



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری  
دوره ۱۳ / شماره ۳ (پیاپی ۵۱) / پاییز ۱۴۰۳  
صفحه ۵۱۳ تا ۵۴۱

## تحلیل علیت گرنجر در الگوهای میانگین جهت سنجش $k$ مین وقفه همبستگی متقابل بین باقیمانده‌های استاندارد بازده و حجم معاملات در شرایط بحران

محمد حسن صالح

گروه حسابداری، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران

فاضل محمدی نوده

استادیار، گروه مدیریت، واحد لاهیجان، دانشگاه آزاد اسلامی، لاهیجان، ایران (نویسنده مسئول)

mnfazel2@gmail.com

مجتبی ملکی چوبری

گروه حسابداری، واحد لاهیجان، دانشگاه آزاد اسلامی، لاهیجان، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۵/۰۷

### چکیده

این مطالعه به بررسی تحلیل علیت گرنجر در الگوهای میانگین جهت سنجش  $k$  مین وقفه همبستگی متقابل بین باقیمانده‌های استاندارد بازده و حجم معاملات در دوره بحران پرداخته است. بدین منظور بر اساس داده‌های روزانه از فروردین‌ماه ۱۳۹۹ الی مهرماه ۱۴۰۰ ابتدا نقاط شکست ساختاری تعیین شده و سپس به بررسی رابطه بین حجم معاملات روزانه و تغییرات قیمت شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی GARCH-ARMA پرداخته شد. در نهایت به بررسی علیت در میانگین بین بازده و حجم معاملات برای هر زیر دوره پرداخته شد. نتایج نشان داد هنگامی که قیمت‌ها در دوره بحران به شدت کاهش می‌یابد، فعالان بازار تمایل دارند از حجم معاملات گذشته برای پیش‌بینی بازده فعلی استفاده کنند. همچنین نتایج نشان داد 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، اولاً، درجه همبستگی متقابل معنی‌دار بین باقیمانده‌های استاندارد شده هر دو سری در بالاترین وقفه قبل از بحران قوی‌تر از بعد از بحران است. دوماً، بازه زمانی که حجم معاملات گذشته با بازده فعلی مرتبط شود، پس از بحران طولانی‌تر می‌شود. از نتایج تحقیق می‌توان در پیش‌بینی قیمت سهام در مقطعی که با سقوط بازار سهام و بروز پدیده‌های رفتاری به ویژه احساسات منفی بازار مواجه هستیم استفاده کرد.

**واژه‌های کلیدی:** حجم معامله، بازده سهام، علیت گرنجر، علیت در میانگین.

## ۱- مقدمه

در مورد تبیین ارتباط بین حجم معاملات و نوسانات بازده دو دسته تئوری وجود دارد. دسته اول تئوری های اطلاعاتی هستند، مانند فرضیه ترکیب توزیع ها<sup>۱</sup> و فرضیه ورود متوالی اطلاعات<sup>۲</sup>. این تئوری ها اطلاعات را به عنوان نیروی محرکی در نظر می گیرند که تغییرات بازده و حجم معاملات را سبب می شوند. دسته دوم تئوری های پراکندگی عقاید یا اختلاف نظر هستند که ارتباط حجم و بازده را به اختلاف در باورها و عقاید سرمایه گذاران بازار مرتبط می سازند، یعنی این رابطه بستگی به این دارد که چه کسانی و چرا معامله می کنند<sup>۳</sup> (حاتمی، ۱۳۹۴). مطالعات نشان می دهد حجم معاملات می تواند با تغییرات قیمت، همبستگی مثبت یا منفی داشته باشد و منجر به رابطه نامتقارن نوسانات و حجم شود. بر اساس مطالعات وانگ<sup>۴</sup> (۱۹۹۴)، خو و وو<sup>۵</sup> (۱۹۹۹)، چان و فونگ<sup>۶</sup> (۲۰۰۰) و لورنته<sup>۷</sup> و دیگران (۲۰۰۲)، معامله گران آگاه در بازارهای رقابتی احتمالاً حجم زیادی را در مبادلات مالی، معامله می کنند. این مقدار متعاقباً تغییرات قیمت را تحریک می کند 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 انگیزه های اطلاعاتی و غیر اطلاعاتی با مدل سرمایه گذار ناهمگن ارائه می دهد. طبق فرضیه وی، سرمایه گذاران آگاه تمایل به معامله در تغییرات مطلق بالای قیمت دارند.

رفتار نامتقارن معامله گران در پوشش اطلاعات خصوصی شان جهت انجام استراتژی معاملاتی می تواند بین نوسانات و حجم رابطه مثبت ایجاد کند. با این حال، لیو<sup>۸</sup> و همکاران (۲۰۱۵) تأیید می کنند که چنین رابطه ای در بازارهای سهام ساختگی به جای معامله مبتنی بر اطلاعات با اندازه معامله ایجاد می شود. برعکس، استیکل<sup>۹</sup> و همکاران (۱۹۹۴)، جیوت<sup>۱۰</sup> و همکاران (۲۰۱۰) و لوهیچی<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۱) اظهار داشتند که معامله گران مطلع می توانند با افزایش تعداد معاملات خود، اطلاعات خصوصی خود را پوشش دهند. این کار را می توان با تقسیم تعداد زیادی از معاملات به چند عدد کوچک انجام داد. این تجارت اطلاعاتی منجر به همبستگی منفی هر دو سری می شود. استیکل<sup>۱۲</sup> و همکاران (۱۹۹۴) دریافتند که تغییرات ضعیف حجم در روز گذشته به تغییرات بزرگ قیمت برای روز بعد در بازار نزدیک کمک می کند. این شواهد از همبستگی منفی بین بازده و حجم معاملات از فرضیه معاملاتی مبتنی بر اطلاعات پشتیبانی می کند و این بدان معناست که سرمایه گذاران باید در

<sup>1</sup> MDH

<sup>2</sup> SIAH

<sup>۳</sup> پیشنهاد می شود جهت مطالعه دقیق تر تئوری ها به پژوهش "حاتمی، فرشاد (۱۳۹۴)، بررسی رابطه بین بازده سهام و حجم معاملات در بخش بانکی، پایان نامه جهت دریافت مدرک کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه شهید چمران اهواز" مراجعه شود.

<sup>4</sup> Wang

<sup>5</sup> Xu & Wu

<sup>6</sup> Chan & Fon

<sup>7</sup> Lorente, Michaely, Saar, Wang

<sup>8</sup> Liu et al

<sup>9</sup> Stickel and Verrecchia

<sup>10</sup> Giot

<sup>11</sup> Louhichi

<sup>12</sup> Stickel

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 می کند.

در شاخص های 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 می شود. وقتی هفته گذشته گردش غیر منتظره کم داشت، بازده های 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 معامله گر ناآگاه منجر به حجم بالایی می شود، در نتیجه معکوس قیمت<sup>۵</sup> قوی ایجاد می کند. بنابراین تغییرات قیمت متأثر از نحوه ارزش گذاری اخبار جدید توسط بازار است، ولی تغییرات حجم معاملات به معنی شدت توافق یا عدم توافق مبادله گران در مورد کیفیت اطلاعات جدید است (کارپوف<sup>۶</sup>، ۱۹۸۷).

لذا در مواجهه با اطلاعات ناهمگن و هزینه های بالای فرصت در طی بحران، واکنش فعالان بازار در برابر ورود اطلاعات جدید ممکن است وقفه های مختلفی را نشان دهد (ترسوویستا<sup>۷</sup>، ۱۹۹۸). این امر باعث می شود که انتشار 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 در جایی که یکی از سریال ها نویزی می شود، از بین برود.

حجم معامله را می توان نماینده جریان اطلاعاتی بازار در فرایند ایجاد بازده سهام دانست؛ بنابراین می توان اذعان کرد در نتیجه ورود متوالی اطلاعات و بروز تعادلات واسطه، تغییرات در حجم معامله باعث ایجاد تغییرات در بازده سهام می شود؛ در نتیجه بین آنها رابطه علی برقرار می شود. این موضوع نقش مهم عدم تقارن اطلاعاتی و وجود منابع اطلاعاتی متفاوت در بازار سرمایه را مشخص می کند. نکته ای که باید به آن توجه داشت تفاوت در وجود روابط و نوع آن در مقیاس های زمانی متفاوت است. تفاوت در نحوه جریان اطلاعات در بازارهای نوظهور به اندازه ای با اهمیت است که فرایند ارزشیابی اوراق بهادار را میتواند تحت تأثیر قرار دهد (عباسی و همکاران، ۱۳۹۵).

مطالعه حاضر در تجزیه و تحلیل روند انتقال اطلاعات بین بازده و حجم معاملات، ویژگی های متمایز بازار بورس تهران در طول دوره های مختلف بحران و همبستگی های پویا بین تغییرات قیمت و حجم را مد نظر قرار می دهد و بر این موضوع تأکید دارد که استفاده از رویکردهای خطی در مدل سازی شاخص های اقتصادی و مالی معمولاً با اشکال رو به روست (استوک و واتسون، ۱۹۹۶). دو دلیل برای اثبات این ادعا وجود دارد؛ (الف) وجود

<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> Karpoff

<sup>7</sup> Tersvirta

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 غیر خطی دو سری بازده و حجم معاملات استفاده شود. استفاده از این رویکرد سه مزیت دارد: اول، اینکه شامل مدل سازی همزمان برای پویایی درون و بین متغیرها نیست. دوم، نسبت به مفروضات توزیع پایدار است. سوم، اثرات علیت غیرخطی معنی دار را در تعداد زیادی سری در وقفه‌های طولانی تر تشخیص می‌دهد. لذا وجود این خلا در تحقیق‌های پیشین کاملاً محرز است.

### پیشینه پژوهش

جونز، کاول و لیپسون<sup>۳</sup> (۱۹۹۴) با استفاده از داده‌های روزانه در شرکتهای موجود در شاخص نزدک و استفاده از روش حداقل مربعات در می‌یابند که رابطه میان حجم و نوسان پذیری به دلیل رابطه مثبت میان تعداد دفعات معاملات و نوسان پذیری است.

مانند آنچه که ایسلی، کفر و اوهارا<sup>۴</sup> (۱۹۹۷)، ژوو وو<sup>۵</sup> (۱۹۹۹)، چان و فونگ (۲۰۰۰)، بک و باروچ<sup>۶</sup> (۲۰۰۷) و اوزسویلیف و تاکایاما<sup>۷</sup> (۲۰۱۰) بیان کرده‌اند، معامله‌گران آگاه ترجیح می‌دهند که مقادیر بزرگتری از سهام را معامله نمایند و از این رو اندازه معاملات محتوای اطلاعاتی بیشتری در بر دارد. نتایج این مطالعات حاکی از رابطه مثبت میان اندازه معاملات و نوسان پذیری است.

طبق مطالعه لی و وو<sup>۸</sup> (۲۰۰۶) هر دو متغیر حجم و تغییرات قیمت با شدت جریان ورود اطلاعات به بازار همبستگی دارند و حجم و قیمت سهام به طور همزمان نسبت به انتشار اطلاعات عکس العمل نشان می‌دهند؛ به عبارت دیگر فرآیند تعدیل قیمت از طریق توالی معاملاتی که ناشی از ورود اطلاعات جدید می‌باشند، صورت می‌گیرد؛ همچنین فرضیه ترکیب توزیع به منظور تشریح فرآیند آرج که متغیر نوسان پذیری از آن تبعیت می‌کند، به کار می‌رود.

زتلا<sup>۹</sup> و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهش خود تحت عنوان "رابطه بین روند و حجم در بازار بیت کوین" به بررسی وجود روابط کوتاه مدت و بلند مدت بین قدرت یک روند و حجم در بازارهای ارز صعودی و نزولی پرداختند. آن‌ها مدل تصحیح خطای برداری را بر داده‌های روزانه بیت کوین اعمال نمودند و به این نتیجه رسیدند که هیچ

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

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

<sup>3</sup> Jones, Kaul, Lipson

<sup>4</sup> Easley, Kiefer and O'Hara

<sup>5</sup> Xua&Wu

<sup>6</sup> Back & Baruch

<sup>7</sup> Ozsoylev & Takayama

<sup>8</sup> Li & Wu

<sup>9</sup> Szetela

رابطه بلند مدتی بین قدرت یک روند و حجم در هر دو بازار نزولی و صعودی وجود ندارد. از این رو، روندها به تغییرات حجم واکنش نشان نمی دهند.

اردلانکیا و همکاران (۲۰۲۰)، در پژوهش خود تحت عنوان "ویژگی های مقیاس گذاری همبستگی قیمت و حجم" اظهار داشتند که حجم معاملات قیمت متناظر آن را تأیید می کند، بنابراین اطلاعات متقابل و همبستگی بین قیمت و حجم معاملات وجود دارد. نتایج حاکی از آن است که با توجه به بازارهای توسعه یافته، کولیننگ های قیمت و حجم به طور قابل توجهی با یکدیگر رابطه منفی دارند. با این حال، در بازارهای نوظهور، قیمت سهم کمتری در جفت شدن قیمت و حجم دارد. در بازارهای نوظهور در مقایسه با بازارهای توسعه یافته، حجم و قیمت معاملات مستقل تر هستند.

آلوارس<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۲۳)، در پژوهش خود تحت عنوان "رابطه پویا بین تغییرات قیمت و حجم معاملات" روش جدیدی را برای توصیف و تحلیل سری های زمانی چند بعدی بر اساس موجک ها معرفی می کند. این مقاله تحقیقات قبلی در مورد شبکه های بازار سهام را با گنجانیدن بازده دارایی و حجم معاملات به عنوان متغیرهای اصلی برای مطالعه در حوزه بازارهای مالی تعمیم می دهد. این روش برای بررسی پویایی و ساختار بازار سهام نزدیک-۱۰۰ در طول دوره همه گیری کرونا با در نظر گرفتن بازده دارایی و حجم معاملات برای مدل سازی رفتار دارایی های مختلف که بخشی از شاخص هستند، استفاده شده است. این مطالعه چهار خوشه از شرکت ها را شناسایی نمود که با شرکت هایی که فعالیت های اقتصادی مشترک دارند، مطابقت داشته است. ساختار شبکه یک رابطه غیرخطی بین متغیرها را نشان می دهد که رویدادهای کلان اقتصادی اصلی در طول دوره بر هر خوشه با شدت متفاوتی تأثیر می گذارد. تغییر در الگوهای بازده و ریسک و توزیع مجدد ثروت در یک محیط به شدت در حال تغییر، پدیده های نوظهوری هستند که برای جلوگیری از ظهور حباب ها و شوک های سیستمی، لزوماً باید توسط سیاست های عمومی به دقت مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرند.

نچار 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 آن ها ارتباط همزمان بین حجم معاملات و بازده سهام را تأیید کرده و نیز یک ارتباط بازخوردی (دو طرفه) بین حجم معاملات و بازده سهام را تأیید می کند.

آلودری<sup>۲</sup> و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی رابطه میان حجم معاملات و بازده سهام با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پرداخته اند. محققان برای انجام پژوهش از بازده شاخص کل سهام بورس اوراق بهادار تهران و حجم ماهانه معاملات بین سالهای ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰ استفاده نموده اند. نتایج این پژوهش نشان می دهد در روابط همزمان میان حجم معاملات و بازده سهام همبستگی مثبت و معناداری وجود ندارد. یافته های آنها منجر به رد فرضیه ترکیب توزیع در بورس اوراق بهادار تهران شده است.

<sup>1</sup> Alvarez

<sup>2</sup> Aludari

ازنایی<sup>۱</sup> (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های مربوط به معاملات روزانه ۵۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۹۰، رابطه مثبت حجم معاملات سهام و تعداد دفعات معاملات با نوسان پذیری را ثابت می‌کند.

اسلامی بیدگلی و همکاران (۱۳۹۵) در تحقیق خود به بررسی رابطه میان حجم معاملات و نوسان پذیری 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 نوسان پذیری تنها متأثر از متوسط اندازه معاملات است.

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 به دست آمده 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.

مدرس و همکاران (۱۳۹۷)، در پژوهش خود تحت عنوان "تأثیر اعلام سهام شناور بر حجم معاملات، نوسان‌پذیری و بازده سهام" نشان دادند که بین اعلام میزان سهام شناور شرکت‌ها و حجم معاملات، نوسان‌پذیری و بازده سهام رابطه معنی‌دار وجود نداشته ولی شرکت‌های بزرگ‌تر از میزان معاملات، نوسان‌پذیری بازده و همچنین میزان بازدهی سهام بیش‌تری در بورس اوراق بهادار تهران برخوردار بوده‌اند. این موضوع نشان می‌دهد که اعلام سهام آزاد شناور تأثیری بر حجم معاملات، نوسان‌پذیری و بازده سهام نداشته است.

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 کروئر نشان می‌دهد که انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس در کشورهای توسعه‌یافته، نوظهور و ایران به صورت یک‌طرفه می‌باشد.

میرزاده و همکاران (۱۴۰۱)، در پژوهش خود تحت عنوان "تأثیر حجم معاملات بر ناهمگرایی قیمت قراردادهای آتی در بورس کالای ایران" به این نتیجه رسیدند که در طول زمان و با نزدیک شدن به سررسید قرارداد آتی سکه بهار آزادی، از اختلاف قیمت نقدی و قیمت آتی کاسته شده و قیمت‌ها به سمت همگرا شدن

<sup>۱</sup> Aznaei

در حرکت هستند؛ ولی در مورد قراردادهای زعفران قیمت ها به سمت همگرایی پیش نمی روند. همچنین نتایج نشان داد، که در طول زمان تا سررسید قرارداد آتی سکه بهار آزادی و زعفران، با تغییرات حجم معاملات، اختلاف قیمت نقدی و قیمت آتی دارایی مورد نظر تغییر یافته است که نتایج بدست آمده حاکی از تاثیر مستقیم حجم معاملات نقدی و آتی، بر ناهمگرایی قیمت هر دو دارایی پایه است. با توجه به پیشینه پژوهش های مطرح شده می توان به این مهم دست یافت که بر اساس ادبیات موجود و پیشینه مطرح شده، فرضیه پژوهش حاضر بدین شرح مطرح گردید:

### پرسش پژوهش

- آیا در بحران های اقتصادی از حجم معاملات گذشته در بازار می توان اطلاعات بیشتری در مورد حرکت بعدی بازده به دست آورد؟
- آیا در الگوهای میانگین با توجه به k مین وقفه، همبستگی متقابل بین باقیمانده های استاندارد بازده و حجم معاملات وجود دارد؟

### روش پژوهش

پژوهش حاضر بر مبنای طبقه بندی تحقیقات بر اساس روش، ماهیت و جهت به ترتیب توصیفی، کاربردی و پس رویدادی بوده و از نظر نوع، همبستگی محسوب می گردد. در این پژوهش از داده های روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است و اطلاعات آن از داده ها و اطلاعات موجود در شرکت مدیریت فن آوری بورس تهران<sup>۱</sup> و سامانه بورس ویو 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 می باشد، لذا دوره زمانی پژوهش را روزهای معاملاتی ۲۳ فروردین ماه ۱۳۹۹ الی ۶ مهر سال ۱۴۰۰ تشکیل می دهد.

### مراحل انجام کار و روش تجزیه تحلیل داده ها

برای بررسی اینکه آیا از حجم معاملات گذشته در بازار بورس اوراق بهادار تهران می توان برای به دست آوردن اطلاعات اضافی در مورد حرکت بعدی بازده بهره برداری 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 باقیمانده های استاندارد بازده و حجم معاملات

<sup>۱</sup> Tsetmc.ir

## ۱) تعیین نقاط شکست ساختاری و بحران

به طور 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 بیش از حد تداوم نوسانات را همراه خواهد داشت (لامورکس و لاستراپس<sup>۱</sup>، ۱۹۹۰). مدت زمان برای هر دوره فرعی در دوره قبل از بحران، در طول بحران و پس از بحران در جدول ۱ بیان شده است:

جدول شماره 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

## ۲) 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 آن انجام داد. میانگین شرطی یک سری، به عنوان فرایند خودرگرسیون 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، به عنوان یک فرایند همبستگی GARCH مدل‌سازی می‌شود (بولرسلو<sup>۳</sup>، ۱۹۸۶). در این مطالعه توابع خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF) به عنوان 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:

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

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

$$V_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P5} \alpha_i V_{t-i} + \sum_{i=1}^{P6} b_i \varepsilon_{V,t-i} + \varepsilon_{V,t}, \quad N(0, \sigma_{V,t}^2) \quad \text{معادله 3}$$

$$\sigma_{V,t}^2 = w + \sum_{i=1}^{P7} \alpha_i \varepsilon_{V,t-i}^2 + \sum_{i=1}^{P8} \beta_i \sigma_{V,t-i}^2 \quad \text{معادله 4}$$

که در رابطه فوق:

<sup>1</sup> Lamoureux and Lastrapes

<sup>2</sup> lagged terms

<sup>3</sup> Autoregressive-moving-average model (ARMA)

<sup>4</sup> Bollerslev

$R_t$  بازدهی روزانه شاخص بورس اوراق بهادار

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

$\varepsilon_{R,t}$  یک بازده روزانه غیرمنتظره است که براساس کلیه اطلاعات موجود تا دوره قبل قابل پیش بینی 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 براساس کلیه اطلاعات موجود تا دوره قبل قابل پیش بینی نیست

بر اساس معادله های 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 شوک ها به واریانس شرطی، ثابت 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 می دهد که واریانس غیرشرطی برای یک مدل GARCH محدود است.

### ۳) تحلیل علی گرنجر در الگوهای میانگین

مرحله دوم آزمایش علیت گرنجر در میانگین هر دو سری ثابت است. مجموعه اطلاعات زیر برای سری های  $R_t$  و  $V_t$  به صورت معادله های ۵ تا ۷ تعریف می گردد:

$$I_{R,t} = (R_{t-j}; j \geq 0) \quad \text{معادله 5}$$

$$I_{V,t} = (V_{t-j}; j \geq 0) \quad \text{معادله 6}$$

$$I_{R,V,t} = (R_{t-j}, V_{t-j}; j \geq 0) \quad \text{معادله 7}$$

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

$$E[R_t | I_{R,t-1}] \neq E[R_t | I_{R,V,t-1}] \quad \text{معادله 8}$$

$$E[V_t | I_{V,t-1}] \neq E[V_t | I_{R,V,t-1}] \quad \text{معادله 9}$$

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

$$\varepsilon_t = \frac{R_t - \mu_{R,t}}{\sqrt{\sigma_{R,t}^2}} \quad \text{معادله 10}$$

$$\xi_t = \frac{V_t - \mu_{V,t}}{\sqrt{\sigma_{V,t}^2}} \quad \text{معادله 11}$$

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 مانده های استاندارد شده بازده و حجم معاملات استفاده می‌شود که در رابطه ۱۲ این موضوع نشان داده شده است:

$$r_{\xi\varepsilon}(k) = \frac{C_{\xi\varepsilon}(k)}{\sqrt{C_{\varepsilon\varepsilon}(0)C_{\xi\xi}(0)}} \quad \text{رابطه 12}$$

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

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

$C_{\varepsilon\varepsilon}(0)$  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.

$$S_1 = T \left[ \sum_{i=1}^k (\widehat{r}_{\xi\varepsilon}(k))^2 \right] \xrightarrow{L} \chi^2(k) \quad \text{معادله 13}$$

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  $S_1$  به صورت معادله ۱۴ نوشته می‌شود:

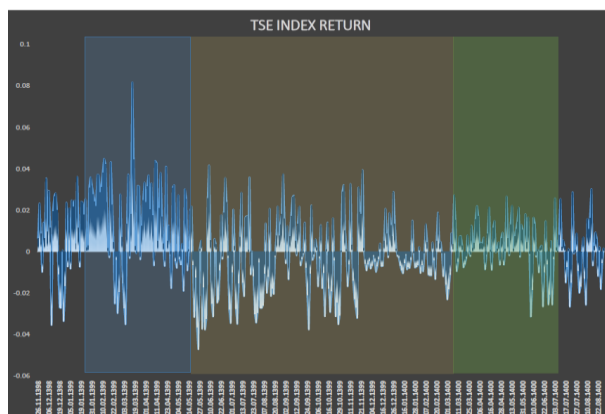
$$M_1 = \frac{S_1 - k}{\sqrt{2k}} \xrightarrow{L} N(0,1) \quad \text{معادله 14}$$

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.

<sup>1</sup> Hong

### یافته های پژوهش

جهت به تصویر کشیدن نمایشی بصری از شکست‌های ساختاری احتمالی، قیمت‌ها و بازده روزانه از فروردین ۱۳۹۹ الی فروردین ماه ۱۴۰۰ در شکل ۱ و شکل ۲ ترسیم شده‌اند. دو مشاهده در این شکل قابل توجه است: اولاً، سه دوره فرعی برای نشان دادن تغییرات ساختاری شناسایی شده است که با رنگ های 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 می کند. ح رکت نزولی قیمت ها در بازه زمانی اشاره شده یک رویداد فوق العاده محسوب می شود و به عنوان دوره بحران تلقی می شود.

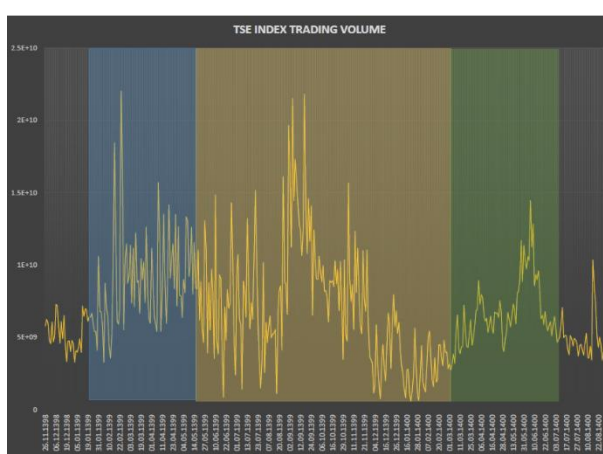


شکل ۲: بازده روزانه شاخص بورس اوراق بهادار در مقیاس لگاریتمی، فروردین ۱۳۹۹ الی مهر ماه ۱۴۰۰

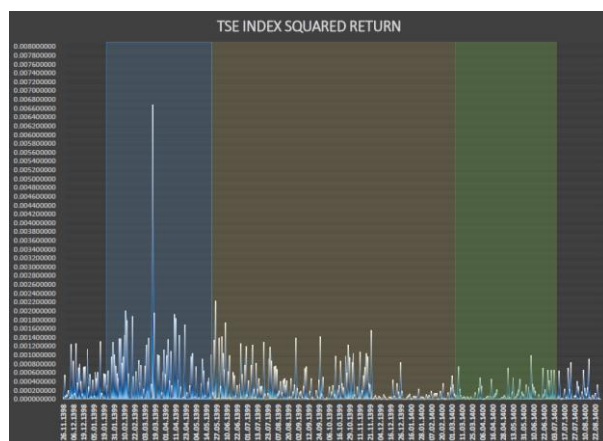


شکل ۱: قیمت روزانه شاخص بورس اوراق بهادار در مقیاس لگاریتمی، فروردین ۱۳۹۹ الی مهر ماه ۱۴۰۰

شکل ۲ و شکل ۳ 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 به وضوح تا پایان دوره نمونه مشاهده می‌شود.



شکل ۳: حجم معاملات روزانه در مقیاس لگاریتمی، فروردین ۱۳۹۹ الی مهر ماه ۱۴۰۰



شکل ۲: مجذور بازده روزانه در مقیاس لگاریتمی، فروردین ۱۳۹۹ الی مهر ماه ۱۴۰۰

بر اساس حرکت حجم معاملات، حرکت آن با تغییرات زیادی در ابتدای دوره نمونه بیشتر مستعد فعالیت های سفته بازی است. مشارکت کنندگان بازار با این باور که حرکت صعودی ادامه پیدا می کند، چنین معامله ای را انجام می دهند و باعث می شود که معامله گران نویزی از معامله گران آگاه در بازار پیشی بگیرند و نتایج بهتری بدست آورند. برای اینکه معامله گران آگاه بتوانند معاملات نویزی را جبران کنند، ممکن است ریسک بالایی برای حفظ موقعیت های خود اتخاذ کنند. این جبران متعاقباً اندازه تراکنش بین آنها و معامله گران نویزی را افزایش می دهد. حجم معاملات همانطور که در شکل ۳ مشاهده می شود، از چهار ماهه آخر سال ۱۴۰۰ تا پایان دوره نمونه با تغییرات کمتری روبرو بوده است.

### تجزیه تحلیل اولیه

آزمون ها ریشه واحد دیکی-فولر (ADF) و فیلیپس-پرون (PP) با استفاده از دو مدل رگرسیون کمکی انجام می شوند. مدل اول فقط از یک جمله ثابت تشکیل شده است، در حالی که مدل دیگر از یک جمله ثابت همراه با یک روند قطعی تشکیل شده است. نتایج آزمون های ریشه واحد در جدول ۲ خلاصه شده است. همانطور که در همه موارد مشاهده می شود، نتایج حاصله رد فرضیه صفر ریشه واحد برای هر دو سری در سطح ۱٪ را ارائه می دهد، که به این معنی است هر دو سری ایستایی سری زمانی را نشان می دهند.

جدول شماره ۲: نتایج آزمون ریشه واحد

آماره Augmented Dickey-Fuller (ADF)				
طول وقفه بهینه	P-Value	آماره t		
۲	(۰.۰۱۶۳)	-۳.۳۴۲۵ **	(R)	قبل از بحران
			(V)	
۰	(۰.۰۰۰۰)	-۶.۷۲۲۸ ***		
۱	(۰.۰۰۰۰)	-۹.۲۵۶۷ ***	(R)	بحران
			(V)	
۳	(۰.۰۰۵۱۲)	-۳.۴۶۵۰ **		
۲	(۰.۰۰۳۲)	-۳.۸۹۹ ***	(R)	بعد از بحران
			(V)	
۰	(۰.۰۲۷۵)	-۳.۱۴۱۷ **		

برای تست ADF، مقادیر بحرانی بر اساس مکینون (۱۹۹۱) است. \*\*\*، \*\* و \* نشان می دهد فرض صفر وجود ریشه واحد به ترتیب در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ رد می شود و رای به ایستایی سری زمانی خواهیم داد.

<sup>1</sup> Mackinnon

## آمار توصیفی داده‌ها

در ادامه جدول ۳ میانگین، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی، آزمون Ljung-Box برای خود همبستگی باقیمانده ها (Q) و مربعات باقیمانده های (Q2) و همچنین آزمون ضرب کننده لاگرانژ ناهمسانی شرطی خود رگرسیون (ARCH-LM) برای تعیین وجود اثرات ARCH را نشان می‌دهد.

جدول شماره ۳: آمار توصیفی

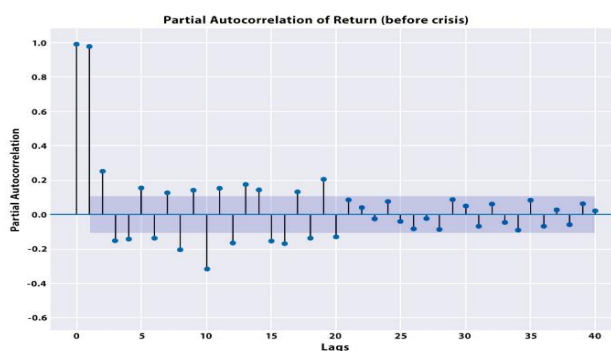
دوره	سری زمانی	میانگین	میان	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	ARCH-LM	مشاهدات
قبل از بحران	بازده (R)	۰.۰۱۵	۰.۰۲۰	۰.۰۲۱	-۰.۱۲۲	۳.۹۸۸	۶.۴۷**	۸۰
	حجم (V)	۲۲.۸۵	۲۲.۸۷	۰.۳۶۶	-۰.۰۰۴	۲.۹۱۲	۱۹.۹۶***	۸۰
بحران	بازده (R)	-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۲	۰.۰۳۲	-۰.۱۲۴	۳.۶۴	۱۸.۱۱۴***	۱۹۳
	حجم (V)	۲۲.۴۳	۲۲.۵۲	۰.۷۴۱	-۰.۷۹۴	۳.۳۲۳	۳۲.۹۵۱**	۱۹۳
بعد از بحران	بازده (R)	۰.۰۰۳	۰.۰۰۴	۰.۰۱۲	-۰.۵۱	۳.۵۴۵	۱۸.۸۲۴***	۸۰
	حجم (V)	۲۲.۵۷	۲۲.۵۹	۰.۳۰۲	-۰.۳۱۷	۲.۹۲۷	۳۲.۱۸**	۸۰

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 بی‌ثبات تر از دوره غیر بحران باشد.

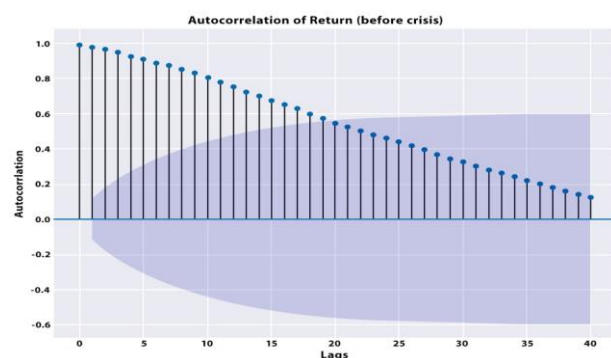
برای حجم معاملات، انحراف معیار چشمگیر در دوره بحران در مقایسه با دوره بعد از بحران و قبل از آن وجود دارد. علاوه بر این، انحراف معیار آن تا پایان دوره نمونه کاهش می‌یابد. این یافته با حرکت حجم معاملات مطابق شکل ۲-۲ مطابقت دارد. به همین ترتیب، انتظار می‌رود کاهش تغییرات در نوسانات حجم، میزان نویز را در اندازه گیری نرخ جریان اطلاعات تغییر دهد، در نتیجه این امر ممکن است بر وابستگی بین بازده و حجم معاملات در طی بحران تأثیر بگذارد.

آزمون ARCH-LM فرضیه صفر مبنی بر نبود اثرات ARCH را مورد آزمون قرار می‌دهد. براساس نتایج این آزمون در جدول ۳، 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 خود همبستگی در مجذور باقیمانده هر دو سری نیز قابل پیش‌بینی بود. شواهد موجود در جدول ۳ نشان می‌دهد که استفاده از مدل‌سازی ناهمسانی شرطی خودبازگشتی تعمیم یافته (GARCH) برای هر دو سری برای اطمینان از استحکام نتیجه گیری نیاز است.

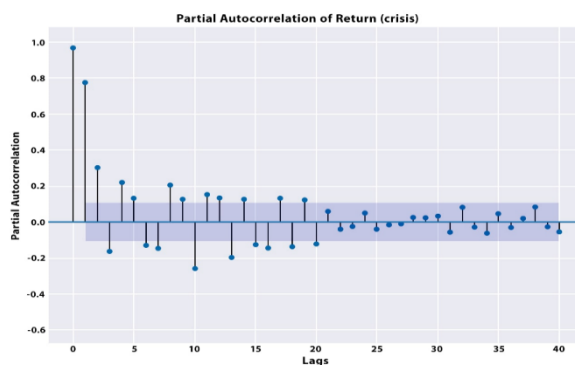
تعیین وقفه ها مربوط به بازده در دوره های قبل از بحران، بحران و بعد از بحران



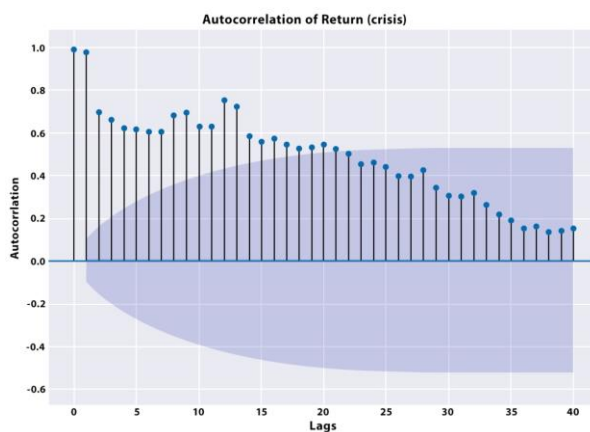
شکل ۴: خود همبستگی بازده (دوره قبل از بحران)



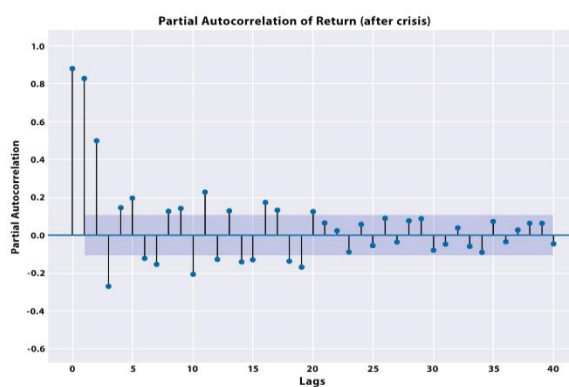
شکل ۵: خود همبستگی جزئی بازده (دوره قبل از بحران)



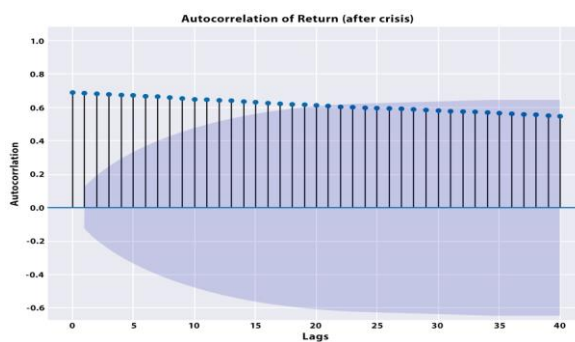
شکل ۶: خود همبستگی بازده (دوره بحران)



شکل ۷: خود همبستگی جزئی بازده (بحران)

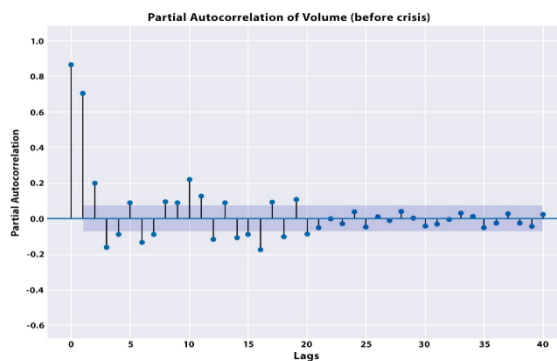


شکل ۸: خود همبستگی بازده (دوره بعد از بحران)

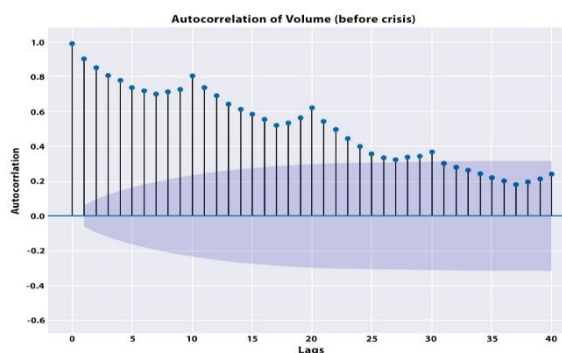


شکل ۹: خود همبستگی جزئی بازده (دوره بعد از بحران)

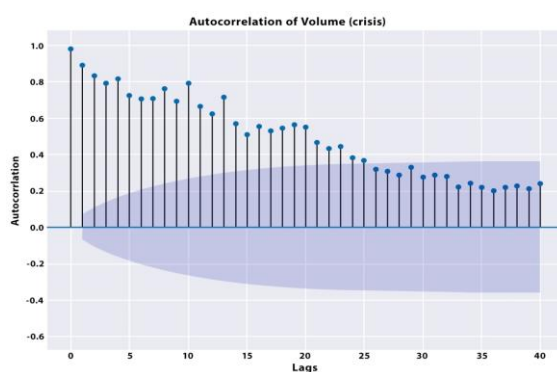
### تعیین وقفه ها مربوط به حجم در دوره های قبل از بحران، بحران و بعد از بحران



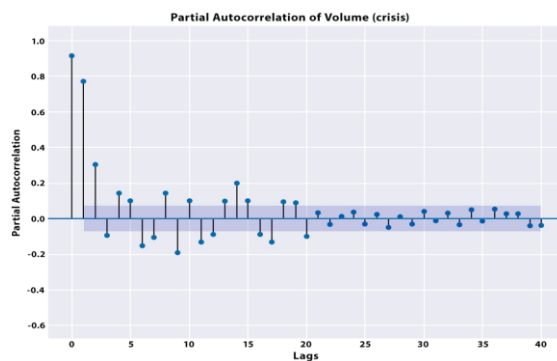
شکل ۱۰: خود همبستگی حجم (دوره قبل از بحران)



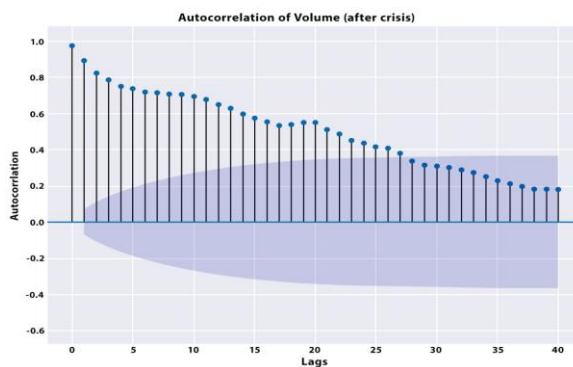
شکل ۱۱: خود همبستگی جزئی حجم (دوره قبل از بحران)



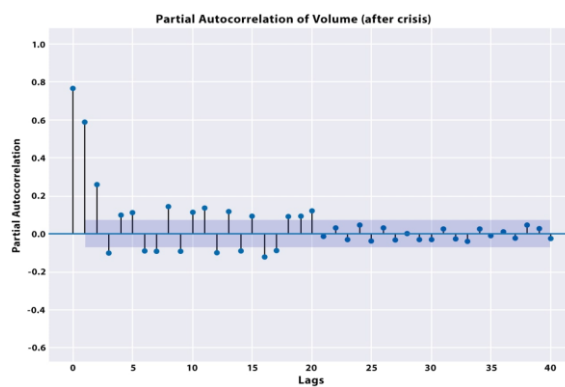
شکل ۱۲: خود همبستگی حجم (دوره بحران)



شکل ۱۳: خود همبستگی جزئی حجم (دوره بحران)



شکل ۱۴: خود همبستگی حجم (دوره بعد از بحران)



شکل ۱۵: خود همبستگی جزئی حجم (دوره بعد از بحران)

در پژوهش حاضر تست Q، Ljung-Box با تاخیرهای ۵، ۱۰ و ۱۵ و ۲۰ اجرا شده است. برای اجرای این تست از نرم افزار پایتون استفاده شده است. (20) آماره کای دو برای فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی تا مرتبه ۲۰ برای باقیمانده ها را نشان می دهد. (20)  $Q^2$  آماره کای دو برای فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی تا مرتبه ۲۰ برای باقیمانده های مجذور (نوسانات) را نشان می دهد. آماره آزمون Ljung-Box برای Q(20) و  $Q^2(20)$  تایید می کند که هر دو سری در بیشتر موارد تا ۲۰ وقفه خود همبستگی را نشان می دهند و دارای اثرات ARCH هستند.

### تخمین مدل های سری زمانی تک متغیره: قبل از بحران، بحران و بعد از بحران

مدل های تک متغیره برای بازده و حجم معاملات در هر زیر دوره به منظور ایجاد تغییرات زمانی در میانگین شرطی و واریانس شرطی تخمین زده شده است. قبل از بحران، میانگین شرطی بازده روزانه توسط ARMA(3,0) توضیح داده شده است. میانگین شرطی حجم معاملات روزانه نیز با فرآیندهای ARMA(1,0) توضیح داده شده است. همان طور که قبلاً بحث شد، کشیدگی بازده بزرگ تر از کشیدگی حجم معاملات قبل از بحران است. این نشان می دهد که توزیع بازده تحت سلطه وقوع موج های 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 ARMA(3,0)-GARCH(1,1) و برای حجم معاملات روزانه عبارت است از ARMA(1,0)-GARCH(1,1). انتخاب مدل بر مبنای معیار log-likelihood و به حداکثر رساندن آن بوده است. در نتیجه پارامترها به طور مشترک با استفاده از تکنیک های عددی برای به حداکثر رساندن تابع log-likelihood تخمین زده شده اند. برآوردهای این مدل ها در جدول ۴ خلاصه شده است:

جدول شماره ۴: نتایج برآورد مدل ARMA-GARCH دوره قبل از بحران

ضرایب	بازده (R)	حجم (V)
عرض از مبدأ $(\alpha_0)$	$5.91 \times 10^{-5}$ (.۰۰۰۰۵)	۱.۲۰۷۲ *** (.۰۱۳۰۶)
AR (1) $(\alpha_1)$	-.۰۰۰۶۰ (.۰۰۳۷۳)	.۰۸۴۰۶ **** (.۰۰۱۷۵)
AR (2) $(\alpha_2)$	-.۰۰۲۷۱ (.۰۰۳۲۵)	-
AR (3) $(\alpha_3)$	.۰۰۶۰۹* (.۰۰۳۱۸)	-
عرض از مبدأ (w)	$8.5 \times 10^{-6}$ *** ( $2.1 \times 10^{-6}$ )	.۰۰۳۴ ** (.۰۰۱۱۲)
ARCH (1) $(\alpha_1)$	.۰۰۸۰۲ *** (.۰۰۱۰۶)	.۰۰۷۵۳ *** (.۰۰۲۵۰)
GARCH (1) $(\beta_1)$	.۰۹۰۳۷ *** (.۰۰۱۸۲)	.۰۹۱۶۵ *** (.۰۰۷)

ضرایب	بازده (R)	حجم (V)
Log-likelihood	۳۰۶۰.۸۹۱	-۶۰۲.۱۴
معیار شوارتز	-۵.۴۲۶	۱.۳۹۸۲
Q(20)	۲۸.۰۶۳ [۰.۱۵۴]	۱۵.۷۸۴ [۰.۶۱۲]
Q <sup>2</sup> (20)	۱۵.۰۵۲ [۰.۸۱۲]	۱۵.۰۸۷ [۰.۸۱۲]
ARCH-LM	۲.۱۹۷۲ [۰.۱۳۸۳]	۰.۳۴۲۱ [۰.۵۵۸۶]

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.

در جدول ۴ 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  $ARMA(2,0)$  توضیح داده شده است. برای حجم معاملات روزانه، فرآیندهای تک متغیره که میانگین شرطی آن را در این دوره‌ها توضیح می‌دهند عبارتند از فرآیند  $ARMA(2,0)$  در بحران و فرآیند  $ARMA(4,0)$  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  $GARCH(1,1)-ARMA(2,2)$  و مدل  $ARMA(2,0)$  برای حجم معاملات روزانه. مدل انتخابی دوره بعد از بحران برای بازده روزانه عبارت است از مدل  $GARCH(1,1)-ARMA(2,0)$  برای بازده روزانه و مدل  $ARMA(4,0)$  برای حجم معاملات روزانه. نتایج برآورد شده برای این مدل‌ها در جدول ۴-۴ خلاصه شده است:

جدول شماره ۵: 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 (۰.۰۰۵)	عرض از مبدأ ( $\alpha_0$ )
۰.۳۸*** (۰.۰۵)	-۰.۰۸* (۰.۰۴۵)	۰.۴۱*** (۰.۰۹)	-۰.۴۵*** (۰.۰۹)	AR (1) ( $\alpha_1$ )
۰.۱۰۶۵*** (۰.۰۳۴۹)	۰.۰۷۵* (۰.۰۴۵)	۰.۳۰*** (۰.۰۷)	-۰.۷۹*** (۰.۰۷)	AR (2) ( $\alpha_2$ )
۰.۱۵** (۰.۰۵)	-	-	-۰.۳۵۳ (۰.۰۸۱۱)	AR (3) ( $\alpha_3$ )
۰.۱۶** (۰.۰۳)	-	-	-	AR (4) ( $\alpha_4$ )
-	-	-	۰.۵۳** (۰.۰۳۱)	MA (1) ( $b_1$ )
-	-	-	۰.۷۶** (۰.۰۱)	MA (2) ( $b_2$ )
-	$۲.۳۴ \times 10^{-۶}$ * ( $۱.۳۱ \times 10^{-۶}$ )	۰.۰۲۰۱** (۰.۰۱۰۷)	$۱.۱۴ \times 10^{-۵}$ ( $۱.۶۲ \times 10^{-۵}$ )	عرض از مبدأ (w)
-	۰.۰۳** (۰.۰۱)	۰.۳** (۰.۱۳)	۰.۰۹* (۰.۰۵)	ARCH (1) ( $\alpha_1$ )
-	۰.۹۵*** (۰.۰۱)	۰.۶۰*** (۰.۱۵)	۰.۹۰*** (۰.۰۶)	GARCH (1) ( $\beta_1$ )
-۷۶.۲۰۲۴	۱۴۵۵.۳۲۳	-۴۷.۱۸۷۷	۳۵۶.۲۹۳۸	Log-likelihood
۰.۳۲۹۸	-۵.۱۲۹۸	۰.۷۴۴۸	-۳.۹۹۱۲	معیار شوارتز
۱۷.۳۳۸[۰.۶۳۱]	۲۵.۶۲۴[۰.۱۷۹]	۳۳.۳۸[۰.۰۳۱]	۴۷.۳۰۱[۰.۰۰۰]	Q(20)
۱۴.۲۲۳[۰.۸۱۹]	۲۶.۶۲۵[۰.۱۴۶]	۲۲.۴۵[۰.۳۱۶]	۱۸.۴۵[۰.۵۵۸]	Q <sup>2</sup> (20)
۰.۰۲۲۵[۰.۸۸۰۷]	۰.۳۴۳۵[۰.۵۵۷۸]	۰.۶۱۶۳[۰.۴۳۲]	۲.۴۸۵۶[۰.۱۱۵]	ARCH-LM
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.				

همان‌طور که در جدول ۵ 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.

### نتایج تجربی برای علیت گرنجر در میانگین: 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 ۶ ارائه شده است.

جدول ۶: آزمون علیت در میانگین

دوره قبل از بحران										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
V(-k) → 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→ V(+k)	-۰.۰۲۳ (-۰.۱۸)	۰.۰۵۶ (-۰.۱۸)	۰.۰۴۸ (۰.۳۸)	۰.۰۳۴ (-۰.۵۷)	-۰.۰۸۷ (-۰.۶۶)	۰.۳۳ (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)	۰.۰۰۴ (-۰.۲۶)	۰.۰۴۵ (-۰.۲۸)	-۰.۰۲۳ (-۰.۵۰)	-۰.۰۷۴ (-۰.۴۲)	-۰.۰۶۲ (-۰.۸۶)	۰.۰۶۳ (-۰.۹۰)	۰.۰۰۶ (-۰.۴۷)
R→ V(+k)	۰.۰۸۴ (۱.۳۶)	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)	۰.۰۹۱۷ (-۱.۷۵)	۰.۰۳۵ (-۱.۵۶)
	The result is significant at $p < .10$ .									
دوره بحران										
k	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
V(-k) → R	-۰.۰۶۲	-۰.۰۶۹	-۰.۰۴۵	-۰.۰۸۷	-۰.۱۶۰	-۰.۰۲۳	۰.۰۷۸	۰.۰۵۳	-۰.۳۹۸	۰.۰۹۸

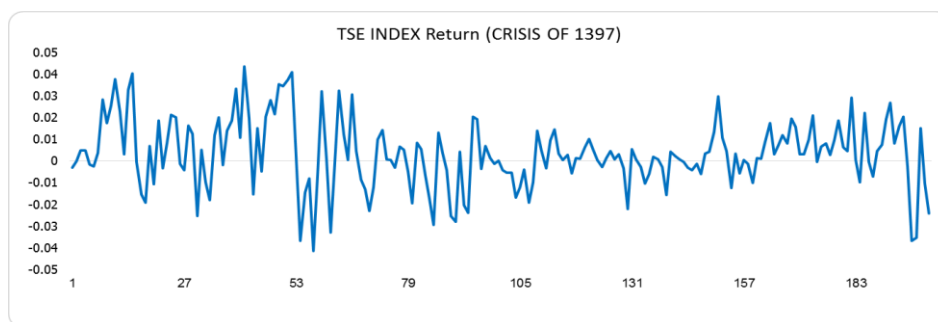
	(-۰.۰۲)	(-۰.۹۸)	(-۰.۸۵)	(۰.۶۲)	(۰.۸۵)	(-۱.۰۱)	(۰.۶۸)	(۰.۱۲)	(۱.۹۲)	(۱.۹۹)
									The result is significant at $p < .05$ .	The result is significant at $p < .05$ .
R→ V(+k)	-۰.۰۳۶ (۰.۲۹)	-۰.۰۱۰ (۰.۸۷)	-۰.۱۰۴ (۰.۸۵)	۰.۰۵۶ (-۰.۰۷)	۰.۱۰۷ (۰.۲۷)	-۰.۰۸۷ (۱.۱۸)	-۰.۱۴۷ (۰.۶۷)	۰.۶۰۶ (۰.۲۶)	-۰.۰۳۳ (۰.۷۴)	۰.۰۶۷ (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)	-۰.۰۰۹ (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 $p < .01$ .	-۰.۰۰۷ (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 $p < .05$ .	-۰.۰۰۹ (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)	۰.۰۰۳ (۰.۱۷)	۰.۰۰۴ (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 $p < .01$ .	۰.۰۰۷ (۱.۶۹) The result is significant at $p < .05$ .	-۰.۰۰۹ (۱.۹) The result is significant at $p < .05$ .	۰.۰۷۴ (۱.۸۷) The result is significant at $p < .05$ .
<p>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 <math>M_1</math> می‌باشد (محاسبه شده از معادله (۱۴)). <math>V(-k) \rightarrow R</math> همبستگی متقابل برای اثر وقفه حجم معامله روزانه گذشته بر بازده روزانه جاری در میانگین با توجه به <math>I_{R,V}</math> نشان می‌دهد. در حالی که <math>R \rightarrow V(+k)</math> همبستگی متقابل برای اثر وقفه بازده روزانه جاری بر حجم معامله روزانه آینده در میانگین با توجه به <math>I_{R,V}</math> را نشان می‌دهد. اگر آماره آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی دنباله بالایی توزیع نرمال باشد، فرضیه صفر عدم علیت در میانگین رد خواهد شد.</p>										

برای دوره قبل از بحران مشاهده شد حرکت قیمتی به سمت بالا در این زیر دوره وجود دارد، مطابق با جدول ۶ 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. درست‌زمانیکه حرکت صعودی قیمت در دوره بعد از بحران وجود دارد، مشاهده می‌شود که همبستگی‌ها از تأخیر ۲ تا ۲۰ معنی‌دار است.

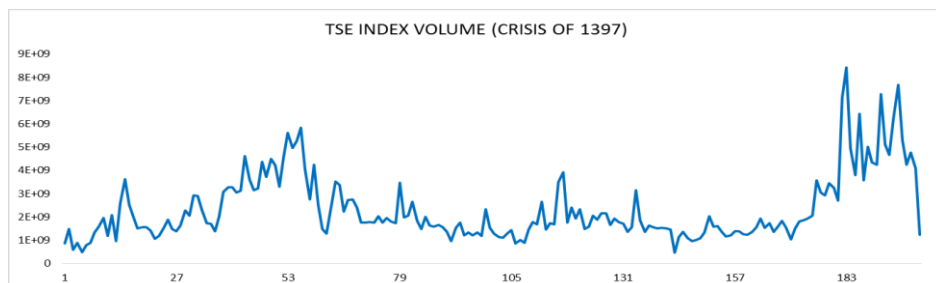
این مشاهدات نشان می‌دهد که علیت-در-میانگین بین هر دو سری به طور نامتقارن پس از دوره بحران رخ می‌دهد. چنین رفتار نامتقارنی از دو منظر از فرضیه «ناهمگونی معامله‌گران» پشتیبانی می‌کند: اول، درجه همبستگی متقابل معنی‌دار بین باقیمانده‌های استاندارد شده هر دو سری در بالاترین تأخیر قبل از بحران قوی‌تر از بعد 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 به عنوان 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.

### مقایسه با برون داده و شبیه‌سازی مدل پیشنهادی

جهت شبیه‌سازی مدل پیشنهادی، از داده‌های روزانه مربوط به بحران سال ۱۳۹۷ در بازه زمانی ۱۳۹۷/۰۷/۱۰ الی ۱۳۹۷/۱۱/۲۸ و ۵۰ روز قبل و بعد از آن استفاده شده است.

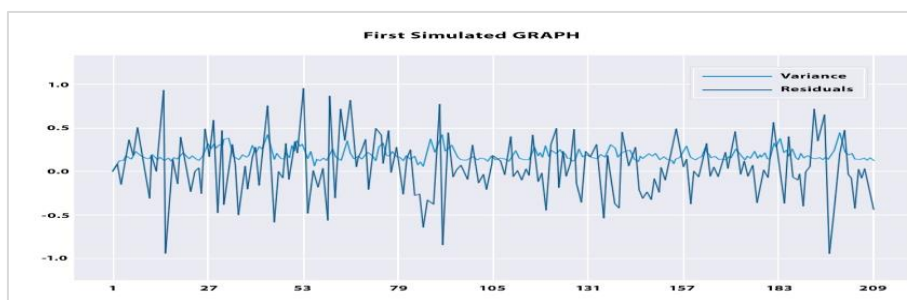


شکل ۱۶: بازده روزانه شاخص بورس اوراق بهادار در مقیاس لگاریتمی در بازه زمانی ۱۳۹۷/۰۷/۱۰ الی ۱۳۹۷/۱۱/۲۸

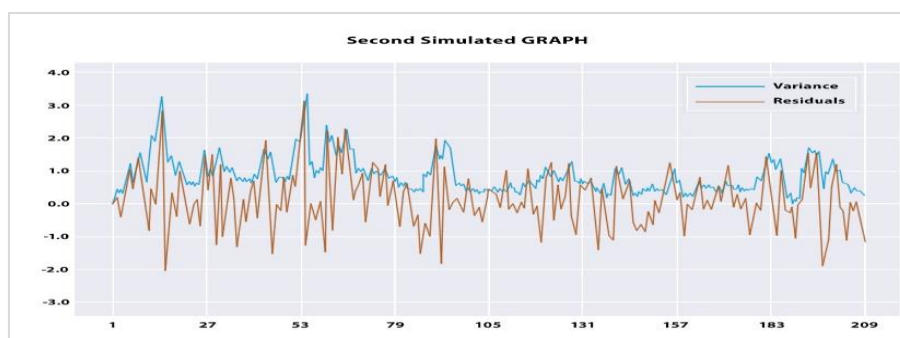


شکل ۱۷: حجم معاملات روزانه در مقیاس لگاریتمی در بازه زمانی ۱۳۹۷/۰۷/۱۰ الی ۱۳۹۷/۱۱/۲۸

بر اساس مدل انتخابی دوره بحران برای بازه روزانه  $ARMA(2,2)$ - $GARCH(1,1)$  و مدل  $ARMA(2,0)$ - $GARCH(1,1)$  برای حجم معاملات روزانه سری های زمانی مربوط به بحران سال ۱۳۹۷ تخمین زده شد. لذا دوباره تابع  $simulate\_GARCH()$  برای سری بازه فراخوانی و تاثیر پارامترهای مدل  $GARCH$  را بر نتایج شبیه سازی شده بررسی شد و به طور خاص، دو سری زمانی  $GARCH(1,1)$  شبیه سازی گردید.



شکل ۱۸: مرحله اول شبیه سازی بر اساس مدل  $GARCH-ARMA$



شکل ۱۹: مرحله دوم شبیه سازی بر اساس مدل  $GARCH-ARMA$

در مقایسه با قیمت‌های واقعی، مدل پیشنهادی دوم تقریباً می‌تواند شوک‌های حرکت بازده/قیمت شاخص را پیش‌بینی کند. با این حال، نمی‌تواند نوسانات بالای بازده/قیمت روزانه را به تصویر بکشد و بنابراین مدل پیش‌بینی یک سطح نسبتاً ثابت نسبت به بازده/قیمت واقعی را ارائه می‌دهد.

### بحث و نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه تحلیل علیت گرنجر در الگوهای میانگین جهت سنجش  $k$  مین وقفه همبستگی متقابل بین باقیمانده‌های استاندارد بازده و حجم معاملات در شرایط بحران بوده است. لذا بر اساس داده‌های روزانه از فروردین ۱۳۹۹ الی فروردین ماه 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. مشاهدات نشان داد که علیت-در-میانگین بین هر دو سری به طور نامتقارن پس از دوره بحران رخ می‌دهد. توضیح شهودی برای حمایت از این یافته این است که فعالان بازار سرمایه تمایل دارند پس از وخامت شرایط اقتصادی به عنوان 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 طولانی تری استفاده کنند. از نتایج تحقیق حاضر می‌توان در پیش‌بینی قیمت سهام در مقطعی که با سقوط بازار سهام و بروز پدیده‌های رفتاری به ویژه احساسات منفی بازار مواجه هستیم استفاده کرد. همچنین نتایج پژوهش حاضر می‌تواند به درک بهتر زیرساخت‌های بازار سهام به خصوص بازارهای نوظهور کمک کند. با این وجود از آنجایی که بازار سهام ایران در مقایسه با بازارهای توسعه یافته ضعیف و کوچک است، پژوهش‌های تجربی تطبیقی بیشتر لازم می‌باشد.

### فهرست منابع

- \* اسلامی بیدگلی، سعید و شعبان پور فرد، پژمان (۱۳۹۵). رابطه حجم معاملات و اجزای آن با بازده؛ مطالعه موردی در بورس اوراق بهادار تهران با تمرکز بر معاملات حین روز و حذف اثر L شکل. چشم انداز مدیریت مالی، ۶(۱۴)، ۴۵-۶۳.
- \* امام وردی، قدرت اله، جعفری، سیده محبوبه (۱۳۹۸). اثر بحران‌های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای مالی توسعه یافته و ایران. اقتصاد مالی، ۱۳ (۴۷)، ۸۴-۶۳.
- \* آلودری، قاسم، مقدم، جواد، رضوانی فرد، سعید، مقدم، مهدی (۱۳۹۰). بررسی ارتباط همزمان و پویای حجم معاملات و بازده سهام با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری، فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱۵، ۴۱-۲۷.
- \* حاتمی، فرشاد (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین بازده سهام و حجم معاملات در بخش بانکی، پایان نامه جهت دریافت مدرک کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه شهید چمران اهواز

- \* 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.
- \* عباسی، ابراهیم، دهقان نیری، لیلیا و پورداداش مهربانی، نازیلا (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین حجم معامله، بازده سهام و نوسان بازده در زمان مقیاس‌های مختلف در بورس اوراق بهادار تهران. مدیریت دارایی و تامین مالی، ۴(۴)، ۱.
- \* مدرس، احمد، لیلی پور، کامران و حمشی، محسن (۱۳۹۷). تأثیر اعلام سهام شناور بر حجم معاملات، نوسان‌پذیری و بازده سهام. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۰(۳۹)، ۲۱۹-۲۳۶.
- \* میرزاده، فاطمه، سعیدی، علی، حیدر زاده هنزائی، علیرضا، خدایی وله زاقرد، محمد. (۱۴۰۱). تأثیر حجم معاملات بر ناهمگرایی قیمت قراردادهای آتی در بورس کالای ایران. فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱۵(۵۷)، ۳۷۴-۳۴۹.
- \* نجار زاده، رضا، زبودار، مهدی (۱۳۸۵). بررسی رابطه تجربی بین حجم معاملات و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ششم، شماره دوم
- \* Alvarez, E., Brida, G., Moreno, L. et al. The dynamical relation between price changes and trading volume. *Qual Quant* (2023). <https://doi.org/10.1007/s11135-022-01605-4>
- \* Ardalankia, Jamshid., Osoolian, Mohammad., Haven, Emmanuel., Jafari, G. Reza. (2020), Scaling features of price-volume cross correlation, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Volume 549, ISSN 0378-4371, <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.124111>
- \* Aznaei, S., (2012). The Relationship between Trading Volume with Price Volatility and Market Quality. Tehran, Alzahra University.
- \* Back, K., & Baruch, S. (2007). Working orders in limit-order markets and floor exchanges. *Journal of Finance*, 62(4), 1589-1621.
- \* 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.
- \* Gebka, B. (2005), Dynamic volume-return relationship: evidence from an emerging capital market. *Applied Financial Economics* 15(14), 1019-1029.
- \* Giot, P., Laurent, S., & Petitjean, M. (2010). Trading activity, realized volatility and jumps. *Journal of Empirical Finance*, 17(1), 168-175.
- \* Jones, C.M., Kaul, G., Lipson, M.L., (1994). Transactions, volume, and volatility. *Review of Financial Studies*, 7(4), 631-651.
- \* Karpoff, J. M. (1987) The relation between price changes and trading volume: a survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22(1), 109-126
- \* 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.
- \* 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.
- \* 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.
- \* 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. et al. The relationship between trend and volume on the bitcoin market. *Eurasian Econ Rev* 11, 25-42 (2021). <https://doi.org/10.1007/s40822-021-00166-5>
- \* Tervirta, T. (1998). Modelling Economic Relationship with Smooth Transition Regressions, In Giles, D.E.A, Ullah, A. (Eds.), *Handbook of 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.

## **Granger causality analysis in mean patterns to measure the number of lags of the cross-correlation between the standard residuals of returns and trading volume in crisis situation**

**Mohammad Hassan Saleh**

Department of Accounting, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran

**Fazel Mohammadi Nodeh**

Assistant Professor, Department of Management, Lahijan Branch, Islamic Azad University, Lahijan, Iran  
(corresponding author)

**Mojtaba Maleki Choobari**

Department of Accounting, Lahijan Branch, Islamic Azad University, Lahijan, Iran

### **Abstract**

This study investigates the analysis of Granger causality in mean patterns to measure the number of lags of the cross-correlation between the standard-residuals of returns and the volume of transactions during the crisis period. For this purpose, based on daily data from April 2020 to April 2021, structural breakpoints were first determined and then the relationship between the volume of daily transactions and price changes of the Tehran Stock Exchange was investigated using the GARCH-ARMA model. Finally, the causality was investigated in the average between returns and volume of transactions for each sub-period. The results showed when the prices fall sharply during the crisis period, market participants tend to use the volume of past transactions to predict current returns. Also, the results showed when there is an upward price movement in the post-crisis period, it is observed the correlations are significant from lag 2 to 20. These observations suggest causality-in-the-mean between both series occurs asymmetrically after the crisis period. Such asymmetric behavior supports the trader heterogeneity hypothesis from two perspectives, firstly, the degree of significant cross-correlation between the standardized residuals of both series is stronger in the highest interval before the crisis than after the crisis. Second, the time frame for past trading volume to correlate with current returns becomes longer after the crisis. The results of the research can be used to predict stock prices at a time when we are facing the fall of the stock market and the emergence of behavioral phenomena, especially negative market sentiments.

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

