فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۱۳، شماره ۴۶، پاییز ۱۴۰۲

بررسی تاثیر معاملات پربسامد بر بازدهی شرکت‌های کوچک و بزرگ پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش تغییرپذیری مارکوف

علیرضا ظفرپور[۱]، احمد سرلک*[۲]، غلامعلی حاجی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۱۵

DOI: 10.30495/JAE.2023.75975.1512

چکیده:

هدف از این تحقیق بررسی اثرات نامتقارن معاملات پربسامد بر بازدهی شرکت‌های کوچک و بزرگ پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش تغییرپذیری مارکوف است. بدین منظور از داده‌های ۵ دقیقه‌ای بورس در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ استفاده شده است. براساس نتایج، تغییرات بازدهی بورس در شرکت‌های بزرگ و کوچک، حالت غیرخطی دارد و زمانی که نوسانات معاملات سهام؛کوچک است میانگین بازدهی بورس دچار تغییر می‌شود اما بر واریانس بازدهی بورس تأثیر معنی‌داری ندارد. همچنین تاثیرپذیری شرکت‌های کوچک در رژیم صفر از شوک‌های مثبت بیشتر از شرکت‌های بزرگ است و در رژیم یک اثر شوک‌های منفی در شرکت‌های بزرگ بیشتر از شرکت‌های کوچک است و تأثیر معاملات سهام، بر روی تغییرات بازدهی بورس در رژیم رونق، نامتقارن می‌باشد و نوسانات معاملات سهام در رژیم میانگین و واریانس بالا، در حالت افزایش و کاهش معاملات سهام تأثیر متفاوتی بر تغییرات بازدهی بورس خواهدگذاشت و تأثیر مثبت آن کوچکتر از تأثیرات منفی آن است. پیشنهاد می‌گردد که سیاست‌گذاران در اجرای سیاست‌های مرتبط با بازار سرمایه متناسب با اینکه بازار سرمایه در کدام رژیم قرار دارد، سیاست‌های متفاوت و حتی در صورت یکسان بودن سیاست‌ها، شدت اجرای آنها باید در هر رژیم، متناسب با خصوصیات آن رژیم باشد.

کلید واژه: اثرات نامتقارن، معاملات پربسامد، MS-EGARC.

طبقه‌بندی JEL: G12, G1.

[۱] دانشجوی دکتری اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران. ایمیل: zafarpooralireza@gmail.com

[۲] استادیار گروه اقتصاد، واحد اراک، دانشگاه آزاد اسلامی، اراک، ایران (نویسنده مسئول). ایمیل: a-sarlak@iau-arak.ac.ir

[۳] استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه محقق اردبیلی. ایمیل: a.hashemi@uma.ac.ir

مقدمه

بازار مالی به عنوان یک بازار مکمل در کنارسایر بازارها، نقش بسیار مهمی در رشد وتوسعه یک کشور دارد. نوسانات در این بازار بر شرایط اقتصادی تاثیرگذار و از آن تاثیرپذیر است، بازار سهام از جمله بازارهای عمومی برای معامله سهام در قیمت‌های توافقی است که مجموعه‌ای از خریداران و فروشندگان سهام در این بازار مشغول هستند که نقش مهم در تامین مالی بنگاه‌های اقتصادی دارند. میزان منابع ورودی و خروجی به این بازار، بستگی به عوامل متعددی از جمله بازدهی شرکت‌ها و نوسانات در این بازارها دارد. در نتیجه شناخت نوسانات در این بازار و تاثیر آن بر بازدهی شرکت‌ها دارای اهمیت است. در اقتصاد مبتنی بر بازار قیمت سهام براساس عرضه و تقاضا تعیین می‌شود. افزایش تقاضای سهام (و ایجاد مازاد تقاضا) منجر به افزایش قیمت آنها و افزایش عرضه (و ایجاد مازاد عرضه) منجر به کاهش قیمت سهام می‌شود. در اقتصاد دنیا حجم عظیمی از سرمایه‌ها در بورس معاوضه می‌شود و تاثیر بسزایی بر نظام اقتصادی کشورها گذاشته است. قبل از آنکه یک سرمایه‌گذار قصد خرید سهام جدید را داشته باشد باید بررسی‌های لازم را در مورد شرکت‌های مختلف انجام دهد تا زیانی متوجه‌ی خرید سهام و سرمایه وی نشود. عوامل متعددی بر میزان سود و زیان حاصل از سرمایه‌گذاری در بورس موثرند. یکی از این عوامل مدت زمان انجام مبادله پس از کسب اطلاعات مورد اطمینان و بروز می‌باشد. امروزه با گسترش اینترنت و سیستم‌های پیشرفته رایانه‌ای، حجم وسیعی از مبادلات در کسری از ثانیه انجام می‌شود. برخی از سیاست‌گذاران بازارهای سرمایه، معاملات پرسرعت را، که به اختصار HFT[1] نامیده می‌شوند، از جمله عوامل اصلی بحران شدید مالی، که در دوره‌های مختلف همچون، ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ واقع گردید، می‌دانند. این دیدگاه به همراه افت ناگهانی بازارهای سهام ایالات متحده که «سقوط ناگهانی[2]» نام گرفت، باعث شد که زمینه‌های لازم برای بررسی این روش نسبتاً جدید در معاملات سهام، بیش‌تر مدنظر قرار گیرد. معاملات پرسرعت به عنوان یکی از ابزارهای مدیریت ریسک برای تقویت بازارهای نقدی و مشتقه به کار می‌روند. این بدان معناست که واسطه‌گران عمده در طرف فروش، به همراه شرکت‌های تخصصی بازار سرمایه مقادیر هنگفتی را برای ایجاد فن‌آوری لازم در پاسخگویی به تقاضای روزافزون هزینه می‌کنند. (اسلیپاک زیوک، زاکر زیوسکی،[3] ۲۰۲۰). بر این اساس مساله اصلی این تحقیق نحوه اثرگذاری این نوع معاملات بر بازدهی شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران با توجه به معاملات پربسامد است.

ادبیات موضوعی و مطالعات تجربی

در دهه اخیر استفاده از مدل‌های سری زمانی غیرخطی نسبت به مدل‌های خطی در مدل سازی متغیرهای مالی افزایش چشمگیری داشته است. بسیاری از مطالعات در این زمینه نشان داده‌اند که مدل‌های غیرخطی قدرت تخمین بالاتری را نسبت به مدل‌های خطی دارند و قادرند رفتار بازده دارایی‌ها را مدل‌سازی نمایند یو و نیه[4] (۲۰۱۹). رفتار غیرخطی در بازارهای مالی در نتیجه عواملی مانند هزینه‌های معاملات و تعامل معامله‌گران کم اطلاع و معامله‌گران مطلع‌تر است. از مسایل مهم و اساسی فعالان و سرمایه‌گذاران بازار سرمایه پیش‌بینی قیمت سهام شرکت‌ها در آینده می‌باشد. پیش‌بینی قیمت سهام یکی از کارهای چالش برانگیز برای سرمایه‌گذاران مالی در جهان است. این چالش به دلیل عدم‌اطمینان و نوسانات قیمت سهام در بازار است. با توجه به فن‌آوری و جهانی شدن کسب و کار و بازارهای مالی پیش‌بینی‌های دقیق و سریع قیمت حایز اهمیت است. تغییرات قیمت سهام توسط بسیاری از جنبه‌ها و عوامل مختلف تحت تأثیر قرار می‌گیرد. هنگامی که ما قیمت سهام را پیش‌بینی می‌کنیم ساخت یک مدل ریاضی تعیین شده بین قیمت سهام و این عوامل پیچیده دشوار است. زیرا از یک طرف این رابطه رابطه‌ای بسیار پیچیده و غیرخطی است و از سوی دیگر چون این عوامل نمی‌توانند، طور کامل درک شوند هیچ مدلی نمی‌تواند همه این عوامل را شامل شود. تخصیص دارایی فرایند توزیع سرمایه در میان گونه‌های مختلفی از دارایی‌ها مانند نقد، اوراق قرضه، سهام، کالاها و ... است که به منظور بهینه نمودن موازنه‌ی ریسک- بازده براساس موقعیت و اهداف مشخص سرمایه‌گذار نهادی/فردی صورت می‌گیرد. تخصیص دارایی نخستین گام در تشکیل سبد سرمایه‌گذاری و یک مفهوم کلیدی در مدیریت پول و برنامه‌ریزی مالی است. یکی از مهم‌ترین مسائلی که هر سرمایه‌گذار نهادی و یا فردی در تشکیل پرتفوی با آن مواجه خواهد بود، توزیع

مناسب سرمایه در بین گروه‌های مختلف دارایی است. یکی از بهترین تعاریفی که توسط کارشناسان درباره‌ی تخصیص دارایی‌ها مطرح شده، این است که تخصیص دارایی تکنیکی برای تشکیل سبد دارایی است که هدف از آن متوازن کردن ریسک سبد دارایی و پرگونه‌سازی دارایی‌های آن از طریق توزیع سرمایه بین گروه‌های مختلف دارایی است به گونه‌ای که این توزیع مناسب به طور همزمان شرایط بازار و اهداف سرمایه‌گذار را در نظر بگیرد پون وگرنجر[۵](۲۰۱۵). بنابراین تخصیص دارایی یک مفهوم کلیدی در مدیریت پول و برنامه‌ریزی مالی است. به عبارت دیگر فرایند تقسیم سرمایه با توجه به اهداف شخصی سرمایه‌گذار، ریسک‌پذیری و افق سرمایه‌گذاری وی، با برقراری تعادل بین ریسک و بازده در گروه‌های مختلف دارایی را تخصیص دارایی می‌نامند. در هر سرمایه‌گذاری با توجه به اهداف و سلیقه‌های سرمایه‌گذار و نیز شرایط بازار بایستی معیارهای گوناگونی را مورد بررسی قرار داد تا سبد سرمایه‌گذاری انتخاب شده متناسب با این معیارها برگزیده شود. بنابراین مسئله‌ی تخصیص دارایی یک فرایند تصمیم‌گیری چندمعیاره است که فراتر از بررسی دو معیار میانگین و واریانس بازده پرتفوی و روش‌های بهینه‌سازی که به طور معمول در ادبیات مالی رایج شده است،کار می‌کند. بازده بازار سرمایه میانگین وزنی بازده سهام کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در یک بازار متشکل است. از آنجایی که شرکت‌های مختلف در صنایع مختلف با محصولات مختلف و بازارهای مختلف، تشکیل دهنده مجموعه بازار سرمایه هستند؛ بنابراین عوامل مختلفی اعم از رخدادهای بین‌المللی داخلی، بازارهای موازی و غیره بر بازده شرکت‌ها و به تبع آن بازده بازار سرمایه تأثیر می‌گذارند. معاملات پرتواتر یا بسامد بالا، عبارتی‌است که برای توصیف زیر مجموعه‌ای از معاملات الگوریتمی استفاده می‌شود. «مدل‌های معاملاتی سیستماتیک، بر پایه‌ی مدل‌های عددی/ ریاضی با دوره‌ی نگهداری کسری از ثانیه تا کمتر از یک روز» می‌باشد (همان). از این تعریف بخوبی می‌توان درک کرد که این شیوه‌ی سرمایه‌گذاری با سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت بسیار متفاوت است. معاملات پربسامد مجموعه‌ای از راهبردهای معاملاتی رایانه‌ای هستند که با دوره نگهداری بسیار کوتاه تلاش می‌کنند از شرایط غیرمتوازن در نقدینگی بازار یا ناکارایی قیمت‌ها در کوتاه‌مدت بهره ببرند. مدت نگهداری این نوع معاملات در کسری از ثانیه تا چند ساعت متفاوت است، پس این شیوه سرمایه‌گذاری با سرمایه‌گذاری‌های دراز مدت بسیار متفاوت است و استراتژی‌های معاملاتی گوناگونی را شامل می‌شود. فناوری رایانه‌ای، زمینه استفاده گسترده‌ای را در عرصه‌ی بازارهای مالی و چگونگی انجام معاملات، همچون خودکارسازی فرایندهای مالی و ایجاد تغییر وتحول در بازارهای مالی را فراهم نموده است. استفاده از اینترنت و رایانه زمینه حضور فیزیکی و پرهزینه در بورس را به حداقل رسانده و همچنین دسترسی به اطلاعات معاملات بورسی در کمترین زمان با بالاترین کیفیت را فراهم آورده است و زمینه‌ساز افزایش انگیزه‌های حضور در بورس شده است و توجه به این‌گونه معاملات الگوریتمی را افزایش داده است الحسن و ناکا[۶](۲۰۲۰). بورس ایران نیز از این انقلاب رایانه‌ای بی‌نصیب نمانده و انجام معاملات الکترونیکی در بورس از سال ۱۳۸۹ فراهم شده است و حجم انجام معاملات آنلاین بورسی با سهم بالایی رشد نموده است. رشد و حجم بالای معاملات آنلاین بورسی توانسته تاثیر بسزایی بر ساختار و بازدهی بورس داشته است.

در صورت کارا بودن بازار سرمایه، معاملات سهام به ارزش واقعی سهام نزدیک می‌شود و پس‌اندازها به صورت بهینه بین سرمایه‌گذاری‌های سودآور اختصاص پیدا می‌کند. معاملات پرسرعت با کاهش زمان مبادله، منجر به افزایش کارایی در مبادله شده و سودآوری حاصل از مبادله را به همراه دارد. سرمایه‌گذاران می‌توانند بلافاصله با قیمتی منصفانه سهام را خرید و فروش کرده و بازار روزانه را تحت تأثیر قرار داده و در مواقعی نیز کنترل کنند. برای کسب موفقیت معاملات سهام در بازار سرمایه، به برآورد نوسانات محقق شده در مقابل نوسانات ضمنی نیاز داریم؛ اما پیش از آن که بتوان نوسانات آینده را پیش‌بینی کرد، باید آنچه در گذشته اتفاق افتاده است را اندازه‌گیری نمود. بدین منظور باید ساختار و ویژگی‌های نوسانات را مورد بررسی قرار داد. اندازه‌گیری نوسانات و پیش‌بینی توزیع آنها در معاملات لازم است، اما کافی نیست. اتخاذ سیاست نوسان‌گیری در معاملات (یعنی خرید سهام، در زمانی که نوسانات نزولی بوده و قیمت‌های کف بازار را نشان می‌دهد؛ و فروش سهام، در زمانی که نوسانات، صعودی و قیمت‌های حداکثری بازار

را نشان می‌دهد) همیشه ایده خوبی نیست. تمامی پیش‌بینی‌ها باید توسط تجزیه و تحلیل بنیادی تکمیل گردد. بازارها براساس قانون ظروف مرتبطه در علم اقتصاد بسیار پیچیده و به هم وابسته هستند و تمام اندازه‌گیری و پیش‌بینی‌ها باید در چارچوب محیط معاملاتی زمان خود انجام شود. اندازه‌گیری نوسانات، شبیه اندازه‌گیری قیمت نیست. نوسانات لحظه‌ای، غیرقابل مشاهده هستند و آشکار شدن آنها نیاز به گذشت زمان دارد. پون وگرنجر (۲۰۱۵) در پژوهش خود بیش از ۱۰۰ منبع برای پیش‌بینی نوسانات معرفی کرد که خود نشان دهنده پیچیدگی‌های لازم از وضعیت نوسانات در بازار سرمایه دارد که از مهم‌ترین آنها معاملات پربسامد است. افزایش عدم‌تقارن اطلاعاتی موجب افزایش تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش و در نتیجه افزایش هزینه‌های معاملاتی می‌گردد. به عبارتی با افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بازده بازار به عنوان شاخص کارایی بازار کاهش می‌یابد که می‌تواند بر نوسانات بازار و رفتار تواتری معاملات تاثیرگذار باشد. در این خصوص که معاملات پربسامد چگونه بر بازدهی تاثیر می‌گذارند ایده‌های متفاوتی وجود دارد، اما همگی بر این موضوع اتفاق نظر دارند که رفتار بازدهی سهام و نوسانات حاصل از آن در طی معاملات پربسامد می‌توانند دارای رفتار متقارن و یا نامتقارن باشد. سرمایه‌گذاران به بازارهایی روی می‌آورند که از بازدهی بالاتر و روند رو به بهبود برخوردارند. بازدهی به عنوان سوددهی مناسب در یک دوره زمانی کوتاه مدت و بلندمدت تعریف می‌شود. این ویژگی دارای ارزش است به طوری که در شرایط مساوی، سهام با سوددهی بالاتر در مقایسه با سهام با سوددهی پایین‌تر مقبولیت بیشتری خواهند داشت. بازدهی یک معیار مهم بازاری است و در تمامی تحلیل‌های مالی به عنوان یک ملاک مدنظر قرار می‌گیرد. بازدهی یکی از دغدغه‌های کسانی است که اقدام به معامله سهام می‌کنند یا زیرساخت‌های معاملاتی را مدیریت می‌نمایند و یکی از مهم‌ترین شاخص‌ها در بررسی وضعیت بازار و سوددهی اوراق بهادار است. بالا بودن سوددهی در یک بورس نشان دهنده موفقیت آن بازار در شفاف‌سازی اطلاعات و نزدیکی قیمت اوراق بهادار به ارزش ذاتی آنها است. بازدهی سهام هر یک از شرکت‌ها و مجموعه بازار سرمایه از ابعاد مختلف اهمیت دارد که از جمله آنها می‌توان به اهمیت بازدهی در رشد و توسعه بازار و به عنوان شاخص اصلی توسعه یافتگی بازار نام برد. همچنین از طریق تأثیر بر چگونگی تخصیص مجدد منابع سرمایه، می‌تواند عامل بهبود عملکرد شرکت‌ها و در نهایت کل اقتصاد باشد. نرخ بازدهی ضامن موفقیت عرضه‌های عمومی سهام جدید و به عنوان یک عامل مهم و مورد توجه در مدیریت سبد به همراه ریسک و بازده می‌باشد. نوسانات در ذات داده‌های مالی قرار دارد. به همین دلیل شناخت صحیح پدیده‌های مالی بدون شناخت ماهیت و رفتار آنها امکان‌پذیر نمی‌باشد. شناخت، مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات ابزاری برای اتخاذ تصمیم در حوزه‌هایی از قبیل مدیریت ریسک، تخصیص منابع و شناسایی رفتار متغیرها می‌باشد. پژوهش حاضر بدنبال این هدف است که اثرات نامتقارن معاملات پربسامد بر بازدهی شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دهد. دستوری و همکاران (۱۳۹۷). در تحقیق خود با عنوان الگوریتم معاملات زوجی پربسامد با استفاده از کنترل کیفیت آماری فازی بیان می‌دارند که در بازارهای سرمایه امروزی در تمامی کشورها در مقیاس وسیع از رایانه و اینترنت استفاده می‌شود. در تحقیق خود نمونه آماری از ۵۰ شرکت بورسی را انتخاب نموده‌اند و بعد از فیلترینگ آنها تعداد شرکت‌ها به ۳۳ شرکت کاهش یافته است. نتایج آنها نشان می‌دهد الگوهای زوجی نسبت به الگوهای پایه می‌تواند با درصد بالاتری سود را برای سرمایه‌گذار بدنبال داشته باشد.

حسن‌نژاد، (۱۳۹۷). در تحقیق خود با عنوان طراحی مدل پیش‌بینی بازده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون میانگین متحرک و خودرگرسیون میانگین متحرک با ورودی‌های خارجی و ارزیابی عملکرد آنها بیان می‌دارد که بازده بازارهای سرمایه تحت تأثیر عوامل مختلفی هستند. این عوامل دامنه گسترده و وسیعی از عوامل کلان جهانی تا رفتارهای تاریخی متغیر وابسته را شامل می‌شود هدف مطالعه مدل‌سازی و پیش‌بینی بازده بورس اوراق بهادار تهران، از مدل‌های خود توضیحی و ترکیبی است. به گونه‌ای که از مدل‌های خودرگرسیون میانگین متحرک[۷] و خودرگرسیون میانگین متحرک با ورودی‌های خارجی برای مدل‌سازی و پیش‌بینی بازده بورس برای تبیین هر چه کامل‌تر مدل و به کارگیری عوامل، اوراق

بهادار تهران یاری گرفته است. پس از بررسی موضوع بازده و عوامل مؤثر بر بازده، موضوع پیش‌بینی و روش‌های متداول آن و انواع حداکثری مدل‌های پیش‌بینی بازده بازار سرمایه بررسی شده است. سپس از مدل‌های رگرسیون خطی کلاسیک، و خود رگرسیون میانگین متحرک با ورودی‌های خارجی استفاده شده است. نتیجه نهایی مؤید برتری خودرگرسیون میانگین متحرک بر خودرگرسیون میانگین متحرک با ورودی‌های خارجی است.

سیف‌اللهی (۱۳۹۶). در تحقیق خود با عنوان رابطه منفی بین ریسک اعتباری و ریسک ارز با بازده قیمتی سهام بانک‌ها در ایران (رویکرد[۸]GARCH-M) بیان می‌دارند که برای اندازه‌گیری ریسک اعتباری از نسبت‌های تسهیلات غیرجاری به کل تسهیلات استفاده شده است. همچنین ریسک ارز به صورت تغییر در نرخ برابری ریال در مقابل یورو تعریف شده است. داده‌ها برای دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۲ به صورت روزانه استفاده شدند. طبق یافته‌های تحقیق در نظام بانکی ایران بین ریسک اعتباری و ریسک ارز با بازده قیمتی سهام بانک‌های پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران رابطه منفی وجود دارد. همچنین بین ریسک اعتباری و ریسک ارز با ریسک بازده قیمتی سهام بانک‌های پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار رابطه مثبت وجود دارد. با توجه به نتایج پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که مدیران سیستم بانکی برای افزایش بازده قیمتی سهام می‌بایست ریسک اعتباری و ریسک ارز مجموعهٔ تحت مدیریت خود را کنترل کنند.

عباسی و آقامیری (۱۳۹۵). در بررسی اثر نااطمینانی سیاست‌های مدیریت تقاضا بر بازدهی سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۷ به این نتیجه می‌رسند که متغیر عرضه پول با مشکل نااطمینانی روبرو بوده، اما متغیر مخارج دولت با چنین وضعیتی مواجه نیست. براساس نتایج مدل MS-GARCH نااطمینانی در متغیر عرضه پول هم در نوسانات بالا و هم در نوسانات پایین تاثیر منفی بر بازدهی بورس دارد.

عسگری، رهنمای رودپشتی و عبدالوند (۱۳۹۴). در بررسی معاملات پربسامد و تأثیر آن بر نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران، بیان می‌دارند که اگر بازار سهام بازاری نقد و روان نباشد، انگیزه‌ای برای جذب سرمایه‌گذاری ایجاد نخواهد کرد. از طرف دیگر بازار سهام به شدت تحت تأثیر توسعه فناوری‌های پیشرفته رایانه‌ای قرار گرفته که باعث شده حجم اعظم معاملات به صورت آنلاین (برخط) انجام پذیرد. بر این اساس ۵ مؤلفه مهم مؤثر بر قدرت نقد شوندگی از جمله تعداد دفعات معامله، تعداد خریداران، تعداد سهام معامله شده، تعداد روزهای معاملاتی و ارزش سهام معامله شده در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۰ تا شهریور ۱۳۹۱ در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرارگرفته و سپس همبستگی آنها با متغیر معاملات پربسامد از طریق رگرسیون چند متغیره و با استفاده از نرم‌افزار spss مورد آزمون قرار گرفته است. بر مبنای نتایج بدست آمده ۳ متغیر تعداد دفعات معامله، تعداد خریداران و روزهای معاملاتی در سطح ۹۵ درصد ارتباط مثبت و معنادار وجود دارد.

عباسی و باقری (۱۳۹۰). در تحقیقی با عنوان پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از مدل‌های غیرخطی آستانه‌ای و بررسی نقش حجم معاملات در بهبود عملکرد این مدل‌ها بیان می‌دارند که در طول سال‌های اخیر مدل‌های سری زمانی غیرخطی یکی از ابزارهای جدید در توصیف و پیش‌بینی بازدهی سهام بوده است. شواهد بسیاری رابطه عکس بین بازدهی آینده سهام و حجم معاملات را تأیید کرده است. نتایج نشان می‌دهند که مدل‌های غیرخطی از قدرت پیش‌بینی بالاتری نسبت به مدل‌های ARMA دارند. همچنین بکارگیری حجم معاملات عملکرد این مدل‌ها را افزایش می‌دهند.

آنتینا، ساشیکالا و ویشال[۹](۲۰۲۲) در مقاله‌ای با عنوان اثر تجارت با فرکانس بالا: مطالعه بر بازده بازار NSE هند انجام داده‌اند. آنها بیان می‌دارند که با پیشرفت اتوماسیون و فناوری در دو دهه گذشته، تغییری در معاملات سهام در بازارهای مالی ایجاد شده است. الگو و معاملات با فرکانس بالا (HFT) منجر به نقدینگی و کاهش گستره در بازارهای مالی شده است. در این زمینه، مطالعه‌ای برای شناسایی اثر HFT بر بازده بازار سهام، بررسی نقش HFT در کشف قیمت در سطوح زمانی مختلف و بررسی تأثیر HFT بر نوسانات بازار سهام انجام شده است. این مطالعه شامل تحلیل پیش‌بینی قیمت‌های سهام خاص، با استفاده از داده‌های قیمت ۱ دقیقه، داده‌های قیمت ۵ دقیقه، ۱۰ دقیقه، ۱۵ دقیقه، ۳۰ دقیقه است. نتایج نشان می‌دهد که

اثر HFT بر بازده بازار، نوسانات و کشف قیمت وجود دارد. آنها با استفاده از رویکرد MS-EGARCH، نشان دادند که تأثیر معاملات پر بسامد در داده‌ها با زمان‌های مختلف متفاوت است و با افزایش مدت زمان داده‌ها اثر معاملات پربسامد بر بازدهی با نرخی کاهشی کاهش می‌یابد. وضعیت در شرایط رونق و رکود نیز با استفاده از رویکرد مارکوف تحلیل شده است. در شرایط رکود با افزایش طول زمان داده‌ها تأثیر معاملات پر بسامد بر بازدهی افزایش می‌یابد لیکن در شرایط رونق تا حدودی نتیجه متفاوت است.

عبدالقدیر و اکرم[۱۰](۲۰۲۱). در تحقیقی با عنوان پیش‌بینی نوسانات در بورس اوراق بهادارباً رویکرد MS-GARCH در بورس استانبول، به این نتیجه رسیدند که نوسانات مشاهده شده در بازارهای اوراق بهادار تأثیر مهمی بر عملکرد بازدهی بورس دارد. فرآیندهای تصمیم‌گیری سهامداران بازار، در شرایط رونق و رکود و در رژیم‌های مختلف متفاوت است و تاثیر معاملات پر بسامد در شرایط رونق بیشتر از شرایط رکود است. لیکن تاثیر این معاملات در شرایط رونق کوتاه‌تر از شرایط رکود است.

ولید و الویی[۱۱](۲۰۲۱). با استفاده یک مدل MS-EGARCH ارتباط دینامیک بین نوسانات قیمت سهام و نرخ ارز را در طول دوره‌ی ۱۹۹۴-۲۰۰۹ برای کشورهای نوظهور مورد بررسی قرار دادند؛ نتایج وجود دو رژیم را در هر دوی میانگین و واریانس شرطی بازده سهام مورد تأیید قرار دادند، براساس نتایج مطالعه فوق ارتباط بین بازار سهام و نرخ ارز وابسته به رژیم بوده و بازار سهام به صورت نامتقارن به حوادث بازار ارز پاسخ می‌دهند، به طوری که تغییرات نرخ ارز اثر معنی‌داری بر روی احتمال انتقال در سرتاسر رژیم‌ها دارد.

الحسن و ناکا (۲۰۲۰). به بررسی اثر نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری آتی شرکت‌ها در بازارهای نوظهور پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان دهنده، شواهد محکمی از ارتباط بین سرمایه‌گذاری‌های آتی و پر بسامد سهام را تایید می‌نماید و علاوه بر آن، رابطه سرمایه‌گذاری‌های آتی و پر بسامد سهام تحت تأثیر محدودیت‌های مالی و درجه توسعه بازار مالی کشورها قرار می‌گیرد. میزان نوسانات سهام در بازار کشورهای نوظهور به وضعیت رکود و رونق اقتصاد این کشورها بستگی دارد و این نوسانات بصورت متقارن در تمامی این کشورها نمی‌باشد. همچنین دریافتند که معاملاتی که در کسری از ثانیه انجام می‌شود، بدلیل نوسانات کوتاه مدت و نقد شوندگی، کیفیت بازار را بهبود می‌بخشند.

آلوی و جمازی[۱۲](۲۰۲۰). با استفاده از یک مدل گارچ نمایی مارکوف (MS-EGARCH) دو رژیمه ارتباط بین نوسانات بازار نفت و قیمت سهام را برای کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[۱۳]برای دوره‌ی ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۷ مورد بررسی قرار دادند، براساس نتایج مطالعه، افزایش قیمت نفت تأثیر معنی‌داری را بر روی احتمال انتقال در سرتاسر رژیم‌ها به جای می‌گذارد و احتمال این انتقال از رژیم یک به دو و از شرایط رونق به رکود بیشتر است.

یو و نیه (۲۰۱۹). در تحقیقی ارتباط بلندمدت و علی نامتقارن بین نرخ ارز و قیمت سهام در ژاپن را بررسی نمودند. آنها با استفاده از مدل‌های MS-GARCH و MS-AR به این نتیجه رسیدند که ارتباط بین نرخ ارز و قیمت سهام قوی و مثبت است. این ارتباط در شرایط رونق اقتصادی با احتمال بالاتر و ضریب بزرگتر نسبت به شرایط رکود در هردو رژیم تاثیر می‌گذارد. همچنین در بررسی ویژگی‌های معاملات پربسامد و همبستگی آن با تاثیرپذیری از نرخ ارز، از جمله نتایجی است که دلیل روشنی برای آن یافت نشد. اما می‌توان بیان داشت که یکی از جمله دلایل آن این است که در روزهایی که نوسانات بالاتر است، نقد شوندگی کمتر است.

هو و کافی[۱۴](۲۰۱۸). تاثیر معاملات پربسامد بر نگهداشت وجه نقد در کشورهای حوزه خلیج فارس را مورد بررسی قرار دادند. آنها به این نتیجه رسیدند که در شرایط معاملات پربسامد، شرکت‌های با نقدشوندگی بالای سهام، وجه نقد کمتری را نگهداری می‌کنند. به عبارت دیگر با افزایش نقدشوندگی سهام، نگهداشت وجه نقد کاهش می‌یابد. همچنین دریافتند، از دلایلی که باعث افزایش حجم معاملات شده، توسعه معاملات الگوریتمی می‌باشد.

کانگ، وانگ، ایوم[۱۵](۲۰۱۷). اثر نقدشوندگی بر قیمت‌گذاری دارایی با استفاده از مدل اپستین- زین در بازار سهام بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که ریسک نقدشوندگی یک عامل مهم قیمت‌گذاری است و ورود آن به مدل‌های قیمت‌گذاری در رژیم‌های مختلف منجر به بهبود عملکرد مدل می‌شود. لیکن اثرات آن در حالت نامتقارن

معاملات افزایش می‌یابد. همچنین در بررسی تأثیرات معاملات پربسامد بر روی بازار الکترونیکی دریافتند که معاملات پربسامد باعث افزایش ریسک نقد شوندگی نشده بلکه آن را کاهش می‌دهد. اما نوسانات نقد شوندگی را می‌تواند تحت تاثیر قرار دهد. علاوه بر آن معاملات پربسامد منجر به افزایش کارائی اطلاعاتی و نقد شوندگی در ایجاد معاملات می‌شود.

سامت[۶](۲۰۱۵). به بررسی تغییر رژیم مارکوف مدل گارچ[۱۷]و مدل‌سازی نوسانات برای بازده نفت پرداخته است. او در مطالعه خود از مدل‌های GARCH[۱۸]، EGARCH[۱۹]، GJR-GARCH[۹]و MRS-GARCH[۲۰]استفاده کرده و نتایج حاصل از آن را بایکدیگر مقایسه نموده است. در تحقیق او و براساس معیارهای اطلاعات و مقادیر، شوارتز بیزین، آکائیک و هنان کوئین مدل MRS-GARCH بر همه مدل‌های جایگزین برتری دارد. رفتار بازده نفت رفتاری نا متقارن داشته و شدیدا متاثر از وضعیت رکود و رونق اقتصاد جهانی است و رفتار نرخ بازدهی در رژیم‌های مختلف، با شوک محدود اقتصادی تغییر وضعیت می‌دهد.

بروگارد[۱](۲۰۱۰). بابررسی معاملات پربسامد و تأثیر آن بر بازار اوراق بهادار آمریکا به نتایج متعددی دست یافت از جمله اینکه: این معاملات به فرآیند کشف قیمت کمک می‌کنند، نوسان روزانه را کاهش می‌دهند، فعالیت معامله‌گران پربسامد هیچ ضرری برای معامله‌گران معمولی در پی ندارد، استراتژی‌های معامله‌گران پربسامد بیشتر به یکدیگر وابسته‌اند تا به معامله‌گران معمولی و در نهایت این معاملات باعث بهبود کیفیت بازار می‌شوند. سویتانیک وکرینلو[۲](۲۰۱۰). سوالی مطرح کردند تحت عنوان اینکه آیا معامله‌گران HFT می‌توانند بر روی قیمت‌های معاملاتی تأثیرگذار باشند؟ آنها دریافتند که در صورت حضور سامانه‌های معاملاتی الکترونیک، میانگین قیمت‌های معاملاتی بهبود پیدا کرده و همچنین براساس میزان حجم معاملات و مدت زمان انجام معاملات، نقدشوندگی حاصل از آنها نیز افزایش پیدا کرده است.

بررسی تحقیقات داخلی و خارجی نشان می‌دهد که تحقیقی مشابه با تحقیق حاضر انجام نشده و با توجه به جامعه آماری، دوره زمانی و روش برآورد از نوآوری لازم برخوردار است.

روش تحقیق

روش گردآوری اطلاعات در این تحقیق روش کتابخانه‌ای است. مباحث تئوریک پژوهش از طریق مطالعه منابع داخلی و خارجی معتبرجمع‌آوری شده است. اطلاعات و داده‌های مورد نیاز، با استفاده از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و همچنین مراجعه به سازمان بورس اوراق بهادار تهران و مطالعه صورت‌های مالی اساسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۴۰۱-۱۴۰۰ بدست آمده‌اند. در این باره علاوه بر مطالعه صورت‌های مالی، اطلاعات مربوط به آنها از سایت اطلاعاتی بورس مورد استفاده قرار گرفته است. جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. لازم بذکر است چون معاملات پربسامد در کسری از ثانیه صورت می‌گیرند در این تحقیق از نوسانات بازدهی ۵ دقیقه‌ای شرکت‌ها به همانند آنتینا و همکاران (۲۰۲۲)، به عنوان جایگزینی برای معاملات پربسامد استفاده شده است. با توجه به متوسط ۲۲۵ روزکاری در هر سال و پنج ونیم ساعت کارمفید بورس اوراق بهادار تهران، تعداد ۲۹۷۰۰ مشاهده جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها در هر یک از شرکت‌های کوچک و بزرگ جمع‌آوری شده است. جهت مقایسه شرکت‌های بزرگ وکوچک با یکدیگر، جامعه تحت بررسی به دو دسته شرکت‌های بزرگ و کوچک تقسیم گردید. شرکت‌های بزرگ شرکت‌هایی هستند که لگاریتم دارایی آنها از میانه کل نمونه بیشتر و شرکت‌های کوچک شرکت‌هایی هستند که لگاریتم دارایی آنها برابر میانه کل نمونه یا کمتر از آن است.

تصریح مدل

در ابتدا یک مدل EGARCH (1,1) معرفی شده توسط نلسون[۳](۱۹۹۱) و هنری[۴](۲۰۰۹) را به صورت رابطه‌ی (۱) و (۲) برای y_t تعریف می‌کنیم:

$$\gamma_t = f(x_t;\vartheta) + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0,h_t) \quad (۱$$

$$ln(h_t) = \omega_0 + \varphi\left[\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\right| - \sqrt{2/\pi}\right] + \beta\, ln(h_{t-1}) + \delta\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (۲$$

در رابطه‌ی (۱)، $f(x_t;\vartheta)$ میانگین شرطی، x_t یک بردار از M متغیر توضیحی است که ممکن است شامل $y_t's'$ وقفه باشد، φ یک بردار (M×1) از پارامتر می‌باشد،

I_{t-1} مجموعه اطلاعاتی است که شامل همه‌ی اطلاعات در دسترس در زمان (t−1) می‌باشد، و در نهایت ε_t عبارت خطا می‌باشد. در رابطه (۲) ضریب کسر آخر اثر شوک‌های مثبت و منفی را نشان می‌دهد. اگر این ضریب صفر باشد اثر شوک متقارن و در غیر این صورت نامتقارن می‌باشد. در این رابطه، اثر شوک‌های مثبت $\delta + \varphi$ و اثر شوک‌های منفی $\delta - \varphi$ است. اگر δ منفی باشد بیانگر آن است که اثر شوک‌های منفی بیشتر از شوک‌های مثبت است و اگر این ضریب صفر باشد اثر شوک‌های مثبت و منفی یکسان است. هنگامی‌که طبق رابطه‌ی (۲)، واریانس شرطی از یک فرآیند EGARCH(1,1) پیروی می‌کند، D عموماً از توزیع t معرفی شده به وسیله‌ی برولسلو[۶] (۱۹۸۶) پیروی خواهد کرد. h_t به عنوان واریانس شرطی تخمین‌زده شده، اکیداً مثبت بوده و نیازی به محدودیت های غیرمنفی استفاده شده در تخمین مدل GARCH ندارد. رابطه‌ی (۱) یک اثر نامتقارن اخبار منفی را بر روی واریانس نشان می‌دهد. بر طبق نظر بلک[۶] (۱۹۷۶) و نلسون (۱۹۹۱) نوسانات بازار سهام به وسیله‌ی افزایش و کاهش قیمت سهام نامتقارن تحت تأثیر قرار می‌گیرد، اثر نامتقارن در نوسانات به وسیله‌ی ضریب γ بیان می شود، به حساب آوردن این ضریب برای رفع مشکل مدل‌های *GARCH* به وسیله‌ی لاماورکس و لاستراپس[۷] (۱۹۹۰) معرفی شد؛ بر طبق مطالعه‌ی آنها، درجه‌ی بالاتر ثبات نشان داده شده به وسیله فرآیند GARCH استاندارد، ممکن است در صورت وجود شکست ساختاری جعلی و اشتباه باشد. همیلتون و ساسمل[۸] (۱۹۹۴)، با به کار بستن مدل ARCH راه‌گزینی مارکف (SWARCH) برای داده های هفتگی بازده سهام انگلیس، مشاهدات قوی را از تغییرات رژیم در فرآیند ARCH تأیید کردند، به علاوه آنها ادعا کردند که به حساب آوردن تغییرات رژیم، منجر به کاهش قابل ملاحظه در درجه پایداری نوسانات جزء خطا می‌شود؛ بر این اساس همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴) در چارچوب مدل تغییرات رژیم، تابع واریانس شرطی را با فرض واریانس شرطی وابسته به وضعیت‌های اقتصادی اصلاح کردند (هو و کافی، ۲۰۱۸). بر طبق نظر هنری (۲۰۰۹)، مدل MS-EGARCH(1,1) اولیه می‌تواند به صورت رابطه‌ی (۳) و (۴) اصلاح شود:

$$y_t = \mu_{it} + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{i,t}) \quad (۳$$

$$ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_i \, ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \quad (۴$$

بر خلاف مدل SWARCH، مدل MS-EGARCH تضمین می‌کند که واریانس شرطی h_t، بدون استفاده از قید غیرمنفی، با استفاده از ساختارش مثبت باشد. با فرض دو رژیم $(i = 2)$، رژیم‌ها به وسیله متغیر پنهان s_t نشان داده می‌شود، به طوری‌که s_t وابسته به وضعیت اقتصاد بوده و دوره‌های رکود مقدار صفر و در دورهای رونق مقدار یک را می‌گیرد. انتقال بین رژیم‌ها به وسیله‌ی یک فرآیند مارکف مرتبه اول معرفی شده به وسیله‌ی همیلتون (۱۹۸۹) کنترل می‌شود و به صورت رابطه‌ی (۵) است:

$$\begin{aligned} P(s_t = 0/s_{t-1} = 0) &= p_{00} \\ P(s_t = 0/s_{t-1} = 1) &= 1 - p_{11} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 0) &= 1 - p_{00} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 1) &= p_{11} \end{aligned} \quad (۵$$

در رابطه‌ی (۵)، رژیم رایج s_t به رژیم دوره‌ی گذشته s_{t-1} وابسته است، به علاوه p احتمال آنکه اقتصاد در زمان t، از وضعیت یک (یا صفر) به وضعیت صفر (یا یک) تغییر کند را نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس (2×2) به صورت $\begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{11} \\ 1-p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}$ خلاصه کرد که در آن مجموع احتمالات برابر یک است. بر طبق نظر همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴)، کای[۹] (۱۹۹۴) و هنری (۲۰۰۹)، با فرض اینکه احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد (سامت، ۲۰۱۵)، فرم تابعی آنها به صورت رابطه‌ی (۶) است:

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1+e(\theta_0)} \quad (۶$$

$$p_{11} = \frac{e(\partial_0)}{1+e(\partial_0)}$$

بر طبق نظر همیلتون (۱۹۸۹) و گری (۱۹۹۵)، مدل MS-EGARCH می‌تواند با استفاده از تکنیک های حداکثر راست‌نمائی[۳۰] تخمین زده شود. همانطور که ذکر شد، بر عکس مدل‌های MS-GARCH، مدل انتخاب شده در این تحقیق، به علت اینکه واریانس شرطی به شوک‌های گذشته، حال و وضعیت گذشته اقتصاد وابسته است، در تسخیر رژیم وابسته به اثر[۳۱] ثبات[۳۲] جواب

نامتقارن به یک شوک کاملاً انعطاف‌پذیر می‌با شد (هنری، ۲۰۰۹). برونتی و هم کاران[۳۳](۲۰۰۸) اد عا می‌کن ند که احتمالات انتقال ثابت فرض محدود کننده‌ای است و به نظر می‌رسد که احتمالات انتقال وابسته به متغیرهای اقتصادی هســـتند؛ به طوریکه با وجود آنکه مدت‌های انتظاری رژکود[۳۴] و رونق می‌توانند متفاوت با شند؛ اما مجبورند در طول زمان ثابت باشـــند؛ بر طبق نظر فیلاردو و گورگون[۳۵](۱۹۹۸)، با احتمالات انتقال ثابت شـــده، مدت‌های انتظاری، بر روی سیکل‌ها تغییر نمی‌کنند، این بدان معناست که شوک‌های برون‌زا و ســیاســت‌های اقتصــاد کلان، احتمال اینکه تا چه وقت انبســـاط یا انقباض پایدار خواهند ماند را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند. برای حل این مشکل، با توجه به اینکه تغییر در احتمالات انتقال منجر به تغییر در مدت ها انتظاری می‌شـــوند. در این مدل احتمالات انتقال متغیر زمانی در درون مدل وارد شـــده‌اند، به طوری که اطلاعاتی را درباره‌ی مسیر حرکت اقتصاد ارائه می‌کند؛ برای این منظور ماتریس احتمالات P وابسته به متغیر x_{t-1} در نظر گرفته می‌شود، بنابراین ماتریس احتمالات انتقال متغیر زمانی به صـــورت رابطه‌ی (۷) فرمول‌بندی می‌شود (الحسن وناکا، ۲۰۲۰).

$$P(t) = p_{ij}^{t}(x_{t-1}) = P\left(s_t = \frac{j}{s_{t-1}} = i, x_{t-1}\right) = \begin{bmatrix} p_{00}^{t}(x_{t-1}) & 1 - p_{11}^{t}(x_{t-1}) \\ 1 - p_{00}^{t}(x_{t-1}) & p_{11}^{t}(x_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (۷$$

در رابطـه‌ی (۷)، x_{t-1} متغیر اطلاعـات برای تغییر شکل رژیم غیرقابل مشاهده می‌با شد. در آنالیز این تحقیق مانند مطالعه‌ی هنری (۲۰۰۹)، متغیر اطلاعات شـوک‌های بازار ســـهام که به علل مختلف ایجاد می‌باشـــد که نه تنها میانگین و واریانس بازده ســـهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بلکه بر روی احتمالات انتقال رژیم نیز مؤثر اســـت. بر این اساس مدل MS-EGARCH(1,1) به صورت رابطه‌ی (۸) و (۹) بازنویسی می‌شود:

$$y_t = \mu_{it} + \eta_i\, x_{t-1} + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow \quad (۸$$

$$D(0, h_{i,t})$$
$$ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}}\right| - \sqrt{2/\pi}\right] + \beta_i\, ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \lambda_i x_{t-1} \quad (۹$$

به علاوه طبق مطالعه‌ی فیلاردو[۳۶](۱۹۹۴)، احتمالات انتقال رژیم نیز به صـــورت رابطه‌ی (۱۰) مدل‌ســـازی می‌شوند:

$$p_{00}^{t} = Pr(s_t = 0) = \frac{e(\theta_0 + \theta_1 x_{t-1})}{1 + e(\theta_0 + \theta_1 x_{t-1})}$$
$$p_{11}^{t} = Pr(s_t = 1) = \frac{e(\partial_0 + \partial_1 x_{t-1})}{1 + e(\partial_0 + \partial_1 x_{t-1})} \quad (۱۰$$

بر طبق رابطه‌ی (۱۰)، رابطه‌ی (۱۱) قابل اســـتخراج است.

$$\frac{\partial p_{00}^{t}}{\partial x_{t-1}} = \theta_1 p_{00}^{t}(1 - p_{00}^{t})$$
$$\frac{\partial p_{11}^{t}}{\partial x_{t-1}} = \partial_1 p_{11}^{t}(1 - p_{11}^{t}) \quad (۱۱$$

فیلاردو (۱۹۹۴) بیـان کرد کـه احتمـالات انتقـال احتمالات انتقال غیرمنفی می‌باشـــند؛ به علاوه احتمالات انتقال تابعی از θ_1 و ∂_1 و تغییرات عوامل مختلف بر بازار سهام می‌باشند (عباسی و همکاران، ۱۳۹۵).

برآورد مدل و تجزیه وتحلیل آن

در این تحقیق با استفاده از رابطه (۱۲)، لگاریتم نسبت شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران در هر دوره نسبت به دوره قبل درصد ضرب شده و به عنوان بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفته شده است (الوی و جمازی، ۲۰۲۰)

$$r_t = 100 \times ln\left(\frac{TEPIX_t}{TEPIX_{t-1}}\right) \quad (۱۲$$

اندیس t اشاره به زمان‌های ۵ دقیقه‌ای دارد.

قبل از انجام اســتنباط آماری لازم اســت پایایی ســری مورد بررسی قرار گیرد تا از جعلی بودن رگرسیون برآوردی اطمینان حاصـل گردد. جدول (۱) وضـعیت پایایی سـری زمانی شـــاخص بازدهی شـــرکت‌های کوچک و بزرگ را نمایش می‌دهد.

جدول ۱- نتایج آزمون مانایی بر روی سطح شاخص بازدهی

فیلیپس پرون		دیکی فولر تعمیم یافته		دیکی فولر		نرخ بازدهی
کمیت بحرانی (۱٪)	آماره	کمیت بحرانی (۱٪)	آماره	کمیت بحرانی (۱٪)	آماره	
-۲/۱۱	-۲۸/۱۲	-۳/۴۴	-۲۳/۱۵	-۲/۱۲	-۱۰/۱۶	شرکت‌های بزرگ
-۳/۱۷	-۳۵/۱۶	-۳/۴۳	-۴۲/۲۰	-۳/۶۱	-۱۴/۱۸	شرکت‌های کوچک

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۱) و نتایج حاصل از آزمون‌های فلیپس پرون، دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته، فرضیه وجود ریشه واحد، در شرکت‌های بزرگ وکوچک رد شده و متغیر شاخص بازدهی در سطح یک درصد پایا است و این اطمینان وجود دارد که نتایج رگرسیون به رگرسیون کاذب منجر نخواهد گردید.

جهت تشخیص تعداد رژیم‌های مدل‌های مارکوف، از روش‌های مختلفی از جمله نرخ راســـتنمایی عمومی[۳۷] و روش والد[۳۸] می‌توان اســـتفاده نمود لیکن در روش های مذکور، توزیع مجانب آنها غیراستاندارد است بدین خاطر در این مقاله، از آزمون نرخ را ست نمایی معرفی شده به وســـیله گارســـیا وپرون[۳۹] (۱۹۹۶) اســـتفاده شـــده اســـت. بنابراین فرض صفر نبودن نو سانات بازده سهام بو سیله فرایند EGARCH(1,1) (یک رژیمه) در مقابل ساختار MS-EGARCH شامل تغییر در نو سانات بازده سهام است (دورژیمه) مورد آزمون قرار گرفته است. با توجه به میزان شـــاخص اطلاعات آکاییک وقفه بهینه برای مدل خود رگر سیون، در تابع میانگین صفر تعیین شده ا ست (سوری، ۱۳۹۴).

با اســـتفاده از آزمون ARCH ثابت یا متغیر بودن وار یانس جم له خ طا مورد آزمون قرار می‌گیرد. ن تایج جدول (۲) نشـــان می‌دهد که مقدار آماره‌های F و کای دو محاســـباتی در ناحیه بحرانی قرار دارند و با توجه به اینکه مقدار احتمال‌های این آماره‌ها کمتر از ۵ درصـــد هســـتند لذا فرضـــیه وجود آرچ رد نمی‌شـــود و واریانس شاخص بازدهی در شرکت‌های کوچک و بزرگ نمی‌تواند ثابت با شد و در نتیجه، لازم ا ست از مدل گارچ با توجه به وقفه بهینه مدل آرما برآورد انجام پذیرد.

جدول۲-بررسی اثر آرچ در سری زمانی شاخص بازدهی در شرکت‌های کوچک وبزرگ

شرکت‌های کوچک	شرکت‌های بزرگ	
۶۰/۳۳۷	۵۸/۳۵۷	F اماره
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	سطح معناداری
۱۷۸/۶۱۷	۱۷۲/۸۳۱	Obs*R-squared
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	سطح معناداری

منبع: یافته‌های تحقیق

از آنجایی که مدل های ARCH و GARCH خطی نی ستند نمی‌توان آنها را از روش‌های معمول همچون حداقل مربعات معمولی براورد نمود برای تخمین مدل‌های گارچ از روش حداکثر درستنمایی استفاده می‌شود. روش تخمین‌های غیرخطی بصـــورت تکراری اســـت و لذا مقدار اولیه که برای شروع تخمین پارامترها در نظر گرفته می‌شود اهمیت خاصی دارد. بدین منظور جهت رفع خطاهای احتمالی در برآورد، هر مقداری که به عنوان مقدار اولیه در نظر گرفته می‌شـــود، اندکی تغییر می‌دهیم تا اگر جواب دیگری وجود دارد بد ست آید.

در جدول (۳) مدل گارچ در حالت متقارن برای شاخص بازدهی کل بورس ارائه شـــده اســـت تمامی ضـــرایب معنادار می‌باشند. ضریب مجذور جمله خطا برای شرکت‌های بزرگ و کوچک به ترتیب برابر ۰/۰۴۳- و ۰/۰۴- اســـت و همچنین ضـــریب واریانس تاخیری به ترتیب ۰/۵۵۹ و ۰/۵۵۷ اســـت. بدلیل آنکه معادله میانگین شرطی فاقد متغیر توضیحی است ضریب تعیین مدل‌های برآورده شده پایین ا ست (سوری، ۱۳۹۴).

جدول ۳- مدل گارچ (حالت متقارن) در شاخص بازدهی در شرکت‌های بزرگ وکوچک

شرکت‌های بزرگ				
متغیر	**ضریب**	**خطای معیار**	**T آماره**	**سطح معناداری**
C	۰/۰۴۰۱۴۹	۰/۰۱۶۸۷۸	۲/۳۷۸۸۵۳	۰/۰۱۷۴

RESID (-1)^2	-۰/۰۴۲۸۰۱	۰/۰۱۲۲۵۴	-۳/۴۹۲۵۳۱	۰/۰۰۰۵
GARCH (-1)	۰/۵۵۹۶۳۱	۰/۱۹۸۱۵۵	۲/۸۲۴۲۱۵	۰/۰۰۴۷
ضریب تعیین		۰/۴۶۳	میانگین متغیر وابسته	۰/۴۶۳۲
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۴۴۲	انحراف معیار متغیر وابسته	۰/۲۸۸۲
خطای رگرسیون		۰/۲۸۸۳	معیار آکائیک	۰/۳۴۸۹
مجموع مجذور خطاها		۱۰۹۷/۵۰۱	معیار شوارتزبیزبن	۰/۳۵۱۲
لاکلیهود		-۲۲۹۹/۰۲۱	معیار حنان کوئین	۰/۳۴۹۷
آماره دروبین واتسون				۲/۱۸

شرکت‌های کوچک

متغیر	ضریب	خطای معیار	tآماره	سطح معناداری
C	۰/۰۳۹۸۷۲	۰/۰۱۷۵۱۶	۲/۲۷۶۳۰۳	۰/۰۲۲۸
RESID (-1)^2	-۰/۰۴۰۶۳۱	۰/۰۱۲۱۲۹	-۳/۳۴۹۸۷۴	۰/۰۰۰۸
GARCH (-1)	۰/۵۵۷۲۹۹	۰/۲۰۷۳۶۲	۲/۶۸۷۵۶۸	۰/۰۰۷۲
ضریب تعیین		۰/۴۵۶	میانگین متغیر وابسته	۰/۴۶۳۳
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۴۴۴	انحراف معیار متغیر وابسته	۰/۲۸۷۲
خطای رگرسیون		۰/۲۸۷۳	معیار آکائیک	۰/۳۴۱۹
مجموع مجذور خطاها		۱۰۸۹/۶۳۸	معیار شوارتزبیزبن	۰/۳۴۴۱
لاکلیهود		-۲۲۵۲/۷۳۲	معیار حنان کوئین	۰/۳۴۲۶
آماره دروبین واتسون				۲/۱۷

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج تخمیین مدل در حالت نا متقارن در جدول (۴) آورده شده است. ضرایب برآوردی از اعتبار لازم آماری برخوردار می‌باشند. تابع مدل برآوردی در جدول ۴ به صورت ذیل می‌باشد.

LLOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4) *RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))

جدول۴- مدل گارچ نمایی (حالت نامتقارن) در شاخص بازدهی در شرکت‌های بزرگ وکوچک

شرکت‌های بزرگ

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آمارهt	سطح معناداری
C(2)	-۰/۳۲۸۶۲۳	۰/۰۲۴۱۷۱	-۱۳/۵۹۵۸۴	۰/۰۰۰۰
C(3)	۰/۰۷۹۸۸۹	۰/۰۱۲۳۸۶	۶/۴۵۰۱۸۶	۰/۰۰۰۰
C(4)	-۰/۳۲۶۷۱۲	۰/۰۱۴۵۲۲	-۲۲/۴۹۷۹۶	۰/۰۰۰۰
C(5)	۰/۸۶۶۹۱۷	۰/۰۰۸۴۲۲	۱۰۲/۹۳۰۶	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۳۱۲	میانگین متغیر وابسته	۰/۴۷۰۵
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۳۰۹	انحراف معیار متغیر وابسته	۰/۲۸۱۳
خطای رگرسیون		۰/۲۸۸۸	معیار آکائیک	۰/۲۰۹۱
مجموع مجذور خطاها		۱۱۰۱/۵۶۵	معیار شوارتزبیزبن	۰/۲۱۰۷
لاکلیهود		-۱۷۸۱/۸۷۹	معیار حنان کوئین	۰/۲۰۹۶
آماره دروبین واتسون				۲/۱۴

شرکت‌های کوچک

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آمارهt	سطح معناداری
C(2)	-۰/۳۱۹۹۶۰	۰/۰۲۴۰۵۹	-۱۳/۲۹۸۸۷	۰/۰۰۰۰
C(3)	۰/۱۰۴۰۰۱	۰/۰۱۲۰۴۶	۸/۶۳۳۷۴۹	۰/۰۰۰۰

C(4)	-۰/۳۲۶۶۷۵	۰/۰۱۴۵۲۴	-۲۲/۴۹۲۷۰	۰/۰۰۰۰
C(5)	۰/۸۷۱۴۰۴	۰/۰۰۸۲۱۶	۱۰۶/۰۶۷۸	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۴۹	میانگین متغیر وابسته	۰/۴۷۰۵
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۴۷	انحراف معیار متغیر وابسته	۰/۲۸۱۳
خطای رگرسیون		۰/۲۸۱۴	معیار آکائیک	۰/۳۰۰۱۹
مجموع مجذور خطاها		۲۰۹۰/۴۴۶	معیار شوارتزبیزبن	۰/۳۰۰۱۴
لاکلیهود		-۳۹۵۸/۵۴۴	معیار حنان کوئین	۰/۳۰۰۵۹
آماره دروبین واتسون				۲/۱۲

منبع: یافته‌های تحقیق

برا ساس مقادیر بحرانی معیار اطلاعات آکائیک و حنان کوئین، تابع واریانس مدل EGARCH(1,1) بخوبی رفتار سری زمانی بازده بورس اوراق بهادار را توضیح می‌دهد. براساس نتایج جدول (۵) آزمون نرخ راستنمایی مدل MS، فرض صفر مبنی برنبود تغیر در رژیم در سطح معناداری ۱درصد رد می‌شود و می‌توان بیان داشت که تغییر رژیم در رفتار نوسانات بازار سهام وجو دارد و نوسانات بازار سهام به وسیله مدل MS -EGARCH(1,1) دورژیمه از قابلیت توضیح دهندگی بالاتری برخوردار است. و مدل راه‌گزینی مارکوف دو رژیمه یک تقریب قابل قبول را در ناهمسانی واریانس تغییرات شاخص بازدهی ارائه می‌کند.

جدول ۵- آزمون خطی بودن بازدهی سهام در شرکت‌های بزرگ وکوچک بورس اوراق بهادار تهران

		LnL	LR
شرکت‌های بزرگ	MS-EGARCH (1,1) یک متغیره	۲۵۷/۱۶	χ^2=22/16
	MS-EGARCH (1,1) با شمول وقفه اول معاملات سهام توسط شرکت‌های بزرگ	۲۸۳/۳۶	
شرکت‌های کوچک	MS-EGARCH (1,1) یک متغیره	۲۱۷/۰۷	χ^2=21/85
	MS-EGARCH (1,1) با شمول وقفه اول معاملات سهام توسط شرکت‌های کوچک	۲۲۹/۲۰۲	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جهت بررسی نحوه اثرگذاری تأثیر معاملات پر بسامد بر بازدهی سهام بازار بورس از روش‌های تغییرپذیری مارکوف (MS-EGARCH) استفاده شده است. تغییرپذیری بیانگر وجود اثر واریانس ناهمسانی (GARCH) در اجزاء اخلال مدل است. در فرایندهای مارکوف وابستگی مسیر برای متغیرها قابل تصور نمی‌باشد. مزیت این مدل در انعطاف‌پذیری آن است که امکان در نظر گرفتن تغییرات واریانس بین فرایندها را همراه با تغییر در میانگین را فراهم می‌سازد. این مدل‌ها توانایی تفکیک داده‌های تحقیق را به دو یا چند دسته از داده‌ها دارند و در هر حالت تخمین‌های جداگانه‌ای برای هر سری از داده‌های ارائه می‌گردد. به عنوان مثال در حالت دو رژیمه، کل داده‌های تحقیق به دو دسته نوسانات بالا و نوسانات پایین تقسیم می‌گردند. این مدل‌ها امکان بررسی اثرات همزمان تقارن و اثر ARCH را فراهم می‌کند. علاوه بر آن اثر عوامل غیرقابل مشاهده اما تاثیرگذار بر وقوع رژیم‌های مختلف را لحاظ می‌کند.

نتایج تخمین مدل MS-EGARCH(1,1) تک متغیره با احتمالات انتقال ثابت شده، در جدول(۶) برای شاخص بازدهی شرکت‌های بزرگ وکوچک ارائه شده است. همه پارامترهای در توابع میانگین و واریانس وابسته به رژیم بوده و به عبارتی میانگین و واریانس ضرایب ثابت نبوده و همواره در حال تغییر می‌باشندکه بیانگر غیر خطی بودن مدل تخمینی شاخص بازدهی است. در مدل تخمینی، ضرایب اثرات عدم تقارن δ_0 و δ_1 معنی‌دار تشخیص داده شده که بیانگر رفتار نامتقارن در میان داده‌های مورد استفاده است.

جدول ۶- نتایج تخمین مدل MS-EGARCH(1,1) تک متغیره شاخص بازدهی شرکت‌های بزرگ وکوچک

$$y_t = \mu_{it} + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{i,t})$$
$$ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_i \, ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}}$$

شرکت‌های بزرگ			
$\mu 0$	۰/۰۰۶۳(۹/۷۴***)	$\beta 1$	۱/۳۲۸۴(۵/۷۹***)
$\mu 1$	۰/۲۲۰(۷/۱۲***)	λ_0	-۰/۱۴۵(-۲/۱۰۳)
η_0	-۰/۰۰۴۲(-۲/۱۳)	λ_1	۰/۰۹۲۴(۳/۲۹***)
η_1	۰/۰۰۵۵(۱۲/۹۴***)	δ_0	۰/۳۳(۲۲/۴۹***)
ω_0	-۰/۳۳(-۱۳/۵۹***)	δ_1	-۴/۱۰۹(-۳/۵۳**)
ω_1	-۰/۲۷۴(-۱۷/۲۷***)	p_{00}	۰/۲۵۸۶
φ_0	۰/۰۷۹۸(۶/۴۵***)	p_{11}	۰/۱۴۶۵
φ_1	۰/۸۸۳۹(۱۲/۵۲***)	*Log-likelihood*	۲۱۷/۲۳۷
β_0	۰/۸۷(۱۰۲/۹۳***)	*Q(12)*	۳۶/۱۶۴***
$Q^2(12)$			۱۰/۹۹۷*
شرکت‌های کوچک			
μ_0	-۰/۳۱۹(-۱۳/۳***)	β_1	۱/۲۵۷(۴/۷۹۸***)
μ_1	۰/۰۳(۶/۶۳***)	λ_0	-۰/۱۳۸(-۳/۲۲۳)
η_0	-۰/۰۰۴۷(-۳/۱۳)	λ_1	۰/۰۸۱۶(۴/۱۹***)
η_1	۰/۰۰۵۱(۹/۱۴***)	δ_0	۰/۳۱(۱۱/۳۹***)
ω_0	۷/۴۱۳(۱۶/۲۱***)	δ_1	-۲/۹۷۹(-۳/۵۲۵***)
ω_1	۹/۰۳۵(۱۶/۹۸***)	p_{00}	۰/۲۱۶۸
φ_0	۰/۱۰۴(۸/۳۳***)	p_{11}	۰/۱۸۳۲
φ_1	۰/۹۰۸(۱۰/۲۲***)	*Log-likelihood*	-۱۷۸۱/۸۸
β_0	۰/۸۳(۱۰۶/۰۷***)	*Q(12)*	۲۳/۵۱۸***
$Q^2(12)$	۹/۷۸*		

منبع: یافته‌های تحقیق ***: در سطح ۱٪ معنی‌دار است **: در سطح ۵٪ معنی‌دار است *: در سطح ۱۰٪ معنی‌دار ست

هر یک از دو رژیم تشخیص داده شده برای متغیر شاخص بازدهی تفسیر اقتصادی مشخصی دارد، بر این اساس شرح نتایج تخمین جدول (۶) به صورت زیر است:

براساس نتایج تخمین دو رژیم قابل تشخیص است. رژیم اول رفتار شاخص بازدهی در شرکت‌های بزرگ و کوچک را با نوسان پایین در وضعیت رکود[۴۱]نشان می‌دهد و رژیم دوم رفتار شاخص بازدهی را در یک وضعیت رونق[۴۲]و نوسان بالا بیان می‌کند. براساس نتایج میانگین واریانس شرطی و جمله ثابت رژیم یک بالاتر از رژیم صفر است. میانگین تغییرات بازدهی در طول وضعیت رکود (μ_0) برای شرکت‌های بزرگ هر ۵ دقیقه ۰/۰۰۶۳ و برای شرکت‌های کوچک۰/۳۱۹- تخمین زده شده و در سطح ۱ درصد معنادار می‌باشند. میانگین تغییرات در شرایط رکود برای شرکت‌های کوچک منفی وبرای شرکت‌های بزرگ مثبت ولی کوچک است که می‌تواند بیان کننده تاثیرپذیری بیشتر شرکت‌های کوچک از شرایط رکودی و نوسان پایین در مقایسه با شرکت‌های بزرگ باشد، در رژیم یک، مقدار آن (μ_1) در شرکت‌های بزرگ وکوچک به ترتیب ۰/۲۲ و ۰/۰۳ است که هردو نسبت به شرایط رکود افزایش یافته‌اند.

با مقایسه نتایج تخمین احتمالات p_{00} و p_{11}، می‌توان بیان داشت که پایداری رژیم یک بیشتر از پایداری رژیم

صفر است. براساس نتایج تخمین احتمالات انتقال p_{00} و p_{11}، هر دو برای تغییرات بازدهی بورس معنادار می‌باشند. براساس نتایج، در شرکت‌های بزرگ احتمال ماندن در رژیم صفر (۰/۲۵۸۶ درصد) بیش‌تر از احتمال ماندن در رژیم یک (۰/۱۴۶۵ درصد) است. همین شرایط برای شرکت‌های کوچک نیز برقرار است و احتمال ماندن در رژیم صفر (۰/۲۱۶۸ درصد) بیش‌تر از احتمال ماندن در رژیم یک (۰/۱۸۳۲ درصد) است. این نتیجه می‌تواند بدین معنی باشد که ماندگاری شرکت‌های کوچک و بزرگ در شرایط رکودی شدیدتر از شرایط رونق است و انتقال از حالت رکودی آنها به حالت رونق به کندی انجام می‌پذیرد. با توجه به احتمال‌های بدست آمده می‌توان گفت که برای تغیر از رژیم صفر به یک در بازده سهام یا سری نوسانات بازده سهام بورس اوراق بهادار، بایستی اتفاق و حادثه شدید رخ دهد.

پارامترهای β_0 و β_1 پایداری در واریانس شرطی مدل *EGARCH*، را توضیح می‌دهند، که در مدل مورد بررسی معنادار می‌باشند. مقایسه این ضرایب در جدول (۶) بیان می‌کند که پایداری واریانس بازدهی سود در شرکت‌های بزرگ در مقایسه با شرکت‌های کوچک محسوس‌تر است. علاوه بر آن مقدار این پایداری در رژیم یک بیشتر از رژیم صفر است. ضریب δ اثر شوک‌های مثبت و منفی را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه در مدل برآوردی ضریب δ صفر نمی‌باشد اثر شوک نامتقارن می‌باشد. در رژیم صفر در شرکت‌های بزرگ میزان اثر شوک برابر ۰/۳۳ و در رژیم یک مقدار این ضریب برابر ۴/۱۹- است. در حالت رژیم صفر اثر شوک‌های مثبت بیشتر از شوک‌های منفی است و در حالت رژیم یک اثر شوک‌های منفی بیشتر از شوک‌های مثبت است. همچنین در رژیم صفر در شرکت‌های کوچک میزان اثر شوک برابر ۰/۳۱ و در رژیم یک مقدار این ضریب برابر ۲/۹۸- است. بر این اساس به همانند شرکت‌های بزرگ در حالت رژیم صفر اثر شوک‌های مثبت بیشتر از شوک‌های منفی است و در حالت رژیم یک اثر شوک‌های منفی بیشتر از شوک‌های مثبت است. از نظر مقایسه ای اثر شوک‌های مثبت ومنفی در شرکت‌های بزرگ بیشتر از شرکت‌های کوچک است.

در مدل برآوردی اثر شوک‌های مثبت $\delta + \varphi$ و اثر شوک‌های منفی $\delta - \varphi$ می‌باشد. بر این اساس در شرکت‌های بزرگ در رژیم صفر اثر شوک مثبت در مجموع ۰/۴۰۹۸ ودر رژیم یک، اثر شوک منفی برابر ۴/۹۹۳- است. در شرکت‌های کوچک نیز در رژیم صفر اثر شوک مثبت در مجموع ۰/۴۱۴ و در رژیم یک در مجموع اثر شوک منفی برابر ۳/۸۸۷- است. مقایسه نتایج نشان می‌دهد که تاثیرپذیری شرکت‌های کوچک در رژیم صفر از شوک‌های مثبت بیشتر از شرکت‌های بزرگ است. و بالعکس در رژیم یک اثر شوک‌های منفی در شرکت‌های بزرگ بیشتر از شرکت‌های کوچک است.

مزیت دیگر مدل‌های مارکوف این است که احتمالات رژیم‌های شرطی در رژیم صفر و یک را در زمان t فراهم می‌کند. در ادبیات مدل‌های تغییر رژیم، دو احتمال شرطی متفاوت مورد توجه است. (آلوی و جمازی، ۲۰۲۰). یکی از نتایج مدل تغییر جهت مارکوف، استفاده از ماتریس انتقال و طول دوره ماندن در یک وضعیت است. نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد در شرکت‌های بزرگ، احتمال ماندن در وضعیت ۱ حدود ۰/۲۵۱ و احتمال انتقال از وضعیت ۱ به ۲ برابر ۰/۷۵ است. همچنین احتمال ماندن در وضعیت ۲ برابر با ۰/۱۵ و احتمال انتقال از وضعیت ۲ به ۱ برابر ۰/۸۵۴ است. در شرکت‌های کوچک نیز، احتمال ماندن در وضعیت ۱ حدود ۰/۲۲ و احتمال انتقال از وضعیت ۱ به ۲ برابر ۰/۷۸۳ است. همچنین احتمال ماندن در وضعیت ۲ برابر با ۰/۱۸۳ و احتمال انتقال از وضعیت ۲ به ۱ برابر ۰/۸۱۷ است. بر این اساس در شرکت‌های کوچک وبزرگ ماندگاری شرکت‌ها در وضعیت ۱ (رژیم صفر) بیشتر از قرار گرفتن در وضعیت ۲ (رژیم یک) است. همچنین مدت انتظار برای ماندن در دوره ۱ برای شرکت‌های بزرگ برابر ۱/۱۷۲ و مدت انتظار ماندن در وضعیت ۲ برای این شرکت‌ها برابر ۶/۸۳ است. بطور مشابه مدت انتظار برای ماندن در دوره ۱ برای شرکت‌های کوچک برابر ۱/۲۲۴ و مدت انتظار ماندن در وضعیت ۲ برای این شرکت‌ها برابر ۵/۴۶ است.

جدول ۷- احتمال تغییر از وضعیت در دو رژیم مختلف و مدت ماندگاری در هر وضعیت در شرکت‌های کوچک و بزرگ

شرکت‌های بزرگ		۱	۲
	۱	۰/۲۵۱۸	۰/۷۴۸۲
	۲	۰/۸۵۳۵	۰/۱۴۶۵
	مدت مورد انتظار	۱/۱۷۲	۶/۸۳
شرکت‌های کوچک		۱	۲
	۱	۰/۲۱۶۸	۰/۷۸۳۲
	۲	۰/۸۱۶۸	۰/۱۸۳۲
	مدت مورد انتظار	۱/۲۲۴	۵/۴۶

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس جدول (۷) هرچه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن تغییرات بازدهی بورس در آن رژیم، در آن دوره زمانی، بیشتر است. یافته‌ها نشان می‌دهد که مدل MS-EGARCH در توضیح روند تغییرات بازدهی بورس در هر دو حالت رژیم صفر و یک خوب عمل می‌کند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

پیش‌بینی بازده برخلاف محاسبه بازده تاریخی، دارای پیچیدگی‌های زیادی است. پیش‌بینی بازده بازار سرمایه به دلیل تأثیرپذیری آن از عوامل و متغیرهای متعدد بسیار پیچیده بوده و اغلب با انحراف و خطا همراه است. پژوهشگران به دلیل اهمیت بالای پیش بینی بازده بازار سرمایه در تصمیم‌های اقتصادی چه در سطح خرد و چه در سطح کلان، همواره سعی در ارائه مدلی بهینه برای تخمین بازده آتی بازارهای سرمایه داشته‌اند. طبیعی است که با توجه به شرایط زمانی و شرایط متفاوت کشورها، ممکن است بهترین مدل برای پیش‌بینی بازده بازار سرمایه در یک مقطع زمانی خاص، مدل ناکارآمد در مقطع زمانی دیگری باشد. یا اینکه مدل بهینه برای تخمین بازده بازار سرمایه یک کشور، مدل مناسبی برای پیش بینی بازده بازار سرمایه کشور دیگر نباشد. در این مطالعه نقش نوسانات تأثیر معاملات پربسامد بر بازدهی سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک در توضیح رفتار تغییرات بازدهی بورس، با استفاده از داده‌های ۵ دقیقه‌ای در سال‌های ۱۴۰۰ تا ۱۴۰۱ که مبتنی بر مدل MS-EGARCH(1,1) دو رژیمه بررسی گردید. نتایج نشان می‌دهد که تغیر رژیم در رفتار نوسانات بازار سهام در شرکت‌های کوچک و بزرگ وجود دارد و نوسانات بازار سهام به وسیله مدل (- MS EGARCH(1,1 دورژیمه از قابلیت توضیح‌دهندگی بالاتری برخوردار است و مدل راه‌گزینی مارکوف دو رژیمه یک تقریب قابل قبول را در ناهمسانی واریانس تغییرات شاخص بازدهی ارائه می‌کند. در دوره‌هایی که تغییرات بازدهی بورس بالا بود، رژیم میانگین و واریانس بالا و در دوره‌هایی که تغییرات بازدهی بورس پایین بود، این شاخص در رژیم میانگین واریانس پایین قرار گرفت. در این مرحله با توجه به تفکیک انجام شده که براساس آزمون LR صورت گرفت این نتیجه حاصل گردید که برر سی روند متغیر تغییرات بازدهی بورس در حالت غیر خطی (تفکیک طول دوره به رژیم‌های بالا و پایین) بر حالت خطی، ارجحیت دارد. با شمول متغیر نوسانات معاملات سهام توسط شرکت‌ها، تغییراتی که در بازار بورس رخ داد به شرح زیر است:

براساس نتایج میانگین واریانس شرطی و جمله ثابت رژیم یک بالاتر از رژیم صفر است. میانگین تغییرات بازدهی در طول وضعیت رکود برای شرکت‌های بزرگ هر ۵ دقیقه ۰/۰۰۶۳ و برای شرکت‌های کوچک۰/۳۱۹- تخمین زده شد. میانگین تغییرات در شرایط رکود برای شرکت‌های کوچک منفی و برای شرکت‌های بزرگ مثبت ولی کوچک است که می‌تواند بیان کننده تاثیرپذیری بیشتر شرکت‌های کوچک از شرایط رکودی و نوسان پایین در مقایسه با شرکت‌های بزرگ باشد، در رژیم یک، مقدار آن در شرکت‌های بزرگ وکوچک به ترتیب ۰/۲۲ و ۰/۰۳ است که هردو نسبت به شرایط رکود افزایش یافته‌اند.

براساس نتایج تخمین در رژیم میانگین و واریانس پایین (رکود)، شوک‌های معاملات سهام، اثر منفی بر تغییرات بازدهی بورس می‌گذارد و تأثیر معنی‌داری بر

واریانس تغییرات بازدهی بورس نمی‌گذارد. به عبارتی زمانی‌که نوسانات معاملات سهام؛ کوچک است میانگین بازدهی بورس را دچار تغییر می‌کند اما بر واریانس بازدهی بورس تأثیر معنی‌داری ندارد. به عبارت دیگر نوسانات کوچک معاملات سهام توسط شرکت‌ها موجب تغییرات شدید در بازدهی بورس نخواهد شد و ثبات بازار را زیاد تحت تأثیر قرار نخواهد داد. البته شایان ذکر است نوسانات معاملات سهام توسط شرکت‌ها، در رژیم میانگین و واریانس پایین (رژیم رکودی-نوسانات کم) در حالت افزایش و کاهش معاملات سهام توسط شرکت‌ها، تأثیر متفاوتی بر تغییرات بازدهی بورس خواهد گذاشت و عموماً تأثیر مثبت این نوسانات بر بازدهی بازار بورس بزرگتر از تأثیرات منفی آن است. در رژیم واریانس و میانگین بالا (رژیم رونق- نوسانات بالا)، افزایش همزمان واریانس و میانگین تغییرات بازدهی بورس شکل می‌گیرد که این امر موجب بی‌ثباتی در بازار بورس می‌گردد. همچنین نتایج نشان‌دهنده‌ی اثرات نامتقارن تأثیر معاملات سهام، بر روی تغییرات بازدهی بورس در رژیم رونق می‌باشد. نوسانات معاملات سهام توسط شرکت‌های بزرگ در مقایسه با شرکت‌های کوچک در رژیم میانگین و واریانس بالا، در حالت افزایش و کاهش معاملات سهام تأثیر متفاوتی بر تغییرات بازدهی بورس خواهد گذاشت و عموماً تأثیر مثبت آن کوچکتر از تأثیرات منفی آن است. به عبارتی افزایش شدید در معاملات سهام، تغییرات بازدهی بورس را کم‌تر از حالت کاهش معاملات سهام؛ تحت تأثیر قرار می‌دهد.

نتایج تحقیق حاضر در راستای نتایج تحقیقات آنتینا و همکاران (۲۰۲۲)، آلوی و جمازی (۲۰۲۰)، یو و نیه (۲۰۱۹)، فلاوین و همکاران (۲۰۱۸) و ولید و همکاران (۲۰۲۱)، دستوری و همکاران (۱۳۹۷)، عباسی و آقایی (۱۳۹۵) و عسگری و همکاران (۱۳۹۴) می‌باشد. به عبارتی نتایج تحقیق حاضر همانند، نتایج این تحقیقات بیانگر وجود نوسانات شرطی تحت رژیم‌های مختلف می‌باشد. علت این امر را می‌توان در ماهیت پرتلاطم بازارهای مالی جستجو نمود. این بازارها به علت تبعیت از شاخص‌های روانی گاهاً حساسیت‌هایی بیش از آنچه برای ثبات مجدد در بازار لازم است از خود نشان می‌دهد. نتایج مدل ارائه شده با راه گزینی در میانگین و واریانس، یک تقریب آماری بهتری را در داده‌ها نشان می‌دهد. نتایج مشاهداتی قوی را از وابستگی بازده بازار سهام به تغییرات رژیم نشان می‌دهد. رژیم اول مرتبط با رژیم واریانس و میانگین پایین بوده و رژیم دوم مرتبط با واریانس و میانگین بالاست.

براساس نتایج تحقیق، با توجه به اینکه نوسانات بازدهی سهام در دو رژیم مختلف قابلیت تفکیک داشته و در هر دو رژیم این نوسانات دارای تفاوت معناداری از هم هستند، لازم است سیاست‌گذاران در اجرای سیاست‌های مرتبط با بازار سرمایه متناسب با اینکه بازار سرمایه در کدام رژیم قرار دارد، سیاست‌های مختلف و حتی در صورت یکسان بودن سیاست‌ها، شدت اجرای آنها باید در هر رژیم، متناسب با خصوصیات آن رژیم باشد.

با توجه به اثر نامتقارن رفتار شرکت‌ها بر بازدهی کل بورس این نتیجه حاصل می‌گردد در هنگام شوک به بازار رفتار توده‌وار در بازار سهام شکل می‌گیرد؛ در نتیجه سرمایه‌گذاران فعال در این بازار لازم است در هنگام وقوع شوک در بازار با کنترل رفتار هیجانی خود، بیش از پیش موجب گسترش رفتار توده‌وار در بازار نگردند.

با توجه به گسترش دسترسی مردم به شبکه‌های اینترنتی و روند رو به رشد معاملات آنلاین و تأثیر زیاد این معاملات بر روی کارائی و بهبود بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود: اطلاعات مبسوط مربوط به معاملات آنلاین انجام شده از قبیل اطلاعات لحظه‌ای و ثانیه‌ای این‌گونه معاملات شامل سرعت معاملات، قیمت معاملات، تعداد درخواست‌های خرید، فروش، تعداد خریداران، تعداد فروشندگان، حجم و ارزش معاملات آنلاین، و ... به تفکیک شرکت و صنعت جهت استفاده آنها در اختیار قرار گیرد. میزان افزایش در بازدهی در معاملات پربسامد می‌تواند بسیار بالا باشد و در عین حال ریسک آن نیز می‌تواند فزاینده باشد. بنابراین آگاهی لازم از این معاملات می‌تواند در انتخاب ترکیب بهینه دارایی‌ها بسیار موثر باشد و زمینه را برای تصمیم‌گیری‌های بهتر سرمایه‌گذاران و زمان بهینه‌تر خرید و فروش فراهم نماید.

منابع

دستوری مجتبی، فلاح‌پور سعید، تهرانی، رضا، مهرگان محمدرضا (۱۳۹۷). الگوریتم معاملات زوجی پربسامد با استفاده از کنترل کیفیت آماری فازی. فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، (۳۷)۹.

حسن‌نژاد، محمد (۱۳۹۷). طراحی مدل پیش‌بینی بازده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون میانگین متحرک و خودرگرسیون میانگین متحرک با ورودی‌های خارجی و ارزیابی عملکرد آنها. چشم‌انداز مدیریت مالی، (۲۲)۸.

سوری، علی (۱۳۹۴). اقتصادسنجی پیشرفته (جلد دوم). نشر فرهنگ شناسی.

سیف‌اللهی، ناصر (۱۳۹۶). رابطه منفی بین ریسک اعتباری و ریسک ارز با بازده قیمتی سهام بانک‌ها در ایران (رویکرد GARCH -M). مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار.

عباسی، ابراهیم، آقامیری، محمد (۱۳۹۵). تاثیر نااطمینانی سیاست‌های مدیریت تقاضا بر بازدهی سرمایه. نشریه علمی و پژوهشی مدیریت فردا.

عباسی، ابراهیم، باقری، سحر (۱۳۹۰). پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از مدل‌های غیرخطی آستانه‌ای و بررسی نقش حجم معاملات در بهبود عملکرد این مدل‌ها. تحقیقات مالی.

عسگری، منا، رهنمای رودپشتی، فریدون، عبدالوند، محمدعلی (۱۳۹۴). فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار.

Abbasi, Ebrahim, Agha Miri Mohammad (2015). The impact of the uncertainty of demand management policies on capital return. Farda Management Scientific and Research Journal.

Abbasi Ebrahim, Bagheri Sahar (2010). Forecasting stock returns using threshold nonlinear models and examining the role of transaction volume in improving the performance of these models. Financial Research.

Askari, Mena Rahnemai Roudpashti, Feridun, Abdulvand, Mohammad Ali (2014) Financial Knowledge Research Quarterly of Securities Analysis 8(28), 1-26 (In Persian).

Abdulkadir Kaya & İkram Yusuf Yarba, ŞI (2021). Forcastaning of volatility in stoke exchange markets by MS-GARCH aproch: an application of borsa hstanbul. economi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi, 2021, Journal of Research in Economics, Politics & Finance, 2021, Araştırma Makalesi / Research Article, DOI: 10.30784/epfad.740815

Alhassan, A & Naka, A (2020). Corporate future investments and stock liquidity: Evidence from emerging markets. International review of economics & finance.

Aloui, C. Jammazi, R (2020). The Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Shifts Behavior: A Regimes Witching Approach. Energy Economics 31(5).

Anita C Raman, Sashikala Parimi, Vishal Roy (2022). Effect of High Frequency Trading: A study on Market Returns of NSE India. Review Article: 2022 Vol: 26 Issue: 6

Boreghard, S (2010). HFT Strategic assets, capital structure, and firm performance in America. Journal of Financial and Strategic Decisions.

Dastouri, Mojtabi, Fallahpour Saeed Tehrani Reza, Mehrgan, Mohammad Reza (2017). Algorithm of high-frequency pair transactions using fuzzy statistical quality control. Quarterly Journal of Financial Engineering and Securities Management.

Hassannejad, Mohammad (2017). Designing the prediction model of Tehran Stock Exchange using moving average autoregression and moving average autoregression models with external inputs and evaluating their performance. Financial Management Perspectives.

Huo, S, Coffee, J (2018). Liquidity versus control: the institutional investor as corporate monitor. Columbia Law Review 91.

Kang, M, Wang, W & Eom, C (2017). Corporate investment and stock liquidity: Evidence on the price impact of trade. Review of financial economics.

Poon, S, Granger, C.W.J (2015). Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review, Journal of Economic Literrature 41(9).

Samt. G (2015). Markov Regime Switching GARCH Model and Volatility Modeling for Oil Returns International journl

Political economy.

Suri, Ali (2014). Advanced econometrics (second volume). Cultural publication (In Persian).

Valid, D, Aloui, C (2021). Price and volatility spillovers between exchange rates and stock indexes for the pre- and post-euro period. Quantitative Finance 7(6).

Yau, H.Y, Nieh, C.C (2019). Testing for Cointegration with Threshold Effect between Stock Prices and Exchange Rates in Japan and Taiwan. Japan and World Economy 21(19).

of energy economics and policy.

Saifullahi, Nasser (2016). Negative relationship between credit risk and currency risk with stock price returns of banks in Iran (M-GARCH approach). Journal of Financial Engineering and Securities Management.

Slepaczuk, R, Zakrzewski, J (2020). High Frequency and Model-Free Volatility Estimators, Conference Paper-17th InternationalConference forcasting finance markets, Hannover, Germany.

Soayting, S & Kerinlo, R.F (2010). HFT and expected stock returns. Journal of

یادداشت

*High Frequency Trading

*Sudden falls

*Slepaczuk & Zakrzewski

*Yau & Nieh

*Poon & Granger

*Alhassan & Naka

*Moving Average autoregression

*generalized autoregressive conditional heteroscedasticity in Mean (GARCH-M)

*Anita,Sashikala &Vishal

*Abdulkadir & İkram

*Valid &Aloui

*Aloui & Jammazi

*Economic Cooperation and Development Organization

*Huo &Coffee

*Kang, Wang & Eom

*Samt

*generalized autoregressive conditional heteroskedasticity(GARCH)

*exponential general autoregressive conditional heteroscedastic

*Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH

*Markov Regime-Switching generalized autoregressive conditional heteroskedasticity(MRS-GARCH)

*Boreghard

*Soayting & Kerinlo

*Nelson

*Henry

*Bollerslev

*Black

*Lamoureaux & Lastrappes

*Hamilton & Susmel

*Cai

*maximum Likelihood

*impact

*persistence

*Brunetti et al

با احتمالات انتقال ثابت شـــده، مدت انتظاری رژیم j به صـــورت رابطه‌ی $E(D)=\frac{1}{1-p_{jj}}, j=1,2$ محاسبه می‌شود.

*Filardo and Gorgon

*Filardo

*Usual Likelihood Ratio

*Wald Tests

*Garcia and Perron

*Univariate

*Recession

*Expansion