گردش معاملاتی دارد. هر چند که بارینوف (۲۰۱۴) نشان داد که گردش معاملات با چندین معیار مرتبط با ریسک نقدشوندگی، ارتباطی ندارد و حتی کیان و همکاران (۲۰۱۷) به این نتیجه رسیدند که نقدشوندگی با گردش معاملات، ارتباط منفی و معناداری دارد؛ اما خود این محققان معتقدند که نتایج پژوهش در ادبیات بازار حاکی از آن است که سهام‌های با گردش معاملاتی بالاتر، از سطح نقدشوندگی بالاتری برخوردار هستند. به عبارتی، هر چقدر که قدرت نقدشوندگی سهام بیشتر باشد، انتظار افزایش گردش معاملات آن، بیشتر می‌شود.

با توجه به آمارهٔ نوسانات بازده روزانه سهام (۴/۷) و پراکندگی سهامدار (۳/۹۳) در سطح اطمینان ۹۹ درصد می‌توان مدعی شد که عدم‌اطمینان خاص شرکت با گردش معاملات ارتباط مثبت و معناداری دارد. هر چند که کیفیت اقلام تعهدی به عنوان نماینده‌ای از عدم اطمینان خاص شرکت، رابطهٔ معناداری با گردش معاملات ندارد؛ اما قدرت دو متغیر دیگر بر ارتباط بین عدم‌اطمینان خاص شرکت و گردش معاملات غلبه می‌کند. بنابراین، فرضیهٔ دوم از گروه اول نیز تأیید می‌شود. کیان و همکاران (۲۰۱۷) معتقدند که ممکن است گردش معاملاتی بالا از نوسانات زیاد قیمت و اختلاف نظر معامله‌گران در مورد اطلاعات شرکت، نشأت بگیرد.

جدول شماره ۳. نتایج الگوی اول

متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	نتیجه
ثابت	C	۳/۹۷۸	۰/۹۵۵	۴/۱۶	۰/۰۰۰	–
شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش	$Sprd_{i,t}$	۵/۹۲۱	۰/۹۵۸	۶/۱۷۹	۰/۰۰۰	تأیید
تعداد روزهای معاملاتی	$Tdays_{i,t}$	۰/۲۵۸	۰/۰۶۳	۴/۰۸۸	۰/۰۰۰	تأیید
نوسانات بازده روزانه سهام	$Vola_{i,t}$	۰/۰۸۲	۰/۰۱۷	۴/۶۹۳	۰/۰۰۰	تأیید
کیفیت اقلام تعهدی	$AQ_{i,t}$	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۶۳۵	۰/۵۲۵	رد
پراکندگی سهامدار	$Disp_{i,t}$	۰/۱۰۸	۰/۰۲۷	۳/۹۲۵	۰/۰۰۰۱	تأیید
تعداد کارکنان	$Empl_{i,t}$	۰/۱۵۶	۰/۰۷۵	۲/۰۷۵	۰/۰۳۸	تأیید
مالکیت نهادی	$Instpct_{i,t}$	۰/۱۱	۰/۰۶۵	۱/۶۸۴	۰/۰۹۲	تأیید
عمر شرکت	$Age_{i,t}$	-۱/۲۰۲	۰/۴۵۵	-۲/۶۴	۰/۰۰۸	معنادار
قیمت سهام	$AvgPrc_{i,t}$	۰/۲۹۸	۰/۰۴۷	۶/۳۵۳	۰/۰۰۰	معنادار
بتا شرکت	$Beta_{i,t}$	۰/۰۳۸	۰/۰۰۷	۵/۰۷۵	۰/۰۰۰	معنادار
اهرم مالی	$LEV_{i,t}$	-۰/۰۰۹	۰/۰۶۷	-۰/۱۴	۰/۸۸۸	غیرمعنادار
ارزش بازار به ارزش دفتری	$MB_{i,t}$	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۱/۱۸۸	۰/۲۳۵	غیرمعنادار
اندازه شرکت	$SIZE_{i,t}$	-۰/۲۷۳	۰/۰۴۹	-۵/۵۱	۰/۰۰۰	معنادار
ضریب تعیین	۰/۶۳۷		آماره F			(۷/۶۴)
			سطح معناداری الگو			(۰/۰۰۰)
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۵۵۳		دوربین واتسون			(۲/۰۵۵)

تعداد کارکنان و مالکیت نهادی به ترتیب با آماره‌های (۲/۰۸) و (۱/۶۸) در سطح معناداری ۵ و ۱۰ درصد ارتباط مثبت و معناداری با گردش معاملات دارند. تعداد کارکنان و مالکیت نهادی منجر به افزایش گردش معاملات می‌شود و این نتیجه با پژوهش کیان و همکاران (۲۰۱۷) مطابقت دارد. چون آنها معتقدند که اگر چه مالکان نهادی با نگهداری طولانی مدت سهام گردش معاملاتی زیاد ناشی از نوسانگیری را کاهش می‌دهند، اما با تسهیل تجارت در طولانی مدت، گردش معاملات را افزایش می‌دهند. بنابراین، فرضیه

سوم از گروه اول مبتنی بر ارتباط معنادار بین توجه سرمایه‌گذار و گردش معاملات تأیید می‌شود.

آزمون فرضیهٔ اصلی

نتایج برآورد الگوی رگرسیون حداقل مربعات معمولی فرضیهٔ اصلی در جدول (۴) ارائه شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، مقدار آمارهٔ F و سطح معناداری آن گویای معناداری الگوی رگرسیون برآورد شده است. در این الگو، ضریب تعیین ۰/۰۴۶ است؛ یعنی کمابیش ۵ درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل تبیین می‌شود. همچنین، نتایج خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آمارهٔ دوربین واتسون برای فرضیهٔ اصلی پژوهش (۲/۲۸۷) برازش شده که حاکی از عدم وجود خودهمبستگی در الگو است.

بر اساس تجزیه و تحلیل الگوی دوم و به واسطه آمارهٔ ۳/۷۲- در سطح معناداری ۵ درصد، فرضیه اصلی پژوهش، تأیید می‌شود. بنابراین، گردش معاملات با تأخیر واکنش قیمت سهام، ارتباط منفی و معناداری دارد. هو و موسکوویتز (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که گردش معاملات بالا (نشان‌دهنده سطح بالایی از نقدشوندگی)، تأثیر منفی بر تأخیر واکنش قیمت دارد. اما، کیان و همکاران (۲۰۱۷) یک رابطهٔ مثبت بین گردش معاملات و تأخیر واکنش قیمت یافتند. البته، آنها بیان کردند که رابطهٔ مثبت بین گردش معاملات و تأخیر واکنش قیمت سهام، گیج‌کننده است و در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که این رابطهٔ مثبت از عدم اطمینان خاص شرکت ناشی می‌شود، در حالی که گردش معاملاتی بالای ناشی از توجه سرمایه‌گذار، اثر منفی بر تأخیر واکنش قیمت سهام دارد. همانطور که هو و موسکوویتز (۲۰۰۵) استدلال می‌کنند که اصطکاک‌های مرتبط با توجه سرمایه‌گذار، تأثیر بیشتری بر تأخیر واکنش قیمت دارند، پس انتظار می‌رفت که در صورت مثبت شدن ارتباط توجه سرمایه‌گذار با گردش معاملات، ارتباط منفی بین گردش معاملات و تأخیر واکنش قیمت سهام وجود داشته باشد. چوریدا و سوامیناتان[۲۲] (۲۰۰۰)، نشان دادند که حجم معاملات، عامل مؤثر در سرعت تعدیل قیمت سهام به اطلاعات جدید است. آنها معتقدند

که سهام کم معامله نسبت به سهام پر معامله، تمایل دارد تا آهسته‌تر نسبت به اطلاعات موجود در بازار، واکنش نشان دهد. بنابراین، آنها نیز تأیید می‌کنند که ارتباط منفی بین گردش معاملات و تأخیر در واکنش قیمت سهام وجود دارد. نتایج پژوهش کالن و همکاران (۲۰۱۳) حاکی از آن است که در بازار بورس نَزدَک، گردش معاملات، عامل مهمی در تأخیر واکنش قیمت سهام است؛ اما در شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس آمریکا و بازار بورس نیویورک اهمیتی ندارد. دلیل این تفاوت این است که، اهمیت ناچیز نقدشوندگی، در تأخیر واکنش قیمت در شرکت‌های کوچکتر با محیط‌های اطلاعاتی ضعیف‌تر، اهمیت بیشتری دارد. بنابراین، تفاوت در این رابطه، در بازارهای سرمایهٔ مختلف، بدیهی است.

جدول شماره ٤. نتایج الگوی دوم

متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	نتیجه
ثابت	C	۰/۸۰۲	۰/۱۹۸	۴/۰۳۷	۰/۰۰۰۱	–
گردش معاملاتی	$Turnover_{i,t}$	-۰/۰۷۵	۰/۰۲	-۳/۷۱۶	۰/۰۰۰۲	تأیید
عمر شرکت	$Age_{i,t}$	-۰/۰۱۲	۰/۰۴۹	-۰/۲۴۹	۰/۸۰۳	غیرمعنادار
قیمت سهام	$AvgPrc_{i,t}$	۰/۰۲۱	۰/۰۲۵	۰/۸۳۷	۰/۴۰۲	غیرمعنادار
بتا شرکت	$Beta_{i,t}$	۰/۰۲۱	۰/۰۰۸	۲/۴۹۸	۰/۰۱۲	معنادار
اهرم مالی	$LEV_{i,t}$	۰/۱۱	۰/۰۴	۲/۷۵۴	۰/۰۰۶	معنادار
ارزش بازار به ارزش دفتری	$MB_{i,t}$	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲	۲/۷۹۶	۰/۰۰۵	معنادار
اندازه شرکت	$SIZE_{i,t}$	-۰/۰۱۵	۰/۰۱۴	-۱/۰۷	۰/۲۸۱	غیرمعنادار
ضریب تعیین		۰/۰۴۶۵	آماره F		(۴/۶۳۸)	
			سطح معناداری الگو		(۰/۰۰۰)	
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۰۳۶۵	دوربین واتسون		(۲/۲۸۷۹)	

آزمون فرضیه‌های گروه دوم

نتایج تخمین الگوی فرضیه‌های گروه دوم در جدول (۵) ارائه شده است. مقدار F رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای این الگو، دارای اعتبار است. همچنین ضریب تعیین نشان می‌دهد تقریباً ۳۴ درصد تغییرات متغیر وابسته از طریق الگوی رگرسیون، توضیح داده می‌شود. همچنین، نتایج خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آمارهٔ دوربین واتسون برای فرضیه‌های گروه دوم پژوهش (۲/۱۴) برازش شده که حاکی از عدم وجود خودهمبستگی در الگو است.

مجدداً در الگوی سوم پژوهش، ارتباط منفی و معنادار گردش معاملات با آمارهٔ ۴/۰۴۸- در سطح اطمینان ۹۹ درصد تأیید شد. شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش به واسطهٔ معنادار نشدن، ارتباط با تأخیر واکنش قیمت سهام ندارد اما تعداد روزهای معاملاتی با آمارهٔ ۱/۶۹- در سطح معناداری ۱۰ درصد، دارای ارتباط منفی و معناداری با تأخیر واکنش قیمت سهام است. همان‌طور که رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) و رباط‌میلی و همکاران (۱۳۹۳) نشان دادند که تعداد روزهای معاملاتی، ارتباط منفی و معناداری با تأخیر واکنش قیمت سهام دارند. بنابراین، می‌توان ادعا نمود که فرضیهٔ اول از گروه دوم از جنبه تعداد روزهای معاملاتی به‌عنوان شاخص نقدشوندگی سهام تأیید می‌شود، اما از حیث شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، فرضیهٔ اول از گروه دوم رد می‌شود. دستیابی به رابطهٔ منفی نقدشوندگی سهام از نظر تعداد روزهای معاملاتی و تأخیر واکنش قیمت سهام، با نتایج پژوهش‌های مچ[۲۳] (۱۹۹۳)، هو و موسکوویتز (۲۰۰۵)، کیان و همکاران (۲۰۱۷) و رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) مطابقت دارد و رد شدن رابطه نقدشوندگی سهام از جنبه شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و تأخیر واکنش قیمت سهام، با نتایج پژوهش‌های هو و موسکوویتز (۲۰۰۵) و کیان و همکاران (۲۰۱۷) همسو است.

نوسانات بازده روزانه سهام به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری عدم‌اطمینان خاص شرکت، به‌واسطهٔ آماره ۲/۸۲- در سطح اطمینان ۹۹ درصد با تأخیر واکنش قیمت سهام، ارتباط منفی و معناداری دارد. بنابراین، فرضیه دوم از گروه دوم پژوهش مبنی بر ارتباط

عدم‌اطمینان خاص شرکت با تأخیر واکنش قیمت سهام، تأیید می‌شود. برخلاف پژوهش کیان و همکاران (۲۰۱۷) که معتقدند، هر چقدر که نوسانات بازده روزانهٔ سهام بیشتر باشد طول می‌کشد تا قیمت سهام، خود را با اطلاعات جدید دارای ارزش افزوده، سازگار کند؛ نتایج این پژوهش، حاکی از ارتباط منفی بین این دو متغیر است. همانطور که کوچکزایی و همکاران (۱۳۹۶) به این نتیجه رسیدند که بین نوسان‌پذیری قیمت سهام و تأخیر واکنش قیمت سهام، رابطهٔ معنادار و معکوسی وجود دارد.

جدول شماره ۵. نتایج الگوی سوم

متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	نتیجه
ثابت	C	۱/۷۴۶	۰/۵۰۶	۳/۴۴۹	۰/۰۰۰۷	–
گردش معاملاتی	$Turnover_{i,t}$	-۰/۱۲۳	۰/۰۳	-۴/۰۴۷	۰/۰۰۰۱	تأیید
شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش	$Sprd_{i,t}$	۰/۷۴۳	۱/۳۶۵	۰/۵۴۵	۰/۵۸۶	رد
تعداد روزهای معاملاتی	$Tdays_{i,t}$	-۰/۲۴۳	۰/۱۴۴	-۱/۶۸۶	۰/۰۹۳	تأیید
نوسانات بازده روزانه سهام	$Vola_{i,t}$	-۰/۱۴۸	۰/۰۵۲	-۲/۸۱۵	۰/۰۰۵	تأیید
پراکندگی سهامدار	$Disp_{i,t}$	۰/۰۸۳	۰/۰۷۹	۱/۰۵۸	۰/۲۹۱	رد
تعداد کارکنان	$Empl_{i,t}$	۰/۰۷۱	۰/۰۶	۱/۱۷۷	۰/۲۴	رد
مالکیت نهادی	$Instpct_{i,t}$	-۰/۰۲۱	۰/۰۵۳	-۰/۴	۰/۶۸۸	رد
عمر شرکت	$Age_{i,t}$	-۰/۰۲۲	۰/۰۸	-۰/۲۸۴	۰/۷۷۶	غیرمعنادار
قیمت سهام	$AvgPrc_{i,t}$	-۰/۰۱۲	۰/۰۷۳	-۰/۱۶۸	۰/۸۶۶	غیرمعنادار
بتا شرکت	$Beta_{i,t}$	۰/۰۳۵	۰/۰۱۸	۱/۸۸۳	۰/۰۶	معنادار
اهرم مالی	$LEV_{i,t}$	۰/۰۰۲	۰/۰۸۵	۰/۰۲۳	۰/۹۸۱	غیرمعنادار
ارزش بازار به ارزش دفتری	$MB_{i,t}$	۰/۰۴۵	۰/۰۰۷	۵/۹۵۲	۰/۰۰۰	معنادار
اندازه شرکت	$SIZE_{i,t}$	-۰/۰۷۶	۰/۰۵۲	-۱/۴۶	۰/۱۴۵	غیرمعنادار
ضریب تعیین		۰/۳۳۷	آماره F		۹/۵۳۸	
			سطح معناداری الگو		(۰/۰۰۰)	
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۳۰۲	دوربین واتسون		(۲/۱۴)	

همان‌طور که در توضیحات فوق بیان شد، تعداد کارکنان و مالکیت نهادی متغیرهایی برای اندازه‌گیری توجه سرمایه‌گذار است. با تأیید نشدن ارتباط تعداد کارکنان و مالکیت نهادی به‌دلیل معنادار نشدن در الگو، فرضیهٔ سوم از گروه دوم مبنی بر ارتباط توجه سرمایه‌گذار با تأخیر واکنش قیمت سهام، رد می‌شود. هر چند که نتایج پژوهش‌های هو و موسکویتز (۲۰۰۵) و کیان و همکاران (۲۰۱۷) حاکی از همبستگی منفی بین توجه سرمایه‌گذار و تأخیر واکنش قیمت سهام است؛ اما بر اساس پژوهش‌های رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) و رباط‌میلی و همکاران (۱۳۹۳) مالکیت نهادی و تعداد کارکنان با تأخیر واکنش قیمت سهام، رابطهٔ معناداری ندارند. بنابراین، تعداد کارکنان و مالکیت نهادی و به طور کلی، توجه سرمایه‌گذاران بر تأخیر واکنش قیمت سهام، تأثیری ندارد.

از بین متغیرهای کنترلی پژوهش، تنها بتای شرکت و ارزش بازار به ارزش دفتری، با تأخیر واکنش قیمت سهام، ارتباط مثبت و معناداری دارند. تئوبالد و یالوپ[۲۴] (۲۰۰۴)، هو و موسکویتز (۲۰۰۵)، رباط‌میلی و همکاران (۱۳۹۳) معتقدند که بین اندازه شرکت و تأخیر واکنش قیمت سهام، ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. در حالی‌که در پژوهش حاضر، ارتباطی بین این دو متغیر، یافت نشد. همچنین، عدم ارتباط اهرم مالی با تأخیر واکنش قیمت سهام در پژوهش حاضر، منطبق با نتایج پژوهش رباط‌میلی و همکاران (۱۳۹۳) است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، به طور کلی، رابطهٔ بین گردش معاملات با تأخیر واکنش قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی شد. ابتدا، رابطه بین گردش معاملاتی با سه مؤلفهٔ نقدشوندگی سهام، عدم‌اطمینان خاص شرکت و توجه سرمایه‌گذار در قالب سه فرضیه، بررسی گردید. نتایج این بررسی، حاکی از آن است که بین نقدشوندگی، عدم‌اطمینان خاص شرکت و توجه سرمایه‌گذار با گردش معاملات ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد و هر سه فرضیه، تأیید شد. تأیید فرضیهٔ اول، مغایر با پژوهش کیان و همکاران (۲۰۱۷) و تأیید فرضیه‌های دوم و سوم همسو با این پژوهش است. بررسی الگوی دوم، ارتباط معنادار

و منفی گردش معاملات با تأخیر واکنش قیمت سهام را نشان می‌دهد. بنابراین، فرضیه اصلی پژوهش نیز تأیید شد. این نتیجه با پژوهش‌های هو و موسکوویتز (۲۰۰۵) و چوریدا و سوامیناتان (۲۰۰۰) مطابقت دارد. در نهایت با استفاده از دو الگوی قبلی، الگوی جامع و نهایی در قالب سه فرضیه، برازش شد. نتایج، حاکی از آن است که نقدشوندگی سهام از جنبه تعداد روزهای معاملاتی و عدم‌اطمینان خاص شرکت، ارتباط منفی و معناداری با تأخیر واکنش قیمت سهام دارند، اما توجه سرمایه‌گذار، ارتباط معناداری با تأخیر واکنش قیمت سهام ندارد. بنابراین، دو فرضیهٔ اول مرتبط با الگوی نهایی، تأیید و فرضیهٔ سوم، رد شد. پذیرش فرضیه‌های اول و دوم مرتبط با الگوی نهایی، با پژوهش‌های مچ (۱۹۹۳)؛ هو و موسکوویتز (۲۰۰۵)؛ کیان و همکاران (۲۰۱۷)؛ رحمانی و همکاران (۱۳۹۱)؛ کوچکزایی و همکاران (۱۳۹۶) و رد شدن فرضیهٔ سوم با پژوهش‌های رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) و رباط‌میلی و همکاران (۱۳۹۳) همسو است. طبق نتایج این پژوهش، پیشنهاد می‌شود:

بر اساس مشخص شدن اهمیت نقدشوندگی سهام، معیاری همچون رتبهٔ نقدشوندگی سهام در یادداشت‌های مالی شرکت گنجانده شود تا سرمایه‌گذاران از این معیار استفاده کنند و کارایی تصمیم‌های خود را افزایش دهند.

بر مبنای ارتباط منفی و معنادار تعداد روزهای معاملاتی و تأخیر واکنش قیمت سهام، به سازمان بورس پیشنهاد می‌شود قوانین مناسبی را جهت باز شدن هر چه سریعتر نماد معاملاتی بعد از توقف، تصویب و لازم‌الاجرا نماید.

با در نظر گرفتن ارتباط منفی و معنادار نوسانات بازده روزانهٔ سهام و تأخیر واکنش قیمت سهام، به سازمان بورس پیشنهاد می‌شود قوانین مناسبی را جهت افزایش دامنهٔ نوسانات سهام، تصویب و لازم‌الاجرا نماید.

پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی، سایر اصطکاک‌های بازار از جمله محدودیت‌های فروش استقراضی و تأثیر ساختار حاکمیت شرکتی همچون حسابرسی، بر تأخیر واکنش

قیمت سهام، بررسی شود. نداشتن اطلاعات کافی و قابل اتکا برای برخی از شرکت‌ها و حذف برخی از آنها و همچنین، حذف برخی از متغیرهای پژوهش از جمله تعداد سهامداران و تحلیل‌گران به‌دلیل دسترسی نداشتن به اطلاعات دقیق و تفکیک‌شدهٔ مرتبط با آنها، از مهم‌ترین محدودیت‌های پژوهش حاضر به شمار می‌آید.

یادداشت‌ها

1. Morck
2. Merkley
3. Chiang
4 .Sen
5. Mynhardt
6. Sharpe
7. Obaidullah
8. Barinov
9. Amihud
10. Qian
11. Ryu
12. Jun
13. Lim
14. Amihud
15. Corwin
16. Goyenko
17. Callen
18. Barry
19. Jiang
20. Hou and Moskowitz
21. Sun and Yu
22. Chorida and Swaminathan
23. Mech
24. Theobald and Yallup

منابع

احمدی، اکبر؛ علیرضا، معطوفی. (۱۳۹۳). بررسی رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری با تأخیر در تعدیل قیمت سهم و پیش‌بینی بازده‌های آتی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های نوین در حسابداری*، ۲(۱۵)، ۱۱۷-۱۰۶.

بهارمقدم، مهدی؛ کوهی، علی. (۱۳۸۹). بررسی نوع مدیریت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش حسابداری*. ۱(۲)، ۹۳-۷۵.

تقوی، مهدی؛ سعیدی، پرویز. (۱۳۸۲). بررسی عوامل مؤثر بر سیاست‌های تقسیم سود نقدی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *آینده پژوهی مدیریت*. ۱۵(۲)، ۴۴-۲۷.

حساس‌یگانه، یحیی؛ امیدی، الهام. (۱۳۹۳). رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری، تأخیر واکنش قیمت و بازدهی آتی سهام. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۱(۴۲)، ۵۸-۳۱.

دانیالی‌ده‌حوض، محمود؛ منصوری، حسین. (۱۳۹۱). بررسی کارایی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف و اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر آن. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۲(۴۷)، ۹۶-۷۱.

رباط‌میلی، مژگان؛ علوی‌طبری، حسین؛ ثقفی، علی. (۱۳۹۳). کیفیت اطلاعات حسابداری و تعدیل قیمت سهام. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۳(۴)، ۴۵-۲۱.

رحمانی، علی؛ یوسفی، فرزانه؛ رباط‌میلی، مژگان. (۱۳۹۱). کیفیت اطلاعات حسابداری، تأخیر در تعدیل قیمت سهم و قابلیت پیش‌بینی بازده‌های آتی. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۵(۲۰)، ۱۵۸-۱۳۷.

سرکانیان، جواد؛ راعی، رضا؛ فلاح‌پور، سعید. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین نقدشوندگی با بازده سهام در بازار سهام ایران. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، (۵)۳، ۲۶-۹.

شوشتریان، زکیه؛ اکبری، علی. (۱۳۸۶)، بررسی تأثیر افزایش سرمایه از محل حق تقدم بر حجم معاملات سهام بورس اوراق بهادار تهران. پیشرفت‌های حسابداری، ۲۶(۱)، ۱۱۵-۹۵.

عباسیان، عزت‌اله؛ ذوالفقاری، مریم. (۱۳۹۲). تحلیل پویای کارایی سطح ضعیف در بورس اوراق بهادار تهران توسط فیلتر کالمن. *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*. ۲۱(۶۵)،۲۵۴-۲۳۱.

فروغی، داریوش؛ عباسی، جواد. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر اعمال محافظه‌کاری حسابداری. *دانش حسابداری مالی*، ۱(۱)، ۱۳۳-۱۱۴.

کوچکزایی، زهرا؛ صفری‌سرچاه، فاطمه؛ اولادی، بشیر. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر نقدشوندگی سهام بر واکنش تأخیری قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دومین کنفرانس ملی اقتصاد، مدیریت و حسابداری*، ۲۳۵-۲۱۸.

محمودآبادی، حمید؛ منصوری، شعله. (۱۳۹۰). نقش اقلام تعهدی اختیاری و غیراختیاری در پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی آتی. *حسابداری مالی*، ۳(۱۰)، ۱۷-۱.

نصیری، مهراب؛ احمدپور، احمد. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین مدیریت سود با اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و حجم معاملات در شرکت‌های با سطح مالکیت غیرنهادی بالا. *راهبرد مدیریت مالی*، ۲(۶)، ۴۸-۲۷.

نمازی، محمد؛ کرمانی، احسان. (۱۳۸۷). تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری وحسابرسی*. ۱۵(۴)، ۱۰۱-۸۴

References

Ahmadi, A., Ma'toufi, A. (2014). The relationship between accounting information quality on stock price delay and forecasting of future stock returns of listed companies on the Tehran Stock Exchange. *New Researches on Accounting*, 2(5), 106-117 [In Persian].

Abbasian, E., Zolfaghari, M. (2013). Dynamic analysis of weak efficiency in the Tehran Stock Exchange, using the kalman filter. *Journal of Economic Research and Policies*, 21(65), 231-254 [In Persian].

Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.

Amihud, Y., Mendelson, H. (1987). Trading mechanisms and stock returns: An empirical investigation. *The Journal of Finance*, 42(3), 533-553.

Bahar Moghaddam, M., Kouhi, A. (2012). Type of earnings management in Iranian companies listed in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Accounting Knowledge*, 1(2), 75-93 [In Persian].

Barinov, A. (2014). Turnover: Liquidity or uncertainty? *Management Science*, 60(10), 2478-2495.

Barry, C.B., Brown, S.J. (1984). Differential information and the small firm effect. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 283-294.

Callen, J.L., Khan, M., Lu, H. (2013). Accounting quality, stock price delay, and future stock returns. *Contemporary Accounting Research*, 30(1), 269-295.

Chiang, T.C., Nelling, E., Tan, L. (2008). The speed of adjustment to information: Evidence from the Chinese stock market. *International Review of Economics & Finance*, 17(2), 216-229.

Chorida, T., Swaminathan, B. (2000). Trading volume and cross-autocorrelations in stock returns. *The Journal of Finance*, 55(2), 913-935.

Corwin, S.A., Schultz, P. (2012). A simple way to estimate bid ask spreads from daily high and low prices. *The Journal of Finance*, 67(2), 719-760.

Daniali Dehouzi, M., Mansouri, H. (2013). Investigating weak form of efficiency in Tehran Stock Exchange and ranking factors that affect it. *Economics Research*, 12(47), 71-96 [In Persian].

Foroghi, D., Abbasi, J. (2011). Investigating factors affecting conservative accounting practices. *Accounting Empirical Research of Financial*, 1(1), 114-133 [In Persian].

Goyenko, R.Y., Holden, C.W., Trzcinka, C.A. (2009). Do liquidity measures measure liquidity? *Journal of financial economics*, 92(2), 153-181.

Hassas Yeganeh, Y., Omidi, E. (2014). Accounting quality, stock price delay and future stock returns. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 11(42), 31-58 [In Persian].

Hou, K., Moskowitz, T.J. (2005). Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns. *The Review of Financial Studies*, 18(3), 981-1020.

Jiang, G., Lee, C.M., Zhang, Y. (2005). Information uncertainty and expected returns. *Review of Accounting Studies*, 10(2-3), 185-221.

Jun, S.G., Marathe, A., Shawky, H.A. (2003). Liquidity and stock returns in emerging equity markets. *Emerging Markets Review*, 4(1), 1-24.

Kasznik, R. (1999). On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research*, 2, 37, 57−81.

Kochakzaiee, Z., Safari Sarachah, F., Oladi, B. (2017). Investigating the effect of stock liquidity on the latent stock price response in companies accepted in Tehran Stock Exchange. *Second National Conference on Economics, Management and Accounting*, 235-218 [In Persian].

Lim, C.Y., Thong, T.Y., Ding, D.K. (2008). Firm diversification and earnings management: evidence from seasoned equity offerings. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 30(1), 69-92.

Mahmoud Abadi, H., Mansouri, Sh. (2010). The role of discretionary and non-contributory accruals in predicting future operational cash flows, *Quarterly Financial Accounting*, 3(10), 1-17 [In Persian].

Mech, T.S. (1993). Portfolio return autocorrelation. *Journal of Financial Economics*, 34(3), 307-344.

Merkley, K., Michaely, R., Pacelli, J. (2017). Does the scope of the sell side analyst industry matter? An examination of bias, accuracy, and information content of analyst reports. *The Journal of Finance*, 72(3), 1285-1334.

Morck, R., Yeung, B., Yu, W. (2000). The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements? *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 215-260.

Mynhardt, R.H., Makarenko, I., Plastun, O. (2017). Market efficiency of traditional stock market indices and social responsible indices: The role of sustainability reporting. *Investment Management and Financial Innovations*, 14(2), 94-106.

Namazi, M., Kermani, E. (2009). Investigating the effects of ownership structure on the performance of the companies accepted in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 15(4), 84-101 [In Persian].

Nasiry, M., Ahmadpour, A. (2014). Earning management and bid-ask spread of stock. *Financial Management Strategy*, 2(3), 27-48 [In Persian].

Obaidullah, M. (2002). Islamic risk management. *International Journal of Islamic Financial Services*, 3(4), 291-311.

Qian, M., Sun, P.W., Yu, B. (2017). High turnover with high price delay? Dissecting the puzzling phenomenon for China's a-shares. *Finance Research Letters*, 22, 105-113.

Rahmani, A. Yusefi, F., Robatmeili, M. (2012). Accounting information quality, delay in stock price adjustment and predictability of future returns. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 5(20), 137-158 [In Persian].

Robatmili, M., Alavi Tabari, H., Saghafi, A. (2014). Quality of accounting information and stock price adjustment. *Empirical Research in Accounting*, 3(4), 21-45 [In Persian].

Ryu, D., Park, S.G., Yang, H. (2017). Noise Traders, mispricing, and price adjustments in derivatives markets. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3320266.

Sen, S., Singh, B., Mazumder, S. (2017). Efficient market hypothesis: A study on Indian Capital Market. *Research Bulletin, 42*(4), *69-79*.

Serkanian, J., Rai, R., Fallahpoor, S. (2015). Investigating the relationship between liquidity and stock returns in the Iranian Stock market. *The Perspective of Financial Management, 3(5), 9-26* [In Persian].

Sharpe, W. (2017). Capital market theory, efficiency, and imperfections. quantitative financial analytics: The path to investment profits, chapter 10, pages 445-510 World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd.

Shooshterian, Z., Akbari, A. (2007). Investigating the effect of increasing capital from priority place on trading volume of Tehran Stock Exchange, *Journal of Accounting Advances, 26(1), 95-115* [In Persian].

Sun, P.W., Yu, B. (2014). Managerial structure and stock price delay in China. *https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2542534*.

Taghavi, M., Saeidi, P. (2003). The factors effecting on cash dividend policy (dividend paying stock) Tehran Stock Exchange. *The Journal of Future Management Studies*, 15(2), 27-44 [In Persian].

Theobald, M., Yallup, P. (2004). Determining security speed of adjustment coefficients. *Journal of Financial Markets,* 7(1), 75-96.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی