



## ارزیابی کارایی الگوی GARCH-ARMA در بررسی ناهمگنی رفتار سهامداران نویزی مبنی بر رابطه قیمت-حجم در دوره‌ی بحران، قبل و پس از آن

محمد حسن صالح<sup>۱</sup>

فاضل محمدی نوده<sup>۲</sup>

مجتبی ملکی چوبری<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۷

### چکیده

در دوره بحران فعالان بازار ممکن است اطلاعات مالی را متفاوت تفسیر کنند چراکه وقوع شکست‌های ساختاری در قیمت‌های بازار باعث می‌شود که آن‌ها به دلیل احساسات و واکنش به روند بازار، در برابر استراتژی‌های معاملاتی خود رفتار نامتقارنی نشان دهند. لذا هدف این مطالعه بررسی و مقایسه تأثیر حجم معاملات در پایداری نوسانات بازده، در طول بحران، قبل و بعد از وقوع بحران نزول اساسی شاخص بورس اوراق بهادار می‌باشد. لذا بر اساس داده‌های روزانه از فروردین‌ماه ۱۳۹۹ الی مهرماه ۱۴۰۰ ابتدا نقاط شکست ساختاری تعیین شده و در رژیم‌های متفاوت قیمت ۳ دوره مختلف شناسایی گردید. تابع همبستگی متقابل نشان داد اکثر وقفه‌های معنی‌دار، در قبل و بعد از بحران حاکی از آن است که علیت در واریانس مربوط به حجم معاملات گذشته بر بازده فعلی بوده و بین باقیمانده‌های مجذور استانداردشده حجم معاملات گذشته و بازده فعلی، نشانه‌ای ناسازگار برای این همبستگی‌ها وجود دارد که به‌عنوان شواهد متقاعدکننده‌ای از ماهیت معامله‌گر نویزی در معاملات عمل می‌کند. قبل از بحران، هر دو نوسانات حجم معاملات گذشته و بازده فعلی در یک بازه زمانی نسبتاً بلندمدت همبستگی مثبت و همچنین همبستگی منفی در کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. بر اساس داده‌های بحران، هیچ اثر سرریز نوسانی مشاهده نشد که این نشان‌دهنده حضور معامله‌گران نویزی است چراکه باور بدبینانه‌ای نسبت به این موضوع دارند که نمی‌توانند باور خود را در مورد بازده آتی با روشی منطقی بیان کنند. در دوره پس از بحران، هر دو نوسانات حجم معاملات گذشته و بازده فعلی در یک بازه زمانی کوتاه همبستگی مثبت دارند.

**کلمات کلیدی:** حجم معامله، بازده سهام، علیت گرنجر، علیت در میانگین، علیت در واریانس

طبقه‌بندی JEL: G01، G17

۱ گروه حسابداری، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران. saleh.ac.ir@gmail.com

۲ گروه مدیریت، واحد لاهیجان، دانشگاه آزاد اسلامی، لاهیجان، ایران (نویسنده مسئول) mnfazel2@gmail.com

۳ گروه حسابداری، واحد لاهیجان، دانشگاه آزاد اسلامی، لاهیجان، ایران. Harfenoo\_2005@yahoo.com



## ۱- مقدمه

در مورد ارتباط حجم معاملات و بازده سهام، آنچه بیش از هر چیزی ذهن محققان را به خود مشغول کرده چگونگی و علت ارتباط حجم معاملات و بازده سهام در بورس اوراق بهادار می‌باشد. در بازارهای مالی مدل‌هایی مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرند که روابط بین حجم معاملات و قیمت سهام را با توجه به میزان ورود اطلاعات به بازار، چگونگی انتشار اطلاعات، اندازه بازار و شروط قیدشده در معاملات کوتاه‌مدت پیش‌بینی می‌کنند. به همین جهت روشن شدن نحوه ارتباط حجم معاملات و بازده سهام از طریق آزمون‌های مختلف، دیدگاه‌ها را نسبت به بازارهای مالی و تشخیص (تمایز) فرضیه‌های متفاوت در مورد ساختار بازار شفاف می‌کند (نجار زاده و همکاران، ۱۳۸۵). آگاهی از نحوه ارتباط حجم معاملات و قیمت سهام در مطالعات واقعه نگر<sup>۱</sup>، که از ترکیبی از داده‌های مربوط به حجم معاملات و قیمت سهام جهت تفاسیر خود استفاده می‌کنند، حائز اهمیت است. تعیین هم‌زمان نوسانات قیمت و میزان معاملات باعث افزایش قدرت تشخیص چنین آزمون‌هایی می‌شود. در سایر آزمون‌ها تغییرات قیمت متأثر از نحوه ارزش‌گذاری اخبار جدید توسط بازار است، ولی تغییرات حجم معاملات به معنی شدت توافق یا عدم توافق مبادله‌گران در مورد کیفیت اطلاعات جدید است. در هر صورت تهیه یک آزمون و اعتبار نتایج آن بستگی به توزیع مشترک نوسانات قیمت و حجم معاملات دارد (کارپوف<sup>۲</sup>، ۱۹۸۷). رابطه حجم معاملات و قیمت سهام در مباحث مربوط به توزیع تجربی قیمت‌های سفته‌بازی<sup>۳</sup> نقشی اساسی دارد. هنگامی که در یک دوره مشخص از داده‌هایی در فواصل زمانی معین همچون روزانه نمونه‌گیری می‌شود، نرخ بازده در مقایسه با توزیع نرمال، توزیعی کشیده‌تر دارد. این موضوع هم می‌تواند به علت فرضیه توزیع نرخ بازدهی با واریانس نامحدود باشد و هم می‌تواند به آن علت باشد که آمار تهیه‌شده حاصل توزیع‌های متفاوت با واریانس‌های مختلف است (فرضیه ترکیب توزیع‌ها<sup>۴</sup>). چگونگی و کیفیت رابطه حجم معاملات و تغییر قیمت‌ها همچنین تبعات مهمی برای مطالعات بازارهای آتی دارد. تغییرات قیمت، حجم معاملات قراردادهای آتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و در واقع دربرگیرنده این نظریه است که آیا سفته‌بازی به‌عنوان یک عامل تثبیت‌کننده قیمت عمل می‌کند یا اینکه ثبات قیمت‌های آینده را بر هم می‌زند. زمان تحویل کالا در قراردادهای آتی حجم معاملات را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از طریق این تغییر، احتمالاً قیمت‌ها نیز تغییر خواهند کرد (کارپوف، ۱۹۸۷).

از طرفی در طول دوره بحران مالی، یک تغییر قیمت توزیع دم چاق<sup>۵</sup> را نشان می‌دهد<sup>۶</sup> که یکی از مشخصه‌های شناخته‌شده رفتار بازار است. این توزیع ممکن است ناشی از تغییر قیمت باشد که احتمالاً نشانه عدم کارایی بازار است. در مواجهه با اطلاعات ناهمگن و هزینه‌های بالای فرصت در طی بحران، واکنش فعالان بازار در برابر ورود اطلاعات جدید ممکن است وقفه‌های مختلفی را نشان دهد (ترسوایستا<sup>۷</sup>، ۱۹۹۸). این امر باعث می‌شود که انتشار

<sup>۱</sup> Event Studies

<sup>۲</sup> Karpoff

<sup>۳</sup> Speculative prices

<sup>۴</sup> Mixture of Distribution Hypothesis (MDH)

<sup>۵</sup> Fat-Tailed

<sup>۶</sup> توزیعی است که در صورت رخ دادن یک اتفاق غیر قابل‌پیش‌بینی می‌تواند تبعات غیر قابل‌پیش‌بینی و وحشتناکی در پی داشته باشد.

<sup>۷</sup> Tersvirta

اطلاعات در بین آن‌ها ناهموار باشد و به وقوع جریان اطلاعات نامتقارن کمک کند. جدا از آن، ممکن است ارتباط بین حجم معاملات و اطلاعات جدید درجایی که یکی از سریال‌ها نویزی می‌شود، از بین برود.

با توجه به ادبیات فوق، هدف این مطالعه بررسی و مقایسه تأثیر حجم معاملات در پایداری نوسانات بازده، در طول بحران، قبل و بعد از وقوع بحران نزول اساسی شاخص بورس اوراق بهادار می‌باشد. از لحاظ تئوری، به دلیل شرایط مختلفی که مربوط به بازارهای سهام است، فعالان بازار ممکن است اطلاعات را در دوره بحران مالی متفاوت تفسیر کنند. وقوع شکست‌های ساختاری در قیمت بازار باعث می‌شود که آن‌ها به دلیل احساسات، واکنش به روند بازار و هزینه‌های مختلف فعالیت‌های فروش کوتاه‌مدت، در برابر استراتژی‌های معاملاتی خود رفتار نامتقارنی داشته باشند (اپس<sup>۱</sup>، ۱۹۷۵؛ جنیفر و همکاران<sup>۲</sup>، ۱۹۸۱؛ کارپوف، ۱۹۸۷؛ گو و لائو<sup>۳</sup>، ۲۰۱۴). علاوه بر این، رفتار نامتقارن آن‌ها همچنین به دلیل عدم نقدینگی بازار در بازارهای مالی غیر بالغ مانند بازارهای نوظهور است که باعث می‌شود مقدار کمی از معاملات منجر به تغییر قیمت بزرگ شود (گنوته<sup>۴</sup> و همکاران، ۱۹۹۰). لذا بر اساس مطالعات صورت گرفته در این خصوص، خلأ پژوهشی مبنی بر اینکه سرعت حجم معاملات قیمت‌های بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهد و در شرایط بحران، به اطلاعات جدید پاسخ دهد، کاملاً بارز است. هدف این مطالعه کمک به ادبیات موجود بر اساس جنبه‌های زیر است: نخست، در تجزیه و تحلیل روند انتقال اطلاعات بین بازده و حجم معاملات، ویژگی‌های متمایز بازار بورس تهران در طول دوره‌های مختلف بحران در نظر گرفته شده است. دوم، همبستگی‌های پویا بین تغییرات قیمت و حجم مورد بررسی قرار می‌گیرد. جدا از آن، از توابع همبستگی باقیمانده‌های مربع استاندارد شده ساخته شده توسط هونگ<sup>۵</sup> (۲۰۰۱) برای آزمایش اینکه آیا از حجم معاملات گذشته در بازار در بحران‌های اقتصادی می‌توان بهره برد، می‌توان اطلاعات بیشتری در مورد حرکت بعدی بازده به دست آورد. اگر وابستگی واریانس از حجم معاملات به بازده وجود داشته باشد و از نوسانات پایدار بازده بکاهد، حجم معاملات به‌عنوان پروکسی اندازه‌گیری اطلاعات و انتشار اطلاعات در بازار در نظر گرفته خواهد شد (راس<sup>۶</sup>، ۱۹۸۹، انگل<sup>۷</sup> و همکاران، ۱۹۹۰؛ اندرسن<sup>۸</sup>، ۱۹۹۶؛ بهار و حموری<sup>۹</sup>، ۲۰۰۵).

لازم به ذکر است رویداد در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر، رویداد نزول اساسی شاخص بورس سال ۱۳۹۹ می‌باشد. با توجه به کاهش ارزش پول ملی و افزایش قیمت ارز و افت شدید ارزش ریال در مقابل سایر ارزها فضای بازار سرمایه متأثر از پلن کلی اقتصاد کشور ارزش‌گذاری‌های جدید سهام شرکت‌ها را آغاز کرد و روندی صعودی به خود گرفت. روندهایی که در بازار خودرو، مسکن، طلا، سکه و ارز در حال وقوع بود به بازار سرمایه نیز سرایت کرد و در این بازار نیز شاهد رشد سهام، هم‌زمان با افزایش تقاضا بودیم. از سوی دیگر دولتمردان به دلیل دارا بودن

<sup>1</sup> Epps

<sup>2</sup> Jeniifer et al

<sup>3</sup> Go and Lau

<sup>4</sup> Gennotte and Leland

<sup>5</sup> Hong

<sup>6</sup> Ross

<sup>7</sup> Engle

<sup>8</sup> Andersen

<sup>9</sup> Bhar & Hamori

تجربه شرایط تورمی، برای جلوگیری از حضور مردم در بازارهای سفته‌بازی همچون ارز، طلا و سکه و پیشگیری از رشد سرسام‌آور قیمت مسکن و خودرو، مردم را به سمت بورس دعوت کردند و از مردم خواستند تا نقدینگی خود را به سمت بازار سرمایه هدایت کنند تا شرایط بنیادی بازار سرمایه نیز بهبود یابد. از طرف دیگر تولید و آمار فروش شرکت‌ها به خصوص شرکت‌های صادرات محور بسیار خوب و چشم‌انداز سرمایه‌گذاری در سهام این شرکت‌ها مثبت بود؛ بنابراین بازار سهام از چند جهت مورد توجه قرار گرفت و توانست رشدی شارپ را تا مردادماه تجربه کند. در بازارهای مالی همواره رشدهای شارپ، ریزش‌های عمیق را از پی خود می‌آورد و این یک قاعده ناگزیر است. وقتی در بازاری با رشدی این چنین پرشتاب مواجهیم و استراحتی در این رشد رخ نمی‌دهد و بازار پله‌پله بالا نمی‌رود، این خطر به وجود می‌آید که در اصلاح نیز سقوط آزاد اتفاق بیفتد. روند شاخص در سال ۹۹، در دوره‌ای که دوره طلایی بورس نامیده می‌شد، پس از یک دوره رشد تقریباً شش‌ماهه، از کانال دو میلیون عبور کرد. از نیمه مرداد ۹۹ روند نزولی بورس آغاز شد و بعد از مدت‌ها نزول در زمستان ۹۹، یک حرکات نوسانی را پشت سر گذاشت و بعد از یک دوره نزولی، از کانال یک میلیون و ۲۰۰ هزار عبور کرد. گرچه طی ماه اخیر، روند سهام با تشکیل سقف‌ها و کف‌های متعدد، دائماً مثبت و منفی می‌شود. در واقع موج‌های بلند سهام تبدیل به ریزموج‌هایی شده که دوره عمر کوتاهی دارند. دلایل یادشده منجر شد در تاریخ ۱۹ مردادماه سال ۱۳۹۹ بازار بورس تهران وارد فاز نزولی شده و در کمتر از ۸۰ روز کاری، نزدیک به ۲۷ درصد نزول را ثبت کند. البته دلایل نظری قابل‌انکایی برای انتخاب این تاریخ به‌عنوان نقاط شکست برای بررسی رفتار سرمایه‌گذاران در بورس تهران وجود دارد به‌عنوان نمونه سلاسیونوس و همکاران برای اینکه یک نزول را نقطه شکست یا نزول اساسی بنامیم، نزول ادامه‌دار و قابل‌توجه شاخص را در نظر گرفتند.

لذا مطالعه حاضر برای فعالان بازار بورس اوراق بهادار و بازار بورس کالا که نیاز به ارزیابی قیمت در بورس کالا با استفاده از قراردادهای آتی دارند، آگاهی از رابطه قیمت و حجم اطلاعات مهمی را برای استراتژی‌های معاملاتی آن‌ها تشکیل می‌دهد. علاوه بر این، چنین رابطه‌ای این احتمال را ایجاد می‌کند که نوسانات حجم معاملات گذشته با نوسانات بازده فعلی در بازه زمانی کوتاه‌مدت ارتباط داشته باشد و باعث کاهش دوام نوسانات بازده شود. این کاهش ماندگاری به میزان جریان اطلاعات مربوط می‌شود.

### مبانی نظری

بر مبنای مطالعات پیشین<sup>۱</sup> در بررسی دلایل ارتباط مثبت حجم معاملات، بازده سهام و تغییرات قیمت در نهایت چهار نظریه را می‌توان ارائه داد:

**اول) فرضیه ورود متوالی اطلاعات<sup>۲</sup>:** این مدل توسط کولپند (۱۹۷۶) ارائه و توسط جنینگ، استارکس و فلینگهام<sup>۳</sup> (۱۹۸۱) توسعه داده شد. در این مدل مبادله‌گران به دودسته خوش‌بین و بدبین تقسیم شده‌اند. همچنین

<sup>۱</sup> Gong-meng Chen, Michael Firth and Oliver Rui, "The Dynamic Relation Between Stock Returns, Trading Volume and Volatility"; The financial review, p.155

<sup>۲</sup> Sequential Information Arrival Hypothesis

<sup>۳</sup> jennings, R. H., Starks, L. T., Fellingham

مبادلات کوتاه‌مدت، پرهزینه‌تر از مبادلات بلندمدت فرض شده‌اند؛ بنابراین سرمایه‌گذارانی که خرید و فروش کوتاه‌مدت می‌کنند نسبت به تغییرات قیمت کمتر حساس هستند. آن‌ها نشان دادند که به‌طور کلی زمانی که مبادله گران بدبین هستند حجم معاملات کمتر از زمانی است که مبادله گران خوش‌بین هستند. در این مدل فرض بر این است که عکس‌العمل‌های متفاوت مبادله گران به اطلاعات، بخشی از یک سری تعادل‌های ناقص می‌باشد.

**دوم) فرضیه ترکیب توزیع‌ها:** یکی از توجیحات وجود همبستگی مثبت بین حجم معاملات و نوسان قیمت‌ها نشأت گرفته از توزیع قیمت‌ها در اثر سفته‌بازی است. کلارک<sup>۲</sup> (۱۹۷۳) و اپس و اپس<sup>۳</sup> (۱۹۷۶) طبق این فرضیه نشان دادند که نوسانات قیمت و حجم معاملات به دلیل اینکه در یک متغیر مشترک و نهفته باهم ارتباط دارند الزاماً باید همبستگی مثبت داشته باشند. این متغیر می‌تواند میزان انتقال اطلاعات به بازار باشد. به‌عبارت‌دیگر هم قیمت و هم حجم معاملات به‌صورت هم‌زمان به اطلاعات جدید حساسیت نشان می‌دهند. همچنین فرضیه ترکیب توزیع به‌منظور تشریح فرآیند آ‌ر‌چ که متغیر نوسان‌پذیری از آن تبعیت می‌کند، به کار می‌رود.

**سوم) قیمت‌گذاری دارایی‌ها بر اساس انتظارات عقلایی<sup>۴</sup>:** بر اساس این تئوری اختلاف‌نظرها نشأت گرفته از اطلاعات محرمانه می‌باشد. این مدل‌ها به‌طور کلی مبادلات را بین مبادله گران زیر می‌دانند:

- مبادله گران مطلع از اطلاعات محرمانه<sup>۵</sup>

- مبادله گران نا مطلع<sup>۶</sup>

- مبادله گران نویزی<sup>۷</sup>

وانگ<sup>۸</sup> (۱۹۹۴) در یک مدل تعادلی، مبادلات سهام را به‌گونه‌ای توسعه داد که طبق آن سرمایه‌گذاران به دلایل اطلاعاتی و غیر اطلاعاتی مبادلات عاقلانه‌ای انجام می‌دهند. بر مبنای نظر وی، حجم معاملات همیشه با قدر مطلق تغییرات قیمت رابطه‌ای مثبت دارد و این همبستگی با افزایش عدم تقارن اطلاعات افزایش می‌یابد.

**چهارم) اختلاف عقیده<sup>۹</sup>:** به نظر هریس و راویو<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۳) مبادله گران اطلاعات مشترکی به دستشان می‌رسد؛ لیکن در تحلیل و تفسیر آن‌ها تفاوت دارند به‌طوری‌که هر یک از آن‌ها تحلیل خود را معتبر می‌پندارند. به اعتقاد ایشان دو نوع ریسک طبیعی وجود دارد و با توجه به این موضوع نیز دودسته مبادله گر وجود دارد. این دودسته در قابل توجه بودن اطلاعات سازگاری دارند اما در دامنه اهمیت اخبار اختلاف‌نظر دارند و همین موضوع در نهایت باعث ارتباط مثبت بین قدر مطلق تغییر قیمت‌ها و حجم معاملات می‌شود.

<sup>1</sup> Mixture of Distribution Hypothesis

<sup>2</sup> Clark

<sup>3</sup> Epps and Epps

<sup>4</sup> Rational Expectation Asset Pricing

<sup>5</sup> Privately informed traders

<sup>6</sup> Uninformed traders

<sup>7</sup> Noise trader

<sup>8</sup> Wang

<sup>9</sup> Difference of Opinion

<sup>10</sup> Harris and Raviv

پنجم) فرضیه اطلاعات نامتقارن: 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 و اندازه معاملات تفکیک می‌شود؛ بنابراین می‌توان رابطه حجم و نوسان پذیری 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 و مدل‌های اطلاعات نامتقارن استراتژیک می‌باشد. در مدل‌های اطلاعات نامتقارن رقابتی معامله‌گران آگاه ترجیح می‌دهند که مقادیر بزرگ‌تری از سهام را معامله نمایند و از این‌رو اندازه معاملات محتوای اطلاعاتی بیشتری در بردارد. نتایج این مطالعات حاکی از رابطه مثبت میان اندازه معاملات و نوسان پذیری است. معامله‌گران آگاه ممکن است به‌منظور پنهان نمودن اطلاعات خود در بازار، معاملات بزرگ خود را به معاملات کوچک‌تری تقسیم کرده و سپس انجام دهند.

بر اساس مطالعات صورت گرفته حجم معاملات از دو مؤلفه تشکیل شده است: تعداد معاملات و اندازه معاملات. با هر دو مؤلفه، معاملات می‌توانند بر اساس معاملات نقدینگی یا معاملات اطلاعاتی انجام شوند. در نتیجه، حجم معاملات می‌تواند با تغییرات قیمت، همبستگی مثبت یا منفی داشته باشد و منجر به رابطه نامتقارن نوسانات و حجم شود. بر اساس مطالعات وانگ<sup>۱</sup> (۱۹۹۴)، خو و وو<sup>۲</sup> (۱۹۹۹)، چان و فونگ<sup>۳</sup> (۲۰۰۰) و لورنته<sup>۴</sup> و دیگران (۲۰۰۲)، معامله‌گران آگاه در بازارهای رقابتی احتمالاً حجم زیادی را در مبادلات مالی، معامله می‌کنند. این مقدار متعاقباً تغییرات قیمت را تحریک می‌کند تا با حجم معاملات همبستگی مثبت داشته باشند. وانگ (۱۹۹۴) فرضیه معامله مبتنی بر نقدینگی را برای توضیح رابطه مثبت بین حجم و تغییرات مطلق قیمت برای انگیزه‌های اطلاعاتی و غیر اطلاعاتی با مدل سرمایه‌گذار ناهمگن ارائه می‌دهد.<sup>۵</sup> طبق فرضیه وی، سرمایه‌گذاران آگاه تمایل به معامله در تغییرات مطلق بالای قیمت دارند. رفتار نامتقارن معامله‌گران در پوشش اطلاعات خصوصی‌شان جهت انجام استراتژی معاملاتی<sup>۶</sup> می‌تواند بین نوسانات و حجم رابطه مثبت ایجاد کند. باین‌حال، لیو<sup>۷</sup> و همکاران (۲۰۱۵) تأیید می‌کنند که چنین رابطه‌ای در بازارهای سهام ساختگی به‌جای معامله مبتنی بر اطلاعات با اندازه معامله ایجاد می‌شود.

برعکس، استیکل<sup>۸</sup> و همکاران (۱۹۹۴)، جیوت<sup>۹</sup> و همکاران (۲۰۱۰) و لوهیچی<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۱) اظهار داشتند که معامله‌گران مطلع می‌توانند با افزایش تعداد معاملات خود، اطلاعات خصوصی خود را پوشش دهند. این کار را می‌توان با تقسیم تعداد زیادی از معاملات به چند عدد کوچک انجام داد. این تجارت اطلاعاتی منجر به همبستگی

<sup>۱</sup> Wang

<sup>۲</sup> Xu & Wu

<sup>۳</sup> Chan & Fon

<sup>۴</sup> Llorente, Michaely, Saar, Wang

<sup>۵</sup> سرمایه‌گذاران آگاه از معاملات غیر اطلاعاتی به‌عنوان معامله نوبیزی (که به آن معامله نقد نیز می‌گویند)، هنگام تغییر فرصت سرمایه‌گذاری شخصی خود استفاده می‌کنند. نتیجه گنجاندن این متغیر در تحلیل منجر به ایجاد مشکل در تحلیل وی می‌شود (وانگ، ۱۹۹۴، ص ۱۳۱).

<sup>۶</sup> Trading Strategy

<sup>۷</sup> Liu et al

<sup>۸</sup> Stickel and Verrecchia

<sup>۹</sup> Giot

<sup>۱۰</sup> Louhichi

منفی هر دو سری می‌شود. در مورد سهام نزدیک، استیکل و همکاران (۱۹۹۴) از تجزیه و تحلیل چند متغیره و گرافیکی استفاده می‌کنند. آن‌ها دریافتند که تغییرات ضعیف حجم در روز گذشته به تغییرات بزرگ قیمت برای روز بعد کمک می‌کند. این شواهد از همبستگی منفی بین بازده و حجم معاملات از فرضیه معاملاتی مبتنی بر اطلاعات پشتیبانی می‌کند و این بدان معناست که سرمایه‌گذاران باید در تفسیر تغییرات بزرگ قیمت سهام روزانه به دلیل حجم ضعیف محتاط باشند. در بازار آتی نفت خام، موسی<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۳)، دریافتند که تأثیر شدیدتر اخبار بد نسبت به خبرهای خوب به رابطه منفی قوی بین هر دو مجموعه کمک می‌کند.

در شاخص‌های سهام ایالات متحده، کانلی و استیورس<sup>۲</sup> (۲۰۰۳) دریافتند که گردش غیرمنتظره بالا در حجم معاملات منجر به حرکت قابل توجهی در بازده هفتگی سهام متوالی طی سالهای ۲۰۰۰ تا ۱۹۶۲ می‌شود. وقتی هفته گذشته گردش غیرمنتظره کم داشت، بازده‌های هفتگی متوالی سهام معکوس خواهد شد. در بورس اوراق بهادار ورشو<sup>۳</sup> در طی دوره نمونه ۱۹۹۶-۲۰۰۰، گبکا<sup>۴</sup> (۲۰۰۵) دریافت که عملکرد یک معامله‌گر ناآگاه منجر به حجم بالایی می‌شود، در نتیجه معکوس قیمت<sup>۵</sup> قوی ایجاد می‌کند.

بررسی چنین ارتباطی بین بحران توسط ادبیات زیر ایجاد می‌شود. اول، وانگ (۱۹۹۴) و لورنته و همکاران (۲۰۰۲) اظهار داشتند که توانایی سرمایه‌گذاران آگاه و ناآگاه می‌تواند از نظر مرور زمان در ارزیابی دارایی‌های مالی آن‌ها متغیر باشد. از دیدگاه مالی رفتاری، این ابهام وجود دارد که آیا آن‌ها اطلاعات ناهمگن در دوره‌های بحران و غیر بحران دارند یا خیر. دوم، بال<sup>۶</sup> (۲۰۰۹) اظهار داشت که سرمایه‌گذاران می‌توانند به راحتی و بدون توجه به پیش‌بینی، بر اساس درس‌هایی از بحران مالی جهانی<sup>۷</sup>، وقایع غیرمنتظره را در آینده تشخیص دهند. این باعث می‌شود رفتارهای نامتقارن در اجرای استراتژی‌های معاملاتی خود بر اساس انتظاراتشان از سقوط بازار ایجاد شود. سوم، ایستون و کرین<sup>۸</sup> (۲۰۱۰) اظهار داشتند که اطلاعات خصوصی را نمی‌توان به طور کامل و سریع در طول بحران در قیمت گنجانید. از این رو، برای بهبود کارایی معاملات در سطح خرد در دوره بحران، باید به افزایش کمیت، کیفیت و به موقع بودن اطلاعات نیاز داشت. به نوبه خود، این نشان‌دهنده نقض فرضیه بازار کارا<sup>۹</sup> با فرض سرعت ثابت درج اطلاعات در قیمت‌ها است که عمدتاً توسط اثرات بحران اتفاق می‌افتد. چهارم، ایستون و کرین (۲۰۱۰) اظهار داشتند که بحران اطلاعات را تقویت می‌کند تا به سرعت کاملاً در قیمت‌ها گنجانده نشود. باین حال، گفته‌های آن‌ها به عنوان حکایت تلقی می‌شود زیرا در واقع هیچ شواهد مفید دیگری در مورد کارایی بازار ارائه نمی‌دهد.

<sup>1</sup> Moosa

<sup>2</sup> Connolly and Stivers

<sup>3</sup> Warsaw Stock Exchange

<sup>4</sup> Gebka

<sup>5</sup> Price Reversals

<sup>6</sup> Ball

<sup>7</sup> Global Financial Crisis (GFC)

<sup>8</sup> Easton & Kerin

<sup>9</sup> EMH

### پیشینه پژوهش

زتلا<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهش خود تحت عنوان " رابطه بین روند و حجم در بازار بیت کوین" به بررسی وجود روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین قدرت یک‌روند و حجم در بازارهای ارز صعودی و نزولی پرداختند. آن‌ها مدل تصحیح خطای برداری را بر داده‌های روزانه بیت کوین اعمال نمودند. بر اساس قیمت‌ها و پیروی از الگوریتم وایلدِر، میانگین شاخص حرکت جهت محاسبه شد و دوره‌های روند صعودی و نزولی تعیین شد. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که هیچ رابطه بلندمدت بین قدرت یک‌روند و حجم در هر دو بازار نزولی و صعودی وجود ندارد. از این‌رو، روندها به تغییرات حجم واکنش نشان نمی‌دهند. باین‌وجود، یک رابطه بلندمدت بین حجم و روند وجود دارد. اردلانکیا و همکاران (۲۰۲۰)، در پژوهش خود تحت عنوان " ویژگی‌های مقیاس‌گذاری همبستگی قیمت و حجم" اظهار داشتند که حجم معاملات قیمت متناظر آن را تأیید می‌کند، بنابراین اطلاعات متقابل و همبستگی بین قیمت و حجم معاملات وجود دارد. آن‌ها در مورد ویژگی‌های فراکتال این ارتباط صحبت می‌کنند که ساختارهای در مقیاس‌های مختلف چگونه اطلاعات را ترجمه می‌کنند. برای بررسی تأثیر اندازه سرمایه‌گذاری (حجم معاملات)، قیمت‌گذاری (سود / ضرر) و اثرات مقیاس زمانی، با استفاده از روش MF-DXA، قیمت و حجم معاملات آن‌ها را تحلیل نمودند. نتایج حاکی از آن است که با توجه به بازارهای توسعه‌یافته، قیمت و حجم به‌طور قابل‌توجهی با یکدیگر رابطه منفی دارند. باین‌حال، در بازارهای نوظهور، قیمت سهم کمتری در جفت شدن قیمت و حجم دارد. اسلیم و دامن<sup>۲</sup> (۲۰۱۵) با بررسی رابطه عوامل تشکیل‌دهنده حجم سهام و نوسان پذیری از طریق بررسی نمونه‌ای از شرکت‌های موجود در شاخص اصلی بورس اوراق بهادار پاریس، دریافتند که رابطه مثبت و معنادار میان حجم معاملات سهام و عامل مستمر نوسان پذیری و رابطه ضعیفی میان حجم معاملات سهام و عامل جهشی نوسان پذیری وجود دارد.

لامورکس و لستراپ<sup>۳</sup> (۱۹۹۰) با استفاده از داده‌های بازار آمریکا نشان دادند که تداوم نوسان پذیری با ورود حجم سهام معامله‌شده در معادله واریانس شرطی مدل گارچ کاهش می‌یابد. این موضوع در بازارهای کره (پین<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۰۰)، عربستان سعودی (الزوبی و نجند<sup>۵</sup>، ۲۰۰۹) و بازار آتی (پاتی و رجیب<sup>۶</sup>، ۲۰۱۰) تأیید شده‌اند. نتایج این مطالعات نشان می‌دهند که حجم با همان عواملی که اثرات مدل آرچ را ایجاد می‌کنند، راهبری می‌شود. به‌طور کلی، فرضیه ترکیب توزیع یک رابطه معنادار و مثبت میان حجم و نوسان پذیری را نشان می‌دهد.

سید نژاد فهیم و همکاران (۱۳۹۸) رد پژوهش خود با موضوع " بررسی تأثیر معاملات غیرعادی معامله‌گران آگاه بر نقد شوندگی سهام" اظهار نمودند که بین معاملات غیرعادی معامله‌گران آگاه و نقد شوندگی سهام رابطه معنی‌داری وجود ندارد. این موضوع می‌تواند نشان‌دهنده رفتار ناهمگن سهامداران حقوقی به‌عنوان یکی از

<sup>1</sup> Szetela

<sup>2</sup> Slim & Dahmene

<sup>3</sup> Lamoureux & Lastrapes

<sup>4</sup> Pyun

<sup>5</sup> Alsubaie & Najand

<sup>6</sup> Pati & Rajib



قدرتمندترین بازار گردان‌های بازار سرمایه، در رابطه با نقد شوندگی سهام باشد که نتیجه آن نارضایتی سهامداران خرد برخی از شرکت‌ها خواهد بود.

امام وردی و همکاران (۱۳۹۸)، در پژوهش خود تحت عنوان " اثر بحران‌های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای مالی توسعه‌یافته و ایران " طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۳ به صورت روزانه، جهت شناسایی بحران‌های مالی در بازارهای مالی، ابتدا تغییرات ساختاری موجود در نوسانات را با استفاده از الگوریتم اصلاح‌شده مجموع مربعات تجمعی تکراری به‌طور درون‌زا شناسایی نمودند؛ سپس با استفاده از مدل گارچ چند متغیره به بررسی فرضیه تحقیق مبنی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان از بازارهای مالی توسعه‌یافته و نوظهور به بازار سرمایه ایران پرداختند. نتایج حاصل از کاربرد روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته دومتغیره در قالب تصریح قطری بابا، انگل، کرافت و کرومر نشان می‌دهد که انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس در کشورهای توسعه‌یافته، نوظهور و ایران به صورت یک‌طرفه می‌باشد.

زمانیان و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهش خود تحت عنوان " رهیافت مدل احتمال مبادله آگاهانه در بررسی اثر عدم تقارن اطلاعات بر بازده سهام و حجم معاملات در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران " با استفاده از مدل احتمال مبادله آگاهانه (PIN) به بررسی این موضوع پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده از مطالعه ایشان نشان داد که عدم تقارن اطلاعات در کل بر بازده سهام اثر مثبت دارد که در نتیجه آن بر تلاطم بازده سهام نیز اثرگذار است. از طرفی احتمال وقوع خبر خوب و جدید (که از معیارهای اندازه‌گیری PIN هستند) بر نرخ رشد حجم معاملات اثرگذار است؛ که در نتیجه آن عدم تقارن اطلاعات بر حجم معاملات اثری مثبت داشته است. در نهایت اینکه تلاطم حجم معاملات بر عدم تقارن اطلاعات اثری منفی دارد.

نمازی و همکاران (۱۳۹۴)، در پژوهش خود تحت عنوان " مطالعه‌ی پدیده‌ی فرآیند آشوب در شاخص قیمت و بازده نقدی در بورس اوراق بهادار تهران " اظهار داشتند سری‌های زمانی پیچیده مانند قیمت‌های بازار سهام بیشتر تصادفی و در نتیجه تغییر آن‌ها غیرقابل پیش‌بینی فرض می‌شود. در حالی که احتمال دارد این سری‌ها حاصل فرآیندی غیرخطی پویای معین یا به عبارت بهتر آشوبی بوده و در نتیجه قابلیت پیش‌بینی داشته باشند. لذا برای دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۲ بررسی نمودند که آیا شاخص از فرآیند گام تصادفی پیروی می‌کند یا نشأت‌گرفته از فرآیندی آشوبی یا معین است. برای دست‌یابی به هدف فوق از آزمون‌های ریشه واحد، بی‌دی‌اس، تابع خودهمبستگی و خود رگرسیون برداری استفاده شده است. یافته‌های حاصل از آزمون‌های فوق بیان‌گر این است که شاخص قیمت و بازده نقدی، فرآیندی آشوبی و معین را تجربه می‌کند.

احمد پور و همکاران (۱۳۹۲)، در پژوهش خود تحت عنوان " بررسی رابطه بین حجم معاملات و تغییر قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران " اظهار داشتند حجم مبادلات در واقع مسئله پایداری و صحت قیمت را موردبررسی قرار می‌دهد و پژوهش‌هایی که حجم مبادلات را در کنار قیمت در نظر نمی‌گیرند، در واقع مسأله صحت قیمت را موردتوجه قرار نمی‌دهند. بر این اساس، آزمون‌های تعیین همبستگی بین متغیرهای پژوهش بر روی داده‌های مربوط به نمونه آماری پژوهش شامل ۷۰ شرکت حاضر در ۳ صنعت پر معامله بورس تهران انجام شد. نتایج پژوهش نشان داده است که در ساختار معاملات بازار روابط وجود دارد و تعداد دفعات معامله

و تعداد سهام معامله شده و تغییر قیمت سهام روزانه با یکدیگر رابطه مثبت دارند. این ارتباط در فاصله زمانی یک روز نیز وجود دارد؛ بنابراین تغییر قیمت سهام از تعداد سهام معامله شده و تعداد دفعات معامله شده روز قبل نیز سرچشمه می‌گیرد، ضمن اینکه تغییر قیمت سهام طی روزهای متوالی از یک‌روند صعودی یا نزولی تبعیت می‌کند. نجار زاده و همکاران (۱۳۸۵)، با موضوع "بررسی رابطه تجربی بین حجم معاملات و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران" پژوهشی را انجام دادند و ارتباط بین حجم معاملات و تغییرات قیمت با استفاده از رگرسیون ساده OLS مورد بررسی قرار دادند و روابط علی را با رویکرد VAR بررسی نمودند. نتایج تحقیق آن‌ها ارتباط هم‌زمان بین حجم معاملات و بازده سهام را تأیید کرده و نیز یک ارتباط بازخوردی (دوطرفه) بین حجم معاملات و بازده سهام را تأیید می‌کند.

با توجه به پیشینه پژوهش‌های مطرح شده می‌توان به این مهم دست‌یافت که استفاده از رویکردهای خطی در مدل‌سازی شاخص‌های اقتصادی و مالی معمولاً با اشکال روبه‌روست (استوک و واتسون، ۱۹۹۶) دو دلیل برای اثبات این ادعا وجود دارد: (الف) وجود همبستگی پویا بین قیمت شاخص و اقتصاد کلان به رفتار غیرخطی در یک سری مالی منجر می‌شود (فیلیس و همکاران، ۲۰۱۱) و (ب) رویکردهای خطی، توزیع نامتقارن قیمت‌ها را نادیده می‌گیرند (بکمن و سوداژ، ۲۰۱۴). به همین دلایل، بخش قابل توجهی از داده‌های سری زمانی اقتصاد کلان تمایل به ناپایداری در مدل‌های خطی دارد. لذا رویکرد تابع همبستگی متقابل<sup>۱</sup> که توسط چنگ<sup>۲</sup> و همکاران (۱۹۹۶) توسعه یافته است می‌تواند برای گرفتن اثر علیت غیرخطی هر دو سری استفاده شود. استفاده از رویکرد تابع همبستگی متقابل سه مزیت دارد: اول، اینکه شامل مدل‌سازی هم‌زمان برای پویایی درون و بین متغیرها نیست. دوم، نسبت به مفروضات توزیع پایدار است. سوم، اثرات علیت غیرخطی معنی‌دار را در تعداد زیادی سری در وقفه‌های طولانی‌تر تشخیص می‌دهد. لذا وجود این خلأ در تحقیق‌های پیشین کاملاً محرز است. چنانچه در تحقیق سید نژاد فهیم و همکاران (۱۳۹۸) مشاهده می‌شود که به بررسی این مسئله با روش رگرسیون خطی پرداخته شده است. همچنین این موضوع در پژوهش احمدپور و همکاران (۱۳۹۲)، نیز به چشم می‌خورد. لازم به ذکر است که در پژوهش نجار زاده و همکاران (۱۳۸۵)، ارتباط بین حجم معاملات و تغییرات قیمت با استفاده از رگرسیون ساده OLS مورد بررسی قرار گرفته است و تنها روابط علی با رویکرد VAR مورد بررسی قرار گرفته است. لذا پژوهش حاضر هم از جنبه آماری و هم از جنبه رخدادهای نابهنگام اقتصادی در قالب بحران با پژوهش‌های صورت گرفته در این زمینه دارای تفاوت است. بر اساس ادبیات موجود و پیشینه مطرح شده، فرضیه پژوهش حاضر بدین شرح مطرح گردید:

**فرضیه پژوهش:** وجود نوسانات ناپایدار حجم معاملات گذشته به بازده فعلی، ۸۰ روز قبل و بعد از رویداد نزول اساسی شاخص بورس سال ۱۳۹۹، ماهیت معامله‌گر نوبیزی در بازار را نشان می‌دهد.

<sup>1</sup> Cross Correlation Function (CCF)

<sup>2</sup> Cheung (1996)

## روش پژوهش

پژوهش حاضر بر مبنای طبقه‌بندی تحقیقات بر اساس روش، ماهیت و جهت به ترتیب توصیفی، کاربردی و پس رویدادی بوده و از نظر نوع، همبستگی محسوب می‌گردد. در این پژوهش از داده‌های روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است و اطلاعات آن از داده‌ها و اطلاعات موجود در شرکت مدیریت فن‌آوری بورس تهران<sup>۱</sup> و نرم‌افزار رهاورد نوین استخراج و در پایگاه داده اکسل ثبت گردید. رویداد در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر، نزول اساسی شاخص بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۹۹ می‌باشد، لذا دوره زمانی پژوهش را روزهای معاملات ۲۳ فروردین‌ماه ۱۳۹۹ الی ۶ مهر سال ۱۴۰۰ تشکیل می‌دهد.

## ۱-۴ مراحل انجام کار و روش تجزیه تحلیل داده‌ها

برای بررسی اینکه آیا از حجم معاملات گذشته در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌توان برای به دست آوردن اطلاعات اضافی در مورد حرکت بعدی بازده بهره‌برداری کرد، مراحل زیر باید بررسی گردد:

- (۱) تعیین نقاط شکست ساختاری و بحران
- (۲) بررسی رابطه بین حجم معاملات روزانه و تغییرات قیمت شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی GARCH-ARMA
- (۳) تحلیل علیت گرنجر در الگوهای میانگین جهت سنجش  $k$  مین وقفه همبستگی متقابل بین باقیمانده‌های استاندارد بازده و حجم معاملات
- (۴) تحلیل علیت گرنجر در الگوهای واریانس جهت سنجش  $k$  مین وقفه همبستگی متقابل بین مجذور باقیمانده‌های استاندارد بازده و حجم معاملات

## تعیین نقاط شکست ساختاری و بحران

به‌طور کلی، حرکت بازده در مقایسه با حرکت حجم معاملات نسبت به رویدادهای بزرگ حساس است. در واقع مشخصات مدل بدون در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری تخمین بیش‌از حد تداوم نوسانات را همراه خواهد داشت (لامورکس و لاستراپس<sup>۲</sup>، ۱۹۹۰). برای جلوگیری از نمایش کاذب تداوم بسیار قوی در واریانس هر دو سری، این پژوهش تلاش می‌کند تا با بررسی دوره‌های قبل از بحران، در طول بحران و بعد از دوره بحران به‌طور مجزا رصد کند که آیا رابطه حجم-قیمت در طول این بحران دستخوش تغییر می‌شود یا خیر. مدت‌زمان برای هر دوره فرعی در دوره قبل از بحران، در طول بحران و پس از بحران در جدول ۱ بیان شده است:

<sup>1</sup> Tsetmc.ir

<sup>2</sup> Lamoureux and Lastrapes

جدول ۱- زمان زیر دوره‌ها

۱۳۹۹/۰۵/۱۸	۱۳۹۹/۰۱/۲۳	۸۰ روز (معاملاتی) قبل از بحران
۱۴۰۰/۰۳/۰۳	۱۳۹۹/۰۵/۱۹	بحران نزول اساسی شاخص بورس سال ۱۳۹۹
۱۴۰۰/۰۷/۰۶	۱۴۰۰/۰۳/۰۴	۸۰ روز (معاملاتی) بعد از بحران

منبع: شرکت مدیریت فن آوری بورس تهران ([www.tsetmc.ir](http://www.tsetmc.ir))

### الگوی سری زمانی تک متغیره GARCH-ARMA

اولین قدم کنترل هرگونه وابستگی سریالی در بازده و حجم معاملات است. این موضوع را می‌توان از طریق برآورد مدل‌های تک متغیره در میانگین شرطی و واریانس شرطی هر دو سری بر اساس جزء وقفه<sup>۱</sup> آن انجام داد. میانگین شرطی یک سری، به‌عنوان فرایند خود رگرسیون میانگین متحرک<sup>۲</sup> مشخص می‌شود زیرا نمایشی نسبی از همبستگی خود را در یک سری فراهم می‌کند. در همین حال، واریانس شرطی یک سری، به‌عنوان یک فرایند GARCH مدل‌سازی می‌شود (بولرسلو<sup>۳</sup>، ۱۹۸۶). در این مطالعه توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی به‌عنوان ابزارهای مطالعاتی برای شناسایی رفتار سری زمانی موقعیت روزانه شاخص بورس اوراق بهادار تهران مورد استفاده قرار می‌گیرند و امکان بررسی وابستگی داده‌های روزانه سری زمانی موقعیت را فراهم می‌نمایند. مدلی که برای هر سری در نمونه برآورد می‌شود توسط معادله‌های زیر ارائه شده است:

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P1} \alpha_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^{P2} b_i \varepsilon_{R,t-i} + \varepsilon_{R,t}, \quad N(0, \sigma_{R,t}^2) \quad \text{معادله ۱}$$

$$\sigma_{R,t}^2 = w + \sum_{i=1}^{P3} \alpha_i \varepsilon_{R,t-i}^2 + \sum_{i=1}^{P4} \beta_i \sigma_{R,t-i}^2 \quad \text{معادله ۲}$$

$$V_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P5} \alpha_i V_{t-i} + \sum_{i=1}^{P6} b_i \varepsilon_{V,t-i} + \varepsilon_{V,t}, \quad N(0, \sigma_{V,t}^2) \quad \text{معادله ۳}$$

$$\sigma_{V,t}^2 = w + \sum_{i=1}^{P7} \alpha_i \varepsilon_{V,t-i}^2 + \sum_{i=1}^{P8} \beta_i \sigma_{V,t-i}^2 \quad \text{معادله ۴}$$

که در رابطه فوق:

$R_t$  بازدهی روزانه شاخص بورس اوراق بهادار

$\sigma_{R,t}^2$  واریانس شرطی بازده در روز  $t$

$\varepsilon_{R,t}$  یک بازده غیرمنتظره است که بر اساس کلیه اطلاعات موجود تا دوره قبل قابل پیش‌بینی نیست

$V_t$  لگاریتم طبیعی حجم معاملات در روز  $t$  است

$\sigma_{V,t}^2$  واریانس شرطی حجم معاملات در روز  $t$

$\varepsilon_{V,t}$  حجم معاملات غیرمنتظره روزانه که بر اساس کلیه اطلاعات موجود تا دوره قبل قابل پیش‌بینی

نیست

<sup>۱</sup> Lagged Terms

<sup>۲</sup> Autoregressive-Moving-Average Model (ARMA)

<sup>۳</sup> Bollerslev

بر اساس معادله‌های ۲ و ۴ پارامترهای تخمین باید شرایط زیر را داشته باشد تا مثبت بودن واریانس شرطی را تضمین نماید:  $w > 0$  و  $\alpha_i > 0$  و  $\beta_i > 0$ . برای تعیین مقدار مقاومت شوک‌ها به واریانس شرطی، ثبت بودن نوسانات ثابت با شرایط زیر مورد انتظار است:  $0 < (\sum_{i=1}^{P3} \alpha_i + \sum_{i=1}^{P4} \beta_i) < 1$  و  $0 < (\sum_{i=1}^{P7} \alpha_i + \sum_{i=1}^{P8} \beta_i) < 1$ . این محدودیت نشان می‌دهد که واریانس غیرشرطی برای یک مدل GARCH محدود است.

### تحلیل علی گرنجر در الگوهای میانگین و واریانس شرطی

مرحله دوم آزمایش علیت گرنجر در میانگین و علیت گرنجر در واریانس هر دو سری ثابت است. مجموعه اطلاعات زیر برای سری‌های  $R_t$  و  $V_t$  به صورت معادله‌های ۵ تا ۷ تعریف می‌گردد:

$$\begin{aligned} I_{R,t} &= (R_{t-j}; j \geq 0) && \text{معادله ۵} \\ I_{V,t} &= (V_{t-j}; j \geq 0) && \text{معادله ۶} \\ I_{R,V,t} &= (R_{t-j}, V_{t-j}; j \geq 0) && \text{معادله ۷} \end{aligned}$$

معادله (۸) نشان می‌دهد که یک حجم معاملات روزانه گرنجر باعث بازده روزانه در میانگین نسبت به  $I_{R,V,t-1}$  می‌شود. به صورت مشابه معادله ۹ نشان می‌دهد که بازدهی روزانه گرنجر باعث حجم معاملات روزانه در میانگین نسبت به  $I_{R,V,t-1}$  می‌شود.

$$\begin{aligned} E[R_t | I_{R,t-1}] &\neq E[R_t | I_{R,V,t-1}] && \text{معادله ۸} \\ E[V_t | I_{V,t-1}] &\neq E[V_t | I_{R,V,t-1}] && \text{معادله ۹} \end{aligned}$$

بر اساس معادله (۱) - (۴)، مقادیر استاندارد شده برای هر دو سری همان‌طور که در معادله‌های (۱۰) - (۱۱) نشان داده شده است باید از توزیع مستقل و یکسان پیروی کند:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= \frac{R_t - \mu_{R,t}}{\sqrt{\sigma_{R,t}^2}} && \text{معادله ۱۰} \\ \xi_t &= \frac{V_t - \mu_{V,t}}{\sqrt{\sigma_{V,t}^2}} && \text{معادله ۱۱} \end{aligned}$$

که در روابط فوق  $\mu_{R,t}$  میانگین روزانه بازده؛  $\mu_{V,t}$  میانگین روزانه حجم معاملات؛  $\sigma_{R,t}^2$  واریانس شرطی بازده در روز  $t$ ؛ و  $\sigma_{V,t}^2$  واریانس شرطی حجم معاملات در روز  $t$  می‌باشد. از آنجا که  $\varepsilon_t$  و  $\xi_t$  قابل مشاهده نیست،  $\varepsilon_t$  و  $\xi_t$  تخمین زده شده برای محاسبه  $K$  مین وقفه نمونه همبستگی متقابل بین مانده‌های استاندارد شده بازده و حجم معاملات استفاده می‌شود که در رابطه ۱۲ این موضوع نشان داده شده است:

$$r_{\xi\varepsilon}(k) = \frac{C_{\xi\varepsilon}(k)}{\sqrt{C_{\xi\xi}(0)C_{\varepsilon\varepsilon}(0)}} \quad \text{معادله ۱۲}$$

که در رابطه فوق  $C_{\xi\xi}(k)$  کمین وقفه نمونه همبستگی متقابل به دست آمده از رابطه زیر است:

$$C_{\xi\xi}(k) = \begin{cases} T^{-1} \sum_{t=k+1}^T \widehat{\xi}_t \widehat{\xi}_{t-k}, & k \geq 0 \\ T^{-1} \sum_{t=-k+1}^T \widehat{\xi}_{t+k} \widehat{\xi}_t, & k < 0 \end{cases}$$

$C_{\xi\xi}(0)$  واریانس نمونه باقیمانده استاندارد برای بازده روزانه و  $C_{\xi\xi}(0)$  واریانس نمونه باقیمانده استاندارد برای حجم معامله روزانه است.

بر اساس معادله (۱۲)، مقدار آماره آزمون با استفاده از معادله (۱۳) محاسبه می‌شود. برای بررسی اینکه آیا علیت-در-میانگین بین هر دو سری وجود دارد، می‌توانیم فرضیه صفر عدم وجود علیت-در-میانگین را رد کنیم اگر مقدار آماره آزمون از مقدار بحرانی توزیع کای دو بیشتر باشد.

$$S_1 = T \left[ \sum_{i=1}^k \left( \widehat{r}_{\xi\xi}(k) \right)^2 \right] \xrightarrow{L} \chi^2(k) \quad \text{معادله ۱۳}$$

هنگامی که درجه آزادی  $k$  بزرگ است، این آماره آزمون با کم کردن میانگین  $k$  و تقسیم بر انحراف استاندارد  $(2k)^{1/2}$  به یک توزیع نرمال استاندارد تبدیل می‌شود (هونگ<sup>۱</sup>، ۲۰۰۱). در نتیجه، نسخه استاندارد شده  $S_1$  که صورت معادله ۱۴ نوشته می‌شود:

$$M_1 = \frac{S_1 - k}{\sqrt{2k}} \xrightarrow{L} N(0,1) \quad \text{معادله ۱۴}$$

آماره آزمون بر اساس معادله (۱۴) با مقدار بحرانی دنباله بالایی توزیع نرمال استاندارد مقایسه می‌شود. اگر آماره آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی توزیع نرمال باشد، می‌توانیم فرضیه صفر عدم علیت در میانگین را رد کنیم. در ادامه برای بررسی وابستگی بین بازده و حجم معاملات، حرکت هر دو سری نه تنها بر ممان مرتبه اول<sup>۲</sup> (علیت در میانگین) متمرکز است، بلکه حرکت در ممان مرتبه دوم<sup>۳</sup> (علیت در واریانس) نیز که نقش مهمی در مدیریت ریسک بازی می‌کنند، متمرکز است. معادله (۱۵) نشان می‌دهد که حجم معاملات روزانه باعث بازده روزانه در واریانس با توجه به  $I_{R,V,t-1}$  می‌شود. در حالی که معادله (۱۶) نشان می‌دهد که بازده روزانه باعث ایجاد حجم معاملات روزانه با توجه به  $I_{R,V,t-1}$  می‌شود.

$$E \left[ (R_t - \mu_{R,t})^2 | I_{R,t-1} \right] \neq E \left[ (SR_t - \mu_{R,t})^2 | I_{R,V,t-1} \right] \quad \text{معادله ۱۵}$$

$$E \left[ (V_t - \mu_{V,t})^2 | I_{V,t-1} \right] \neq E \left[ (V_t - \mu_{V,t})^2 | I_{R,V,t-1} \right] \quad \text{معادله ۱۶}$$

<sup>۱</sup> Hong

<sup>۲</sup> first-order moments

<sup>۳</sup> Second-order moments

ممان مرتبه دوم همچنین به عنوان تعامل در وابستگی علیت در واریانس یا سرریز نوسان شناخته می‌شود که می‌توان از آن برای دریافت اطلاعات بین تغییرات قیمت و حجم معاملات استفاده کرد (هونگ، ۲۰۰۱).

که در رابطه فوق  $\mu_{R,t}$  میانگین بازده روزانه شرطی بر  $I_{R,t-1}$  و  $\mu_{V,t}$  میانگین حجم معاملات روزانه شرطی بر  $I_{V,t-1}$  است. مجذور مقادیر استاندارد شده برای سری‌های مربوطه (به دست آمده از معادله (۱)-(۴)) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$u_t = \frac{(R_t - \mu_{R,t})^2}{\sigma^2_{R,t}} \quad \text{معادله ۱۷}$$

$$w_t = \frac{(V_t - \mu_{V,t})^2}{\sigma^2_{V,t}} \quad \text{معادله ۱۸}$$

از آنجایی که  $u_t$  و  $w_t$  جزء غیرقابل مشاهده هستند، از  $u_t$  و  $w_t$  تخمین زده شده، برای محاسبه  $k$ -امین وقفه همبستگی نمونه بین باقیمانده‌های مربع استاندارد شده بازده و حجم معاملات استفاده می‌شود (معادله ۱۹):

$$\widehat{r}_{uw}(k) = \frac{C_{uw}(k)}{\sqrt{C_{uu}(0)C_{ww}(0)}} \quad \text{معادله ۱۹}$$

که در رابطه فوق  $C_{uw}(k)$  کمین وقفه نمونه همبستگی متقابل به دست آمده از رابطه زیر است:

$$C_{uw}(k) = \begin{cases} T^{-1} \sum_{t=k+1}^T \widehat{u}_t \widehat{w}_{t-k}, & k \geq 0 \\ T^{-1} \sum_{t=-k+1}^T \widehat{u}_{t+k} \widehat{w}_t, & k < 0 \end{cases}$$

$C_{uu}(0)$  واریانس نمونه مجذور باقیمانده استاندارد برای بازده روزانه و  $C_{ww}(0)$  واریانس نمونه مجذور باقیمانده استاندارد برای حجم معامله روزانه است. حرکت در ممان مرتبه دوم که مربوط به وابستگی واریانس بین هر دو سری است برای بررسی وجود علیت در واریانس بین هر دو سری استفاده می‌شود. اگر مقدار آماره آزمون بر اساس معادله (۲۰) بزرگ‌تر از مقدار بحرانی توزیع کای دو باشد، پس می‌توانیم فرضیه صفر عدم وجود علیت در واریانس را رد کنیم.

$$S_2 = T \left[ \sum_{i=1}^k (\widehat{r}_{uw}(k))^2 \right] \xrightarrow{L} \chi^2(k) \quad \text{معادله ۲۰}$$

هنگامی که درجه آزادی  $k$  بزرگ است، این آماره آزمون با کم کردن میانگین  $k$  و تقسیم بر انحراف استاندارد  $(2k)^{1/2}$  به یک توزیع نرمال استاندارد تبدیل می‌شود (هونگ<sup>۱</sup>، ۲۰۰۱). در نتیجه، نسخه استاندارد شده  $S_2$  به صورت معادله ۲۱ نوشته می‌شود:

$$M_2 = \frac{S_2 - k}{\sqrt{2k}} \xrightarrow{L} N(0,1) \quad \text{معادله ۲۱}$$

آماره آزمون بر اساس معادله (۲۱) با مقدار بحرانی دنباله بالایی توزیع نرمال استاندارد مقایسه می‌شود. اگر آماره آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی توزیع نرمال باشد، می‌توانیم فرضیه صفر عدم علیت در واریانس را رد کنیم.

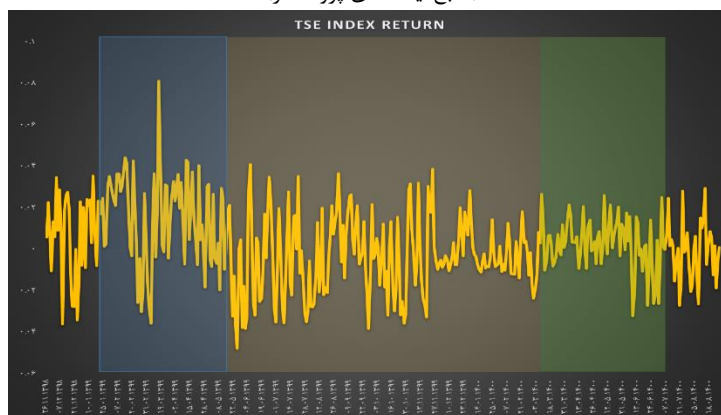
<sup>1</sup> Hong

### یافته‌های پژوهش

جهت به تصویر کشیدن نمایشی بصری از شکست‌های ساختاری احتمالی، قیمت‌ها و بازده روزانه از فروردین ۱۳۹۹ الی فروردین‌ماه ۱۴۰۰ در شکل ۱-۱ و شکل ۲-۱ ترسیم شده‌اند. دو مشاهده در این شکل قابل توجه است: اولاً، سه دوره فرعی برای نشان دادن تغییرات ساختاری شناسایی شده است که با رنگ‌های آبی، زرد و سبز جدا شده است. ثانیاً، قیمت در دوره ۱۹ مرداد ۱۳۹۹ الی ۳ خرداد ۱۴۰۰ به شدت کاهش یافته است. در طول این روند نزولی، بحران تقریباً ده ماه را تجربه می‌کند. حرکت نزولی قیمت‌ها در بازه زمانی اشاره شده یک رویداد فوق‌العاده محسوب می‌شود و به‌عنوان دوره بحران تلقی می‌شود.



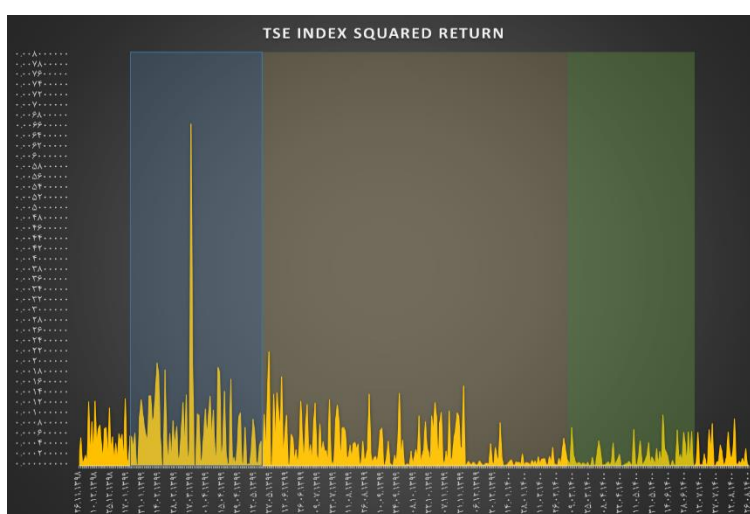
شکل ۱-۱: قیمت روزانه شاخص بورس اوراق بهادار در مقیاس لگاریتمی، فروردین ۱۳۹۹ الی مهرماه ۱۴۰۰ (منبع: یافته‌های پژوهشگر)



شکل ۲-۱: بازده روزانه شاخص بورس اوراق بهادار در مقیاس لگاریتمی، فروردین ۱۳۹۹ الی مهرماه ۱۴۰۰ (منبع: یافته‌های پژوهشگر)

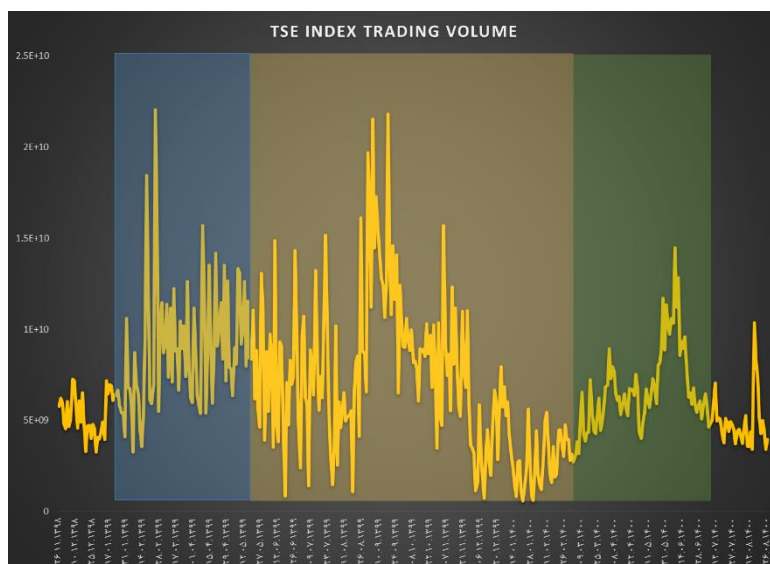


شکل ۲-۱ و شکل ۲-۲ به ترتیب بازده مجذور شاخص بورس اوراق بهادار تهران (روزانه) و حجم معاملات مربوطه را از فروردین ۱۳۹۹ الی فروردین ماه ۱۴۰۰ نشان می‌دهد. از بازده مجذور جهت نمایش نوسانات بازده استفاده شده است (تهرانی و همکاران، ۱۳۸۹). همان‌طور که مشاهده می‌شود، حرکت مجذور بازده یک انحراف شدید نسبی را در ابتدای کل دوره نمونه نشان می‌دهد. پس از آن، انحرافات شدید کم در مربعات بازده به‌وضوح تا پایان دوره نمونه مشاهده می‌شود.



شکل ۲-۱: مجذور بازده روزانه در مقیاس لگاریتمی، فروردین ۱۳۹۹ الی مهرماه ۱۴۰۰  
(منبع: یافته‌های پژوهشگر)

بر اساس حرکت حجم معاملات، حرکت آن با تغییرات زیادی در ابتدای دوره نمونه بیشتر مستعد فعالیت‌های سفته‌بازی است. مشارکت‌کنندگان بازار با این باور که حرکت صعودی ادامه پیدا می‌کند، چنین معامله‌ای را انجام می‌دهند و باعث می‌شود که معامله‌گران نویزی از معامله‌گران آگاه در بازار پیشی بگیرند و نتایج بهتری به دست آورند. برای اینکه معامله‌گران آگاه بتوانند معاملات نویزی را جبران کنند، ممکن است ریسک بالایی برای حفظ موقعیت‌های خود اتخاذ کنند. این جبران متعاقباً اندازه تراکنش بین آن‌ها و معامله‌گران نویزی را افزایش می‌دهد. حجم معاملات همان‌طور که در شکل ۲-۲ مشاهده می‌شود، از چهارماهه آخر سال ۱۴۰۰ تا پایان دوره نمونه با تغییرات کمتری روبرو بوده است.



شکل ۲-۲: حجم معاملات روزانه در مقیاس لگاریتمی، فروردین ۱۳۹۹ الی مهرماه ۱۴۰۰  
(منبع: یافته‌های پژوهشگر)

#### ۵-۱ نتایج آزمون ریشه واحد

آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر<sup>۱</sup> و فیلیپس-پرون<sup>۲</sup> با استفاده از دو مدل رگرسیون کمکی انجام شدند. مدل اول فقط از یک جمله ثابت تشکیل شده است، درحالی‌که مدل دیگر از یک جمله ثابت همراه با یک روند قطعی تشکیل شده است. نتایج حاصل شده بیانگر رد فرضیه صفر ریشه واحد برای هر دو سری در سطح ۱٪ می‌باشد که به این معنی است هر دو سری ایستایی سری زمانی را نشان می‌دهند.

#### ۵-۲ آمار توصیفی داده‌ها

در ادامه جدول ۲ میانگین، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی، آزمون Ljung-Box برای خودهمبستگی باقیمانده‌ها (Q) و مربعات باقیمانده‌های (Q2) و همچنین آزمون ضرب کننده لاگرانژ ناهمسانی شرطی خود رگرسیون (ARCH-LM) برای تعیین وجود اثرات ARCH را نشان می‌دهد.

<sup>1</sup> Augmented Dickey-Fuller (ADF)

<sup>2</sup> Phillips-Perron (PP)

جدول ۲- آمار توصیفی

مشاهدات	ARCH-LM	کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	میانه	میانگین		
۸۰	۶.۴۰**	۳.۹۸۸	-۰.۱۲۲	۰.۰۲۱	۰.۰۲۰	۰.۰۱۵	(R)	بازده
۸۰	۱۹.۵۰***	۲.۹۱۲	-۰.۰۰۴	۰.۳۶۶	۲۲.۸۷	۲۲.۸۵	(V)	حجم
۱۹۳	۱۸.۱۰۶***	۳.۶۴	-۰.۱۲۴	۰.۰۳۲	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۳	(R)	بازده
۱۹۳	۳۲.۹۸**	۳.۳۲۳	-۰.۷۹۴	۰.۷۴۱	۲۲.۵۲	۲۲.۴۳	(V)	حجم
۸۰	۱۸.۸۱***	۳.۵۴۵	-۰.۵۱	۰.۰۱۲	۰.۰۰۴	۰.۰۰۳	(R)	بازده
۸۰	۳۲.۲۰**	۲.۹۲۷	-۰.۳۱۷	۰.۳۰۲	۲۲.۵۹	۲۲.۵۷	(V)	حجم

\*\*\*، \*\* و \* نشان‌دهنده رد فرضیه صفر به ترتیب در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ هستند. بازده به درصد و حجم در مقایسه لگاریتمی ارائه شده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در طول بحران، بازده دارای بالاترین انحراف استاندارد است. این موضوع نشان می‌دهد که وقوع بحران نزول اساسی شاخص بورس به انحرافات شدید در واریانس سری بازده می‌انجامد. این موضوع متعاقباً باعث می‌شود که حرکت بازده در طول دوره بحران کمی بی‌ثبات‌تر از دوره غیر بحران باشد. برای حجم معاملات، انحراف معیار چشمگیر در دوره بحران در مقایسه با دوره بعد از بحران و قبل از آن وجود دارد. علاوه بر این، انحراف معیار آن تا پایان دوره نمونه کاهش می‌یابد. این یافته با حرکت حجم معاملات مطابق شکل ۲-۲ مطابقت دارد. به همین ترتیب، انتظار می‌رود کاهش تغییرات در نوسانات حجم، میزان نویز را در اندازه‌گیری نرخ جریان اطلاعات تغییر دهد، در نتیجه این امر ممکن است بر وابستگی بین بازده و حجم معاملات در طی بحران تأثیر بگذارد. حرکت صعودی قیمت در قبل از بحران و بعد از بحران رخ می‌دهد. همان‌طور که مشخص است، چنین روندی در بازار تمایل به افزایش سود فعالان بازار سرمایه در طول زمان در کوتاه‌مدت یا بلندمدت را منجر خواهد شد. جدای از آن، باید انتظار داشت که بازدهی در این دوره‌ها چولگی مثبت با میانگین مثبت باشد. باکمال تعجب، این سری در قبل از بحران و بعد از بحران با اینکه میانگین آن‌ها مقادیر مثبتی است، دارای چولگی منفی است. این نشان می‌دهد که رویداد ریسک دنباله چپ<sup>۱</sup> در بازار بارزتر شده است (سان<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۲۲) که با کاهش عملکرد بالقوه در سایر بازارهای موازی همراه است که در مردادماه ۱۳۹۹ در بازار بورس اوراق بهادار تهران شروع شد.

چنانچه مشخص است قیمت شاخص یک روند نزولی در بحران را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که بازدهی در این دوره دارای چولگی منفی با میانگین منفی است. لذا، با توجه به چولگی منفی با میانگین منفی، فعالان بازار

<sup>۱</sup> ریسک دنباله سمت چپ، ممانعت سرمایه‌گذاران نهادی از انتقال آن‌همه پول نقد به بازار است. در نتیجه، نقدینگی کاهش می‌یابد، شکاف‌های خریدوفروش گسترده‌تر می‌شوند و اجرای معاملات مطلوب برای سرمایه‌گذاران بزرگ دشوارتر می‌شود. این رویداد معمولاً توسط یک بحران شدید اقتصادی یا مالی که به نظر می‌رسد به‌طور غیرمنتظره فوران می‌کند، آغاز می‌شود. رویدادهای دنباله چپ تأثیر منفی بر پرتقوی ما دارد و می‌تواند نتایج مخربی بر بازده پرتقوی داشته باشد. هنگام وقوع ریسک دنباله چپ توزیع نرمال نیست و دم‌های چاق‌تری دارد. دم‌های چاق‌تر احتمال اینکه سرمایه‌گذاری از انحراف استاندارد فراتر رفته و ریسک بیشتری ایجاد کند، افزایش می‌دهد که وقتی به سمت نزول باشد، به‌عنوان ریسک دم چپ شناخته می‌شود (سان و همکاران، ۲۰۲۲).

<sup>۲</sup> Sun

به احتمال زیان بسیار بالا پی می‌برند و سهام شرکت‌های مختلف را در قیمت‌های پایین بازار می‌فروشند. بازده در دوره بحران، کشیدگی بالاتر از ۳ را ایجاد نموده است که نشان می‌دهد این سری دنباله نسبتاً سنگین‌تری از توزیع عادی را نمایش می‌دهد و این همان چیزی است که در چنین بازاری اتفاق می‌افتد که در آن همه شرکت‌کنندگان در مورد بدترین نتیجه انتظار یکسانی دارند زیرا اخبار بد بیشتری در طول مدت‌زمان نسبتاً کوتاه منتشر شده است. برای حجم معاملات روزانه، در دوره بحران و بعد از بحران کشیدگی کمتر از ۳ نشان می‌دهد که حجم معاملات، توزیع پلاتیکورتیک<sup>۱</sup> را نشان می‌دهد. درجه لپتوکورتوز آن در زمان بحران همراه با چولگی منفی بیشتر افزایش می‌یابد. این نشان می‌دهد که افزایش فعالیت بازار همیشه با دقت بالای سیگنال معامله گران آگاه همراه نیست. در ادامه یک آزمون مهم برای ارزیابی یافته‌های مدل ARMA به نام Ljung-Box مورد استفاده قرار گرفته است. اساساً، این تست برای تعیین اینکه باقی‌مانده سری زمانی یک الگوی تصادفی را دنبال می‌کند یا یک درجه خاصی از غیر تصادفی بودن را دارد مورد استفاده قرار می‌گیرد. فرضیه‌ها در آن به صورت زیر است:

H0: باقیمانده دارای یک الگوی تصادفی است و مدل فاقد خودهمبستگی است.

H1: باقیمانده از یک الگوی تصادفی پیروی نمی‌کند و مدل دارای خودهمبستگی است.

شایان توجه است که این روش برای تعیین تعداد مشخصی از تأخیرها برای Ljung-Box می‌تواند کاملاً دلخواه باشد. از این رو، در پژوهش حاضر تست Q، Ljung-Box با تأخیرهای ۵، ۱۰ و ۱۵ و ۲۰ اجرا شده است. برای اجرای این تست از نرم‌افزار پایتون استفاده شده است. (20) Q آماره کای دو برای فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی تا مرتبه ۲۰ برای باقیمانده‌ها را نشان می‌دهد. (20) Q<sup>2</sup> آماره کای دو برای فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی تا مرتبه ۲۰ برای باقیمانده‌های مجذور (نوسانات) را نشان می‌دهد. آماره آزمون Ljung-Box برای Q(20) و Q<sup>2</sup>(20) تأیید می‌کند که هر دو سری در بیشتر موارد تا ۲۰ وقفه خودهمبستگی را نشان می‌دهند و دارای اثرات ARCH هستند. لازم به ذکر است قبل از استفاده از مدل‌های ARCH می‌بایست از وجود اثرات ARCH یا ناهمسانی واریانس شرطی خود رگرسیون اطمینان حاصل کرد. بدین منظور از آزمون ARCH-LM که دارای توزیع F است، استفاده می‌شود.<sup>۲</sup> این آزمون فرضیه صفر مبنی بر نبود اثرات ARCH را مورد آزمون قرار می‌دهد. بر اساس نتایج این آزمون در جدول ۲، فرضیه صفر رد شده و هر دو سری (بازدهی و حجم) دارای ناهمسانی واریانس شرطی است و می‌توان از مدل‌های ARCH برای مدل‌سازی نوسانات استفاده نمود. این یافته با توجه به وجود خودهمبستگی در مجذور باقیمانده هر دو سری نیز قابل پیش‌بینی بود. این موضوع با شکل ۱-۲ از نظر بصری نیز مطابقت دارد که نشان می‌دهد دوره‌هایی که با نوسانات زیاد مشخص می‌شوند، اغلب تمایل دارند که پایدار باشند، همان‌طور که در زیر دوره‌های مختلف دیده می‌شود. شواهد موجود در جدول ۲ نشان می‌دهد که استفاده از مدل‌سازی ناهمسانی شرطی خود بازگشتی تعمیم‌یافته (GARCH) برای هر دو سری جهت اطمینان از استحکام نتیجه‌گیری نیاز است.

<sup>۱</sup> platykurtic

<sup>۲</sup> ARCH-LM مخفف آماره آزمون ضرب‌کننده لاگرانژ ناهمگونی شرطی خود رگرسیون برای فرضیه صفر عدم اثر ARCH برای باقیمانده‌ها است.

### ۳-۵ تخمین مدل‌های سری زمانی تک متغیره: قبل از بحران، بحران و بعد از بحران

مدل‌های تک متغیره برای بازده و حجم معاملات در هر زیر دوره به‌منظور ایجاد تغییرات زمانی در میانگین شرطی و واریانس شرطی تخمین زده شده است. قبل از بحران، میانگین شرطی بازده روزانه توسط AR(3) توضیح داده شده است. میانگین شرطی حجم معاملات روزانه نیز با فرآیندهای AR(1) توضیح داده شده است. همان‌طور که قبلاً بحث شد، کشیدگی بازده بزرگ‌تر از کشیدگی حجم معاملات قبل از بحران است. این نشان می‌دهد که توزیع بازده تحت سلطه وقوع موج‌های بزرگ است. بر اساس جدول ۳، با در نظر گرفتن مقادیرهای مختلف  $p$  و  $q$  سعی شد به بهترین برآورد مدل دست پیدا شود. لذا مدل انتخابی قبل از بحران برای بازده روزانه عبارت است از AR(3)-GARCH(1,1) و برای حجم معاملات روزانه عبارت است از AR(1)-GARCH(1,1). انتخاب مدل بر مبنای معیار  $\log$ -likelihood و به حداکثر رساندن آن بوده است. در نتیجه پارامترها به‌طور مشترک با استفاده از تکنیک‌های عددی برای به حداکثر رساندن تابع  $\log$ -likelihood تخمین زده شده‌اند. برآوردهای این مدل‌ها در جدول ۳ خلاصه شده است:

جدول ۳- نتایج برآورد مدل ARMA-GARCH دوره قبل از بحران

ضرایب	بازده (R)	حجم (V)
عرض از مبدأ $(\alpha_0)$	$5.91 \times 10^{-5}$ (.0005)	1.2072 *** (.01306)
AR (1) $(\alpha_1)$	-0.0060 (.0373)	0.8406 **** (.0175)
AR (2) $(\alpha_2)$	-0.0271 (.0325)	-
AR (3) $(\alpha_3)$	0.0609* (.0318)	-
عرض از مبدأ $(w)$	$8.5 \times 10^{-6}$ *** ( $2.1 \times 10^{-6}$ )	0.034 ** (.0112)
ARCH (1) $(\alpha_1)$	0.0802 *** (.0106)	0.0753 *** (.0250)
GARCH (1) $(\beta_1)$	0.9037 *** (.0182)	0.9165 *** (.007)
Log-likelihood	3060.891	-602.14
معیار شوارتز	-5.426	1.3982
ARCH-LM	[.1]	[.6]

این مدل‌ها بر اساس معادله‌های ۱ الی ۴ تخمین زده شده‌اند. \*\*\*, \*\*, \* و \* به ترتیب در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنی‌داری آماری را نشان می‌دهند. خطاهای استاندارد در پرانتز و P-Value در [ ] نشان داده شده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در جدول ۳ قابل توجه است که ضریب  $\alpha_1$  (جزء ARCH، تأثیر شوک گذشته) و (جزء GARCH، تأثیر نوسانات شرطی گذشته) برای هر دو سری از نظر آماری معنادار هستند. مجموع ضرایب آن‌ها (نزدیک به یک) نشان‌دهنده ثبات نوسانات برای هر دو سری است. قبل از بحران، نوسانات بازده بیشتر از نوسانات حجم معاملات است. از نظر مشخصات مدل، از آماره Ljung-Box برای تست خودهمبستگی برای باقیمانده‌های مربع استاندارد شده تا وقفه ۲۰ استفاده شده است. از آماره ARCH-LM، جهت آزمایش اثرات ARCH موجود در یک سری استفاده شده است. هر دو آماره آزمون نشان می‌دهند که نتایج تخمین تک متغیره در باقیمانده‌های استاندارد شده آن‌ها فاقد مشکلات همبستگی و ناهمسانی است.

در طول بحران و بعد از بحران، میانگین مشروط بازده روزانه در بحران و دوره بعد از بحران به ترتیب با  $ARMA(3,2)$  و  $AR(2)$  توضیح داده شده است. برای حجم معاملات روزانه، فرآیندهای تک متغیره که میانگین شرطی آن را در این دوره‌ها توضیح می‌دهند عبارتند از فرآیند  $AR(2)$  در بحران و فرآیند  $AR(4)$  در دوره بعد از بحران. مجذور باقیمانده‌های به دست آمده از معادله میانگین شرطی نشان می‌دهند که هر دو سری فرآیند ARCH را نشان می‌دهند. برای تشخیص توزیع واریانس شرطی برای هر دو سری در این دوره‌ها، از توزیع نرمال برای مدل‌سازی واریانس شرطی بازده و حجم استفاده شده است. بر اساس جدول ۴، مدل انتخابی دوره بحران برای بازده روزانه عبارت است از مدل  $ARMA(3,2)-GARCH(1,1)$  و مدل  $AR(2)-GARCH(1,1)$  برای حجم معاملات روزانه. مدل انتخابی دوره بعد از بحران برای بازده روزانه عبارت است از مدل  $AR(2)-GARCH(1,1)$  برای بازده روزانه و مدل  $AR(4)$  برای حجم معاملات روزانه. نتایج برآورد شده برای این مدل‌ها در جدول ۴ خلاصه شده است:

جدول ۴- نتایج برآورد مدل ARMA-GARCH دوره بحران و بعد از بحران

بعد از بحران		بحران		ضرایب
حجم (V)	بازده (R)	حجم (V)	بازده (R)	
۲.۴۰*** (۰.۴۰)	۰.۰۰۲* (۰.۰۰۰۶)	۲.۶۹*** (۰.۸۲)	-۰.۰۰۷ (۰.۰۰۰۵)	عرض از مبدأ ( $\alpha_0$ )
۰.۳۸*** (۰.۰۰۵)	-۰.۰۰۸* (۰.۰۰۴۵)	۰.۴۱*** (۰.۰۰۹)	-۰.۴۵*** (۰.۰۰۹)	AR (1) ( $\alpha_1$ )
۰.۱۰۶۵*** (۰.۰۰۳۴۹)	۰.۰۰۷۵* (۰.۰۰۴۵)	۰.۳۰*** (۰.۰۰۷)	-۰.۷۹*** (۰.۰۰۷)	AR (2) ( $\alpha_2$ )
۰.۱۵** (۰.۰۰۵)	-	-	-۰.۰۳۵۳ (۰.۰۰۸۱۱)	AR (3) ( $\alpha_3$ )
۰.۱۶** (۰.۰۰۳)	-	-	-	AR (4) ( $\alpha_4$ )
-	-	-	۰.۵۳** (۰.۰۰۳۱)	MA (1) ( $b_1$ )

ضرایب	بحران		بعد از بحران	
	بازده (R)	حجم (V)	بازده (R)	حجم (V)
MA (2) ( $b_2$ )	۰.۷۶** (۰.۰۱)	-	-	-
عرض از مبدأ (w)	$\times 10^{-5}$ ۱.۱۴ $\times 10^{-5}$ (۱.۶۲)	۰.۰۲۰۱** (۰.۰۱۰۷)	$۲.۳۴ \times 10^{-6}$ $\times 10^{-6}$ (۱.۳۱)	-
ARCH (1) ( $\alpha_1$ )	۰.۰۹* (۰.۰۵)	۰.۳*** (۰.۱۳)	۰.۰۳*** (۰.۰۱)	-
GARCH (1) ( $\beta_1$ )	۰.۹۰*** (۰.۰۶)	۰.۶۰*** (۰.۱۵)	۰.۹۵*** (۰.۰۱)	-
Log-likelihood	۳۵۶.۲۹۳۸	-۴۷.۱۸۷۷	۱۴۵۵.۳۲۳	-۷۶.۲۰۲۴
معیار شوارتز	-۳.۹۹۱۲	۰.۷۴۴۸	-۵.۱۲۹۸	۰.۳۲۹۸
ARCH-LM	[۰.۱]	[۰.۴]	[۰.۵]	[۰.۸]

این مدل‌ها بر اساس معادله‌های ۱ الی ۴ تخمین زده شده‌اند. \*\*\*، \*\* و \* به ترتیب در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنی‌داری آماری را نشان می‌دهند. خطاهای استاندارد در پرانتز و P-Value در [ ] نشان داده شده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول ۴ نشان داده شده است، تمام ضرایب (جزء ARCH، تأثیر شوک گذشته) و (جزء GARCH، تأثیر نوسانات مشروط گذشته) در معادلات واریانس شرطی برآورد شده برای بازده از نظر آماری معنی‌دار هستند. تجزیه و تحلیل‌ها نشان می‌دهد که همبستگی سریالی مثبت در واریانس شرطی هر دو سری وجود دارد. هر دو ضریب دارای مجموع تقریباً نزدیک یک هستند که نشان می‌دهد تداوم نوسان برای بازده ثابت است. برای حجم معاملات در بحران، ضرایب هر دو عبارت ARCH و GARCH با نوسانات پایدار قابل توجه است. مشخصات مدل انتخابی برای بحران و بعد از بحران از طریق آمارهای تست Ljung-Box و ARCH-LM بررسی شده است. بر اساس هر دو آزمون، فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی تا مرتبه ۲۰ برای باقیمانده‌های مربع استاندارد شده و فرضیه صفر عدم وجود اثر ARCH رد نشدند. این نشان می‌دهد که این مدل‌ها در توضیح میانگین شرطی و واریانس شرطی کافی هستند. تحلیل بعدی محاسبه همبستگی متقابل بین باقیمانده‌های استاندارد شده بازده و حجم معاملات و همچنین همبستگی متقابل بین مجذور باقیمانده‌های استاندارد شده هر دو سری تا ۲۰ تأخیر در هر زیر دوره است.

#### ۴-۵ نتایج تجربی برای علیت گرنجر در میانگین و علیت گرنجر در واریانس: قبل از بحران، در طول بحران و بعد از بحران

برای بررسی علیت در میانگین بین بازده و حجم معاملات برای هر زیر دوره، همبستگی متقابل باقیمانده‌های استاندارد شده و آمار آزمون  $M_1$  تا ۲۰ تأخیر محاسبه می‌شود. همبستگی متقابل و آماره آزمون در جدول ۵ ارائه شده است.

بر اساس یافته‌های جدول ۵، برای دوره قبل از بحران مشاهده شد حرکت قیمتی به سمت بالا در این زیر دوره وجود دارد، مطابق با جدول ۵ از وقفه ۶ تا ۱۱ همبستگی مثبت در این زیر دوره وجود دارند. این همبستگی‌ها در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار هستند که نشان می‌دهد شرکت‌کنندگان بازار که انتظار رشد بازار را دارند تمایل دارند حجم معاملات خود را بر اساس بازده افزایش دهند. هنگامی که قیمت‌ها در دوره بحران به شدت کاهش می‌یابد، فعالان بازار تمایل دارند از حجم معاملات گذشته برای پیش‌بینی بازده فعلی استفاده کنند. این موضوع را می‌توان با همبستگی متقابل معنی‌دار بین باقیمانده‌های استاندارد شده حجم معاملات گذشته و بازده فعلی در وقفه‌های ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۵، ۱۸ و ۱۹ نشان داد. درست زمانی که حرکت صعودی قیمت در دوره بعد از بحران وجود دارد، مشاهده می‌شود که همبستگی‌ها از تأخیر ۲ تا ۲۰ معنی‌دار است. این مشاهدات نشان می‌دهد که علیت-در-میانگین بین هر دو سری به‌طور نامتقارن پس از دوره بحران رخ می‌دهد. چنین رفتار نامتقارنی از دو منظر از فرضیه «ناهمگونی معامله‌گران» پشتیبانی می‌کند: اول، درجه همبستگی متقابل معنی‌دار بین باقیمانده‌های استاندارد شده هر دو سری در بالاترین وقفه قبل از بحران قوی‌تر از بعد از بحران است. دوم، بازه زمانی که حجم معاملات گذشته با بازده فعلی مرتبط شود، پس از بحران طولانی‌تر می‌شود. توضیح شهودی برای حمایت از این یافته این است که فعالان بازار سرمایه تمایل دارند پس از وخامت شرایط اقتصادی به‌عنوان سرمایه‌گذار ریسک‌گریز رفتار کنند. این به دلیل از دست دادن اعتماد آن‌ها به عملکرد بازار پس از بحران است، بنابراین آن‌ها بازده کم با ریسک شناخته شده را به بازده بالاتر با ریسک ناشناخته ترجیح می‌دهند. در نتیجه این امر باعث می‌شود که آن‌ها از بازده در پیش‌بینی حجم معاملات با مدت زمان طولانی‌تری استفاده کنند.

برای بررسی علیت در واریانس بین بازده و حجم معاملات برای هر زیر دوره، همبستگی متقابل باقیمانده مربع استاندارد شده و آماره آزمون  $M_2$  تا ۲۰ تأخیر محاسبه شده است. همبستگی و آماره آزمون در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۵-آزمون علیت در میانگین

دوره قبل از بحران										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
$V(-k) \rightarrow R$	۰.۰۲۳ (-۰.۷۸)	۰.۰۳۸ (۰.۴۵)	۰.۰۲۷ (-۰.۵۱)	-۰.۰۰۱ (-۰.۵۶)	-۰.۰۳۴ (-۰.۲۶)	۰.۰۳۷ (-۰.۴۲)	۰.۰۸۹ (۰.۱۷)	۰.۰۵۲ (-۰.۱۱)	-۰.۰۷۸ (-۰.۳۵)	-۰.۰۲۶ (-۰.۲۵)
$R \rightarrow V(+k)$	-۰.۰۲۳ (-۰.۱۸)	۰.۰۵۶ (-۰.۱۸)	۰.۰۴۸ (۰.۳۸)	۰.۰۳۴ (-۰.۵۷)	-۰.۰۸۷ (-۰.۶۶)	۰.۰۳۳ (۱.۸۴)	۰.۰۵۲ (۱.۶۵)	۰.۰۶۷ (۱.۵۶)	۰.۰۸۷ (۱.۸۷)	۰.۰۵۷ (۱.۹۴)
						The result is significant at $p < .05$ .	The result is significant at $p < .05$ .	The result is significant at $p < .10$ .	The result is significant at $p < .05$ .	The result is significant at $p < .05$ .



k	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
V(-k) → R	-۰.۰۳۵ (-۰.۹۹)	۰.۰۳۵ (-۰.۸۹)	۰.۰۳۹ (-۰.۸۵)	۰.۰۴ (-۰.۲۶)	۰.۰۴۵ (-۰.۳۸)	-۰.۰۲۳ (-۰.۵۰)	-۰.۰۷۴ (-۰.۴۲)	-۰.۰۶۲ (-۰.۸۶)	۰.۶۳ (-۰.۹۰)	۰.۰۰۶ (-۰.۴۷)
R → V(+k)	۰.۰۸۴ (۱.۳۶) The result is significant at p < .10.	۰.۰۱۵ (-۱.۰۸)	-۰.۱۰۳ (-۱.۲۱)	۰.۵۳۱ (-۱.۸۵)	۰.۵۱۷ (-۱.۶۶)	۰.۰۵۲ (-۱.۸۵)	۰.۰۰۴ (-۱.۷۸)	۰.۰۷۶ (-۰.۲۹)	۰.۹۱۷ (-۱.۷۵)	۰.۰۳۵ (-۱.۵۶)
<b>دوره بحران</b>										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
V(-k) → R	-۰.۰۶۲ (-۰.۰۲)	-۰.۰۶۹ (-۰.۹۸)	-۰.۰۴۵ (-۰.۸۵)	-۰.۰۸۷ (۰.۶۲)	-۰.۱۶۰ (۰.۸۵)	-۰.۰۲۳ (-۱.۰۱)	۰.۰۷۸ (۰.۶۸)	۰.۰۵۳ (۰.۱۲)	-۰.۳۹۸ (۱.۹۲) The result is significant at p < .05.	۰.۰۹۸ (۱.۹۹) The result is significant at p < .05.
R → V(+k)	-۰.۰۳۶ (۰.۲۹)	-۰.۰۱۰ (۰.۸۷)	-۰.۱۰۴ (۰.۸۵)	۰.۰۵۶ (-۰.۰۷)	۰.۱۰۷ (۰.۲۷)	-۰.۰۸۷ (۱.۱۸)	-۰.۱۴۷ (۰.۶۷)	۰.۶۰۶ (۰.۲۶)	-۰.۰۳۳ (۰.۷۴)	۰.۰۶۷ (۰.۲۹)
k	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
V(-k) → R	-۰.۰۴۰ (۱.۳۷) The result is significant at p < .10.	-۰.۰۴۷ (۰.۰۷۸)	-۰.۰۴۹ (۱.۲۶)	۰.۰۷۸ (۱.۱۲)	۰.۱۵۹ (۱.۵) The result is significant at p < .10.	-۰.۰۷۴ (۰.۹)	۰.۰۶۰ (۰.۱۷)	-۰.۱۰۸ (۱.۴۳) The result is significant at p < .10.	-۰.۰۰۸ (۱.۴) The result is significant at p < .10.	۰.۷۵۹ (۱.۲۸۰)
R → V(+k)	-۰.۰۷۵ (۰.۱۵۹)	-۰.۰۸۳ (۰.۳۵۷)	-۰.۰۹ (۰.۵۸۲)	-۰.۱۴۷ (-۰.۹۸۷)	۰.۰۰۴ (-۰.۱۵۶)	۰.۱۲۸ (۰.۳۵۴)	-۰.۰۸۷ (-۰.۷۵۸)	-۰.۰۰۵ (-۰.۱۲۴)	-۰.۰۷۸ (۰.۰۶۱)	-۰.۱۰۲ (۰.۰۶۷)
<b>دوره بعد از بحران</b>										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
V(-k) → R	۰.۰۵۹ (۰.۸۷)	-۰.۰۸۹ (۳.۷۳) The result is significant at p < .01.	-۰.۰۷ (۳.۶۵) The result is significant at p < .01.	۰.۰۵۲ (۲.۵۷) The result is significant at p < .01.	۰.۱۲۶ (۱.۹۵) The result is significant at p < .05.	-۰.۰۸۹ (۱.۶۶) The result is significant at p < .05.	-۰.۰۹ (۱.۶۴۶) The result is significant at p < .05.	۰.۰۶۸ (۱.۷۰) The result is significant at p < .05.	۰.۰۳۲ (۱.۵) The result is significant at p < .05.	-۰.۰۸۹ (۱.۴۶۹) The result is significant at p < .10.
R → V(+k)	-۰.۰۰۶ (-۰.۱۰)	۰.۰۳ (۰.۱۷)	۰.۰۴ (۰.۱۸)	۰.۰۲۷ (-۰.۳۴)	۰.۰۹۶ (۰.۴۰)	۰.۱۷۵ (۱.۰۷)	۰.۱۲۷ (-۰.۱۸)	۰.۱۰۷ (-۰.۷۸)	۰.۱۰۷ (۱.۲۸۱)	-۰.۸۲۸ (۱.۰۸)
k	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
V(-k) → R	-۰.۰۶۷ (۱.۸۴) The result is significant at p < .05.	۰.۰۶۸ (۱.۸۰) The result is significant at p < .05.	۰.۰۱۷ (۱.۹۵) The result is significant at p < .05.	-۰.۰۰۸ (۲.۰۳) The result is significant at p < .05.	۰.۰۹۸ (۲.۰۵) The result is significant at p < .05.	۰.۰۵۶ (۳.۲۴) The result is significant at p < .01.	۰.۸۹۱ (۳.۳) The result is significant at p < .01.	-۰.۰۱۸ (۱.۵۷) The result is significant at p < .10.	۰.۴۶۵ (۱.۷۸) The result is significant at p < .05.	-۰.۷۰۲ (۱.۷۶) The result is significant at p < .05.
R → V(+k)	۰.۰۴۱ (۰.۸۰)	۰.۰۸۷ (۱.۰۱)	-۰.۰۴۷ (۰.۴۷)	۰.۰۸۵ (۰.۵۳)	۰.۰۰۷ (۲.۴۳) The result is significant at p < .01.	-۰.۰۵۹ (۲.۳۸) The result is significant at p < .01.	-۰.۰۳۶ (۲.۳) The result is significant at p < .01.	۰.۰۷ (۱.۶۹) The result is significant at p < .05.	-۰.۰۹ (۱.۹) The result is significant at p < .05.	۰.۰۷۴ (۱.۸۷) The result is significant at p < .05.

این جدول k مین وقفه همبستگی متقابل بین باقیمانده‌های استاندارد شده بازده و حجم معاملات را نشان می‌دهد (محاسبه شده از معادله (۱۲)). k شماره وقفه را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره آزمون  $M_1$  می‌باشد (محاسبه شده از معادله (۱۴)).  $V(-k) \rightarrow R$  همبستگی متقابل برای اثر وقفه حجم معامله روزانه گذشته بر بازده روزانه جاری در میانگین با توجه به  $I_{R,V}$  نشان می‌دهد. درحالی‌که  $R \rightarrow V(+k)$  همبستگی متقابل برای اثر وقفه بازده روزانه جاری بر حجم معامله روزانه آینده در میانگین با توجه به  $I_{R,V}$  را نشان می‌دهد. اگر آماره آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی دنباله بالایی توزیع نرمال باشد، فرضیه صفر عدم علیت در میانگین رد خواهد شد.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۶- آزمون علیت در واریانس

دوره قبل از بحران										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
$V(-k) \rightarrow R$	-۰.۰۱۸ (-۰.۸۷)	-۰.۰۳۲ (-۱.۰۲)	۰.۰۰۳ (۰.۶۳)	-۰.۰۱۷ (-۱.۱۳)	-۰.۰۵۴ (-۰.۹۵)	-۰.۰۱۲ (-۱.۰۶)	-۰.۰۶۳ (-۰.۶۷)	-۰.۰۱۹ (-۱.۰۲)	۰.۰۴۳ (۹.۸)	۰.۰۵۲ (۹.۰۸)
$R \rightarrow V(+k)$	-۰.۰۶۷ (-۱.۰۹)	-۰.۰۳۸ (-۰.۳۱)	-۰.۰۶۱ (۰.۹۶)	-۰.۰۵۷ (۰.۳۴)	-۰.۰۱۸ (-۰.۰۹)	-۰.۰۹۶ (۰.۳۶)	-۰.۰۳۶ (۰.۵۳)	-۰.۰۱۸ (۰.۸۵)	۰.۰۲۹ (۰.۹۴)	-۰.۰۳۷ (۱.۰۸)
k	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
$V(-k) \rightarrow R$	-۰.۰۷۳ (۱.۰۹)	۰.۰۱۹ (۰.۵۷)	-۰.۰۱۲ (۹.۴۲)	۰.۰۶ (۱.۳۹)	۰.۰۸۹ (۱.۴۵)	-۰.۰۶۵ (۹.۷۱)	-۰.۱۲ (۷.۰۸)	۰.۰۲۵ (۸.۱۵)	۰.۰۲۳ (۸.۱۱)	۰.۰۶۹ (۷.۹۸)
$R \rightarrow V(+k)$	-۰.۰۲۹ (-۱.۰۴)	-۰.۰۳۲ (-۰.۷۴)	-۰.۰۱۹ (۰.۰۶)	-۰.۰۱۷ (-۰.۴۹)	-۰.۰۲۷ (-۰.۷۷)	۰.۰۰۶ (-۰.۸۰)	-۰.۰۲۲ (-۰.۶۹)	-۰.۰۵۷ (-۰.۶۸)	-۰.۰۸۱ (۱.۰۱)	-۰.۰۱۷ (-۰.۴۲)
دوره بحران										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
$V(-k) \rightarrow R$	-۰.۰۷۲ (-۰.۱۴)	۰.۰۵۲ (۰.۷۸)	-۰.۱۱۲ (۰.۰۹)	-۰.۰۸۴ (۰.۴۸)	-۰.۲۲۷ (۰.۵۵)	-۰.۰۰۴ (-۰.۳۶)	-۰.۰۵۱ (-۰.۳۱)	-۰.۱۲۸ (-۰.۲۶)	-۰.۱۴۷ (-۰.۲۷)	۰.۰۳۶ (-۰.۱۹)
$R \rightarrow V(+k)$	۰.۰۶۵ (۰.۲۶)	-۰.۰۳۶ (۰.۳۷)	۰.۱۴۸ (۰.۵۹)	-۰.۰۴۷ (-۰.۴۲)	-۰.۰۳۷ (-۱.۰۹)	-۰.۳۲۶ (-۰.۰۹)	-۰.۵۰۲ (-۰.۰۹)	۰.۱۰۴ (-۰.۷۵)	۰.۰۰۸ (-۰.۰۶)	-۰.۰۰۹ (-۰.۰۸)
k	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
$V(-k) \rightarrow R$	۰.۰۰۷ (-۰.۷۸)	-۰.۰۳۰ (-۰.۶۷)	-۰.۶۰۱ (-۰.۶۹)	۰.۱۲۴ (-۰.۷۰)	-۰.۰۲۸ (-۰.۸۹)	-۰.۰۵۴ (-۰.۵۶)	-۰.۰۳۴ (-۰.۵۲)	-۰.۰۳۳ (-۰.۴۸)	-۰.۰۸۰ (-۰.۴۵)	۰.۰۰۱ (-۰.۵۲)
$R \rightarrow V(+k)$	-۰.۰۰۶ (-۱.۰۸)	-۰.۰۰۷ (-۱.۰۹)	-۰.۰۱۵ (-۱.۱۵)	-۰.۰۷۸ (-۰.۶۴)	-۰.۰۶۴ (-۰.۸۳)	۰.۰۱۹ (-۰.۵۸)	-۰.۰۷۳ (-۱.۰۳)	-۰.۳۲۶ (-۰.۶۸)	-۰.۰۹۱ (-۱.۱۰)	-۰.۰۶۵ (-۱.۱۳)
دوره بعد از بحران										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
$V(-k) \rightarrow R$	-۰.۰۰۶	-۰.۰۶۹	۰.۰۸۴	۰.۰۳۶	۰.۰۴۹	۰.۰۶۳	-۰.۰۰۶	-۰.۰۰۴	۰.۰۳۲	-۰.۰۳۸

	(۰.۰۵)	(۰.۷۸)	(۱.۰۶)	(۵.۶)	(۶.۹۰)	(۹.۰۱)	(۰.۶۳)	(۰.۷۵)	(۰.۹۳)	(۱.۲۳)
				The result is significant at $p < .01$ .	The result is significant at $p < .01$ .	The result is significant at $p < .01$ .				
R → V(+k)	-۰.۰۰۷ (-۱.۳۹)	-۰.۰۰۴ (-۱.۳۲)	-۰.۰۰۴ (-۱.۴۷)	۰.۰۳۶ (۱.۰۱)	-۰.۰۰۹ (-۰.۵۳)	۰.۰۲۶ (۰.۴)	-۰.۰۴۵ (-۱.۳۶)	-۰.۰۸۵ (-۱.۸۷)	۰.۰۳۲ (۱.۵۲)	۰.۰۵ (۱.۴۸)
k	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
V(-k) → R	۰.۰۵۸ (۰.۸۷)	-۰.۰۱۹ (-۰.۳۶)	-۰.۰۹۷ (-۰.۴۵)	۰.۰۶۹ (۰.۲۶)	۰.۰۴۸ (۱.۴۳)	-۰.۰۶۳ (-۱.۶۶)	-۰.۰۳۷ (-۱.۰۵)	-۰.۰۰۹ (-۰.۰۹)	-۰.۰۰۴ (-۰.۳۸)	۰.۰۳۹ (۰.۹۸)
R → V(+k)	-۰.۰۰۴ (-۱.۵۹)	-۰.۰۹۸ (-۱.۳۶)	۰.۰۶۷ (۱.۰۸)	۰.۰۴۳ (۱.۵۷)	-۰.۰۵۶ (-۱.۶۳)	۰.۰۷۸ (۱.۶۰)	-۰.۰۹۹ (-۱.۳۸)	-۰.۰۴۸ (-۱.۸۷)	-۰.۰۳۲ (-۱.۰۲)	-۰.۰۷۸ (-۱.۳۷)

این جدول k مین وقفه همبستگی متقابل بین مربع باقیمانده‌های استاندارد شده بازده و حجم معاملات را نشان می‌دهد (محاسبه شده از معادله (۱۹)). k شماره وقفه را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره آزمون  $M_2$  می‌باشد (محاسبه شده از معادله (۲۱)).  $V(-k) \rightarrow R$  همبستگی متقابل برای اثر وقفه حجم معامله روزانه گذشته بر بازده روزانه جاری در واریانس با توجه به  $I_{R,V,t-1}$  نشان می‌دهد. در حالی که  $R \rightarrow V(+k)$  همبستگی متقابل برای اثر وقفه بازده روزانه جاری بر حجم معامله روزانه آینده در واریانس با توجه به  $I_{R,V,t}$  را نشان می‌دهد. اگر آماره آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی دنباله بالایی توزیع نرمال باشد، فرضیه صفر عدم علیت در واریانس رد خواهد شد.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول ۶ نشان داده شده است، اکثر وقفه‌های معنی‌دار، در زیر دوره‌ها نشان می‌دهد که علیت در واریانس مربوط به حجم معاملات گذشته بر بازده فعلی اتفاق می‌افتد. با بررسی تغییرات در همبستگی‌های متقابل بین باقیمانده‌های مجذور استاندارد شده حجم معاملات گذشته و بازده فعلی، نشانه‌ای ناسازگار برای این همبستگی‌ها پیدا شد که به‌عنوان شواهد متقاعدکننده‌ای از ماهیت تقاضای معامله‌گر نویزی در معاملات عمل می‌کند. چنین شواهدی، دلالت بر این دارد که سهامداران غیر نهادی و خرد تمایل دارند به‌جای معاملات بنیادی، موقعیت‌های خود را به‌طور تصادفی نگه‌دارند. واکنش آن‌ها در انتخاب موقعیت بازار به انتظارات قیمتی آن‌ها از حس‌گری بازار<sup>۱</sup> بستگی دارد. حسی که با اطلاعات بنیادی ارتباطی ندارد. چنین واکنشی بر اساس ادعای سندرز<sup>۲</sup> و همکاران (۱۹۹۶) درست است. در واقع نتایج ارائه شده در طول و بعد از بحران، دوره‌های مختلف قابل‌توجهی را با سطح معامله‌گران نویزی ارائه می‌کند که از فرضیه «ناهمگونی معامله‌گران» حمایت می‌کند. به‌نوعی، این با مطالعه بهار و هامونی<sup>۳</sup> (۲۰۰۵) متفاوت است، چراکه یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد علیت ناشی از بازده به حجم در بازار آتی نفت به‌طور ملایمی از فرضیه معامله‌گران نویزی پشتیبانی می‌کند زیرا این علیت با بازه زمانی ثابت در تأخیرهای ۳، ۹ و ۱۵ اتفاق می‌افتد. اگرچه قیمت‌ها روند کلی افزایشی را در داده‌های قبل از بحران نشان می‌دهند، وقوع چنین علیتی در تأخیرهای مرتبه پایین‌تر به دلیل وجود معامله‌گران نویزی است که قیمت را بالا می‌برد. نکته حائز اهمیت این است که قبل از بحران، هر دو نوسانات حجم معاملات گذشته و بازده فعلی در دوره قبل از بحران همبستگی مثبتی در تأخیرهای ۹، ۱۰، ۱۴، ۱۸، ۱۹ و ۲۰ و همچنین همبستگی منفی در تأخیرهای ۱۳،

<sup>1</sup> Market sense

<sup>2</sup> Sanders

<sup>3</sup> Bhar and Hamori

۱۶ و ۱۷ نشان می‌دهند. بیشتر این همبستگی‌های مثبت در تأخیرهای بالاتر نشان می‌دهد که انتقال ریسک اطلاعات از حجم معاملات به بازده نسبتاً بزرگ شده است. این یافته نشان می‌دهد که معامله‌گران نویزی دارای بازخوردی با حافظه طولانی هستند و جهت تحقق انتظارات بازده، از حجم معاملاتی دوره اخیر برای پاسخ به محتوای اطلاعاتی حجم معاملات در مورد نوسانات بازار استفاده می‌کنند.

نکته حائز اهمیت این است که معامله‌گران نویزی که در موقعیت‌های خرید هستند زمانی که حرکت صعودی قیمت معاملات به یک حرکت راکد تبدیل می‌شود، دارای حافظه کوتاهی هستند. در واقع، مشارکت‌کنندگان بازار انتظار دارند قیمت‌های آینده کمتر از انتظارات آربیتراژگران منطقی باشد و این امر باعث می‌شود که باور کنند استراتژی‌های معاملاتی در طول بحران بدترین نتایج خود را به همراه داشته باشد، زیرا اخبار بد بیشتری منتشر می‌شوند. بر اساس داده‌های بحران، هیچ اثر سرریز نوسانی مشاهده نمی‌شود. این نشان‌دهنده حضور معامله‌گران نویزی است که باور بدبینانه‌ای دارند که نمی‌توانند باور خود را در مورد بازده آتی با روشی منطقی بیان کنند. با حفظ موقعیت فروش در برابر ریسک‌های نزولی، پاسخ آن‌ها به تغییرات انتظارات به‌طور کامل توسط اطلاعات توجیه نمی‌شود. لذا رفتار معاملاتی آن‌ها نمی‌تواند بر نوسانات بازار تأثیر بگذارد.

#### بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه رابطه قیمت و حجم در بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌های قبل از بحران، بحران و پس از بحران به روش GARCH-ARMA را بررسی نمود. بر این اساس داده‌های روزانه از فروردین ۱۳۹۹ الی فروردین‌ماه ۱۴۰۰ دوره نمونه به سه زیر دوره قبل از بحران، در طول بحران و بعد از بحران در رژیم‌های متفاوت قیمت شاخص بورس اوراق بهادار تهران تقسیم گردید. تحلیل علیت در واریانس گرنجر نشان می‌دهد اولاً، سرریزهای نوسانات قابل توجه در دوره‌های قبل و بعد از بحران از حجم معاملات گذشته تا بازده فعلی با یک علامت ناسازگار برای همبستگی‌ها رخ می‌دهد. در واقع، این شواهد از ماهیت تقاضای معامله‌گر نویزی پشتیبانی می‌کند. دوماً قبل از بحران، هر دو نوسانات حجم معاملات گذشته و بازده فعلی در یک بازه زمانی نسبتاً بلندمدت همبستگی مثبت و همچنین همبستگی منفی در کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. وجود چنین سرریزهای نوسانی از حجم معاملات تا بازده توسط معامله‌گران نویز بازخورد مثبت با حافظه کوتاه نسبت داده می‌شود که نسبت به ورود جدید اطلاعات واکنش بیش‌ازحد نشان می‌دهند. سوماً بر اساس داده‌های بحران، هیچ اثر سرریز نوسانی مشاهده نشد که این نشان‌دهنده حضور معامله‌گران نویزی است چراکه باور بدبینانه‌ای نسبت به این موضوع دارند که نمی‌توانند باور خود را در مورد بازده آتی با روشی منطقی بیان کنند. چهارماً در دوره پس از بحران، هر دو نوسانات حجم معاملات گذشته و بازده فعلی در یک بازه زمانی کوتاه همبستگی مثبت دارند. در مجموع، یافته‌ها نشان می‌دهد که معامله‌گران نویزی در دوره‌های قبل و بعد از بحران، از فرضیه «ناهمگونی معامله‌گران» از دیدگاه همبستگی و بازه زمانی پشتیبانی می‌کند. یافته‌های پژوهش حاضر با یافته‌های پتی و راجیب (۲۰۱۰) که نشان می‌دهد حجم معاملات به‌طور قابل توجهی تداوم نوسانات بازده را کاهش می‌دهد، مخالف است. اگرچه به نظر می‌رسد معامله‌گران نویزی در انتقال اطلاعات و انعکاس شوک‌های قیمتی پس از بحران مالی از کارایی حجم معاملات می‌کاهند، به فعالان

بازار پیشنهاد می‌شود که به رفتارهای بلندمدت بیشتر تکیه کنند. نتایج این مطالعه علاوه بر استفاده محققان و نظریه پردازان مالی، میتواند توسط نهاد نظارتی بورس اوراق بهادار تهران نیز به منظور شناخت عوامل مؤثر بر نوسان پذیری بازده، مورد توجه قرار گیرد. شناخت عوامل مؤثر بر رابطه میان حجم معاملات سهام و نوسان پذیری بازده میتواند به تعدیل یا ابقای قوانین خاص معاملاتی حاکم بر بورس اوراق بهادار تهران از جمله حد نوسان قیمت و حجم مبنا توسط مقام ناظر کمک شایانی نماید.

### فهرست منابع

- احمد پور، احمد، آقاجائی، حسنعلی، فدوی، مصطفی (۱۳۹۲)، بررسی رابطه بین حجم معاملات و تغییر قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه راهبرد مدیریت مالی، ۱ (۱)، ۷۵-۹۵.
- امام وردی، قدرت اله، جعفری، سیده محبوبه (۱۳۹۸)، اثر بحران‌های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای مالی توسعه‌یافته و ایران، اقتصاد مالی، ۱۳ (۴۷)، ۸۴-۶۳.
- تهرانی، رضا، محمدی، شاپور، پوراابراهیمی، محمدرضا (۱۳۸۹)، مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی، ۱۲ (۳۰)، ۲۳-۳۶.
- زمانیان، غلامرضا، جلالی، ام البنین، کردی تمندانی، علی (۱۳۹۶)، رهیافت مدل احتمال مبادله آگاهانه در بررسی اثر عدم تقارن اطلاعات بر بازده سهام و حجم معاملات در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران، اقتصاد مالی، ۱۱ (۴۱)، ۴۳-۶۶.
- سید نژاد فهیم، سید رضا، مشکی میاوقی، مهدی، چیرانی، ابراهیم، محفوظی، ابراهیم (۱۳۹۸)، بررسی تأثیر معاملات غیرعادی معامله‌گران آگاه بر نقد شوندگی سهام، مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، ۱۱ (۱)، ۱۴۳-۱۶۹.
- نجار زاده، رضا، زیودار، مهدی (۱۳۸۵)، بررسی رابطه تجربی بین حجم معاملات و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۴۱ (۳)، ۲۹۹-۲۷۳.
- نمازی، محمد، حاجیه‌ها، زهره، چناری بوکت، حسن (۱۳۹۴)، مطالعه‌ی پدیده‌ی فرآیند آشوب در شاخص قیمت و بازده نقدی در بورس اوراق بهادار تهران، اقتصاد مالی، ۹ (۳۳)، ۳۵-۵۴.
- 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.
- 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.
- Andersen, T. G. (1996). Return volatility and trading volume: an information flow interpretation of stochastic volatility. *Journal of Finance*, 51(1), 169-204.
- Ardalankia, Jamshid., Osoolian, Mohammad., Haven, Emmanuel., Jafari, G. Reza, (2020), Scaling features of price-volume cross correlation, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 549, ISSN 0378-4371, <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.124111>

- Ball, R. (2009). The global financial crisis and the efficient market hypothesis: what have we learned?. *Journal of Applied Corporate Finance*, 21(4), 8-16.
- Bhar, R., Hamori, S. (2005). Causality in variance and the type of traders in crude oil futures. *Energy Economics*, 27(3), 527-539.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Chan, K., Fong, W. M., (2000). Trade size, order imbalance, and the volatility-volume relation. *Journal of Financial Economics*, 57(2), 247-273.
- Connolly, R., Stivers, C. (2003). Momentum and reversals in equity-index returns during periods of abnormal turnover and return dispersion. *Journal of Finance*, 58(4), 1521-1556.
- Easley, D., Kiefer, N. and O'Hara, M. (1997a). The information content of the trading process, *Journal of Empirical Finance*, 4(2), 159-86.
- Easton, S., Kerin, P. (2010). Market efficiency and the global financial crisis. *Australian Economic Review*, 43(4), 464-468.
- Engle R. F., Ito T., Lin W. L. (1990). Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market. *Econometrica*, 58(3), 525-542.
- Epps, T. W. (1975). Security price changes and transaction volumes: theory and evidence. *The American Economic Review*, 65(4), 586-597.
- Epps, W. and M. Epps (1976) The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture of Distributions Hypothesis; *Econometrica*, 44, 305-321.
- Gebka, B. (2005), Dynamic volume-return relationship: evidence from an emerging capital market. *Applied Financial Economics*, 15(14), 1019-1029.
- Gennotte, G., Leland, H. (1990), Market liquidity, hedging, and crashes. *American Economic Review*, 80(5), 999-1021.
- Giot, P., Laurent, S., & Petitjean, M. (2010). Trading activity, realized volatility and jumps. *Journal of Empirical Finance*, 17(1), 168-175.
- Go, Y. H., Lau, W. Y. (2014). Asymmetric information spillovers between trading volume and price changes in Malaysian futures market, *Journal of Asian Finance. Economics and Business*, 1(3), 5-16.
- Harris M., and A. Raviv (1993), "The Theory of Capital Structure", *Journal of Finance*, 46 (1), 297-355.
- Hong, Y. (2001). A test for volatility spillover with application to exchange rate. *Journal of Econometrics*, 103(1&2), 183-224.
- Jennings, R. H., Starks, L. T., Fellingham, J. C. (1981). An equilibrium model asset trading with sequential information arrival. *Journal of Finance*, 36(1), 143-161.
- Karpoff, J. M. (1987) The relation between price changes and trading volume: a survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 109-126.
- Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects. *The Journal of Finance*, 45(1), 221-229.
- Liu, X., Liu, X., Liang, X. (2015). Information-driven trade and price-volume relationship in artificial stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 430, 73-80.
- Llorente, G., Michaely, R., Saar, G., Wang, J. (2002). Dynamic volume-return relation of individual stocks. *Review of Financial Studies*, 15(4), 1005-1047.
- Moosa, I. A., Silvapulle, P., Silvapulle, M. (2003). Testing for temporal asymmetry in the price-volume relationship. *Bulletin of Economic Research*, 55(4), 373-389.
- 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

- 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.
- 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.
- Ross, S. A. (1989). Information and volatility: the no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy. *Journal of Finance*, 44(1), 1-17.
- Slim, S. & Dahmene, M. (2015). Asymmetric information, volatility components and the volume-volatility relationship for the CAC40 stocks, *Global Finance Journal*, 29, 70-84.
- Stickel, S. E., Verrecchia, R. E. (1994). Evidence that trading volume sustains stock price changes. *Financial Analysts Journal*, 50(6), 57-67.
- Szetela, B., Mentel, G., Bilan, Y (2021). The relationship between trend and volume on the bitcoin market. *Eurasian Econ Rev*, 11, 25-42. <https://doi.org/10.1007/s40822-021-00166-5>
- Tersvirta, T. (1998). Modelling Economic Relationship with Smooth Transition Regressions, In Giles, D.E.A, Ullah, A. (Eds.), *Applied Economic Statistics*. Marcel Dekker, New York, 507-552.
- Wang, J. (1994). A model of competitive stock trading volume. *Journal of Political Economy* 102(1), 127-168.
- Xu, X. E., Wu, C. (1999). The intraday relation between return volatility, transactions, and volume. *International Review of Economics and Finance*, 8(4), 375-397.
- Xua, Xiaoqing Eleanor., Wu, Chunchi (1999), The intraday relation between return volatility, transactions, and volume, *International Review of Economics and Finance*, 8(4), 375-397.

**Evaluating The Effectiveness of the GARCH-ARMA Model in Examining the Heterogeneity of Noise Shareholder Behavior Based on The Price-Volume Relationship During the Crisis, Before and after that**

Mohammad Hassan Saleh<sup>1</sup>

Fazel Mohammadi Nodeh<sup>2</sup>

Mojtaba Maleki Choobari<sup>3</sup>

Received: 16/ January/2025 Accepted: 08/ March /2025

**Abstract**

During the crisis, market participants may interpret financial information differently because the occurrence of structural failures in market prices causes them to show asymmetric behavior towards their trading strategies due to their emotions and reaction to the market trend. Therefore, the purpose of this study is to investigate and compare the effect of trading volume on the stability of return volatility, during the crisis, before and after the strictly bearish of the TSE index. Based on daily data from April 2020 to April 2021, structural break points were first determined and in different price regimes, 3 different periods were identified. The Cross-Correlation-Function showed that most of the significant lag orders, before and after the crisis, indicate that the causality in the variance is related to the previous trading volume on the current return and between the residuals squared standard past trading volume and current return. There are inconsistent signs of these correlations that serve as convincing evidence of the noise traders nature. before the crisis, both volatilities in past trading volume and current returns showed a positive correlation as well as a negative correlation in the short run. Based on the crisis data, no spillover volatility effect was observed, which indicates the presence of noise traders because they have a pessimistic belief that they can not express their belief about future returns in a logical way. In the post-crisis period, both volatilities in past trading volume and current returns are positively correlated in a short period of time.

**keywords:** Trading volume, Stock returns, Granger Causality, Average Causality, Variance Causality

**JEL:** G01 ·G17

<sup>1</sup>Department of Accounting, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran.  
saleh.ac.ir@gmail.com

<sup>2</sup> Department of Management, Lahijan Branch, Islamic Azad University, Lahijan, Iran (corresponding author)  
mnfazel2@gmail.com

<sup>3</sup> Department of Accounting, Lahijan Branch, Islamic Azad University, Lahijan, Iran. Harfenoo\_2005@yahoo.com