

رابطه حجم معاملات و اجزای آن با بازده؛ مطالعه موردی در بورس اوراق بهادار تهران با تمرکز بر معاملات حین روز و حذف اثر U شکل

سعید اسلامی بیدگلی*، پژمان شعبان‌پورفرد**

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی رابطه میان حجم معاملات سهام و نوسان‌پذیری بازده با تمرکز بر اجزای حجم معاملات سهام، تعداد دفعات معاملات و متوسط اندازه معاملات، است. داده‌های پژوهش شامل قیمت و حجم معاملات حین روز سی شرکت موجود در شاخص سی شرکت بزرگ بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ می‌باشد. معیار انتخاب نمونه، ارزش بازار شرکت‌های مورد بررسی بوده است که در زمان انجام پژوهش معادل ۶۷ درصد از ارزش کل بورس اوراق بهادار تهران را در اختیار داشتند؛ لذا بررسی این شرکت‌ها می‌تواند نماگر مناسبی از بازار سهام باشد. در این پژوهش به کمک روش‌های اقتصادسنجی و با تمرکز بر خودرگرسیون میانگین متحرک و خودرگرسیون ناهمسانی شرطی به بررسی رابطه میان حجم معاملات، اجزای آن و نوسان‌پذیری پرداخته شده است. یافته‌های این پژوهش وجود یک رابطه منفی میان حجم معاملات و نوسان‌پذیری را تأیید می‌کند؛ همچنین در ادامه زمانی که حجم معاملات در معادله واریانس وارد می‌شود، تداوم نوسان‌پذیری در بیشتر موارد مورد بررسی، افزایش می‌یابد. نتایج این بررسی تأیید می‌کند که رابطه حجم معاملات و نوسان‌پذیری متأثر از متوسط اندازه معاملات است؛ همچنین این نتایج پس از حذف اثر یوشکل در معاملات حین روز نیز تأیید شد.

کلیدواژه‌ها: تعداد دفعات معاملات؛ حجم معاملات؛ متوسط اندازه معاملات؛ نوسان‌پذیری شرطی بازده.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۰۶/۲۴، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۵/۰۸/۰۴

* استادیار مؤسسه آموزش عالی بیمه اکو، دانشگاه علامه طباطبائی.

** کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول).

۱. مقدمه

نوسان‌پذیری بازده سهام، یکی از موضوعات بحث برانگیز مالی است که در سال‌های اخیر مورد توجه محققان در بازارهای نوظهور قرار گرفته است. بر اساس مطالعاتی که تاکنون به بررسی عامل نوسان‌پذیری^۱ در بورس‌های اوراق بهادار پرداخته است، حجم سهام معامله‌شده^۲ به‌عنوان یکی از عوامل مهم مؤثر بر نوسان‌پذیری بازده شناخته شده است [۲]. حجم معاملات سهام در ایجاد بازده و فرصت‌های سرمایه‌گذاری مؤثر است، هر چه حجم معاملات سهام بیشتر باشد قدرت نقدشوندگی سهام نیز بالاتر ارزیابی می‌شود [۲۵].

سرمایه‌گذاران نوسان‌پذیری بازده سهام را به‌عنوان معیاری از ریسک در نظر می‌گیرند؛ سیاست‌گذاران بازار سرمایه از این معیار به‌عنوان ابزاری جهت اندازه‌گیری میزان آسیب‌پذیری بازار سهام استفاده می‌کنند. به همین دلیل، مطالعه و بررسی عوامل مؤثر بر نوسان‌پذیری بازده سهام می‌تواند در اتخاذ بسیاری از تصمیمات بازار سرمایه مفید و راه‌گشا باشد و نتیجه آن برای فعالان بورس اعم از نهادهای مالی، مدیران شرکت‌ها، ناظران سیستم‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاران عادی قابل استفاده باشد [۱۶].

نوسان در بازار مالی یکی از متغیرهای مهم در زمینه تصمیمات سرمایه‌گذاری، مدیریت ریسک، تدوین مقررات و سیاست‌گذاری پولی است؛ همچنین نوسان‌پذیری بازارهای مالی تأثیر مهمی در اقتصاد کشورها از طریق کاهش اطمینان و اعتماد عمومی ایفا می‌کند [۳۸]. شواهد و تحقیقات نشان‌دهنده این امر است که اغلب بازارهای نوظهور یا توسعه‌نیافته با مشکلاتی از جمله کاهش قدرت نقدشوندگی و نوسانات بالای قیمت سهام مواجه‌اند [۱۵].

تاکنون بررسی‌های متعددی در تشریح رابطه میان حجم و نوسان‌پذیری انجام شده است که بر همبستگی میان حجم و نوسان‌پذیری دلالت دارند [۳۳، ۱۷]. نتایج برخی مطالعات دیگر نیز وجود یک رابطه قوی و مثبت میان حجم و نوسان‌پذیری را تأیید می‌کنند و به عبارت دیگر حجم معاملات بالا را با نوسان‌پذیری مرتبط می‌دانند [۳۸].

در این پژوهش رابطه میان حجم معاملات سهام (تعداد دفعات معاملات و متوسط اندازه معاملات) و نوسان‌پذیری بازده سهام شرکت‌های موجود در شاخص سی شرکت بزرگ بورس اوراق بهادار تهران، طی یک دوره ۴/۵ ساله با استفاده از داده‌های حین روز^۳ با به‌کارگیری مدل‌های خانواده آرچ - گارچ بررسی شده است. تاکنون تحقیقات انجام‌شده برای تعیین رابطه حجم و نوسان‌پذیری در بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از داده‌های روزانه بوده است؛ نوآوری صورت‌گرفته در این پژوهش، بررسی رابطه بیان شده در معاملات حین روز، توجه به اثر یوشکل

1. Volatility
2. Trading Volume
3. Intraday

و حذف آن است. در این بررسی از داده‌های حین روز (هر پانزده دقیقه) طی دوره ۴/۵ ساله استفاده شده است. علاوه بر این، بررسی دقیق نقش اجزای حجم معاملات یعنی تعداد دفعات معاملات و متوسط اندازه معاملات و استفاده از واریانس شرطی بازده به‌عنوان نماینده نوسان‌پذیری از دیگر نوآوری‌های این تحقیق به شمار می‌آید. نتایج این مطالعه علاوه بر استفاده محققان و نظریه‌پردازان مالی، می‌تواند توسط نهاد نظارتی بورس اوراق بهادار تهران نیز به‌منظور شناخت عوامل مؤثر بر نوسان‌پذیری بازده، مورد توجه قرار گیرد. شناخت عوامل مؤثر بر رابطه میان حجم معاملات سهام و نوسان‌پذیری بازده می‌تواند به تعدیل یا ابقای قوانین خاص معاملاتی حاکم بر بورس اوراق بهادار تهران از جمله حد نوسان قیمت و حجم مینا توسط مقام ناظر کمک شایانی نماید.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

مدل‌های متعددی به منظور توضیح رابطه میان حجم معاملات سهام و نوسان‌پذیری بازده مطرح شده است که در این میان دو فرضیه ترکیب توزیع^۱ و اطلاعات نامتقارن^۲ بیش از سایر مدل‌ها مورد توجه قرار گرفته است که در ادامه تحقیق به توضیح آن‌ها پرداخته شده است. فرضیه ترکیب توزیع، جریان اطلاعات را به‌عنوان یک عامل پنهان که هر دو متغیر تغییرات قیمت و حجم را تحت تأثیر قرار می‌دهد، معرفی می‌کند. این تئوری بیان می‌کند که اگر شمار معینی از معامله‌گران در تعداد ثابتی از دفعات با ورود اطلاعات جدید معامله نمایند، آنگاه تعداد معاملات روزانه متناسب با ورود اطلاعات جدید در طول روز خواهد بود. این موضوع نخستین بار توسط کلارک (۱۹۷۳) ارائه و توسط تاوشن و پیترس (۱۹۸۳) بسط داده شد [۳۷، ۱۲].

طبق مطالعه لی و وو (۲۰۰۶) هر دو متغیر حجم و تغییرات قیمت با شدت جریان ورود اطلاعات به بازار همبستگی دارند و حجم و قیمت سهام به‌طور همزمان نسبت به انتشار اطلاعات عکس‌العمل نشان می‌دهند؛ به عبارت دیگر فرآیند تعدیل قیمت از طریق توالی معاملاتی که ناشی از ورود اطلاعات جدید می‌باشند، صورت می‌گیرد [۲۷]؛ همچنین فرضیه ترکیب توزیع به منظور تشریح فرآیند آرج که متغیر نوسان‌پذیری از آن تبعیت می‌کند، به‌کار می‌رود.

لامورکس و لستراپ (۱۹۹۰) با استفاده از داده‌های بازار آمریکا نشان دادند که تداوم نوسان‌پذیری^۳ با ورود حجم سهام معامله‌شده در معادله واریانس شرطی مدل گارچ کاهش

1. Mixture of distribution hypothesis
2. Asymmetric information hypothesis
3. Persistence of volatility

می‌یابد [۲۶]. این موضوع در بازارهای کره (پین و همکاران، ۲۰۰۰)، عربستان سعودی (اسبوعی و نجند، ۲۰۰۹) و بازار آتی (پاتی و رجیب، ۲۰۱۰) تأیید شده‌اند [۳۳، ۳۲، ۱]. نتایج این مطالعات نشان می‌دهند که حجم با همان عواملی که اثرات مدل آرج را ایجاد می‌کنند، راهبری می‌شود. به‌طور کلی، فرضیه ترکیب توزیع یک رابطه معنادار و مثبت میان حجم و نوسان‌پذیری را نشان می‌دهد.

علی‌رغم توضیح مناسبی که فرضیه ترکیب توزیع ارائه می‌دهد، این فرضیه از توانایی لازم جهت توضیح اجزای تشکیل‌دهنده حجم معاملات برخوردار نیست. در واقع حجم معاملات سهام به دو جزء تعداد دفعات معاملات^۱ و اندازه معاملات^۲ تفکیک می‌شود؛ بنابراین می‌توان رابطه حجم و نوسان‌پذیری را با توجه به دو عامل بیان شده بررسی نموده و مشخص نمود که این رابطه بیشتر تحت تأثیر کدام یک است. فرضیه اطلاعات نامتقارن بر رابطه میان اجزای حجم معاملات و قیمت تمرکز کرده است. این تئوری مشتمل بر مدل‌های اطلاعات نامتقارن رقابتی^۳ و مدل‌های اطلاعات نامتقارن استراتژیک^۴ می‌باشد.

در مدل‌های اطلاعات نامتقارن رقابتی مانند آنچه که ایسلی، کفر و اوهارا (۱۹۹۷)، ژو و وو (۱۹۹۹)، چان و فونگ (۲۰۰۰)، بک و باروچ (۲۰۰۷) و اوزسویلیف و تاکایاما (۲۰۱۰) بیان کرده‌اند، معامله‌گران آگاه ترجیح می‌دهند که مقادیر بزرگ‌تری از سهام را معامله نمایند و از این‌رو اندازه معاملات محتوای اطلاعاتی بیشتری دربر دارد. نتایج این مطالعات حاکی از رابطه مثبت میان اندازه معاملات و نوسان‌پذیری است [۴۰، ۳۱، ۱۳، ۸، ۴].

بر اساس مدل‌های اطلاعات نامتقارن استراتژیک مانند آنچه که هولدن و سابرامانیام (۱۹۹۲)، بارکلی و وارنر (۱۹۹۳)، چاکراواری (۲۰۰۱)، کوردیا و سابرامانیام (۲۰۰۴) و چو (۲۰۰۷) بیان کرده‌اند، معامله‌گران آگاه ممکن است به‌منظور پنهان نمودن اطلاعات خود در بازار، معاملات بزرگ خود را به معاملات کوچک‌تری تقسیم کرده و سپس انجام دهند [۲۰، ۱۱، ۱۰، ۵، ۷].

جونز، کاول و لیبسون (۱۹۹۴) با استفاده از داده‌های روزانه در شرکت‌های موجود در شاخص نزدک و استفاده از روش حداقل مربعات^۵ در می‌یابند که رابطه میان حجم و نوسان‌پذیری به دلیل رابطه مثبت میان تعداد دفعات معاملات و نوسان‌پذیری است [۲۲].

-
1. Number of trades
 2. Size of trades
 3. Competitive asymmetric information models
 4. Strategic asymmetric information models
 5. Ordinary least squares

ژو و وو (۱۹۹۹) رابطه میان تغییرات قیمت، متوسط اندازه معاملات و تعداد دفعات معاملات را بررسی کرده‌اند و بر نقش تعداد معاملات تأکید می‌نمایند، گرچه از نظر آن‌ها متوسط اندازه معاملات نیز حاوی اطلاعات بااهمیتی است [۴۰].

جیوت، لاورنت و پتیترین (۲۰۱۰) با استفاده از نوسان‌پذیری تحقق یافته^۱ و داده‌های بورس سهام نیویورک به همان نتیجه رسیده‌اند [۱۸].

در حالی که حجم معاملات، قابل مشاهده و شناسایی از طریق دو عامل ذکر شده است، عامل نوسان‌پذیری به‌طور مستقیم قابل مشاهده نبوده و نیاز به برآورد دارد. بیشتر تحقیقات انجام شده عوامل بیشتری از دو عامل اندازه معاملات و تعداد دفعات معاملات را در رابطه میان حجم و نوسان‌پذیری مؤثر می‌دانند؛ این عوامل شامل نوع معامله‌گران [۲۷، ۳۵] و ماهیت نوسان‌پذیری می‌باشند [۹، ۱۸].

بر اساس پیشرفت‌های اخیر در اقتصادسنجی مالی، جیوت، لاورنت و پتیترین (۲۰۱۰) و شوالیر و سوی (۲۰۱۲) نوسان‌پذیری تحقق یافته را با استفاده از داده‌های با فراوانی بالا به دو عامل مستمر^۲ و جهشی^۳ تقسیم کرده‌اند [۹، ۱۸].

جیوت، لاورنت و پتیترین (۲۰۱۰) عامل مستمر نوسان‌پذیری را نوسان‌پذیری خوب در نظر گرفته‌اند که به راحتی قابل پیش‌بینی است و عموماً به حجم بالای معاملات مربوط می‌شود [۱۸]. آن‌ها عامل جهشی نوسان‌پذیری را به‌عنوان نوسان‌پذیری بد تعبیر می‌کنند که به سختی قابل پیش‌بینی است و با حجم معاملات پایین همراه است.

شهباز، دونگ، کالف و سینگ (۲۰۱۴) ثابت کرده‌اند که تعداد دفعات معاملات معامله‌گران انفرادی بیش از تعداد دفعات معامله‌گران نهادی بر نوسان‌پذیری مؤثر است [۳۵].

نتایج پژوهش اوموتلو و شکلتون (۲۰۱۵) نیز حاکی از کاهش نوسان‌پذیری در زمان انجام معاملات میان سرمایه‌گذاران نهادی و حقیقی است [۳۹].

اسلیم و دامن (۲۰۱۵) با بررسی رابطه عوامل تشکیل‌دهنده حجم سهام و نوسان‌پذیری از طریق بررسی نمونه‌ای از شرکت‌های موجود در شاخص CAC40، دریافته‌اند که رابطه مثبت و معنادار میان حجم معاملات سهام و عامل مستمر نوسان‌پذیری و رابطه ضعیفی میان حجم معاملات سهام و عامل جهشی نوسان‌پذیری وجود دارد [۳۶].

نجارزاده و زیودار (۱۳۸۵) در مقاله خود به بررسی رابطه میان حجم معاملات و نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های خانواده آرچ - گارچ پرداخته‌اند. آن‌ها برای انجام تحقیق خود از داده‌های روزانه ۵۰ شرکت فعال بورسی طی سال ۱۳۸۳ استفاده کرده‌اند.

1. Realized volatility
2. Continuous component
3. Jump component

نتایج یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد معناداری ضرایب معادله واریانس شرطی هنگامی که حجم معاملات وارد مدل شده کاهش معناداری نشان نداده است. در این پژوهش فرضیه ترکیب توزیع در بورس اوراق بهادار تهران تأیید نشده است [۳۰].

شعبان‌پور فرد (۱۳۸۷) در تحقیق خود به بررسی رابطه میان حجم معاملات و نوسان‌پذیری پرداخته است. داده‌های تحقیق شامل حجم و قیمت روزانه ۴۴۱ شرکت بورسی طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۶ است. نتایج یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد رابطه حجم معاملات و نوسان‌پذیری تنها متأثر از متوسط اندازه معاملات است [۳۴].

آوردی و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی رابطه میان حجم معاملات و بازده سهام با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پرداخته‌اند. محققان برای انجام پژوهش از بازده شاخص کل سهام بورس اوراق بهادار تهران و حجم ماهانه معاملات بین سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰ استفاده نموده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد در روابط همزمان میان حجم معاملات و بازده سهام همبستگی مثبت و معناداری وجود ندارد. یافته‌های آن‌ها منجر به رد فرضیه ترکیب توزیع در بورس اوراق بهادار تهران شده است [۲].

ازنایی (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های مربوط به معاملات روزانه ۵۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۹۰، رابطه مثبت حجم معاملات سهام و تعداد دفعات معاملات با نوسان‌پذیری را ثابت می‌کند [۳].

کاشی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی ارتباط بازده سهام، حجم معاملات و نوسان بازده با استفاده از مدل‌های خانواده آرچ - گارچ در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. داده‌های تحقیق آن‌ها شامل شاخص کل و حجم معاملات روزانه بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد رابطه مثبتی میان حجم معاملات با بازده شاخص کل وجود دارد [۲۴].

۳. روش‌شناسی تحقیق

فرضیه ترکیب توزیع، جریان اطلاعات را به‌عنوان یک عامل پنهان که دو متغیر نوسان‌پذیری بازده و حجم معاملات را تحت تأثیر قرار می‌دهد، معرفی می‌کند. جریان اطلاعات ورودی سبب تغییر در حجم معاملات و تغییرات قیمت سهام می‌شود؛ اما به دلیل اینکه که فرضیه ترکیب توزیع نمی‌تواند در شناخت اجزای تشکیل‌دهنده حجم معاملات و رابطه آن با نوسان‌پذیری کمک نماید، این پژوهش بر فرضیه اطلاعات نامتقارن رقابتی متمرکز شده است. در این پژوهش تأثیر تعداد دفعات معاملات و اندازه معاملات در رابطه میان حجم و نوسان‌پذیری با استفاده از داده‌های حین روز (هر پانزده دقیقه) برای دوره ۴/۵ ساله استفاده شده است.

این پژوهش شامل فرضیه‌های زیر است:

فرضیه اول: تداوم نوسان‌پذیری بازده با ورود متغیر حجم معاملات در معادله واریانس کاهش می‌یابد.

فرضیه دوم: میان حجم معاملات و نوسان‌پذیری بازده رابطه معنادار آماری وجود دارد.

فرضیه سوم: از میان اجزای تشکیل‌دهنده حجم معاملات، متوسط اندازه معاملات رابطه معنادار آماری بین حجم معاملات و نوسان‌پذیری بازده را تشریح می‌کند.

فرضیه چهارم: کنترل الگوی یوشکل حین روز در رابطه میان اجزای تشکیل‌دهنده حجم معاملات و نوسان‌پذیری بازده تأثیر معنادار آماری ندارد.

در این مطالعه رابطه میان حجم معاملات و نوسان‌پذیری بازده با استفاده از داده‌های حین روز بررسی شده است. داده‌های پژوهش شامل تمامی شرکت‌های موجود در شاخص سی شرکت بزرگ در زمان انجام پژوهش است که ۶۷ درصد از مجموع ارزش بورس اوراق بهادار تهران را تشکیل می‌دهد. این پژوهش به اطلاعات حین روز معاملات شامل زمان و روز اجرا، حجم، قیمت و تعداد دفعات معاملات نیاز دارد. این اطلاعات از پایگاه اطلاعاتی شرکت مدیریت فناوری بورس تهران^۱ اخذ شده است و دوره ۱۳۹۰/۱/۱ لغایت ۱۳۹۴/۶/۳۱ را در بر می‌گیرد. داده‌های معاملات در هر روز در فواصل پانزده دقیقه‌ای جمع‌آوری شده است. داده‌های جمع‌آوری شده برای هر یک از متغیرهای قیمت، حجم سهام معامله شده، تعداد دفعات معاملات و متوسط اندازه معاملات شامل ۳۴۷،۹۳۶ داده به صورت حین روز است که با استفاده از نرم‌افزار Eviews مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

به‌طور کلی اندازه‌گیری نوسان‌پذیری توسط چند معیار امکان‌پذیر است. جونز، کال و لپسون (۱۹۹۴) از بازدهی‌های مطلق^۲ برای محاسبه نوسان‌پذیری تحقیق یافته استفاده کرده‌اند [۲۲]. آن‌ها مدل‌سازی رابطه میان حجم و نوسان‌پذیری را با به‌کارگیری روش حداقل مربعات بررسی نموده‌اند. در این روش فرض بر این است که خطای مدل (E)، دارای میانگین صفر و انحراف معیار ثابت باشد. مطالعات متعددی نشان می‌دهند که فرضیه واریانس ثابت به‌طور تجربی ثابت نشده است.

انگل (۱۹۸۲) فرض می‌کند که سری زمانی نوسان‌پذیری با حضور ناهمسانی واریانس شرطی^۳ مواجه است؛ لذا وی یک مدل آرچ^۴ پیشنهاد می‌دهد که تغییر واریانس شرطی^۵ را طی زمان مجاز می‌کند [۱۴]. به‌علاوه مدل‌های خانواده آرچ، اثر تداوم نوسان‌پذیری را شکل داده و در

1. Tehran securities exchange technology management company (TSETMC)

2. Absolute returns

3. Conditional heteroskedasticity

4. Autoregressive model

5. Conditional variance

جهت حذف الگوی تقسیم‌بندی تلاش می‌کنند (نوسان‌پذیری طی زمان تمایل به دو دستگی از طریق نوسان‌پذیری زیاد و نوسان‌پذیری کم دارد). در این پژوهش با توجه به ویژگی هر یک از اعضای نمونه از یکی از مدل‌های خانواده آرچ-گارچ استفاده شده است [۲۸].

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad \text{الف (۱)}$$

$$\text{VAR} = (\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) = \sigma_t^2 \quad \text{ب (۱)}$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 I \varepsilon_{t-1}^2$$

در معادلات فوق r_t بازده سهم در زمان t و μ عدد ثابت است؛ همچنین فرض می‌شود که خطاها (ε_t) به‌طور مستقل و واقعی توزیع شده‌اند. مدل ارائه‌شده فرض می‌نماید نوسان‌پذیری شرطی دوره جاری (σ_t) وابسته به نوسان‌پذیری شرطی دوره گذشته (σ_{t-1}) و خطاهای دوره گذشته (ε_{t-1}) باشد؛ همچنین به دلیل وجود رفتار آستانه‌ای در بازار سهام (تأثیرگذاری بیشتر شوک‌های منفی)، مدل کلی گارچ آستانه‌ای با ورود جزء ($I \varepsilon_{t-1}^2$) مورد استفاده قرار می‌گیرد که در آن متغیر I ، یک متغیر مجازی است که برای شوک‌های منفی برابر با یک و برای شوک‌های مثبت، صفر در نظر گرفته می‌شود. منظور از شوک، عکس‌العمل بیشتر بازار به ورود اطلاعات منفی نسبت به ورود اطلاعات مثبت است. لازم به ذکر است اگر برای هر یک از شرکت‌های مورد بررسی رفتار آستانه‌ای وجود نداشته باشد، ضریب (β_2) صفر می‌شود و مدل مورد استفاده گارچ خواهد بود. درجه تداوم نوسان‌پذیری نیز به‌وسیله جمع ضرایب ($\alpha + \beta_1$) اندازه‌گیری می‌شود [۲۸].

به‌منظور بررسی اثر حجم معاملات سهام بر نوسان‌پذیری بازده، حجم معاملات (V_t) به‌عنوان یک متغیر وارد مدل شده است. منظور از حجم معاملات (V_t)، تعداد سهام معامله شده در دوره t است. اگر ضریب برآورد شده λ متغیر V_t ، از نظر آماری معنادار باشد، می‌توان حجم معاملات سهام را بر نوسان‌پذیری بازده مؤثر دانست. بر اساس فرضیه ترکیب توزیع افزودن متغیر V_t به مدل، منجر به کاهش اندازه تداوم نوسان‌پذیری ($\alpha + \beta_1$) نسبت به معادله (ب) می‌شود. مدلی که رابطه نوسان‌پذیری بازده و حجم معاملات سهام را آزمون می‌کند به‌صورت زیر است [۲۸]:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad \text{الف (۲)}$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 I \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda V_t \quad \text{ب (۲)}$$

همان‌طور که بیان شد حجم معاملات سهام از دو عامل تعداد دفعات معاملات و اندازه معاملات تشکیل می‌شود. در واقع حجم معاملات سهام V_t (تعداد سهام معامله شده در دوره t) می‌تواند به صورت حاصلضرب تعداد دفعات معاملات در دوره t (NT_t) در متوسط اندازه معاملات در دوره t (ST_t) تعریف شود. میانگین اندازه معاملات از تقسیم تعداد سهام معامله شده بر تعداد دفعات معاملات به دست می‌آید. یکی از اهداف این مطالعه آن است که مشخص نماید کدام یک از دو عامل تعداد دفعات معاملات و متوسط اندازه معاملات، رابطه میان حجم و نوسان‌پذیری بازده را تشریح می‌نماید. از اندازه و علامت ضرایب δ و γ در معادله (۳) می‌توان دریافت که کدام یک از دو عامل تعداد دفعات معاملات و متوسط اندازه معاملات بر نوسان‌پذیری بازده مؤثرند [۲۸]:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad \text{الف (۳)}$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2 + \beta_2I\varepsilon_{t-1}^2 + \delta NT_t + \gamma ST_t \quad \text{ب (۳)}$$

الگوی یوشکل^۱ حجم و نوسان‌پذیری در معاملات حین روز بازار سهام یک موضوع مستند و ثابت شده در ادبیات مالی است. جین و جو (۱۹۸۵)، بلاو، وان نس (۲۰۰۹) و هارجو و حسین (۲۰۱۱) فعالیت چشم‌گیر بازار را در آغاز و پایان روز معاملاتی ثابت کرده‌اند [۶، ۲۱، ۱۹]. برای توضیح این موضوع در این تحقیق دو متغیر مجازی^۲ در معادله نوسان‌پذیری بازده وارد شده است. متغیر DO_t برای سی دقیقه ابتدایی بازار برابر با یک و برای مابقی روز معاملاتی برابر با صفر و متغیر DC_t برای سی دقیقه انتهایی بازار برابر با یک و برای مابقی روز معاملاتی برابر با صفر در نظر گرفته شده است. مدل برآورد شده به این منظور به شرح زیر است:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad \text{الف (۴)}$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2 + \beta_2I\varepsilon_{t-1}^2 + \delta NT_t + \gamma ST_t + \theta DO_t + \phi DC_t \quad \text{ب (۴)}$$

بازدهی هر سهم نیز از روش لگاریتمی محاسبه می‌شود:

$$r_t = 100 \ln (p_t/p_{t-1})$$

که P_t قیمت پایانی هر سهم در پایان هر پانزده دقیقه است.

1. U-shaped pattern
2. Dummy variable

۴. تحلیل داده‌ها

جدول ۱ آمار توصیفی اعضای نمونه را گزارش می‌دهد. در این جدول جهت رعایت اختصار، نماد هر شرکت، میانگین حجم معاملات سهام (V)، میانگین تعداد دفعات معاملات (NT) و متوسط اندازه معاملات (ST) بر اساس داده‌های گردآوری شده در فاصله هر پانزده دقیقه برای کل دوره مورد نظر نشان داده شده است.

جدول ۱. میانگین حجم معاملات و متوسط اندازه معاملات و تعداد دفعات معاملات (هزار مرتبه)

ردیف	نماد	میانگین حجم معاملات	میانگین تعداد دفعات	متوسط اندازه معاملات	ردیف	نماد	میانگین حجم معاملات	میانگین تعداد دفعات	متوسط اندازه معاملات
۱	کچاد	۹۰۷/۴	۰/۱	۷/۳	۱۶	شپنا	۲۰۵۵/۸	۰/۳	۶
۲	اخیر	۳۶۳۴	۰/۳	۱۳	۱۷	شخارک	۲۵۲/۳	۰/۱	۳/۵
۳	فملی	۵۷۶۰	۰/۳	۱۸	۱۸	شپدیس	۵۲۹/۴	۰/۱	۳/۷
۴	فارس	۴۰۱۳	۰/۴	۹/۹	۱۹	تاپیکو	۸۸۱۳	۱	۹
۵	فخوز	۲۷۲/۱	۰/۰۴	۶/۸	۲۰	ویانک	۱۴۶۶/۸	۰/۱	۹/۹
۶	فولاد	۵۷۶۶	۰/۴	۱۶	۲۱	وبصادر	۲۰۸۴۰	۱/۱	۱۹
۷	همراه	۲۳۷/۳	۰/۱	۲/۵	۲۲	وبملت	۹۱۵۰/۸	۰/۵	۱۷
۸	شپهرن	۱۹۰/۲	۰/۱	۱/۹	۲۳	وغدیر	۳۱۰۷/۵	۰/۳	۹/۵
۹	حکشتی	۸۴۸/۴	۰/۱	۸	۲۴	وکار	۱۵۶۵/۱	۰/۱	۲۶
۱۰	کگل	۹۱۴/۸	۰/۱	۷/۵	۲۵	ومعادن	۲۷۶۶/۷	۰/۲	۱۳
۱۱	خودرو	۹۱۱۰	۰/۶	۱۵	۲۶	ونوبین	۱۱۵۶/۳	۰/۱	۱۷
۱۲	رمینا	۴۵۱۳	۰/۴	۱۱	۲۷	ویپارس	۳۵۰۸/۹	۰/۲	۲۲
۱۳	پارسان	۴۲۸۵	۰/۴	۱۰	۲۸	ویپاسار	۱۰۵۴۶	۰/۴	۲۴
۱۴	رانفور	۱۳۹/۴	۰/۰۵	۲/۹	۲۹	وصندوق	۲۵۶۱/۷	۰/۲	۱۶
۱۵	شبندر	۹۹۴۹	۱/۴	۷/۱	۳۰	وتجارت	۶۸۵۲/۱	۰/۴	۱۷

دوره زمانی ۴/۵ ساله و استفاده از داده‌های حین‌روز منجر به افزایش تعداد کل مشاهدات پژوهش شده است؛ بنابراین بر اساس قضیه حد مرکزی، با فرض نرمال نبودن توزیع داده‌ها نیز می‌توان توزیع مجانبی را نرمال فرض کرد و از نتایج مدل‌های رگرسیونی استفاده کرد.

جدول ۲. نتایج برآورد معادله (۱) ب؛ سطح اهمیت ۵ درصد با * مشخص است

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 I \varepsilon_{t-1}^2$$

نماد	α	β_1	β_2	$\alpha + \beta_1$	نماد	α	β_1	β_2	$\alpha + \beta_1$
کچاد	۰/۰۱۸*	۰/۵۷۴*	۰/۵۹۲	۰/۵۹۲	شینا	-۰/۰۰۱*	۰/۵۹۹	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱
اخابر	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۱*	۲۵/۷۱۹	۲۵/۷۱۹	شخارک	-۰/۰۰۳	۰/۵۳۳*	۰/۱۳*	۰/۶۶۳
فملی	۰/۰۵۸*	۰/۵۹۳*	۰/۶۵۱	۰/۶۵۱	شیدیس	۰/۱*	۰/۵۹۶*	۰/۶۹۶	۰/۶۹۶
فارس	۰/۱۲۳*	۰/۲۰۳*	۰/۳۲۶	۰/۳۲۶	تاپیکو	-۰/۰۱۱	۰/۵۷۵*	۰/۵۷۵	۰/۵۷۵
فخوز	۰/۸۸۷*	-۰/۰۱۲	۰/۸۸۷	۰/۸۸۷	ویانک	۰/۱۹۳*	۰/۴۹*	۰/۶۸۳	۰/۶۸۳
فولاد	۰/۱۳۸*	۰/۴۰۸*	۰/۵۴۶	۰/۵۴۶	ویصادر	۰/۰۰۳	۰/۵۸۳*	۰/۵۸۳	۰/۵۸۳
همراه	-۰/۰۱۵*	۰/۴۸۱*	۰/۴۶۶	۰/۴۶۶	ویملت	-۰/۰۱*	۰/۵۴۶*	۰/۵۵۶	۰/۵۵۶
شپهرن	-۰/۰۰۱	۰/۴۶۱*	۰/۴۶	۰/۴۶	وغدیر	۰/۰۱۸*	۰/۵۶۱*	۰/۵۷۹	۰/۵۷۹
حکشتی	۰*	۰/۵۹۱	۰	۰	وکار	۵/۱۰۱*	۰/۱۸*	۵/۲۸۱	۵/۲۸۱
کگل	۰/۱۵۵*	۰/۵۶۱*	۰/۷۱۶	۰/۷۱۶	ومعادن	۰/۱۸۸*	۰/۳۲۹*	۰/۵۱۷	۰/۵۱۷
خودرو	۰/۰۰۹*	۰/۳۹۸*	۰/۴۰۷	۰/۴۰۷	ونونین	۰/۱۶۲*	۰/۱۹*	۰/۳۵۲	۰/۳۵۲
رمینا	۰/۰۱۸*	۰/۵۲۳*	۰/۵۴۱	۰/۵۴۱	ویارس	۰/۰۳۶*	۰/۱۰۵*	۰/۱۴۱	۰/۱۴۱
پارسان	۰/۰۹۵*	۰/۰۴۲	۰/۰۹۵	۰/۰۹۵	ویپاسار	۰/۰۳۶*	۰/۱۰۵*	۰/۱۴۱	۰/۱۴۱
رانفور	۰/۱۵۳*	۰/۵۹۸*	۰/۷۵۲	۰/۷۵۲	وصندوق	۰/۷۱۵*	۰/۰۱۷*	۰/۷۳۲	۰/۷۳۲
شبندر	۰/۱۳۵*	۰/۸۲۳*	۰/۹۵۷	۰/۹۵۷	وتجارت	-۰/۰۰۸*	۰/۵۹*	۰/۰۲۶	۰/۵۸۲

معادله (۱) ب) بر روی یک مدل خودرگرسیون و میانگین متحرک (ARMA) اجرا می‌شود. به این ترتیب که ابتدا با استفاده از بازده‌های لگاریتمی برای هر سهم، مدل خودرگرسیون و میانگین متحرک با استفاده از آماره آکائیک و رهیافت باکس و جنکینز ایجاد شده و سپس با توجه به وجود رفتار ناهمسانی واریانس که به دلیل نوعی خودهمبستگی در جزء باقیمانده مدل (ARMA) است، مدل واریانس شرطی اجرا می‌شود. جدول ۲ نتایج برآوردهای معادله (۱) ب) را نشان می‌دهد. در این جدول ضرایب برآورد شده α ، β_1 و β_2 و همچنین $\alpha + \beta_1$ برای اندازه‌گیری تداوم نوسان‌پذیری محاسبه شده‌اند. طبق نتایج α (ضریب آرچ) و β_1 (ضریب گارچ) برای اکثر اعضای نمونه قابل توجه می‌باشند. با توجه به نتایج معادله (۱) ب)، حداقل یکی از ضرایب α ، β_1 و β_2 برای هر یک از شرکت‌های نمونه معنادار است که به مفهوم درستی معادله واریانس شرطی است.

جدول ۳ نتایج اثر ورود متغیر حجم معاملات سهام بر نوسان‌پذیری شرطی بازده را برای هر یک از شرکت‌های نمونه نشان می‌دهد. ضریب متغیر حجم معاملات سهام (۸)، برای ۲۵ شرکت از ۳۰ شرکت نمونه مورد نظر منفی و قابل توجه و برای ۲۴ شرکت معنادار است. به عبارت دیگر نتایج معادله (۲) یک رابطه منفی و معنادار میان حجم معاملات سهام و نوسان‌پذیری شرطی بازده را نشان می‌دهد. به علاوه نتایج این جدول نشان می‌دهد که ورود حجم معاملات سهام در معادله نوسان‌پذیری شرطی، به جز در موارد معدودی از اعضای نمونه، سبب کاهش تداوم نوسان‌پذیری که از طریق $\alpha + \beta_1$ به دست می‌آید، نشد.

جدول ۳. نتایج برآورد معادله (۲)؛ سطح اهمیت ۵ درصد با * مشخص است

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 I \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda V_t$$

نماد	α	β_1	β_2	$\alpha + \beta_1$	$\lambda * 10^8$	نماد	α	β_1	β_2	$\alpha + \beta_1$	$\lambda * 10^8$
کچاد	۰/۱۵*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۱۰۹*	شپنا	۰/۱۴۹*	۰/۱۴۹*	۰/۵۹۴*	۰/۷۴۳	۰/۷۴۳	۰/۵۴۵*
اخبر	۰/۱۵*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۱۴۶*	شخارک	۰/۱۰۰۳	۰/۱۴۶*	۰/۲۵۳*	۰/۲۵۳*	۰/۲۵۳*	۰/۶۲۹*
فملی	۰/۱۵*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۱۰۰۷	شپدیس	۰/۱۵*	۰/۱۰۰۷	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۷۵۰	۰/۱۵۴*
فارس	۰/۱۵۳*	۰/۵۴۶*	۰/۰۶۱*	۲/۱*	تاییکو	۰/۱۵*	۲/۱*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۶۹۹	۰/۰۱۲
فخوز	۰/۱۵۱*	۰/۵۹۹*	۰/۷۵۰	۰/۱۸۵*	ویانک	۰/۱۵*	۰/۱۸۵*	۰/۶*	۰/۹۰۰	۰/۷۵۰	۴/۷۷*
فولاد	۰/۱۵*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۰۹۱۳*	ویصادر	۰/۱۵*	۰/۰۹۱۳*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۷۵۰	۰/۰۰۵
همراه	۰/۰۰۳*	۰/۷۹۴*	۰/۱۱۸*	۹/۱۶*	ویملت	۰/۱۵*	۹/۱۶*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۷۹۲	۰/۱۲۴*
شپهرن	۰/۰۰۴*	۰/۸۱۶*	۰/۰۰۳*	۱۶/۵*	وغذیر	۰/۰۳۹*	۱۶/۵*	۰/۱۴۱*	۰/۱۸۰	۰/۸۱۲	۰/۳۶۱*
حکشتی	۰/۱۵*	۰/۵۹۹*	۰/۷۴۹	۰/۴۵۰	وکار	۰/۱۵*	۰/۴۵۰	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۷۴۹	۰/۰۰۷
کگل	۰/۱۵۱*	۰/۵۹۲*	۰/۷۴۳	۳/۰۷*	ومعادن	۰/۱۷۹*	۳/۰۷*	۰/۳۶*	۰/۵۳۹	۰/۷۴۳	۰/۷۹۴*
خودرو	۰/۱۵*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۳۱۶*	ونوین	۰/۱۵*	۰/۳۱۶*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۷۵۰	۰/۳۳۴*
رمینا	۰/۱۵*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۲۶۲*	ویپارس	۰/۱۵*	۰/۲۶۲*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۷۵۰	۰/۱۲۳*
پارسان	۰/۱۵*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۱۸*	ویپاسار	۰/۱۵*	۰/۱۸*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۷۵۰	۰/۱۲۳*
رانفور	۰/۱۵*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۸/۱۸*	وصندوق	۰/۱۵*	۸/۱۸*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۷۵۰	۰/۳۶*
شبندر	۰/۱۵*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۱/۶۳*	وتجارت	۰/۱۵*	۱/۶۳*	۰/۶*	۰/۷۵۰	۰/۷۵۰	۰/۲۴۶*

جدول ۴. نتایج برآورد معادله (۳) ب؛ سطح اهمیت ۵ درصد با * مشخص است

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 I \varepsilon_{t-1}^2 + \delta N T_t + \gamma S T_t$$

نماد	α	β_1	β_2	$\alpha + \beta_1$	$\delta * 10^{-86}$	$\gamma * 10^{-86}$
کچاد	۰/۱۵*	۰/۶*		۰/۷۵۰	-۰/۳۹۳	-۰/۰۶۹
اخابر	۰/۰۰۰	۰/۸۶*	۰/۰۰۳*	۰/۸۶۰	۴۹/۴*	-۰/۰۱۴*
فملی	۰/۱۵*	۰/۶*		۰/۷۵۰	-۰/۳۷۰	-۰/۰۵۳
فارس	-۰/۳۴۹*	-۰/۰۰۱*	۰/۳۴۸*	۰/۳۴۸	۲/۰۹*	۱۴/۶*
فخوز	-۰/۱۹۷*	۰/۵۵۶*		۰/۷۵۳	-۹۵۲*	۱/۷۷۰
فولاد	۰/۱۵*	۰/۶*		۰/۷۵۰	-۶/۱۸۰	-۰/۲۱۴*
همراه	۰/۱۵۰	۰/۵۹*	۰/۰۵۰	۰/۵۹۰	-۱۹/۷۰۰	-۶/۸۱*
شهرن	۰/۱۴۳*	۰/۵۹۹*	۰/۰۴۸	۰/۷۴۲	۱۱/۳۰۰	-۱۸/۴*
حکشتی	۰/۰۱۸	۰/۱۴۸*		۰/۱۴۸	۲۴۸۱۳*	-۱۲/۲*
کگل	۰/۱۵*	۰/۵۹۹*		۰/۷۴۹	-۹۲/۴۰۰	-۱/۸۴*
خودرو	۰/۱۴۹*	۰/۶*		۰/۷۴۹	-۵۲*	-۰/۶۲۳*
رمپنا	۰/۱۴۹*	۰/۵۹۹*		۰/۷۴۸	-۶/۷۴*	-۰/۵۰۹*
پارسان	-۰/۱۴۹*	۰/۵۹۹*		۰/۷۴۸	-۳/۱۵*	۷/۶۸۰
رانفور	۰/۱۵*	۰/۶*		۰/۷۵۰	-۱۳/۹۰۰	-۷/۱۵*
شبندر	-۰/۱۵۵*	۰/۶۰۲*		۰/۷۵۷	-۱۴۵*	-۱۳/۳*
شینا	۰/۱۲۸*	۰/۵۹۹*		۰/۷۲۷	-۲/۵۹۰	-۱۲/۴*
شخارک	۰/۱۴۷*	۰/۵۹۷*	۰/۰۴۹	۰/۷۴۴	-۴۳/۷۰۰	-۳/۷۴*
شپدیس	۰/۱۵*	۰/۶*		۰/۷۵۰	-۱۶۲/۰۰۰	-۵/۸۹*
تاپیکو	۰/۰۱*	۰/۷۶۱*		۰/۷۷۱	۵۷/۳*	۹/۹۱*
ویانک	۰/۱۳۴*	۰/۵۶۴*		۰/۶۹۸	۲۲/۱*	-۱/۲۱*
ویصادر	۰/۱۵*	۰/۶*		۰/۷۵۰	-۲۱/۴*	-۰/۵۷*
ویملت	۰/۱۵*	۰/۶*		۰/۷۵۰	-۱/۰۶۰	-۰/۲۵۴*
وغدیر	-۰/۱۴۷*	۰/۶*		۰/۷۴۷	۳/۳۹۰	-۳/۶۹*
وکار	۰/۱۵*	۰/۶*		۰/۷۵۰	-۳۴۸*	-۰/۱۷۵*
ومعادن	۰/۱۴۸*	۰/۵۹۳*		۰/۷۴۱	-۴۳۷*	-۲/۳۵*
ونوین	۰/۱۵*	۰/۶*		۰/۷۵۰	۱۱۵*	-۰/۰۴۷*
ویپارس	۰/۱۵*	۰/۶*		۰/۷۵۰	-۷۵/۸*	-۰/۰۶۱*
ویپاسار	۰/۱۵*	۰/۶*		۰/۷۵۰	-۷۵/۸*	-۰/۰۶۱*
وصندوق	۰/۱۵*	۰/۶*		۰/۷۵۰	-۱۴۶*	-۰/۱۷۸*
وتجارت	۰/۱۵*	۰/۶*		۰/۷۵۰	-۰/۳۰۳	-۰/۰۳۱

جدول ۴ برآوردهای معادله (۳ب) را نشان می‌دهد. نتایج این معادله که دو متغیر تعداد دفعات معاملات و متوسط اندازه معاملات را در معادله نوسان‌پذیری شرطی بازده وارد نموده است، با نتایجی که پیشتر بیان شد مطابقت دارد. به عبارت دیگر ورود اجزای تشکیل‌دهنده حجم معاملات سهام در معادله نوسان‌پذیری شرطی بازده، سبب کاهش تداوم نوسان‌پذیری به جز در مورد تعداد معدودی از اعضای نمونه نشد. به‌علاوه ضریب عامل متوسط اندازه معاملات (۷) برای ۲۶ شرکت از ۳۰ شرکت نمونه مورد بررسی منفی و برای ۲۵ شرکت از لحاظ آماری در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. ضریب عامل تعداد دفعات معاملات (۸) نیز برای ۲۳ شرکت منفی و برای ۱۷ شرکت آن از لحاظ آماری در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. به عبارت دیگر رابطه حجم معاملات سهام و نوسان‌پذیری شرطی بازده از طریق عامل متوسط اندازه معاملات تشریح می‌شود؛ گرچه اثر عامل تعداد دفعات معاملات نیز رد نمی‌شود.

به‌منظور تأیید نتایج حاصل، معادله (۴ب) با کنترل الگوی حین روز برای بررسی رابطه بین حجم معاملات و نوسان‌پذیری بازده برآورد شده است. جدول ۵ نتایج برآورد را نشان می‌دهد. ضرایب برآورد شده متغیرهای مجازی DO_t و DC_t ، تنها برای ۶ شرکت از ۳۰ شرکت نمونه از لحاظ آماری در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. ضریب عامل متوسط اندازه معاملات (۷) برای ۲۷ شرکت از ۳۰ شرکت نمونه مورد بررسی منفی و برای ۲۴ شرکت از لحاظ آماری در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. ضریب عامل تعداد دفعات معاملات (۸) نیز برای ۲۵ شرکت منفی و برای ۱۷ شرکت آن از لحاظ آماری در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. به عبارت دیگر کنترل اثر الگوی حین روز سبب تغییر نتایج به‌دست آمده از معادله (۳ب) نشد.

جدول ۵. نتایج برآورد معادله (۴)؛ سطح اهمیت ۵ درصد با * مشخص است

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 I \varepsilon_{t-1}^2 + \delta NT_t + \gamma ST_t + \theta DO_t + \varnothing DC_t$$

نماد	α	β_1	β_2	$\alpha + \beta_1$	$\delta * 10^{-16}$	$\gamma * 10^{-16}$	θ	\varnothing
کچاد	۰/۱۵*	۰/۱۶*		۰/۷۵۰	-۰/۳۹۳	-۰/۰۶۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
اخابر	۰/۱۴۴*	۰/۵۸۹*	۰/۰۴۸	۰/۷۳۳	-۶/۸۴*	-۰/۱۲*	۰/۰۳*	۰/۰۲۳*
فملی	۰/۱۵*	۰/۱۶*		۰/۷۵۰	-۰/۳۷۰	-۰/۰۵۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
فارس	۰/۱۲۶*	۰/۵۶۸*	۰/۰۴۳	۰/۶۹۴	-۸/۶۸*	-۰/۰۲۳	۰/۰۸۱*	۰/۰۵۷*
فخوز	۰/۱۹*	۰/۴۹۳*		۰/۶۸۳	-۸۶۳*	-۳/۴۷*	-۰/۰۷۲	۰/۱۵۷*
فولاد	۰/۱۵*	۰/۵۹۹*		۰/۷۴۹	-۶/۲۶۰	-۰/۲۱۴*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
همراه	۰/۱۵۰	۰/۵۹*	۰/۰۵۱	۰/۵۹۰	-۱۴/۹۰۰	-۶/۷۸*	-۰/۰۰۴	-۰/۰۱۰
شپهرن	۰/۱۴۱*	۰/۱۶*	۰/۰۴۷	۰/۷۴۱	۱۱/۰۰۰	-۱۸/۴*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱
حکشتی	۰/۰۰۷*	۰/۱۶۶*		۰/۱۷۳	۲۸۶۳۹*	-۰/۷۸۱*	۰/۴۶۸*	۰/۰۰۰
کگل	۰/۱۵*	۰/۵۹۹*		۰/۷۴۹	-۶۴۴*	-۱/۷۹*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
خودرو	۰/۰۹۶*	۰/۵۹۵*		۰/۶۹۱	-۴۶/۶*	-۰/۳۵۵*	۰/۰۲۱*	۰/۰۰۵*
رمپنا	۰/۱۴۹*	۰/۵۹۹*		۰/۷۴۸	-۶/۶۹*	-۰/۵۰۹*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
پارسان	۰/۱۴۹*	۰/۵۹۹*		۰/۷۴۸	-۳/۱۵*	۷/۶۴۰	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
رانفور	۰/۱۵*	۰/۱۶*		۰/۷۵۰	-۱۵/۷۰۰	-۷/۱۴*	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۵
شبندر	۰/۱۵۵*	۰/۶۰۲*		۰/۷۵۷	-۱۴۵*	-۱۳/۴*	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۲
شپنا	۰/۱۱۹	۰/۵۹۸*		۰/۵۹۸	-۴/۲۲۰	-۱۲/۴*	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷
شخارک	۰/۱۴۷*	۰/۵۹۷*	۰/۰۴۹	۰/۷۴۴	-۴۲/۰۰۰	-۳/۷۱*	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۸
شپدیس	۰/۱۵*	۰/۱۶*		۰/۷۵۰	-۱۶۲/۰۰۰	-۵/۸۹*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
تاییکو	۰/۱۴۹*	۰/۵۹۶*		۰/۷۴۵	۶/۸۲۰	-۱/۳۳*	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۴
ویانک	۰/۰۶۹*	۰/۶۵۷*		۰/۷۲۶	۷۴۸*	۲/۳*	۰/۴۶۴*	۰/۱۶۸*
وبصادر	۰/۱۵*	۰/۱۶*		۰/۷۵۰	-۲۱/۴*	-۰/۵۷*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
وبملت	۰/۱۵*	۰/۱۶*		۰/۷۵۰	-۱/۰۶۰	-۰/۲۵۴*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
وغذیر	۰/۱۴۷*	۰/۱۶*		۰/۷۴۷	۳/۱۶۰	-۳/۷*	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
وکار	۰/۱۵*	۰/۱۶*		۰/۷۵۰	-۳۴۸*	-۰/۱۷۵*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
ومعادن	۰/۱۲۵*	۰/۴۳۴*		۰/۵۵۹	-۲۸۵*	۰/۱۹۸	۰/۱۹۸*	۰/۰۸۳*
ونوین	۰/۱۵*	۰/۱۶*		۰/۷۵۰	-۱۱۹*	-۰/۰۴۷*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
وپارس	۰/۱۵*	۰/۱۶*		۰/۷۵۰	-۷۶/۳*	-۰/۰۶۱*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
وپاسار	۰/۱۵*	۰/۱۶*		۰/۷۵۰	-۷۶/۳*	-۰/۰۶۱*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
وصندوق	۰/۱۵*	۰/۵۹۹*		۰/۷۴۹	-۱۴۶*	-۰/۱۷۸*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
وتجارت	۰/۱۵*	۰/۱۶*		۰/۷۵۰	-۰/۳۰۳	-۰/۰۳۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش از نوسان‌پذیری شرطی به‌جای نوسان‌پذیری تحقق‌یافته (انحراف معیار) استفاده شده است [۱۴]. نتایج این پژوهش حاکی از وجود رابطه منفی میان حجم معاملات سهام و نوسان‌پذیری بازده در معاملات حین روز است. از جمله دلایل این امر وجود محدودیت‌های نوسان قیمت و حجم مینا در بورس اوراق بهادار تهران است که با تعیین کف و سقف قیمت مانع از نوسان‌پذیری واقعی بازده می‌شود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که از میان اجزای حجم معاملات، جزء متوسط اندازه معاملات تأثیرگذاری بیشتری بر نوسان‌پذیری بازده دارد که با توجه به این موضوع می‌توان این عامل را یک شاخص برای فعالیت معاملاتی بازار و جریان اطلاعاتی معرفی کرد. هر چند که یافته‌های این پژوهش اثرگذاری ناچیز جزء تعداد دفعات معاملات را نیز رد نمی‌کند؛ همچنین نتایج پژوهش پس از حذف اثر یوشکل در معاملات حین روز نیز تأیید شد. یافته‌های این پژوهش با نتایج ایسلی، کفر و اوهارا (۱۹۹۷)، بک و باروچ (۲۰۰۷) و اوزسویلیف و تاکایاما (۲۰۱۰) مطابقت دارد [۳۱، ۱۳، ۴]. بر اساس مدل‌های اطلاعات نامتقارن رقابتی معامله‌گران آگاه ترجیح می‌دهند که مقادیر بزرگ‌تری از سهام را معامله نمایند؛ از این رو عامل متوسط اندازه معاملات محتوای اطلاعاتی بیشتری در خود دارد. به‌علاوه بر اساس نتایج این پژوهش، ورود متغیر حجم معاملات سهام منجر به کاهش درجه تداوم نوسان‌پذیری نشد. لازم به ذکر است که نتایج این پژوهش با وجود محدودیت‌های دامنه نوسان قیمت و حجم مینا به‌عنوان دو عامل محدودکننده نوسان‌پذیری قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران به‌دست آمده است که باید در تحلیل نتایج مدنظر قرار گیرد.

با توجه به تأیید اثر متوسط اندازه معاملات بر نوسان‌پذیری بازده، معاملات سرمایه‌گذاران نهادی در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر زیادی بر نوسان‌پذیری بازده دارد؛ همچنین با توجه به یافته‌های این پژوهش مبنی بر وجود یک رابطه معکوس میان متوسط اندازه معاملات و نوسان‌پذیری بازده که با توجه به مقتضیات، قوانین و محدودیت‌های کنونی حاکم بر بورس اوراق بهادار تهران به‌دست آمده است، پیشنهاد می‌شود در زمان بروز ریسک‌های سیستماتیک و نوسانات ناگهانی، نهادهای نظارتی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از سیاست‌های ارشادی اقدام به ترغیب سرمایه‌گذاران نهادی به‌منظور افزایش حجم معاملات از طریق افزایش متوسط اندازه معاملات نمایند تا این امر منجر به کاهش نوسانات ناگهانی قیمت‌ها شود.

منابع

1. Alsubaie, A., & Najand, M. (2009). Trading volume, time-varying conditional volatility, and asymmetric volatility spillover in the Saudi stock market. *Journal of Multinational Financial Management*, 19(2), 139–159.
2. Aludari, .GH, Moghadam, .j, Rezvanifard, .S, & Mehdi .M (2011). Investigate the simultaneous and dynamic relationship between trading volume and stock returns using Vector auto regression models. *Journal of Securities Exchange*, 15, 27-41.
3. Aznaei, S., (2012). The Relationship between Trading Volume with Price Volatility and Market Quality. Tehran, Alzahra University.
4. Back, K., & Baruch, S. (2007). Working orders in limit-order markets and floor exchanges. *Journal of Finance*, 62(4), 1589–1621.
5. Barclay, M.J., Warner, J.B., (1993). Stealth trading and volatility: Which trades move prices? *Journal of Financial Economics*, 34(3), 281–305.
6. Blau, B.M., Van Ness, B. F., & Van Ness, R. A. (2009). Intraday stealth trading: Which trades move prices during periods of high volume? *Journal of Financial Research*, 32(1), 1–21.
7. Chakravarty, S., (2001). Stealth-trading: Which traders–trades move stock prices? *Journal of Financial Economics*, 61(2), 289–307.
8. Chan, K., Fong, W. M., (2000). Trade size, order imbalance, and the volatility-volume relation. *Journal of Financial Economics*, 57(2), 247–273.
9. Chevallier, J., & S'evi, B. (2012). On the volatility-volume relationship in energy futures using intraday data. *Energy Economics*, 34(6), 1896-1909.
10. Cho, J. W. (2007). Earnings announcements, private information, and strategic informed trading. *Journal of Financial Intermediation*, 16(1), 117–149.
11. Chordia, T., & Subrahmanyam, A. (2004). Order imbalance and individual stock returns: Theory and evidence. *Journal of Financial Economics*, 72(3), 485–518.
12. Clark, P.K. (1973), A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices, *Econometrica*, 41(1), 135-155.
13. Easley, D., Kiefer, N. and O'Hara, M. (1997a). The information content of the trading process, *Journal of Empirical Finance*, 4(2), 159-86.
14. Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1008.
15. Fadaei Nejad, .M, Kamelniya, .M. (2011). The Market Making Effect on the Liquidity and its Profitability for Market Makers in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Perspective*, 3(1), 41-54.
16. Fakhari, .H, Taheri, .E. (2010). The relationship between institutional investors and stock return volatility of listed companies In Tehran Stock Exchange, *Journal of Financial Accounting Research*, Vol: 6, 159-172.
17. Gallant, R., Rossi, P. and Tauchen, G. (1992). Stock prices and volume, *Review of Financial Studies*, 5(2), 199-242.
18. Giot, P., Laurent, S., & Petitjean, M. (2010). Trading activity, realized volatility and jumps. *Journal of Empirical Finance*, 17(1), 168–175.
19. Harju, K., & Hussain, S. M. (2011). Intraday seasonalities and macroeconomic news announcements. *European Financial Management*, 17(2), 367–390.
20. Holden, C., & Subrahmanyam, A. (1992). Long-lived private information and imperfect competition. *The Journal of Finance*, 47(1), 247–270.

21. Jain, P., & Joh, G. H. (1985). The dependence between hourly prices and trading volume. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23(3), 269–283.
22. Jones, C.M., Kaul, G., Lipson, M.L., (1994). Transactions, volume, and volatility. *Review of Financial Studies*, 7(4), 631–651.
23. Karpoff, J.M., (1987). The relation between price changes and trading volume: A survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 109–126.
24. Kashi, .M, Roshan, .R, Donyayi .M. (2013). The causal relationship, while stock returns, trading volume and volatility stock Tehran Stock Exchange: Using multiple models GRJ-GARCH-DCC and VAR-GRJ-GARCH. *Financial engineering and Portfolio Management*, 17, 61-86.
25. Khoshnud, .M, Farkhondeh, .M. (2015). Investigating Relation of Stock Liquidity and Free Cash Flow in the List of Company's Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Perspective*, 11(5), 107-124.
26. Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects. *The Journal of Finance*, 45(1), 221–229.
27. Li, J., & Wu, C. (2006). Daily return volatility bid-ask spreads, and information flow: Analyzing the information content of volume. *Journal of Business*, 79(5), 2697–2739.
28. Louhichi, .W. (2011). What drive the volume-volatility relationship in Euronext Paris? *International Review of Financial Analysis*, 20, 200-206.
29. Malinova, .K., & Park, A. (2010). Trading volume in dealer markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(6), 1447–1484.
30. Najjarzadeh, .R & Zivdar, .M. (2006). Examine the empirical relationship between stock returns and trading volumes in Tehran Stock Exchange, *Journal of Economic Research*, 6: 1-21.
31. Ozsoylev, H. N., & Takayama, S. (2010). Price, trade size, and information revelation in multi-period securities markets. *Journal of Financial Markets*, 13(1), 49–76.
32. Pati, P. C., & Rajib, P. (2010). Volatility persistence and trading volume in an emerging futures market: Evidence from NSE Nifty stock index futures. *Journal of Risk Finance*, 11(3), 296–309.
33. Pyun, C., Lee, S., & Nam, K. (2000). Volatility and information flows in emerging equity markets: A case of the Korean stock exchange. *International Review of Financial Analysis*, 9(4), 405–420.
34. Shabanpour Fard, P., (2008). *The Effect of Trade Size and Trade Frequency on the Volatility And Volume Of Transactions In Iran Stock Exchange*. Tehran, Shahid Beheshti University.
35. Shahzad, H., Duong, H.N., Kalev, P.S., & Singh, H. (2014). Trading volume, realized volatility and jumps in the Australian stock market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 31(1), 414-430.
36. Slim, S. & Dahmene, M. (2015). Asymmetric information, volatility components and the volume-volatility relationship for the CAC40 stocks, *Global Finance Journal*, Available online 22 April 2015, doi:10.1016/j.gfj.2015.04.001.
37. Tauchen, G.E., Pitts, M., (1983). The price variability–volume relationship on speculative markets. *Econometrica*, 51(2), 485–506.
38. Tehrani, .R, PourEbrahimi, .M. (2009). Compare the performance of different models to predict volatility in Tehran Stock Exchange and analyze the impact of

- factors on the behavior of volatility, *Iranian Journal Of Economic Research*, 40, 149-170.
39. Umutlu M. & Shackleton B. (2015). Stock-return volatility and daily equity trading by investor groups in Korea, *Pacific-Basin Finance Journal*, 34, 43-70.
40. Xiaoqing Eleanor Xua, Chunchi Wu (1999). The intraday relation between return volatility, transactions, and volume, *International Review of Economics and Finance*, 8(4), 375-397.