فصلنامه حسابداری مالی/سال دهم/ شماره ۳۸ /تابستان ۹۷/صفحات ۴۵- ۲۲

هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران (حقیقی و حقوقی): با تأکید بر نقش میانجی نقدشوندگی سهام

محمدجواد زارع بهنمیری*
لادن کشیری**

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۳/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۰۸

چکیده

در پژوهش‌های مختلف تلاش‌های قابل‌توجهی جهت مطالعه و درک رفتار سرمایه‌گذاری مشارکت‌کنندگان بازار صورت گرفته است، چراکه رفتارهایی که بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مشارکت‌کنندگان در بازار تأثیر دارد از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند. این پژوهش تأثیر نقدشوندگی را به‌عنوان میانجی بر رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران (حقیقی و حقوقی) سهام بررسی می‌کند. شرکت‌های نمونه در پژوهش حاضر ۱۰۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۵ می‌باشند. در این پژوهش از مدل پیوتروسکی و رولستون (۲۰۰۴) برای اندازه‌گیری هم‌زمانی قیمت سهام و مدل لاکونیشوک (۱۹۹۲) برای سنجش رفتار توده‌وار و همچنین مدل چای و همکاران (۲۰۱۰) برای معیارهای نقدشوندگی استفاده‌شده است. یافته‌ها نشان داد که هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران (حقیقی و حقوقی) رابطه مثبت و معناداری دارند؛ همچنین نتایج نشان‌دهنده نقش میانجی معیارهای نقدشوندگی در رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران (حقیقی و حقوقی) است؛ که این تأثیر در رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی به‌صورت جزئی و در رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی به‌صورت کامل است.

*استادیار حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه قم، قم، ایران (نویسنده مسئول)
Email: Mj.zare@qom.ac.ir
**کارشناس ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی غیر انتفاعی - غیردولتی روزبهان، ساری، ایران
Email: Lhasti62@yahoo.com

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

واژه‌های کلیدی: رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی، رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی، نقد شوندگی، هم‌زمانی قیمت سهام.

۱- مقدمه

موضوع رفتار توده‌وار حاکی از تمایل انسان به رفتار کردن شبیه دیگران است. وقتی توده جامعه کار خاصی انجام می‌دهند یا واکنش خاصی از خود بروز می‌دهد، ازنظر ذهنی برای سایر افراد سخت است که رفتاری متفاوت از توده داشته باشند. به‌بیان‌دیگر توده‌واری به رفتار مجموعه‌ای از افراد گفته می‌شود که شبیه به هم عمل می‌کنند. پژوهش‌های انجام‌شده مانند (آمیهود و مندلسون[1]، ۱۹۸۶؛ برنا، چوردیا و سابراهمانیم[2]، ۱۹۹۸ و جهانگیری راد، مرفوع و سلیمی، ۱۳۹۳) نشان داده است بسیاری از سرمایه‌گذاران که به معاملات سهام مبادرت می‌ورزند، از اطلاعات ردوبدل شده بر اساس ارتباطات موجود بین سرمایه‌گذاران استفاده می‌کنند. در این زمینه می‌توان به تأثیر گفتگوهای اینترنتی بر قیمت سهام اشاره کرد (هیرشلیفر و تئو[3]، ۲۰۰۳). رفتار توده‌وار عبارت است از الگوی رفتاری همبسته بین افراد (دونو و ولچ[4]، ۱۹۹۶). در تعریفی دیگر، توده‌واری عبارت است از پذیرش ریسک زیاد بدون اطلاعات کافی که می‌توان آن را قصد و نیت آشکار سرمایه‌گذاران جهت کپی کردن رفتار سرمایه‌گذاران و تبعیت از آنان تعریف نمود (بیچندانی و شرما[5]، ۲۰۰۰).

نیل به اهداف بلندمدت اقتصادی درگرو عملکرد مناسب بازارهای مالی است و عملکرد مناسب بازارهای مالی به‌ویژه بازار سرمایه، درگرو وجود اطلاعاتی باکیفیت بالا است. اطلاعات باکیفیت علاوه بر کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت شرکت و سرمایه‌گذاران بیرونی، عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران را نیز کاهش می‌دهد؛ بنابراین افشای اطلاعات می‌تواند ناکارایی اطلاعاتی را کم کرده و از این طریق بر بهبود شرایط بازار و افزایش نقدشوندگی سهام شرکت‌ها تأثیر بگذارد (انواری رستمی و لاری سمنانی، ۱۳۸۶؛ مرادزاده فرد و ابوحمزه، ۱۳۹۰). بدیهی است هرچه میزان اطلاع‌رسانی بهتر باشد سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی تحلیل بیشتری با استفاده از این اطلاعات به دست می‌آورند و بازار سرمایه به سمت کارایی بالاتر پیش می‌رود (قائمی، فرجی ملائی و کیانی، ۱۳۹۲). همچنین اطلاعات نامتقارن موجب بروز پدیده گزینش

1 Amihud and Mendelson
2 Brennan, Chordia and Subrahmanyam
3 Hirshleifer and Teoh
4 Devenow and Welch
5 Bikhchandani and Sharma

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

مغایر[1] می‌شود (نئودیک و پودزیک[2]، ۱۹۹۶). مشکل گزینش مغایر در بازارهای اوراق بهادار به این دلیل به وجود می‌آید که دلالان ممکن است با معامله‌گرانی به معامله بپردازند که اطلاعات برتری دارند و این معامله‌گران اوراق بهادار را زمانی که زیر قیمت (بالای قیمت) هستند، می‌خرند (می‌فروشند). مشکل گزینش مغایر، نقدشوندگی بازار را کاهش می‌دهد و هزینه‌های معامله سرمایه‌گذاران ناآگاه را افزایش می‌دهد (لین، سانجر و بوث[3]، ۱۹۹۸). هم‌زمانی قیمت سهام با انعکاس میزان اطلاعات بازار نسبت به اطلاعات خاص شرکت، موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و درنهایت کاهش ریسک گزینش مغایر می‌شود و افزایش نقدشوندگی را به همراه دارد (چان، حامد و کانگ[4]، ۲۰۱۳).

باروچ، کارولی و لیمون[5] (۲۰۰۷) و باروچ و سار[6] (۲۰۰۹)، حرکت هم‌زمان بازده سهام با بازار یا میزان نوسان‌های بازار نسبت به نوسان‌های خاص شرکت را بررسی کرده و نشان دادند که حرکت هم‌زمان بازده سهام با بازار، حجم معامله و نقدشوندگی یک سهم را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بالاتر بودن حرکت هم‌زمان بازده سهام و بازده بازار یک ورقه بهادار و درنتیجه بیشتر بودن اطلاعات بازار، معامله‌گر را قادر می‌سازد از جریان سفارش سایر اوراق بهادار در بازار به ارزش ورقه بهادار پی ببرد. این امر ریسک گزینش مغایر را کاهش داده، انگیزه معامله ورقه بهادار را افزایش می‌دهد؛ بنابراین حرکت هم‌زمان بازده سهام با بازده بازار به‌طور مثبت با نقدشوندگی دارایی در ارتباط است.

پژوهش حاضر در پی پاسخ به سؤالات زیر است: سؤال اول اینکه آیا بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی و حقوقی رابطه معنادار وجود دارد؟ و دومین سؤال این است که آیا معیارهای نقدشوندگی تأثیر میانجی‌گری بر رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی و حقوقی دارند؟در ادامه، مبانی نظری پژوهش، پیشینه، فرضیه‌ها، روش‌شناسی، یافته‌های پژوهش و در پایان پیشنهادهایی ارائه می‌گردد.

1 Adverse Selection
2 Neudeck and Podczeck
3 Lin, Sanger and Booth
4 Chan, Hameed and Kang
5 Baruch, Karolyi and Lemmon
6 Baruch and Saar

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

۲- مبانی نظری پژوهش

در الگوی اقتصادی مالی سنتی فرض می‌شود که تصمیم‌گیرندگان به‌طور کامل عقلایی رفتار می‌کنند و همیشه در پی بیشینه کردن مطلوبیت مورد انتظار خود هستند. به‌عبارت‌دیگر دو پایه اصلی در پارادایم سنتی مالی، عقلانیت کامل عوامل و تصمیم‌گیری‌های مبتنی بر بیشینه‌سازی مطلوبیت مورد انتظار است، درحالی‌که در مالی رفتاری عنوان می‌شود که برخی پدیده‌های مالی را می‌توان با به‌کارگیری مدل‌هایی توصیف کرد که در آن‌ها عامل اقتصادی کاملاً عقلایی در نظر گرفته نمی‌شود (راعی و فلاح‌پور، ۱۳۸۳).

نقدشوندگی در کنار عواملی نظیر افشا و عدم تقارن اطلاعاتی می‌تواند نقش مهمی در کیفیت بازار سهام ایفا نماید. یکی از عوامل مؤثر بر نقدشوندگی، نوسان‌های بازده سهام است (کمیته فنی سازمان حسابرسی، ۱۳۸۶). باروچ و سار (۲۰۰۹) نشان دادند زمانی که یک سهم در بازاری معامله شود که اوراق بهادار مشابه در آن معامله می‌شود یا به عبارت دیگر آن سهم همبستگی بالایی با دیگر اوراق بهادار موجود در بازار دارد، آن سهم از نقدشوندگی بالاتری برخوردار است. زمانی که یک سهم همبستگی بالایی با بازار دارد، معامله‌گران به اطلاعات مشاهده شده از حرکت بازار اتکای بیشتری می‌کنند و می‌توانند از جریان سفارش اوراق بهادار در بازار به ارزش ورقه بهادار پی ببرند. این امر ریسک گزینش مغایر که ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی است را کاهش داده، انگیزه معامله اوراق بهادار را افزایش می‌دهد؛ بنابراین همبستگی بالاتر بازده سهام با بازده بازار، عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش داده و نقدشوندگی را افزایش می‌دهد. همبستگی بالاتر بازده سهام با بازده بازار هم‌زمانی قیمت سهام بیشتری را به دنبال دارد (چان و همکاران، ۲۰۱۳).

علاوه بر آن وضعیت‌های مختلف محیط بازار هم می‌تواند در تکامل رفتار توده‌وار نقش مهمی داشته باشد و اینکه بازارهای نقد محیط مطلوب برای فعالیت تجاری ارائه می‌دهد، در بازاری که نقدشوندگی بیشتر باشد، اشتیاق سهامداران و سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری بیشتر است؛ و بنابراین می‌توان انتظار داشت که رفتار توده‌وار سهامداران در بازارهای با نقدشوندگی بالاتر، بیشتر شود. همچنین افزایش نقدشوندگی می‌تواند به‌عنوان یک عامل خارجی مثبت در نظر گرفته شود که رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در بازار را تشویق کند (گالاریوتیس، کوردیا و اسپایرو[1]، ۲۰۱۶). تیلور[2] (۲۰۰۲)، استدلال می‌کند، ازآنجاکه اطلاعات نامتقارن بیشتری در دارایی‌هایی با نقدشوندگی کمتر وجود دارد، انتظار می‌رود که سرمایه‌گذاران در هنگام معاملات، در سهامی که نقدشوندگی کمتری دارند، اقدامات دیگر سرمایه‌گذاران را دنبال کنند. نقدشوندگی ممکن است

1 Galariotis, Krokida and Spyrou
2 Taylor

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

عاملی برای احساسات بازار باشد و بنابراین نتایج ممکن است تحت تأثیر این عامل مشاهده شود. دئوسکار[1] (۲۰۰۸) عنوان می‌کند بین نقدشوندگی و احساسات سرمایه‌گذار رابطه وجود دارد. زمانی که بازده فعلی سهام و احساس سرمایه‌گذاران بالاتر است، بازارها نقدتر هستند. بیکر و ورگلر[2] (۲۰۰۶) نشان دادند که اعتماد سرمایه‌گذاران ممکن است تأثیر قابل‌توجهی بر روی قیمت سهام داشته باشد و نقدشوندگی بازده سهام را پیش‌بینی نماید.

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- پیشینه خارجی

راشید، بنت سعید، یوسف و جواد[3] (۲۰۱۸) بـه بررسی رابطه هم‌زمانی قیمت سهام و افشای داوطلبانه پرداختند. نتایج نشـان داد که نه‌تنها اطلاعات عمومی بلکه اطلاعات خصوصی نیز بر قیمت سهام تـأثیر می‌گذارند و ارتباطی U شکل بین هم‌زمـانی و افشای داوطلبانه را فراهم می‌کند. همچنین نتایج رابطه مثبت و معنادار بین هم‌زمانی قیمت سهام و سطح افشای داوطلبانه شرکت را نشان داد.

گاسن، اسکایف و وینمن[4] (۲۰۱۷) به بررسی رابطه ناپایداری و اندازه‌گیری هم‌زمانی قیمت سهام پرداختند. نتایج نشان داد که اندازه‌گیری هم‌زمانی قیمت سهام بر اساس مدل R^2 بازار با ناپایداری سهام تقلیل یافته است و راه‌حل‌های سنتی استفاده‌شده برای اصلاح بتا برای اثرات ناپایداری در اصلاح R^2 مؤثر نبود.

گالاریوتیس و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی نقدشوندگی بازار سهام و رفتار توده‌وار پرداختند. نتایج نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنادار نقدشوندگی بر رفتار توده‌وار بود، به‌ویژه در دوره بحران و پس از بحران؛ و این تأثیر برای بازار ایالات‌متحده بیشتر مشهود بود.

چویی و هیلا[5] (۲۰۱۵)، با بهره‌مندی از مدل لاکونیشوک (LSV) به بررسی توده‌واری میان سرمایه‌گذاران سازمانی در بازارهای بین‌المللی پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها در میان بازارهای ۴۱ کشور مختلف حاکی از آن بود که سرمایه‌گذاران سازمانی در بازارهایی با عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر، توده‌واری بیشتری نیز از خود نشان می‌دهند.

1 Deuskar
2 Baker and Wurgler
3 Rasheed, Bint Saeed, Yousaf and Javed
4 Gassen, Skaife and Veenman
5 Choi and Hilla

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

فرای، هربست و والتر[1] (۲۰۱۴) با استفاده از مدل لاکونیشک رفتار توده‌واری مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری در آلمان را بررسی کردند و نشان دادند میان مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری در این کشور میزان معینی از رفتار توده‌واری وجود دارد.

چان و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی رابطه بین هم‌زمانی قیمت و نقدشوندگی سهام پرداختند. آن‌ها در این پژوهش از سه معیار عدم نقدشوندگی برای بررسی نقدشوندگی استفاده می‌کنند که شامل معیار شکاف قیمت خریدوفروش نسبی، معیار تأثیر قیمت و معیار عدم نقدشوندگی آمیهود است. همچنین آن‌ها هم‌زمانی قیمت سهام را به دو بخش هم‌زمانی نسبی که با R^2 محاسبه می‌شود و هم‌زمانی مطلق که با بتای سهم و نوسان سیستماتیک بازده سهم اندازه‌گیری می‌شود، تقسیم می‌کنند. نتایج پژوهش نشان داد که هم‌زمانی نسبی و هم‌زمانی مطلق رابطه منفی با هر سه معیار عدم نقدشوندگی دارند که حاکی از رابطه مثبت بین هم‌زمانی قیمت و نقدشوندگی است.

چلی استیلی، لامبرتیدس و ساوا[2] (۲۰۱۳) دریافتند شرکت‌هایی که شوک‌های افزایش-دهنده عدم نقدشوندگی را تجربه می‌کنند نقدشوندگی کمتری دارند. آن‌ها برای محاسبه عدم نقدشوندگی، از معیار عدم نقدشوندگی آمیهود استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که عدم نقدشوندگی، اصطکاک، اندازه شرکت و همبستگی بین سهام قبل از شوک با میزان تغییر درحرکت هم‌زمان سهام ارتباط دارد.

۳-۲- پیشینه داخلی

متین فرد و صلاح‌ورزی (۱۳۹۷) به آزمون اثرگذاری هم‌زمانی قیمت سهام بر ریسک کاهش قیمت سهام پرداختند. نتایج نشان داد که هم‌زمانی قیمت سهام، عامل تأثیرگذاری بر ریسک کاهش قیمت سهام است. سایر یافته‌های پژوهش حاکی از وجود اثر مثبت و معنادار ضریب منفی چولگی بازده سهام و شاخص سودآوری بر ریسک کاهش قیمت سهام و همچنین رابطه معکوس (منفی) نسبت سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران نهادی و اندازه شرکت بر ریسک کاهش قیمت سهام و نیز بی‌معنا بودن رابطه فرصت‌های رشد و اهرم مالی با متغیر ریسک کاهش قیمت سهام می‌باشد.

شمس و اسفندیاری مقدم (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر رفتار توده‌واری بر عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری بر اساس نظریه‌های مدرن و فرا مدرن پرتفوی پرداختند. یافته‌ها نشان داد رفتار

1 Frey, Herbst and Walter
2 Chelley-Steely, Lambertides and Savva

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

توده‌وار در شرکت‌های سرمایه‌گذاری بر معیارهای عملکرد هم بر اساس نظریه‌های مدرن و هم بر اساس نظریه‌های فرا مدرن پرتفوی تأثیر منفی معناداری می‌گذارد.

زنجیردار و خجسته (۱۳۹۵) به بررسی رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران نهادی بر بازده سهام پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که بین رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران نهادی و بازده سهام ارتباط معناداری وجود دارد و این رابطه در شرکت‌های بزرگ بیشتر از شرکت‌های کوچک و در شرکت-های بـا اهـرم مالی بالا بیشتر از شرکت‌های با اهرم مالی پایین است.

نیک‌بخت، حسین‌پـور و اسلامی مفیـدی (۱۳۹۵) بـه بررسی تأثیر رفتـار احساسی سرمایه‌گذاران و اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام پرداختند. نتایج نشان داد، رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، رشد عایـدات مـورد انتظار را تغییر می‌دهد و سپس بـر روی قیمت سهـام شرکت‌ها تـأثیر می‌گذارد.

فروغی و فرجامی (۱۳۹۴)، تأثیر هم‌زمانی قیمت و نوسان‌های بازده بر نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج پژوهش حاکی از تأثیر مثبت هم‌زمانی قیمت سهام و نوسان سیستماتیک بازده سهام بر نقدشوندگی سهام است، درحالی‌که نوسان غیرسیستماتیک بازده سهام تأثیر منفی بر نقدشوندگی سهام دارد.

گل‌ارضی و ضیاچی (۱۳۹۳) به بررسی رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران با رویکردی مبتنی بر حجم معاملات پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد، رفتار جمعی به‌صورت پیوسته در بورس اوراق بهادار تهران در طول دوره بررسی انجام‌شده است.

۴- فرضیه‌های پژوهش

با توجه بـه مطالب عنوان‌شده، بـرای بررسی موضوع پژوهش دو فرضیه به شکل زیر تدوین می‌شود:

فرضیه اول: بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: نقدشوندگی سهام نقش میانجی بر رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران ایفا می‌کند.

۵- روش‌شناسی پژوهش

روش پژوهش حاضر از نوع استقرایی - قیاسی و پس رویدادی (با استفاده از اطلاعات گذشته) و روش آماری آن علّی - همبستگی بوده است. برای آزمون اثر میانجی رفتار توده‌وار بر رابطه بین

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران، از روش بارون و کنی[1] (۱۹۸۶) و لاهیری وکدیا[2] (۲۰۰۹) پیروی می‌شود. بارون و کنی (۱۹۸۶) و لاهیری و کدیا (۲۰۰۹) پیشنهاد نموده‌اند که اثر متغیر میانجی باید سه شرط زیر را داشته باشد.

اولاً متغیر یا متغیرهای مستقل بایستی بر متغیر میانجی اثر داشته باشد. ثانیاً، متغیر یا متغیرهای مستقل بایستی در یک رگرسیون مستقل بر متغیر وابسته تأثیر داشته باشد. نهایتاً متغیر میانجی بایستی در یک رگرسیونی از متغیرهای مستقل و متغیر میانجی بر متغیر وابسته تأثیر داشته باشد. اگر سه شرط فوق وجود داشت و تأثیر متغیر مستقل بر متغیر وابسته در معادله سوم کمتر از معادله دوم باشد می‌توان نتیجه گرفت نقش اثر میانجی گر ایجادشده است (ضریب تأثیر کمتر باشد و یا معنادار نباشد).

در نتیجه بارون و کنی (۱۹۸۶) و لاهیری و کدیا (۲۰۰۹) بیان می‌کنند که اثر میانجی کامل زمانی ایجاد می‌شود که متغیر یا متغیرهای مستقل (هم‌زمانی قیمت سهام) در معادله سوم هیچ تأثیری بر متغیر وابسته نداشته باشد، اما در معادله سوم اگر متغیر مستقل بر متغیر وابسته تأثیر کمتری نسبت به معادله دوم داشته باشد در آن صورت متغیر میانجی جزئی خواهد بود و در نهایت آزمون سوبل نیز به جهت تأیید این رابطه مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

۵-۱- گردآوری داده‌ها

جامعه آماری در این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. دوره زمانی پژوهش بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ می‌باشد. برای انتخاب نمونه در این پژوهش از روش حذف سیستماتیک استفاده‌شده که معیارهای اعمال‌شده به شرح زیر است:

۱) شرکت‌ها جزء بانک‌ها و موسسه‌های مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، هلدینگ و لیزینگ‌ها) نباشند.

۲) شرکت‌ها باید قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس پذیرفته‌شده و تا پایان سال ۱۳۹۵ عضویت آن‌ها تداوم داشته باشد.

۳) اطلاعات مالی موردنیاز برای محاسبه متغیرهای پژوهش در مورد آن شرکت‌ها، در طول دوره پژوهش در دسترس باشند.

۴) معاملات سهام آن‌ها طی دوره پژوهش بیش از سه ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.

با توجه به محدودیت‌های یادشده، تعداد شرکت‌های نمونه به ۱۰۸ شرکت رسید.

1 Baron and Kenny
2 Lahiri and Kedia

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

۵-۲- تدوین مدل

به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، مدل‌های رگرسیونی زیر به‌کاررفته است.

۵-۲-۱- مدل اول پژوهش

مدل اول بر اساس چان و همکاران (۲۰۱۳)، به بررسی رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و نقد شوندگی سهام می‌پردازد که این مدل به جهت برر سی اثر میانجی‌گری متغیر نقد شوندگی مورد آزمون قرار می‌گیرد که در آن متغیر هم‌زمانی قیمت سهام باید رابطه معناداری با نقدشوندگی داشته باشد.

$$ASY_{i,t} = \alpha + \beta_1 SYNCH_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 PRICE_{i,t} + \beta_4 \Delta PRICE_{i,t} + \beta_5 MB_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

۵-۲-۲- مدل دوم پژوهش

مدل دوم، رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار را بررسی می‌کند؛ که به‌منظور آزمون فرضیه اول تحقیق و همچنین بررسی اثر میانجی‌گری مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

$$HM_{i,t} = \alpha + \beta_1 SYNCH_{i,t} + \beta_2 RETURN_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 DTURN_{i,t} + \beta_6 SIGMA_{i,t} + \beta_7 ACCM_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۲)$$

۵-۲-۳- مدل سوم پژوهش

و درنهایت مدل سوم پژوهش بر اساس مدل گالاریوتیس و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی نقش میانجی نقدشوندگی بر رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار می‌پردازد که در این مدل متغیر نقدشوندگی (متغیر میانجی) باید معنادار بوده و متغیر هم‌زمانی قیمت سهام (متغیر مستقل) دارای ضریب تأثیر کمتر نسبت به مدل دوم باشد (میانجی‌گری جزئی) و یا معنادار نباشد (میانجی‌گری کامل).

$$HM_{i,t} = \alpha + \beta_1 SYNCH_{i,t} + \beta_2 ASY_{i,t} + \beta_3 RETURN_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 DTURN_{i,t} + \beta_7 SIGMA_{i,t} + \beta_8 ACCM_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۳)$$

۵-۳- متغیرهای پژوهش

۵-۳-۱- متغیر وابسته

رفتار توده‌وار (H): رفتار توده‌وار (H) بر اساس مدل لاکونیشوک[1] (۱۹۹۲) به شکل زیر قابل‌محاسبه است (جین، یان، ژی و لیو[2]، ۲۰۱۶؛ کایرولانن و پرتونن[3]، ۲۰۰۳؛ مظفری، ۱۳۹۱):

1 Lakonishok, Shleifer and Vishny
2 Jin, Yan, Xi and Liu
3 Kyröläinen and Perttunen

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

که در آن $H_{i,t}$ برابر است با رفتار توده‌وار سهام $\boldsymbol{i}$ در ماه $\boldsymbol{t}$ و $\boldsymbol{H}$ برابر است با میانگین سالانه رفتار توده‌وار سهام i در ماه t می‌باشد.

$$H_{i,t} = \left|P_{i,t} - \overline{P_t}\right| - E\left|P_{i,t} - \overline{P_t}\right| \quad (۴)$$

$$H = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} H_{i,t} \quad (۵)$$

که در آن:

$$P_{i,t} = B_{i,t}/\left(B_{i,t} + S_{i,t}\right) \quad (۶)$$

$B_{i,t}$ عبارت است از تعداد سهامداران حقوقی (حقیقی) که سهام i را در ماه t خریداری کرده‌انـد، همچنین $S_{i,t}$ تعداد سهامداران حقوقی (حقیقی) است که سهام i را در ماه t فروخته‌اند. درنتیجه $P_{i,t}$ نسبت تعداد خریداران به مجموع خریداران و فروشندگان سهام i در ماه t و E بیانگر میانگین مقادیر می باشد.

همچنین:

$$\overline{P_t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} P_{i,t} \quad (۷)$$

$\overline{P_t}$ عبارت است از میانگین نسبت تعداد خریداران به مجموع خریداران و فروشندگان سهام i طی سال t.

۵-۳-۲- متغیر مستقل: هم‌زمانی قیمت سهام (SYNCH)

برای سنجش هم‌زمانی قیمت از مدل پیوتروسکی و رولستون (۲۰۰۴) تبعیت شده است:

$$SYNCH_{i,t} = LN\left[R_i^2/\left(1 - R_i^2\right)\right] \quad (۸)$$

در معادله فوق R^2، ضریب تعیین حاصل از تغییرات دو عامل، بازده هفتگی بازار و صنعت در یک سال مالی و تأثیر آن بر بازده هفتگی سهام شرکت است که با توجه به تحقیق رول (۱۹۸۸) و مورک (۲۰۰۰)، برای تجزیه عملکرد سهام به عملکرد سطح بازار، سطح صنعت و سطح شرکت استفاده شده است، در مدل زیر از روش رگرسیون غلطان (رگرسیون برای هرسالِ هر شرکت) جهت برآورد استفاده‌شده است:

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 r_{m,t} + \beta_2 r_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۹)$$

$r_{i,t}$: بازده سهام شرکت i برای هفته t؛ $r_{m,t}$: بازده بازار شرکت i برای هفته t و $r_{j,t}$: بازده صنعت شرکت i برای هفته t.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

۵-۳-۳- متغیر میانجی: نقدشوندگی (ASY)

برای بررسی نقدشوندگی از دو معیار نسبت گردش حجم معاملات و نسبت گردش معاملات استفاده شده است:

۵-۳-۳-۱- نسبت گردش حجم معاملات (TOR-I)

نسبت گـردش حجم معاملات شرکت‌های سرمایه‌گذاری (سرعت گردش معاملات هم گفته می-شود) به‌صورت زیر تعریف می‌گردد (یحیی‌زاده‌فرد و خرمدین، ۱۳۸۷؛ چای و همکاران، ۲۰۱۰):

$$TOR - I = \frac{TV}{S} \qquad (۱۰)$$

TV: حجم معاملات سالانه سهام شرکت i و S: تعداد سهام منتشره.

۵-۳-۳-۲- نسبت گردش معاملات سهام (V)

به‌منظور محاسبه نسبت گردش معاملات سهام از رابطه زیر استفاده شده است (هاشمی و همکاران، ۱۳۹۲):

$$V_i = \frac{d_i}{\sum D_i} \qquad (۱۱)$$

$\boldsymbol{d_i}$: تعداد روزهای معاملاتی سهام شرکت i ؛ $\sum \boldsymbol{D_i}$: کل روزهای کاری سالانه.

۵-۳-۴- متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت (size): عبارت است از لگاریتم مجموع دارایی‌های شرکت i در پایان سال t.

قیمت سهام (Price): عبارت است از لگاریتم قیمت سهام شرکت i در پایان سال t (چای و همکاران، ۲۰۱۰).

ساختار بدهی یا اهرم مالی (lev): که از طریق نسبت کل بدهی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود.

عدم تجانس سرمایه‌گذاران (dturn): عبارت است از متوسط گردش تصادفی سهام در سال مالی جاری منهای متوسط گردش تصادفی سهام در سال گذشته. متوسط گردش تصادفی سهام نیز از طریق تقسیم حجم معاملات ماهانه سهام بر مجموع تعداد سهام منتشرشده به دست می‌آید (هانگ و استین[1]، ۲۰۰۳).

1 Hong and Stein

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (MB): خان و واتس[1] (۲۰۰۹)، بیان کرده‌اند که شرکت‌های با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بالا، فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتری پیش روی خود دارند.

بازده دارایی‌ها (ROA): عبارت است از نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌های شرکت i در پایان سال t.

میانگین بازده هفتگی سهام (RETURN): میانگین بازده هفتگی سهام شرکت i طی سال t.

انحراف معیار بازده هفتگی سهام (Sigma): انحراف معیار بازده هفتگی سهام شرکت i طی سال t.

قدر مطلق باقیمانده مدل جونز تعدیل‌شده (ACCM): برابر است با قدر مطلق باقیمانده به‌دست‌آمده از اجرای مدل کوتاری، لئون و ویسلی (۲۰۰۵) به شرح زیر که به‌صورت هرسال هر صنعت برآورد شده است:

$$\frac{TA_{it}}{AvAssets_{it}} = \alpha_0 + \beta_1 \frac{1}{AvAssets_{it}} + \beta_2 \frac{\Delta Sales_{it}}{AvAssets_{it}} + \beta_3 \frac{PPE_{it}}{AvAssets_{it}} + \beta_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۲)$$

که در آن:

TA: کل اقلام تعهدی، که از تفاوت سود عملیاتی و جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی به دست می‌آید. ΔSALES: تغییر در درآمد حاصل از فروش عملیات طی یک سال مالی، که از تفاوت فروش پایان دوره با اول دوره به دست می‌آید. PPE: ارزش ناخالص دارایی‌های ثابت شرکت است. ROA: معرف بازده دارایی‌های شرکت که از تقسیم سود عملیاتی بر متوسط کل دارایی‌ها قابل‌محاسبه خواهد بود.

۶- یافته‌های پژوهش

۶-۱- آماره‌های توصیفی

جدول (۱) نشان‌دهنده اندازه شاخص‌های آماره‌های توصیفی داده‌های مورداستفاده در پژوهش برای شرکت‌های موردمطالعه است. میانگین رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی که ۰/۰۰۶ می‌باشد نشان‌دهنده این است که رفتار توده‌وار در بین سهامداران حقوقی نسبت به سهامداران حقیقی که برابر با ۰/۰۰۲ می‌باشد بیشتر است. در ارتباط با متغیر مستقل پژوهش (هم‌زمانی قیمت سهام) مشاهده می‌شود که میانگین آن‌ها تقریباً ۱/۲۴۸- در شرکت‌های نمونه است. اهرم مالی

1 Khan and Watts

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

بیانگر این است که به‌طور متوسط ۵۷٪ دارایی‌های شرکت‌های موردبررسی از محل بدهی‌ها تأمین مالی شده‌اند.

جدول (۱). آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
هم‌زمانی قیمت سهام	-۱/۲٤۸	۳/۹۱٥	-٥/۹۷۸	۱/٤۷۱
رفتار توده‌وار حقوقی	۰/۰۰٦	۰/۲۲۷	-۰/۳۲۲	۰/۱۲۱
رفتار توده‌وار حقیقی	۰/۰۰۲	۰/۰٥۹	-۰/۱۹۸	۰/۰۳٦
نسبت گردش حجم معاملات	۰/٤۰۹	۳/٥۹٤	۰/۰۰۲	۰/٥۳۷
نسبت گردش معاملات سهام	۰/۸۲۰	۱/۰۰۰	۰/۱۷٥	۰/۱٥۸
اندازه شرکت	٦/۲۱۸	۸/۳۱٦	٤/٤۹٥	۰/٦۸٥
قیمت سهام	۳/٥۹٥	٤/٦۷٥	۲/٦۱۰	۰/٤۰۲
انحراف معیار بازده هفتگی سهام	۰/۰۰۳	۰/۰٤۰	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۲
بازده دارایی‌ها	۰/۱۱۹	۰/٦۲٦	-۰/۷۷۸	۰/۱٥۳
میانگین بازده هفتگی سهام	-۰/۰۰۲	۰/۰۱۲	-۰/۱۱۲	۰/۰۰٦
ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	۲/۷۳٦	۱۰/٦٦۰	-۳/۹۳٤	۱/۹۸٤
اهرم مالی	۰/٥۷۸	۱/۸۰٦	۰/۰۱۲	۰/۲۳۹
عدم تجانس سرمایه‌گذاران	۰/۰۰٤	۰/۲۷۷	-۰/۲۲۳	۰/۰۳۹
قدر مطلق باقیمانده مدل جونز تعدیل‌شده	۰/۱۱٤	۰/۹۱۸	۰/۰۰۰٤	۰/۱۱۱

۶-۲- نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

برای بررسی آزمون فرضیات پژوهش، ابتدا به بررسی ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی و عدم وجود هم خطی بین متغیرهای پژوهش پرداخته شده است؛ که نتایج نشان‌دهنده عدم وجود ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی و هم خطی در هر سه مدل پژوهش می‌باشد. همچنین برای تعیین نوع رگرسیون نهایی هر مدل، آزمون‌های F لیمر و هاسمن اجرا شده و برحسب نتایج آن‌ها رگرسیون نهایی هر مدل برآورد شده است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

۶-۲-۱- آزمون معنی‌دار بودن روش اثرات ثابت

برای آزمون معنی‌دار بودن روش اثرات ثابت باید از دو آزمون آماره F و هاسمن استفاده نمود.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های F و هاسمن

مدل	آزمون F آماره (احتمال)	آزمون هاسمن آماره (احتمال)	روش رگرسیون
مدل اول هم‌زمانی قیمت سهام و نقدشوندگی (نسبت گردش حجم معاملات)	۱۱/۹۲۳ (۰/۰۰۰)	۹۷/۷۶۸ (۰/۰۰۰)	روش اثرات ثابت
مدل اول هم‌زمانی قیمت سهام و نقدشوندگی (نسبت گردش معاملات سهام)	٦/۳۱۹ (۰/۰۰۰)	۵۹/۸۱۳ (۰/۰۰۰)	روش اثرات ثابت
مدل دوم هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار (سهامداران حقوقی)	۱۵/۱۳۷ (۰/۰۰۰)	۳۱/۳٤۸ (۰/۰۰۰۱)	روش اثرات ثابت
مدل دوم هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار (سهامداران حقوقی)	۳/۱۲۹ (۰/۰۰۰)	۱٦/٦٦۵ (۰/۰۱۹)	روش اثرات ثابت
مدل سوم هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی در حضور نقدشوندگی (نسبت گردش حجم معاملات)	۱٤/٦٦۸ (۰/۰۰۰)	۵۷/۳٤۳ (۰/۰۰۰)	روش اثرات ثابت
مدل سوم هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی در حضور نقدشوندگی (نسبت گردش معاملات سهام)	۱۲/٤۸۷ (۰/۰۰۰)	٤۹/۷۲۱ (۰/۰۰۰)	روش اثرات ثابت
مدل سوم هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی در حضور نقدشوندگی (نسبت گردش حجم معاملات)	۲/٦۲٤ (۰/۰۰۰)	۱۳/۳۲۳ (۰/۱۰۱)	روش اثرات تصادفی
مدل سوم هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی در حضور نقدشوندگی (نسبت گردش معاملات سهام)	۱/۷۳٤ (۰/۰۰۰)	۱۵/٤۹۰ (۰/۰۵۰)	روش اثرات ثابت

۶-۲-۲- برآورد مدل اول پژوهش

جدول شماره (۳) نتایج برآورد رگرسیون در خصوص رابطه هم‌زمانی قیمت سهام و معیارهای نقدشوندگی را نشان می‌دهد. ضریب و احتمال هم‌زمانی قیمت سهام در ارتباط با نسبت گردش حجم معاملات که به ترتیب برابر با ۰/۰۱۷ و ۰/۰۰۰۱ می‌باشد نشان می‌دهد که هم‌زمانی قیمت سهام رابطه مثبت و معناداری با معیار نسبت گردش حجم معاملات سهام دارد. همچنین ضریب و احتمال هم‌زمانی قمت سهام در ارتباط با معیار نسبت گردش معاملات سهام به ترتیب برابر با ۰/۰۲۴ و ۰/۰۰۰۰ می‌باشد که این نتایج نیز نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنادار هم‌زمانی قیمت

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

سهام با معیار نسبت گردش معاملات سهام می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر، وجود هم‌زمانی قیمت سهام در بازار باعث افزایش نقدشوندگی می‌شود.

جدول (۳). برآورد مدل اول- رابطه هم‌زمانی قیمت سهام و نقدشوندگی

$$ASY_{i,t} = \alpha + \beta_1 SYNCH_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 PRICE_{i,t} + \beta_4 \Delta PRICE_{i,t} + \beta_5 MB_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر توضیحی	آزمون داده‌های ترکیبی نسبت گردش حجم معاملات			آزمون داده‌های ترکیبی نسبت گردش معاملات سهام		
	ضریب	آماره t	سطح معناداری	ضریب	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	-۰/۹۱۶	-٤/۱۹۸	۰/۰۰۰	-۰/٦۷۱	-٤/۸۲۹	۰/۰۰۰۰
هم‌زمانی قیمت سهام	۰/۰۱۷	٤/۰۵۳	۰/۰۰۰۱	۰/۰۲٤	۷/٤۷۱	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	۰/۰۷۷	۲/٤۱۱	۰/۰۱٦۲	۰/۲۰۸	۹/٦۰۹	۰/۰۰۰۰
قیمت سهام	۰/۲۳۸	۱۱/٤۳۷	۰/۰۰۰۰	۰/۰۷۱	۵/۲۷۵	۰/۰۰۰۰
ارزش بازار به دفتری ح ص س	۰/۰۰۱۸	۰/۵۹٦	۰/۵۵۱۱	-۰/۰۱۱	-٤/٦۷۸	۰/۰۰۰۰
	آماره f: ۱۲/۱۵۲، احتمال: ۰/۰۰۰			آماره f: ۸/۲۵۱، احتمال: ۰/۰۰۰		
	دوربین واتسون: ۲/۰۷۲، a- R^2: ۰/٦۵٦			دوربین واتسون:۲/۰۰۰، a- R^2: ۰/۵۵٤		

۶-۲-۳- برآورد مدل دوم پژوهش

فرضیه اول پژوهش رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی و حقوقی را بررسی می‌کند. جدول شماره ۴ نتایج برآورد رگرسیون در خصوص رابطه هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی و حقیقی را نشان می‌دهد.

جدول (٤). برآورد مدل دوم- رابطه هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی و حقوقی

$$HM_{i,t} = \alpha + \beta_1 SYNCH_{i,t} + \beta_2 RETURN_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 DTURN_{i,t} + \beta_6 SIGMA_{i,t} + \beta_7 ACCM_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر توضیحی	آزمون داده‌های ترکیبی سهامداران حقوقی			آزمون داده‌های ترکیبی سهامداران حقیقی		
	ضریب	آماره t	سطح معناداری	ضریب	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۰/۰۵۲	۳/۰۰۹	۰/۰۰۲۷	۰/۰۳۲	٤/۵۸۷	۰/۰۰۰۰
هم‌زمانی قیمت سهام	۰/۰۱۲	۵/٦۹۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۳	۳/۵۵۷	۰/۰۰۰٤
میانگین بازده هفتگی سهام	۰/٤۱٤	۱/۰٤۸	۰/۲۹٤۹	۰/۵۵۷	۳/۰۲۹	۰/۰۰۲٦
اهرم مالی	-۰/۰۷۳	-۲/۸٦۷	۰/۰۰٤۳	-۰/۰۳٤	-۳/۳۳۲	۰/۰۰۰۹
بازده دارایی	۰/۱۰۷	۳/٤۹۱	۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۸	-۰/۷۲۸	۰/٤٦٦۷
عدم تجانس سرمایه‌گذاران	۰/۲۲۸	٤/۲۵۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۸۸	۵/٤۷٤	۰/۰۰۰۰
انحراف معیار بازده هفتگی سهام	-۲/٤۱۵	-۲/٤۱۸	۰/۰۱۵۹	-۰/۷۲۰	-۱/٦۳۲	۰/۱۰۳
قدر مطلق باقیمانده مدل جونز تعدیل‌شده	۰/۰٦٤	۲/۸۵٤	۰/۰۰٤۵	-۰/۰۱۸	-۲/۳۰۳	۰/۰۲۱٦
	آماره f: ۲۷/۰٦۸، احتمال: ۰/۰۰۰			آماره f: ۳/۹۷۷، احتمال: ۰/۰۰۰		
	دوربین واتسون: ۱/۸۸٤، a- R^2: ۰/۸۲۱			دوربین واتسون:۲/۲۱۳، a- R^2: ۰/۳٤٤		

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

ضرایب و احتمال هم‌زمانی قیمت سهام در ارتباط با سهامداران حقوقی و حقیقی که به ترتیب برابر با ۰/۰۱۲ (۰/۰۰۰) و ۰/۰۰۳ (۰/۰۰۰۴) می‌باشد که نشان‌دهنده وجود رابطه مثبت و معنادار بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی و حقیقی می‌باشد.

۶-۲-۴- برآورد مدل سوم پژوهش

جدول‌های شماره ۵ و ۷ نتایج برآورد رگرسیون در رابطه با تأثیر میانجی‌گری نقدشوندگی در رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی و حقیقی می‌باشد. در مدل سوم با تأیید ارتباط معیارهای نقدشوندگی با رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی و حقیقی و درنهایت با انجام آزمون سوبل نقش میانجی نقدشوندگی در رابطه هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی و حقیقی تأیید می‌شود.

جدول (۵). برآورد مدل سوم- رابطه هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی در حضور نقدشوندگی

$$HM_{i,t} = \alpha + \beta_1 SYNCH_{i,t} + \beta_2 ASY_{i,t} + \beta_3 RETURN_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 DTURN_{i,t} + \beta_7 SIGMA_{i,t} + \beta_8 ACCM_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	آزمون داده‌های ترکیبی نسبت گردش حجم معاملات			آزمون داده‌های ترکیبی نسبت گردش معاملات سهام		
متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	سطح معناداری	ضریب	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۰/۰۱۶	۰/۹۶۲	۰/۳۳۶٤	-۰/۱٤٥	-٦/۱٥٤	۰/۰۰۰۰
هم‌زمانی قیمت سهام	۰/۰۱۱	٥/۲۹۷	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۹	٤/٥۲۱	۰/۰۰۰۰
نقدشوندگی	۰/۱۰۲	۱۱/۰٦٤	۰/۰۰۰۰	۰/۲۰٦	۱۱/٦۱۷	۰/۰۰۰۰
میانگین بازده هفتگی سهام	-۰/۳٥۱	-۰/۹۳٤	۰/۳٥۰۳	-۰/۰۷۷	-۰/۲۱٤	۰/۸۳۰٥
اهرم مالی	-۰/۰۷٦	-۲/۹۹۱	۰/۰۰۲۹	-۰/۰۳۱	-۱/۳۷۲	۰/۱۷۰٤
بازده دارایی	۰/۰۹۰	۲/۹۰۹	۰/۰۰۳۸	۰/۰۹۷	۳/۳۳۰	۰/۰۰۰۹
عدم تجانس سرمایه‌گذاران	-۰/۳٥٦	-٤/۳٥۳	۰/۰۰۰۰	۰/۱۹۹	۳/۹۲۳	۰/۰۰۰۱
انحراف معیار بازده هفتگی سهام	-٤/٥۰۰	-٤/۷۸۳	۰/۰۰۰۰	-۱/۹٦۷	-۲/۲۹۹	۰/۰۲۱۹
قدر مطلق باقیمانده مدل جونز تعدیل‌شده	۰/۰۸۹	۳/۹٤۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰٦۳	۲/۹۰۲	۰/۰۰۳۹
	آماره f: ۲٦/۲۱۱، احتمال: ۰/۰۰۰			آماره f: ۳۰/۱۸۹، احتمال: ۰/۰۰۰		
	دوربین واتسون: ۲/۰۰۳، a- R^2: ۰/۸۱۷			دوربین واتسون: ۱/۸۹٤، a- R^2: ۰/۸۳۸		

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

جدول (٦). نتیجه آزمون سوبل سهامداران حقوقی

	نسبت گردش حجم معاملات			نسبت گردش معاملات سهام		
نوع آزمون	آماره	انحراف معیار	احتمال	آماره	انحراف معیار	احتمال
سوبل	۳/۸۰۵	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۱	۶/۲۸۳	۰/۰۰۰۸	۰
آرویان	۳/۷۹۱	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۱	۶/۲۶۷	۰/۰۰۰۸	۰
گودمن	۳/۸۱۹	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۱	۶/۲۹۹	۰/۰۰۰۸	۰

در جدول ۵، ضرایب (احتمال) معیار نسبت گردش حجم معاملات و نسبت گردش معاملات سهام به ترتیب برابر با ۰/۱۰۲ (۰/۰۰۰۰) و ۰/۲۰۶ (۰/۰۰۰۰) می‌باشد؛ که نشان‌دهنده ارتباط معنادار معیارهای نقدشوندگی با رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی می‌باشد؛ و درنتیجه با توجه به آماره (احتمال) نسبت گردش حجم معاملات و نسبت گردش معاملات سهام در آزمون سوبل ذکرشده در جدول ۶ که به ترتیب برابر با ۳/۸۰۵ (۰/۰۰۰۱) و ۶/۲۸۳ (۰) می‌باشد نقش میانجی معیارهای نقدشوندگی در رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی تأیید می‌شود. همچنین ضرایب (احتمال) هم‌زمانی قیمت سهام در ارتباط با رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی در حضور معیار نسبت گردش حجم معاملات سهام و نسبت گردش معاملات سهام که به ترتیب برابر با ۰/۰۱۱ (۰/۰۰۰۰) و ۰/۰۰۹ (۰/۰۰۰۰) می‌باشد، نشان‌دهنده رابطه معنادار هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی می‌باشد که این نتیجه بیانگر نقش میانجی جزئی معیارهای نقدشوندگی در ارتباط بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی می‌باشد.

در جدول ۷، ضرایب (احتمال) معیار نسبت گردش حجم معاملات و نسبت گردش معاملات سهام به ترتیب برابر با ۰/۰۱۵ (۰/۰۰۰۷) و ۰/۱۲۱ (۰/۰۰۰۰) می‌باشد؛ که نشان‌دهنده ارتباط معنادار معیارهای نقدشوندگی با رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی می‌باشد؛ و درنتیجه با توجه به آماره (احتمال) نسبت گردش حجم معاملات و نسبت گردش معاملات سهام در آزمون سوبل ذکرشده در جدول ۸ که به ترتیب برابر با ۲/۶۰۷ (۰/۰۰۹) و ۶/۳۸۹ (۰) می‌باشد نقش میانجی معیارهای نقدشوندگی در رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی تأیید می‌شود. همچنین ضرایب (احتمال) هم‌زمانی قیمت سهام در ارتباط با رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی در حضور معیار نسبت گردش حجم معاملات سهام و نسبت گردش معاملات سهام که به ترتیب برابر با ۰/۰۰۲ (۰/۱۲۴۵) و ۰/۰۰۱ (۰/۸۹۳۹) می‌باشد، نشان‌دهنده عدم وجود رابطه معنادار هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی می‌باشد که این

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

نتیجه بیانگر نقش میانجی کامل معیارهای نقدشوندگی در ارتباط بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی می‌باشد.

جدول (۷). برآورد مدل سوم- رابطه هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی در حضور نقدشوندگی

$$HM_{i,t} = \alpha + \beta_1 SYNCH_{i,t} + \beta_2 ASY_{i,t} + \beta_3 RETURN_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 DTURN_{i,t} + \beta_7 SIGMA_{i,t} + \beta_8 ACCM_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	آزمون داده‌های ترکیبی نسبت گردش حجم معاملات			آزمون داده‌های ترکیبی نسبت گردش معاملات سهام		
متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	سطح معناداری	ضریب	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۰/۰۲۳	۳/۰۷۰	۰/۰۰۲۲	-۰/۰۷۸	-۵/۶۲۳	۰/۰۰۰۰
هم‌زمانی قیمت سهام	۰/۰۰۲	۱/۵۳۸	۰/۱۲٤۵	۰/۰۰۱	۰/۱۳۳	۰/۸۹۳۹
نقدشوندگی	۰/۰۱۵	۳/٤۰۵	۰/۰۰۰۷	۰/۱۲۱	۱۲/۳۳۲	۰/۰۰۰۰
میانگین بازده هفتگی سهام	۰/۳۱۱	۰/٦٦۲	۰/۵۰۸۲	۰/۳۷۵	۱/۵٤٦	۰/۱۲۲۵
اهرم مالی	-۰/۰۲۸	-۲/۰۹۱	۰/۰۳٦۹	-۰/۰۲۳	-۱/٦۷۰	۰/۰۹۵۳
بازده دارایی	-۰/۰۰۹	-۰/۹۸۰	۰/۳۲۷۰	-۰/۰۰۵	-۰/۳٤٤	۰/۷۳۰۷
عدم تجانس سرمایه‌گذاران	-۰/۰۰۱	-۰/۰۳۱	۰/۹۷٤۵	۰/۰٤٦	۱/٤۹۳	۰/۱۳۵۹
انحراف معیار بازده هفتگی سهام	-۱/۷۵۲	-۲/۲۸۰	۰/۰۲۲۹	-۰/۹۳٦	-۱/٦۹٤	۰/۰۹۰۷
قدر مطلق باقیمانده مدل جونز تعدیل‌شده	-۰/۰۰٤	-۰/٤۷۰	۰/٦۳۷۹	-۰/۰۰٤	-۰/۳٦۸	۰/۷۱۳۰
	آماره f: ۸/۹۸۳، احتمال: ۰/۰۰۰			آماره f: ٤/۱۷٤، احتمال: ۰/۰۰۰		
	دوربین واتسون: ۱/۸۲۲، R^2 -a: ۰/۰۹۱			دوربین واتسون:۲/۰۷۷، R^2 -a: ۰/۳٦۱		

جدول (۸). نتیجه آزمون سوبل سهامداران حقیقی

	نسبت گردش حجم معاملات			نسبت گردش معاملات سهام		
نوع آزمون	آماره	انحراف معیار	سطح معناداری	آماره	انحراف معیار	سطح معناداری
سوبل	۲/٦۰۷	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۹	٦/۳۸۹	۰/۰۰۰٤	۰
آرویان	۲/۵٦۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱۰	٦/۳۷٤	۰/۰۰۰٤	۰
گودمن	۲/٦۵٤	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۷	٦/٤۰٤	۰/۰۰۰۳	۰

۷- بحث و نتیجه‌گیری

همان‌گونه که بیان شد هدف از پژوهش حاضر بررسی رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی و حقوقی، با تأکید بر نقش میانجی‌گری نقدشوندگی بود. برای بررسی موضوع پژوهش، دو فرضیه مطرح شد. فرضیه اول به بررسی رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام بر رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی و حقوقی و فرضیه دوم نیز به بررسی تأثیر میانجی‌گری نقدشوندگی بر رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی و حقوقی پرداخته شده است. نتایج پژوهش نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنادار بین هم‌زمانی قیمت سهام

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

و نقدشوندگی سهام بود که این نتیجه مطابق با یافته‌های چان و همکاران (۲۰۱۳)، باروچ و سار (۲۰۰۹) و باروچ و همکاران (۲۰۰۷) می‌باشد. نتایج به‌دست‌آمده نشان‌دهنده آن بود که سرمایه‌گذاران و سهامدارانی که به دنبال نقدشوندگی بیشتر هستند، به خریدوفروش سهامی می‌پردازند که بازده آن‌ها همبستگی بیشتری با بازده بازار یا شاخص داشته باشد. همچنین وجود رابطه مثبت و معنادار بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار نشان‌دهنده این امر است که هرچه میزان گستره اطلاعات بازار در قیمت سهام افزایش یابد، سبب به وجود آمدن رفتار توده‌وار در بین سهامداران حقیقی و حقوقی می‌شود. همچنین نتایج نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنادار بین نقدشوندگی و رفتار توده‌وار سهامداران می‌باشد؛ که این نتیجه با نتایج پژوهش گالاریوتیس و همکاران (۲۰۱۶) مطابقت دارد. ازآنجاکه نقدشوندگی می‌تواند عامل مهمی برای تصمیم‌گیری و قیمت‌گذاری سهام باشد، این نتیجه نشان‌دهنده آن بود که قدرت نقدشوندگی سهام تمایل سهامداران برای معامله سهم را بیشتر کرده و می‌تواند به‌عنوان عاملی برای ایجاد رفتار توده‌وار در بین سهامداران باشد. فرضیه دوم پژوهش به بررسی تأثیر میانجی‌گری نقدشوندگی بر رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام بر رفتار توده‌وار سهامداران پرداخته است. نتایج آزمون رگرسیون و کاهش ضریب تأثیر هم‌زمانی قیمت سهام بر رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی نشان‌دهنده نقش میانجی جزئی معیارهای نقدشوندگی بر رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی می‌باشد و همچنین رابطه معنادار معیارهای نقدشوندگی با رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی و عدم وجود رابطه معنادار هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی در حضور نقدشوندگی و نقش میانجی کامل معیارهای نقدشوندگی بر رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی بود. این موضوع نشان‌دهنده آن است که معیارهای نقدشوندگی یکی از عوامل ایجاد رابطه معنادار بین هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی می‌باشد.

بررسی متغیرهای کنترلی استفاده‌شده در پژوهش هم نشان‌دهنده ارتباط معنادار متغیرهای اهرم مالی، بازده دارایی، عدم تجانس سرمایه‌گذاران، انحراف معیار بازده هفتگی سهام و قدر مطلق باقیمانده مدل جونز با رفتار توده‌وار سهامداران حقوقی می‌باشد؛ ولی در ارتباط با رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی تنها اهرم مالی و انحراف معیار بازده هفتگی سهام رابطه معنادار نشان داده‌اند.

۸- پیشنهادهای پژوهش

۸-۱- پیشنهادهای کاربردی

۱) با توجه به نتایج پژوهش، ازآنجاکه هم‌زمانی قیمت سهام سبب افزایش رفتار توده‌وار در سهامداران حقیقی و حقوقی می‌شود، به سرمایه‌گذاران و سهامداران پیشنهاد می‌شود برای

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

سرمایه‌گذاری و معاملات سهام به دنبال اطلاعات خاص شرکت‌ها باشند و با تجزیه‌وتحلیل این اطلاعات اقدام به سرمایه‌گذاری نموده تا دچار رفتار توده‌وار نشوند.

۲) ازآنجاکه عدم تقارن اطلاعاتی موجود در بازار از عوامل مؤثر بر نقدشوندگی سهام می‌باشد، توصیه می‌شود قوانینی وضع شود تا شرکت‌ها را ملزم به ارائه اطلاعات دقیق و وقایع تأثیرگذار بر ارزش سهام آن‌ها کند تا سرمایه‌گذاران و سهامداران شرکت‌ها بتوانند به‌راحتی با توجه به اطلاعات موجود تصمیم گرفته و بدین‌وسیله سرمایه‌گذاری منطقی‌تری داشته و درنتیجه این امر، مانع از به وجود آمدن هم‌زمانی قیمت سهام و رفتار توده‌وار در بین سهامداران شود.

۸-۲- پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

۱) با توجه به این‌که در پژوهش حاضر از دو معیار نسبت گردش حجم معاملات و نسبت گردش معاملات سهام برای سنجش نقدشوندگی استفاده شد، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی از دیگر معیارهای نقدشوندگی مانند معیار عدم نقدشوندگی آمیهود و رتبه نقدشوندگی استفاده شود.

۲) بررسی رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و رفتار توده‌وار سهامداران حقیقی و حقوقی.

۳) بررسی رابطه بین هم‌زمانی قیمت سهام و ناپایداری قیمت سهام.

۹- منابع

انواری رستمی، علی‌اصغر و بهروز لاری سمنانی. (۱۳۸۶). بررسی ارتباط و تحلیل اثرات سرمایه-گذاری‌های منتخب غیر بورسی بر جذابیت سرمایه‌گذاری بورس اوراق بهادار تهران. **پژوهش-نامه اقتصادی** ۲۱۸-۱۷۷.

جهانگیری راد، مصطفی؛ محمد مرفوع و محمدجواد سلیمی. (۱۳۹۳). بررسی رفتار گروهی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران. **فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی** ۱۱(۴۲): ۱۵۸-۱۴۱.

راعی، رضا و سعید فلاح‌پور. (۱۳۸۳). مالی رفتاری، رویکردی متفاوت در حوزه مالی. **دو فصلنامه تحقیقات مالی** ۱۸: ۱۰۶-۷۷.

زنجیردار، مجید و صدف خجسته. (۱۳۹۵). تأثیر رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران نهادی بر بازده سهام. **فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی** ۴(۱۵): ۱۳۴-۱۱۵.

شمس، شهاب‌الدین و امیر تیمور اسفندیاری مقدم. (۱۳۹۶). تأثیر رفتار توده‌واری بر عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری بر اساس نظریه‌های مدرن و فرا مدرن پرتفوی. **تحقیقات مالی** ۱۹(۱): ۱۱۸-۹۷.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

فروغی، داریوش و ملیحه فرجامی. (۱۳۹۴). تأثیر هم‌زمانی قیمت سهام و نوسان‌های بازده سهام بر نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. **فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی** ۳(۴): ۹۸-۸۵.

قائمی، محمدحسین؛ سمانه فرجی ملایی و آیدین کیانی. (۱۳۹۲). بررسی واکنش بازار نسبت به ورود یا خروج از فهرست شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر در بورس اوراق بهادار تهران، **فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی** ۴۸-۳۳.

کمیته فنی سازمان حسابرسی. (۱۳۸۶). استانداردهای حسابداری. تهران: انتشارات سازمان حسابرسی. **فصلنامه حسابداری مدیریت** ۹(۳۱).

گل ارضی، غلام‌حسین و علی‌اصغر ضیاچی. (۱۳۹۳). بررسی رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران با رویکردی مبتنی بر حجم معاملات. **تحقیقات مالی** ۱۶(۲): ۳۷۱-۳۵۹.

متین فرد، مهران و صحبت صلاح‌ورزی. (۱۳۹۷). آزمون اثرگذاری هم‌زمانی قیمت سهام بر ریسک کاهش قیمت سهام. **فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار** ۱۱(۳۸): ۱۱۵-۱۰۱.

مرادزاده‌فر، مهدی و مینا ابوحمزه. (۱۳۹۰). اثر کیفیت افشای شرکتی بر نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. **فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی** ۱۰۲-۷۳.

مظفری، مهردخت. (۱۳۹۱). بررسی و آزمون رفتار توده‌وار شرکت‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل لاکونیشوک. **فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار** شماره ۱۵.

نیک‌بخت، محمدرضا؛ امیرحسین حسین پور و حسین اسلامی مفیدآبادی. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام. **پژوهش‌های تجربی حسابداری** ۶(۲۲): ۲۴۵-۲۱۹.

هاشمی، سید عباس؛ زیبا قجاوند و سحر قجاوند. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر سطوح نقدشوندگی بر صرف بازده سهام با استفاده از مدل چهار عاملی فاما و فرنچ. **فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی** ۸۶-۶۹.

یحیی زاده‌فر، محمود و جواد خرمدین. (۱۳۸۷). نقش عوامل نقدشوندگی و ریسک عدم نقدشوندگی بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. **بررسی‌های حسابداری و حسابرسی** ۱۵(۵۳): ۱۱۸-۱۰۱.

Admati, A.R., and P. Pfleiderer. (1988). A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability. **The Review of Financial Studies** 1(1): 3-40.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

Amihud, Y., and H. Mendelson. (1986). Liquidity and stock returns. **Financial Analysts Journal** 42, 43–48.

Baker, M., and J. Wurgler. (2006). **Investor sentiment and the cross-section of stock returns**.

Baron, R.M., and D.A. Kenny. (1986). The moderatormediator variable distinction in social psychol ogical research: conceptual, strategic, and statistical considerations. **Journal of Personality and Social Psychology** 51, 1173-1182.

Baruch, S., A. Karolyi, and L. Lemmon. (2007). Multimarket Trading and Liquidity: Theory and Evidence**, Journal of Finance** 62, 2169-2200.

Baruch, S., and G. Saar. (2009). Asset Return and Choice of Firms, **Review of Financial Studies** 22, 2239-2274.

Bikhchandani, S., and S. Sharma. (2000). Herd Behavior in Financial Markets, **IMF Staff Papers** 47(3): 279-310.

Brennan, M., T. Chordia, and A. Subrahmanyam. (1998). Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns**. Journal of Financial Economics** 49(3): 345–373.

Chai, D., R. Faff, and P. Gharghori. (2010). New evidence on the relation between stock liquidity and measures of trading activity, **International Review of Financial Analysis** 19, 181–192.

Chan, K., A. Hameed, and W. Kang. (2013). Stock Price Synchronicity and Liquidity, **Journal of Financial Markets**, working paper, Availble at URL: http://dx.doi.org/10.1016/j.finmar.2012.09.007.

Chelley-Steely, P., N. Lambertides, and C.S. Savva. (2013). Illiquidity Shocks and the Comovement between Stocks: New Evidence Using Smooth Transition**, Journal of Emprical Finance** 23, 1-15.

Choi, N., and S. Hilla. (2015). Institutional herding in international markets. **Global Governance and Financial Stability** 55, 246-259.

Deuskar, P. (2008). Market Structure and Effect of Sentiment on Liquidity. **Available at SSRN**: http://ssrn.com/abstract=1100171.

Devenow, A. and I. Welch. (1996). Rational herding in financial economics. **European Economic Review** 40(3-5): 603-615.

Frey, S., P. Herbst, and A. Walter. (2014). Measuring mutual fund herding – Astructural approach. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money** 32, 219-239.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

Galariotis, E.C., S. Krokida, and S.I. Spyrou. (2016). Herd behavior and equity market liquidity: Evidence from major markets, **International Review of Financial Analysis**.

Gassen, J., H. Skaife, and D. Veenman. (2017). **Illiquidity and the measurement of stock price synchronicity**.

Hong, H., and J.C. Stein. (2003). Differences of Opinion, Short-sales Constraints, and Market Crashes. **The Review of Financial and Studies** 16(2): 487-525.

Jin, Y., M. Yan, Y. Xi, and Ch. Liu. (2016). Stock price synchronicity and stock price crash risk: Based on the mediating effect of herding behavior of QFII, **China Finance Review International**, 6(3).

Khan, M., and R.L. Watts. (2009). Estimation and Empirical Properties of a Firm-Year Measure of Accounting Conservatism." **Journal of Accounting and Economics** 48, 132-150.

Kothari, S.P., A.J. Leone, and C.E. Wasley. (2005). Performance matched discretionary accruals measures. **Journal of Accounting and Economics** 39(1): 163–197.

Lahiri, S., and B.L. Kedia. (2009). The effects of internal resources and partnership quality on firm performance: An examination of Indian BPO providers**. Journal of International Management** 15(2): 209-224.

Lakonishok, J., A. Shleifer and R.W. Vishny. (1992). The impact of institutional trading on stock prices**, Journal of Finance Economic** 32, 23-43.

Lin, J.C.C., G. Sanger, and G. Booth. (1998). External Information Costs and the Adverse Selection Problem: A Comparison of NASDAQ and NYSE Stocks, **International Review of Financial Analysis** 2, 113-136.

Morck, R., B. Yeung, and W. Yu. (2000). The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movement? **Financial Economic** 58: 215–26.

Neudeck, W., and K. Podczeck. (1996). Adverse Selection and Regulation in Health Insurance Market, **Journal of Health Economics** 15, 387-408.

Piotroski, J.D., and B.T. Roulstone. (2004). The influence of analysts, institutional nvestors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm specific information into stock prices, **Accounting Review** 1119- 1152.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

Rasheed, M. S., H. Bint Saeed, T. Yousaf, and F. Javed. (2018). Stock Price Synchronicity and Voluntary Disclosure in Perspective of Pakistan. **European Online Journal of Natural and Social Sciences** 7(2): 265.

Taylor, N. (2002). Competition on the London Stock Exchange, **European Financial Management** 8(4): 399–419.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]