فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره چهل و سوم / تابستان ۱۳۹۹

بررسی رفتار نامنظم قیمت سهام، انتظار سرمایه‌گذاران و بازده سهام با استفاده از روش لیاپونوف و کلموگروف و BDS در بورس اوراق بهادار تهران با تاکید بر کاپیولا گارچ و کاپیولا تی–گارچ

محمدرضا نوائیان[۱]
محمد رضا وطن پرست[۲]
هادی سعیدی[۳]
شعبان محمدی[۴]

تاریخ دریافت مقاله : ۹۷/۱۲/۱۲ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۸/۰۲/۲۲

چکیده

هدف این پژوهش بررسی رفتار نامنظم در قیمت سهام، انتظارات سرمایه‌گذاران و بازده سهام با استفاده از شاخص لیاپونوف و شاخص کلموگروف است. همچنین رفتار وابسته قیمت سهام، انتظارات سرمایه‌گذاران و بازده سهام را دربازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ در بورس اوراق بهادار تهران تجزیه و تحلیل شد. از روش BDS برای وجود و اندازه گیری رفتار نامنظم استفاده شد. کاپیولا گارچ و کاپیولا تی-گارچ برای مطالعه حرکت مشترک در میان متغیرهای انتخاب شده مورد استفاده قرار گرفتند. نتایج نشان داد بر اساس شاخص لیاپونوف و شاخص کلموگروف قیمت سهام و بازده سهام دارای رفتار نامنظم هستند. در مورد دنباله غیرخطی وابسته بین نوسان قیمت سهام، انتظارات سرمایه‌گذاران و بازده سهام شواهد معناداری وجود دارد. علاوه بر این، دنباله وابستگی بالا و پایین و تحرک بین سری‌های تحلیل شده، تایید شد. همچنین، نوسانات قیمت سهام تاثیر زیادی بر بازده سهام و انتظارات سرمایه‌گذاران در بلندمدت به روش‌های کاپیولا گارچ و کاپیولا تی-گارچ دارند.

کلمات کلیدی

قیمت سهام، انتظار سرمایه‌گذاران، بازده سهام، کاپیولا گارچ.

۱-گروه مهندسی مالی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. reza_navaeean@yahoo.com
۲-گروه حسابداری، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران.(نویسنده مسئول) vatanparast@iaurasht.ac.ir
۳-گروه حسابداری، واحد شیروان، دانشگاه آزاد اسلامی، شیروان، ایران. saeedi260@gmail.com
۴-گروه حسابداری، دانشکده شهید رجایی، دانشگاه فنی و حرفه‌ای استان خراسان، ایران. Shaban1362@gmail.com

مقدمه

در بازارهای مالی، اگر چه فرض می‌شود که بسیاری از متغیرهای اقتصادی کلان، رفتارهای نامنظمی را نشان می‌دهند و به عنوان موارد تصادفی پذیرفته می‌شوند، متغیرها توسط اقتصاددان ها علاوه بر تمرکز بر استفاده از تکنیک‌های خطی که نسبتا ساده تر از استنتاج هستند، خطی می‌شوند. با این حال، نظریه آشوب که رفتارهای نامنظم را توضیح می‌دهد، رویکرد واقع گرایانه‌تری را برای مدل‌سازی الگوهای پیچیده متغیرهای اقتصادی کلان ارائه می‌دهد.رفتارهای نامنظم و غیرخطی متغیرهای اقتصاد کلان به عوامل بسیاری از جمله بحران اقتصادی (بحران سهام،۱۹۷۰، بحران مالی،۲۰۰۸)، جنگ، نوسانات اجتماعی، اقتصادی و سیاسی، وقایع جغرافیایی، مشکلات بدهی خارجی، واکنش نامتقارن به توسعه بازار سهام، تغییرات در فعالیت‌های بانکی، ساختارهای بازار که از بازارهای کامل از جمله رفتارهای انحصاری در پالایش و توزیع سهام منحرف می‌شوند، عقب افتادن در تولید در پاسخ به تقاضای در حال تغییر جهانی علاوه بر انتظارات سرمایه‌گذاران مالی، بستگی دارد. با توجه به بحث بیان شده در بالا، نوسانات قیمت سهام، بازده سهام و انتظارات سرمایه‌گذاران به دلیل حساسیت تصمیمات سرمایه گذاری به شوک‌های اقتصادی بسیار مهم است. به طور خاص، حرکت قیمت سهام به عنوان یک کالای استراتژیک منجر به نوسانات چشمگیری در بازارهای مالی و سرمایه می‌شود. همیلتون (۱۹۹۶) یک پژوهش اصلی در این زمینه که ساختارهای غیرخطی قیمت‌های سهام را با آزمایش آنها از نظر تغییر حالت با روش‌های تغییر مارکوف بررسی کرد. بارون ادسی و همکاران (۱۹۹۸) یک روش نیمه پارامتری برای تحلیل رفتار قیمت سهام پیشنهاد کردند. ادرنگی و همکاران (۲۰۰۱) وجود ساختارهای نامنظم کم اهمیت را نشان دادند. هی (۲۰۱۱)، کومیجانی و همکاران (۲۰۱۴)، لاهمیری (۲۰۱۷) و بیلدریسی و سانستون (۲۰۱۸) نیز وجود آشفتگی در بازارهای سهام خام را بررسی کرده‌اند. پیندیک (۱۹۹۱) دریافت که نوسانات قیمت سهام سبب افزایش عدم اطمینان در قیمت سهام آینده می‌شود. وانگ و همکاران (۲۰۱۳) ارتباطات کوتاه مدت و بلندمدت بین قیمت سهام و بازده سهام را مورد بررسی قرار دادند. لی و چانگ (۲۰۱۱) رابطه بین قیمت طلا و سهام، بازده سهام و سایر متغیرهای مالی را برای ژاپن بررسی کردند.شارپ(۱۹۶۴)روش قیمت گذاری دارایی سرمایه ای (CAPM) را توسعه داده است که به یک شاخص بازده مرتبط است که امنیت فردی را به بازده یک شاخص مشترک متصل می‌کند. علاوه بر این، CAPM که توسط شارپ (۱۹۶۴) و لینتر (۱۹۶۵) توسعه یافته است، مربوط به بازدهمورد انتظارات سرمایه‌گذاران است. برنر و گالیله (۱۹۸۹) این ایده را برای به منظور مدیریت ریسک مالی افزایش دادند. برنر و گالیله (۱۹۸۹) و والی (۱۹۹۳)

مطالعات بیشتری را به منظور تعمیم مفهوم نوسان ارائه دادند. در این راستا، شاخص‌های نوسان (VIX) آینده در سال ۱۹۹۳ با استفاده از داده ها از گزینه‌های سهامی هیئت مدیره شیکاگو توسعه داده شد و در سال ۲۰۰۳ به منظور تغییر احساسات سرمایه‌گذار تغییر یافت. والی (۲۰۰۰) نشان داد، VIX یک شاخص اقتصادی امید بخش است که توسط بسیاری از سرمایه‌گذاران و سیاست گذاران که احساسات سرمایه‌گذاران بر اساس انتظارات رفتاری شرکت کنندگان در بازار را نشان می‌دهند، ارزیابی می‌شود و بنابراین به عنوان شاخص مهم ریسک بازار سهام آینده در نظر گرفته می‌شود. از مهمترین سوالات این پژوهش این است که آیا رفتار نامنظمی در متغیرهای انتخاب شده توسط آزمایشات شاخص لیاپونوف و شاخص کلموگروف و یا هرگونه حرکت مشترک بین قیمت سهام، بازده سهام بورس تهران و انتظارات سرمایه‌گذاران وجود دارد. برای این منظور، روش‌های کاپیولا تی- ای- آر -گارچ[1] و کاپیولا تی-ای-آر-تی-آر-تی-گارچ[2] برای ایجاد اطلاعات جدید در رابطه با رفتار روابط بین متغیرهای تحلیلی توسعه داده شده و مورد استفاده قرار می‌گیرند. این روش به محقق اجازه می‌دهد تا بررسی کند که آیا اندازه پارامترهای وابستگی دنباله بعد از تغییر در نوسان متغیرهای تحلیلی، بزرگتر خواهد شد. انتخاب تقویت مدل‌های نوسان غیرخطی با نظریه بی نظمی مرتبط است. رفتار نامنظم به معنای حساسیت بالا به شرایط اولیه است (ویانا و باربوسا ۲۰۰۵). تفاوت‌های کوچک در شرایط اولیه نتایج مهمی را در رفتار نامنظم به وجود می آورند، زیرا تفاوت بسیار کوچکی در شرایط اولیه (ورنک و همکاران، ۲۰۱۷) منجر به تفاوت‌های عظیم بین ارزش‌های مورد انتظار و واقعی در بلندمدت می‌شود. اگر رفتار نامنظم دارای یک ساختار پویا غیرخطی باشد، ساختار نامنظم دارای جاذب‌های پیچیده غیر مشترک است و آنها در مدارهای ناگهانی شکست ساختاری خود را نشان می‌دهند. مدل‌های کاپیولا گارچ و کاپیولا تی-گارچ برای آنالیز ناهماهنگی مشروطو مطالعه آماری اضافی و ردیابی حرکت مشترک بین متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرند. مزیت اصلی کاپیولا، جداسازی ساختار وابستگی از توزیع‌های حاشیه‌ای متغیرها بدون ساختن پیش فرض‌هایی در مورد توزیع نهایی (بوباکر و اسقایر ، ۲۰۱۶) است. این روش‌ها شامل تعیین شکل عملکردی توزیع‌های حاشیه‌ای و در مرحله دوم شناسایی عملکرد کاپیولا مناسب است که وابستگی بین متغیرها را مشخص می‌کند. هدف تعیین رفتار نامنظم در میان متغیرهای آنالیز شده با استفاده از سه روش شاخص لیاپونوف، BDS و شاخص کلموگروف، و سپس حرکت مشترک بین متغیرهای انتخاب‌شده از آزمایشات‌روش‌های کاپیولا گارچ و کاپیولاتی-گارچ است. مدل‌های کاپیولا گارچ و کاپیولاتی-گارچ اجازه می‌دهند تا هر یک از ابعاد شرطی ناشی از حالت‌های داده شده توسط پارامترهای آستانه و یک واریانس شرطی تعیین شوند(بیلدریسی و همکاران ،۲۰۱۷).

در این پژوهش، اجرای همزمان روش‌های نامنظم و کاپیولا در متغیرها انتخاب شده است.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

رفتار قیمت به دنبال فرضیه "قدم تصادفی" توسعه یافته توسط باچلیر (۱۹۰۰) ارائه شده است. همچنین پذیرش عمومی فرضیه بازار کارا، پیشنهاد شده توسط فاما (۱۹۷۰)، نمی‌تواند نادیده گرفته شود. با این حال، این رویکردها به طور گسترده توسط برخی از تحقیقات در ادبیات مالی از جمله آلوارز-رامیرز و رودریگز (۲۰۰۸)، هی و چن (۲۰۱۰)، هی و همکاران (۲۰۰۷ و ۲۰۰۹) و هی و ژنگ (۲۰۰۸) مورد انتقاد واقع شده است. علاوه بر این، چندین پژوهش نشان داد که بازده در بازارهای مالی و قیمت سهام در حال پیروی از رفتارهای مختلف هستند. این ویژگی‌ها را می‌توان در چهار مورد بیان کرد: (۱) خطوط ضخیم (پلرو و همکاران ۲۰۰۱)؛ (۲) شکستی/ چند شکستی (پاناس و نینی، ۲۰۰۰؛ تابا و کجائویو ۲۰۰۷؛ هی و چن ۲۰۱۰؛ هی و همکاران ، ۲۰۰۷، ۲۰۰۹؛ هی و ژنگ، ۲۰۰۸)؛ (۳) آشوب (ادرنگی و همکاران، ۲۰۰۱) و در نهایت (۴) غیرخطی بودن (همیلتون، ۲۰۰۳؛ ژانگ، ۲۰۰۸؛ لاردیک و میونون، ۲۰۰۶؛ کلنی و مانا ۲۰۰۹).پژوهش هایی که رفتار نامنظم را آنالیز می‌کنند به طور کلی شاخص لیاپونوف و شاخص کلموگروف (کلموگروف،۱۹۵۹) را استفاده می‌کنند. ادرنگی و همکاران (۲۰۰۱)، هی (۲۰۱۱)، کومیجانی و همکاران(۲۰۱۴)، لاهمیری (۲۰۱۷) و بیلدریسی و سانستون (۲۰۰۸) محققانی هستند که از این روش‌ها برای تعیین رفتار نامنظم استفاده می‌کنند. با این وجود هی (۲۰۱۱) از دو روش اضافی استفاده کرد و حضور رفتار نامنظم در قیمت سهام نفت خام برنت و WTI را با روش بازسازی فضایی (PSRT) و روش‌های انتگرال شکست مورد بررسی قرار داد و هی (۲۰۱۱)، وجود آشوب را با شاخص لیاپونوف و شاخص کلموگروف مشخص کرد.جونز و کاول (۱۹۹۶) و سادورسکی (۱۹۹۹) دریافتند که افزایش قیمت سهام می‌تواند بر بازده سهام تأثیر بگذارد. جونز و کاول (۱۹۹۶) پاسخ‌های بازار سهام کانادا، انگلیس، ژاپن و آمریکا به شوک قیمت سهام را آزمایش کردند. سادورسکی (۱۹۹۹) رابطه بین بازده سهام در ایالات متحده و نوسان قیمت سهام را آنالیز کرد و دریافت که نوسان قیمت سهام اثرات نامتقارن دارد: نوسان مثبت قیمت سهام تاثیر بیشتری بر بازده سهام و فعالیت اقتصادی نسبت به نوسان منفی دارد. یافته‌های سینر (سینر، ۲۰۰۱) نشان داد که شوک‌های سهامی می‌توانند بر روی بازده سهام در یک الگو غیرخطی در ایالات متحده تاثیر گذار باشند. پاپاپترو (۲۰۰۱) نیز به وجود رابطه‌ای بین نوسانات قیمت سهام و بازارهای سهام یونان اشاره کرد. حموده و آلیسا (۲۰۰۴) شواهدی از رابطه دو طرفه بین بازده سهام عربستان و تغییرات قیمت سهام را تعیین کردند. حموده و چوی (۲۰۰۶) رابطه بلندمدتی بین بازارهای سهامی شورای همکاری

خلیج (GCC)، بازار سهام ایالات متحده، شاخص S&P 500 و نرخ اسکناس خزانه‌داری ایالات متحده مشاهده کردند. مقیره و الکنداری (۲۰۰۷) نشان دادند که در بلندمدت قیمت سهام بر قیمت سهام در روش غیرخطی کشورهای GCC تاثیر دارد. آروری و فوکوآ (۲۰۰۹) رابطه کوتاه مدت قیمت سهام با بازده سهام GCC را با استفاده از روش‌های غیر پارامتری بررسی کردند و نشان دادند که برخی از نشانه‌های غیرخطی در رابطه بین بازده بازار سهام و سهام در قطر، عمان و امارات متحده عربی علاوه بر رابطه نامتقارن وجود دارد. موهانتی و همکاران (۲۰۱۱) یک مدل خطی را با اضافه کردن یک متغیر ساختگی ارائه دادند و دریافتند که کاهش قیمت سهام تاثیر منفی بر بازده بازار سهام در همه کشورها می‌گذارد، گرچه افزایش آن در بازار عربستان سعودی و امارات تاثیری مثبت بر بازده بازار سهام داشته است. پارک و راتی (۲۰۰۸) و سینر (۲۰۱۳)، محققانی هستند که اثرات افزایش قیمت سهام را بر بازده سهام بررسی کرده‌اند. بیورلند (۲۰۰۹) و وانگ و همکاران (۲۰۱۳) اثر مثبت افزایش قیمت سهام خام بر بازده سهام کشورهای صادر کننده سهام را مشخص می‌کنند. اوارتانی و مقیره (۲۰۱۳) روش دی- سی- سی-گارچ را به کار گرفتند و نشان دادند که ارتباط بین بازده سهام در بازار سهام و نوسانات قیمت سهام در طول زمان واگرا است. بوری (۲۰۱۵) یک رابطه الزامی بین قیمت سهام و بازده سهام برای بازارهای لبنانی را نشان داد و تمایل به افزایش در دوره بحران و کاهش در دوره پس از بحران را مشخص کرد. دوتا و همکاران (۲۰۱۷) آزمایش کردند که آیا شاخص نوسانات سهام تاثیری بر بازارهای سهام برای کشورهای خاورمیانه و آفریقا (MEA) دارد. آنها عدم اطمینان بازار سهام را دارای تأثیر قابل توجهی بر عدم قابلیت پیش‌بینی بازارهای سهام یافتند و پیش‌بینی‌های شرکت کنندگان در بازار، عامل مهمی برای توضیح بازده و نوسانات در این بازارها است.به منظور تحلیل جهت انتظارات سرمایه‌گذاران، والی (۲۰۰۰) رابطه بین بازده بازارهای سهام و تغییرات در VIX را مورد بررسی قرار داد. یک یافته مهم والی (۲۰۰۰) این است که VIX یک فشار سنج برای ترس و هیجان سرمایه‌گذاران است؛ از این رو، سطح بالایی از VIX یک شاخص قابل توجهی از سطوح بالای آشفتگی بازار است. در این راستا، والی (۲۰۰۰) ارتباط سطح بالای VIX را با افزایش اضطراب سرمایه‌گذاران در رابطه با کاهش احتمالی بازارهای سهام اعلام کرد. دلیسلی و همکارن (۲۰۱۱) حساسیت به نوآوری VIX و ارتباط منفی با بازده سهام مربوط به انتظارات مربوط به افزایش نوسانات را نشان دادند. برخی از ادبیات VIX، از جمله داولینگ و موتوسوامی (۲۰۰۵)، ادرنیگتون و گوآن (۲۰۱۰) و گیوت (۲۰۰۵)، تأکید بر وجود اثرات نامتقارن دارند. لی و همکاران (۲۰۱۳) دریافتند که VIX بر قیمت سهام با استفاده از شاخص نوسان قیمت سهام تاثیر می‌گذارد. ژنگ (۲۰۱۴) مشخص می‌کند که رابطه منفی بین احساسات بازار سهام و

بازده در بازار کالا وجود دارد. شیخ و پدهی (۲۰۱۵) دریافتند که VIX یک ترازو برای ارزیابی ترس سرمایه‌گذاران از کاهش بازار و پیش‌بینی افزایش در نوسانات بازار سهام است. اسمالز (۲۰۱۷) نشان می‌دهد احساسات تاثیر بیشتری بر بازده در دوره بحران دارد. دوتا و همکاران (۲۰۱۷) بررسی کردند که آیا شاخص نوسانات قیمت سهام (OVX) بر نوسانات واقع شده بر بازار سهام کشورهای خاورمیانه و آفریقا (MEA) تاثیر می‌گذارد. آنها دریافتند که عدم اطمینان بازار سهام اثرات قابل توجهی بر نوسانات بازار سهام کشورهای عضو MEA دارد و پیش‌بینی‌های شرکت کنندگان در بازار، عامل مهمی برای توضیح بازده و نوسانات در این بازارها است.پژوهش های مربوط به بازده سهام و تغییرات در VIX به طور کلی اطلاعاتی در مورد شواهد رفتار آشفته ارائه نمی‌دهند، و اگر حذف شوند، این نتایج می‌تواند منجر به اشتباه مقام مدیریت و اشتباه در توصیه‌های سیاست‌گذاری شود.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه ۱:قیمت سهام و بازده سهام بر اساس شاخص لیاپونوف و شاخص کلموگروف دارای رفتار نامنظم هستند.

فرضیه ۲: بین دنباله غیرخطی وابسته بین نوسان قیمت سهام، انتظارات سرمایه‌گذاران و بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه۳: نوسانات قیمت سهام بر بازده سهام و انتظارات سرمایه‌گذاران در بلندمدت بر اساس روش‌های کاپیولا گارچ و کاپیولا تی-گارچ تاثیر معناداری دارد.

روش شناسی پژوهش

این پژوهش به بررسی رفتار غیرخطی و نامنظم در قیمت سهام، احساسات سرمایه‌گذاران و بازده سهام می‌پردازد. داده‌ها دوره زمانی از ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ را پوشش می‌دهند. همچنین از قیمت روزانه سهام، آزمایش جرکیوبرا برای نرمال سازی، آزمایش غیرخطی تسای و ضرایب لحظه‌ای مرتبه سوم استفاده شد. از روش BDS برای بررسی خطی در برابر امکان غیرخطی بودن استفاده شد. که بسیار قدرتمندتر از آزمایشات خطی و غیرخطی دیگر است (بروک و همکاران،۱۹۹۱).از شاخص لیاپونوف برای تعیین نوسان قیمت و تعیین رفتار نامنظم سهام مشخص کردن سطح آشوب سیستم استفاده می گردد. مدل‌های TAR-TR-GARCH و TARTR-TGARCH پذیرفته شد که پارامترهای آستانه‌ای ۱ یا ۲ وجود دارند و از این رو ۲ یا ۳ مدل حالت بسته به فرضیه‌های فوق تخمین زده می‌شوند. در نهایت، روش‌های رابط TAR-TR-GARCH و TAR-TR- TGARCH برای تعیین تحرک متغیرها

مورد استفاده قرار گرفتند. همچنین توابع رابط TAR-TR-GARCH و TAR-TR-TGARCH برای تعیین مراحل مختلف وابستگی، بر اساس حالت‌های معرفی شده توسط اصل آستانه استفاده می‌شوند (بیلدریسی‌و سانستون ،۲۰۱۸). کلیه موارد فوق در ادامه پژوهش مورد بررسی و ارزیابی قرار می‌گیرند.

نمونه گیری

جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. در این پژوهش برای نمونه گیری از روش غربالگری استفاده شده است. برای این منظور از معیارهای زیر در نظر گرفته شده و در صورتی که شرکتی کلیه معیارها را احراز کرده باشد به عنوان نمونه تحقیق انتخاب شده و مابقی حذف می‌شوند.

۱) شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی ۹۶-۹۰ در بورس فعال بوده‌اند.

۲) شرکت‌هایی قبل از سال ۹۰ در بورس پذیرفته شده‌اند.

۳) شرکت نباید از گروه شرکت‌های سرمایه گذاری، هلدینگ‌ها و واسطه‌گری مالی باشد.

۴) سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفند باشد و طی بازه زمانی تحقیق تغییر سال مالی نداشته باشد.

۵) اطلاعات مالی شرکت‌ها در دسترس باشد.

بعد از مدنظر قرار دادن کلیه معیارهای بالا، تعداد ۱۱۹ شرکت به عنوان جامعه غربالگری شده باقیمانده است. که همه آن‌ها به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند. از این رو مشاهدات ما طی بازه زمانی ۱۳۹۰ لغایت ۱۳۹۶ به ۸۳۳ سال - شرکت(۷ سال ×۱۱۹ شرکت) می‌رسد.

متغیرهای پژوهش

برای محاسبه بازده از سه عامل (تفاوت ریالی قیمت سهام در انتهای دوره نسبت به اول دوره، میزان تقسیم سود در طول دوره، میزان افزایش سرمایه شرکت‌ها از محل اندوخته یا آورده در محدوده زمانی) استفاده شد که به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\text{بازده} = \left(\frac{(\text{روزقیمت}-\text{قیمت پایه})+\text{سود تقسیمی}+\text{جایزه سهام}+\text{حق تقدم}}{(1000*\text{درصد افزایش سرمایه از محل آورده})+\text{قیمت پایه}}\right)$$

برای محاسبه شاخص انتظارات سرمایه گذاران از شاخص تعداد افزایش قیمت یافته به تعداد سهام کاهش قیمت یافته استفاده می‌گردد:

$$\text{شاخص انتظارات سرمایه گذاران} = \frac{\text{تعداد سهام افزایش قیمت یافته}}{\text{تعداد سهام کاهش قیمت یافته}}$$

مدل TAR-TR-TGARCH و اندازه‌های رابط

تفاوت این مدل از GARCH(1,1) این است که تأثیر شوک‌های مثبت و منفی با استفاده از متغیر شاخص متفاوت است. اگر شوک قبلی منفی باشد و در غیر اینصورت صفر باشد ارزش یک دارد. مدل کاپیولا تی- ای- آر –گارچ به مشخصات فنی حالت آستانه در هر دو حالت شرطی میانگین و فرآیندهای نوسانی شرطی ارائه می‌دهند (بیلدریسی و همکاران، ۲۰۱۷) در معادله (۱).

$$y_t = (w_{10} + \sum_{i=1}^{r} w_{1i} y_{t-i})\, I(s_t \le c) + (w_{20} + \sum_{i=1}^{r} w_{2i} y_{t-i})\, I(s_t \le c) + \varepsilon_t \quad (1)$$

جایی که نوسانات شرطی به دنبال فرایند دو حالته(p,q) TR- GARCH عمل می‌کنند که در معادله (۲) داده شده،

$$\sigma_t^2 = \left(\alpha_{1.0} + \sum_{i=1}^{q} \alpha_{1.i} \varepsilon_{1.t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_{1.i} \sigma_{1.t-j}^2\right) I(s_t \le c) + \left(\alpha_{2.0} + \sum_{i=1}^{q} \alpha_{2.i} \varepsilon_{2.t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_{2.i} \sigma_{2.t-j}^2\right) I(s_t \le c) + \varepsilon_t \quad (2)$$

در معادله (۱) و (۲)، I(.) تابع نشانگر با متغیر انتقال است. $s_t = y_{t-d}$ در میان طول عقب ماندگی d انتخاب شده است که توان توضیحی مدل را به عنوان d = (۱، ۲، ...، p) بهینه می‌کند. این مدل به غیرخطی بودن سبک TAR در هر دو فرآیند میانگین شرطی و واریانس شرطی می‌انجامد (بیلدریسی و همکاران ۲۰۱۷).عملکرد شاخص در فرایند واریانس شرطی که در آن نوآوری‌های منفی و مثبت تعریف شده‌اند، در معادله (۳) داده می‌شود،

$$I_{cv} = 1 \quad \text{if } \varepsilon_{t-1} < 0$$
$$I_{cv} = 1 \quad \text{if } \varepsilon_{t-1} \ge 0 \quad (3)$$

مدل TAR-TR-TGARCH اجازه می‌دهد که تغییر حالت پیشرفت خودکار آستانه را در هر دو فرآیند میانگین شرطی و واریانس شرطی برقرار کنیم. باقی‌مانده‌ها فرایند TR-TGARCH(p,q) دو حالته را دنبال می‌کنند

$$\sigma_t^2 = \left(\alpha_{1.0} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1.i} \sigma_{1.t-i}^2 + y_{1.i} \varepsilon_{1.t-1}^2 I_{cv} + \sum_{j=1}^{q} \alpha_{1.i} \varepsilon_{1.t-j}^2\right) I_{cm}(s_t \le c) + \left(\alpha_{2.0} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{2.i} \sigma_{2.t-i}^2 + y_{2.i} \varepsilon_{2.t-1}^2 I_{cv} + \sum_{j=1}^{q} \alpha_{2.i} \varepsilon_{2.t-j}^2\right) I_{cm}(s_t \le c) \quad (4)$$

در معادله (۴) تابع شاخص در روند میانگین شرطی Icm(c ،st) اجازه می‌دهد مشخصات آستانه نوع حالت که نیاز به برآورد آستانه c و متغیر انتقال بهینه $s_t = y_{t-d}$ در میان مجموعه‌ای از d = (۱، ۲، ...، p) از طریق آزمایش والد هانسن (۲۰۰۰) قرار بگیرند. مدل معمولی TGARCH زاکویان از σ_t در واریانس شرطی به جای σ_t^2 که در این مطالعه پذیرفته شده است، استفاده می‌کند. مدل TGARCH زاکویان (۱۹۹۴) به نوآوری‌های منفی و مثبت اجازه تعریف شدن با یک تابع شاخص

را می‌دهد. جایگزینی مقادیر (۳) با فرآیندهای TGARCH تعریف شده برای هر حالت ممکن است، زیرا انتقال بین حالت ها برای مدل در معادله (۳) با $s_t = y_{t-d}$ و آستانه c اداره می‌شود. با اجازه دادن به حالت‌های باقی مانده به عنوان متغیر انتقال، $s_t = \varepsilon_{t-1}$، و اگر آستانه به عنوان $c = 0$ در نظر گرفته شود، مدل به یک مدلی تبدیل می‌شود که بین حالت ها برای نوآوری‌های منفی و مثبت سوئیچ می‌کند. آزمایش آماری برای کاندید پارامتر آستانه c در معادله (۵) محاسبه می‌شود،

$$W_n(c) = \big(R\theta(c)\big)'[(RM_n(c))^{-1}V_n(c)(M_n(c))^{-1}R']^{-1}\big(R\theta(c)\big) \qquad (5)$$

جایی که $\theta = [\omega_1 \quad \omega_2]$ و $R = [I \quad -I]$ و $M_n(c) = \sum y_t(c)y_t(c)'$ و $V_n(c) =$ و $W_n = \sup w_n(c)_{c\epsilon R}$ و $\sum y_t(c)y_t(c)'\varepsilon_t^2$ هستند.

آزمایش آماری برای ارزیابی فرضیه صفر بدون آستانه نوع غیرخطی محاسبه شده است. در روش آزمایش اثر آستانه، مقادیر بحرانی با استفاده از روش خودراه‌انداز داده شده در هانسن (۱۹۹۶، ۲۰۰۰) تولید می‌شوند. برای اهداف برآورد، مدل ها با حداکثر احتمال برآورد می‌شوند. تابع احتمال لگاریتمی نمایی تحت نرمال بودن شرطی می‌تواند به صورت معادله (۶) داده شود:

$$L(\Xi) = -T\log(2\pi) - \tfrac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(\log|H_t(\Xi)| - \varepsilon_t(\Xi)H_t^{-1}(\Xi)\varepsilon_t'(\Xi)) \qquad (6)$$

جایی که T تعداد مشاهدات در نمونه است؛ Ξ پارامتر محاسبه شده است؛ $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}.\varepsilon_{2t})$ یک بردار باقی مانده یا عبارات خطا است؛ و Ht به صورت $H_t = cov(\{\varepsilon_t|\Omega_{t-1}\})$ تعریف شده است. تابع احتمال ورودی L (Ξ) با توجه به محدودیتی که واریانس‌های شرطی مثبت هستند حداکثر می‌شود. همانند مدل قبلی، با جایگزینی $s_t = \varepsilon_{t-1}$ و گرفتن آستانه $c = 0$، مدل TAR-TR-TGARCH به مدل‌هایی که اجازه می‌دهند حالت برای نوآوری‌های منفی و مثبت تغییر کند، کاهش می یابد. گرچه آستانه c و متغیر انتقال $s_t = \varepsilon_{t-1}$ از پیش تعریف شده‌اند، روش آزمایش والد باید برای ارزیابی فرضیه صفر بدون آستانه نوع غیرخطی استفاده شود.مدل‌های ارائه شده در بالا به رابط ها تعمیم داده می‌شوند. روش مبتنی بر رابط TAR-TR-TGARCH به محقق اجازه می‌دهد تا وابستگی متقابل، وابستگی دنباله شرطی و نوسانات سهام، بازده سهام و انتظارات سرمایه‌گذاران را مطالعه کند. یک تابع رابط متقارن جو-کلاینت (SJC) ترجیح داده شده و در معادله (۷) داده شده است.

$$F^{sjc}(v_1.v_2|\tau^v.\tau^L) = 0.5\big(F^{jc}(v_1.v_2|\tau^v.\tau^L) + F^{sjc}(1-v_1.1-v_2|\tau^v.\tau^L) + v_1 + v_2 - 1\big) \qquad (7)$$

جایی که τ^v، τ^L اندازه گیری وابستگی دنباله بالا و پایین در معادله (۷) هستند. (بوباکر و اسقایر

جو-کلاینت در معادله (۸) داده شده است. F^{jc} (a۲۰۱۶

$$F^{jc}(v_1.v_2|\tau^v.\tau^L) = 1 - \left(1 - \{[1-(1-v_1)^k]^{-v} + [1-(1-v_2)^k]^{-v} - 1\}^{-1/v}\right)^{-1/k} \quad (8)$$

با $k = 1/\log_2(2-\tau^v)$ و $v = 1/\log_2(\tau^L)$ و $.\tau^v.\tau^L \epsilon (0.1)$.

رابط SJC وابستگی دنباله پایین و بالا را می‌دهد. در شرایط $\tau^L = \tau^v$، وابستگی متقارن است؛ وگرنه، نامتقارن است (بوباکر و اسقایر، ۲۰۱۶).

یافته‌های پژوهش

نتایج اقتصادسنجی توسط پنج مرحله زیر ارائه شده‌اند: در مرحله اول، آزمایش‌های تسای و حسی و آمار توصیفی اعمال شدند.در مرحله دوم، آزمایش BDS (بروک و همکاران ۱۹۸۷) مورد استفاده قرار گرفت. اگر چه آزمایش BDS وجود رفتار نامنظم را اندازه گیری می‌کند، شواهد برای تعیین وجود رفتار نامنظم کافی نیست (بارنت و همکاران، ۱۹۹۵، ۱۹۹۷، بارنت و هینیش ۱۹۹۲).در مرحله سوم، شاخص لیاپونوف و شاخص کلموگروف ارائه شدند. کومیجانی و همکاران (۲۰۱۴)، لاهمیری (۲۰۱۷) و بیلدریسی و سانستون (۲۰۱۸) از بزرگترین شاخص لیاپونوف برای تعیین نوسان قیمت سهام استفاده کردند. شاخص لیاپونوف یک شکل راحت‌تر را برای تعیین رفتار نامنظم ارائه می‌دهد و سطح آشوب سیستم را مشخص می‌کند. مدل‌های TAR-TR-GARCH و TAR-TR-TGARCH تخمین زده شدند. برای مدل‌های TAR-TR-GARCH و TARTR-TGARCH پذیرفته شد که پارامترهای آستانه‌ای ۱ یا ۲ وجود دارند و از این رو ۲ یا ۳ مدل حالت بسته به فرضیه‌های فوق تخمین زده می‌شوند. طول عقب افتادن بهینه d بسته به بهینه سازی انتخاب می‌شود و d براساس معیار اطلاعات آکایکی (AIC) بین ۱ تا ۵ محاسبه می‌شود.(۵) و در نهایت، روش‌های رابط TAR-TR-GARCH و TAR-TR- TGARCH برای تعیین تحرک متغیرها مورد استفاده قرار گرفتند. همبستگی خطی و رابط گاوسی نمی‌تواند سطح بالایی از وابستگی تجربه شده در دوره بحران را ایجاد کند. توابع رابط TAR-TR-GARCH و TAR-TR-TGARCH برای تعیین مراحل مختلف وابستگی، بر اساس حالت‌های معرفی شده توسط اصل آستانه استفاده می‌شوند.

آمار توصیفی

آمار توصیفی علاوه بر ARCH-LM، آزمایش غیرخطی تسای و آزمایش‌های لحظه‌ای مرتبه سوم حسی در جدول ۱ نشان داده شده‌اند. نتایج جدول ۱ به شدت حاکی از آن هستند که ناهماهنگی

نوع ARCH و آستانه نوع غیرخطی در استاندارد سطوح اهمیت برای سری آنالیز شده‌اند.نتایج جدول ۱ نشان دادند که میانگین متغیرها کوچک هستند اما انحرافات استاندارد آنها بسیار بالاتر است. علاوه بر این، آمار نشان داد که متغیرها به طور معمول توزیع نمی‌شوند. با آمار جارکیو برا (JB) در سطح معنی دار ۱ درصد با نشان دادن شواهد قوی، فرضیه صفر توزیع نرمال رد شد. آزمایشات تسای نشان می‌دهند که ساختار خطی برای اغلب متغیرها غلط است. ضرایب حسی بسیار بالا است. نتایج به دست آمده حاوی شواهد غیرخطی است.

جدول ۱. آمار توصیفی

سری ها	میانگین	حداکثر	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	JB[a]	ARCH	Tsay*	r(1,1)**	r(1,2)**	متعداد مشاهدات
بازده	0.574	16.10	7.12	-0.485	76.014	5481.4	26.70	70.10	-0.502	-0.088	833
قیمت	0.419	17.20	4.310	-0.652	87.880	123.5	11.42	99.10	-0.397	0.128	833
انتظارات سرمایه گذاران	0.664	13.98	6.91	0.695	73.580	415.8	18.3	8.19	-0.17	0.14	833

a آزمایش جرکیوبرا برای نرمال سازی،* آمار آزمایش غیرخطی تسای،** r_{ij} ضرایب لحظه‌ای مرتبه سوم حسی برای عقب افتادن‌های i و j هستند.

آزمایش BDS

آزمایش BDS می‌تواند به عنوان آزمایش خطی در برابر امکان غیرخطی بودن پذیرفته شود. آزمایش BDS نشان داده شده است که از نظر آماری بسیار قدرتمندتر از آزمایشات خطی و غیرخطی دیگر است (بروک و همکاران،۱۹۹۱ و بارنت و همکاران، ۱۹۹۷). نتایج آزمایش BDS در جدول ۲ گزارش شده است. بر این اساس، فرض صفر خطی بودن برای متغیرهای انتخاب شده رد شد. و نتایج به نفع رفتار نامنظم در سری مورد بررسی قرار گرفت.

جدول ۲. نتایج آزمایش آزادی BDS

بعد	انتظارات سرمایه گذاران		بازده		قیمت	
	z-آمار	خطا .Std	z-آمار	خطا .Std	z-آمار	خطا .Std
2	25.10	0.001	33.74	0.001	18.09	0.001
3	27.08	0.001	32.58	0.001	21.23	0.001
4	28.71	0.001	33.67	0.001	20.49	0.001
5	30.59	0.001	41.29	0.001	23.74	0.001
6	41.10	0.001	45.33	0.001	28.98	0.001

آزمایش شاخص لیاپونوف

برای برآورد پارامترهای لیاپونوف (Le)، دو روش، از کانتز (۱۹۹۴) و روسنتین و همکاران (۱۹۹۳)، استفاده شدند. این دو روش می‌توانند نتایج متفاوتی داشته باشند. علاوه بر این، استفاده از دو روش براساس احتیاط علاوه بر اعتبارسنجی آشوب در مجموعه است، اگر تشخیص داده شود. هر دو روش اثبات خوبی در تشخیص فرایندهای نامنظم از شلوغی دارند. پارامتر اصلی بعد جاسازی شده با داشتن سه حالت اولیه است؛ جدول ۳ نتایج را با دو روش برای تنها یک بعد ارائه می‌دهد. مقدار شاخص لیاپونوف توسط کانتز و روسنتین و همکاران تعیین شده است. روش‌ها نتایج مختلفی را از لحاظ حضور پویایی نامنظمی در قیمت سهام، انتظار سرمایه‌گذاران و بازده سهام تعیین می‌کنند.مقدار مثبت Le تعیین کننده یک فرایند نامنظم است و بنابراین پیش‌بینی مسیری که به دنبال چنین مجموعه‌ای است، نسبتا پایین است. اگر مقدار مثبت Le بسیار نزدیک به صفر باشد، وجود رفتار نامنظم فرض می‌شود که شکننده است. یک مقدار منفی Le یک نشانه قوی از عدم رفتار نامنظم در دراز مدت است. نتایج حاصل از روش‌های کانتز نشانه‌های غیر منتظره‌ای را نشان می‌دهند که به عنوان ابعاد از ۱ تا ۳ برای متغیرهای انتخاب شده تغییر یافته‌اند.

شاخص کلموگروف

شاخص کلموگروف می‌تواند به عنوان درجه ای از تحریف اطلاعات بازار در ساختار قیمت قابل درک است (هی ۲۰۱۱). شاخص کلموگروف (KE) به دو روش بدست می‌آید. شاخص لیاپونوف یکی از روشها است و دومین روش انتگرال است (ژائو و همکاران ۲۰۰۹). اولین روش نیازمند بدست آوردن تمام شاخص‌های مثبت لیاپونوف است. برای قیمت و بازده سهام، مقادیر کوچک و مثبت حاصل از شاخص ها مشخص شدند که اطلاعات ارائه شده توسط بازار برای درک پویایی بازار مورد استفاده قرار می‌گیرد. اگر متغیر غیر پیچیده و کاملا قابل پیش‌بینی باشد، KE به صفر می‌رسد. وقتی داده‌ها تصادفی هستند، مقدار بزرگ است؛ مقدار پایین KE نشان می‌دهد که این سری از ساختار قابل پیش‌بینی است.نتایج در جدول ۴ گزارش شده‌اند. شاخص کلموگروف برای قیمت سهام مشخص است. با توجه به این نتیجه، زمان‌بندی پیش‌بینی منطقی و موثر برای این سیستم باید در مدت ۶۸ روز باشد. این نتیجه با نتیجه هی (۲۰۱۱) متفاوت است که متوجه شد که این سیستم باید با استفاده از شاخص کلموگرف ۳۶ روز طول بکشد. سری نوسانات، به طور غیر منتظره‌ای به نظر می‌رسد که نشان دهنده‌ی منفی‌ترین شاخص لیاپونوف است. فرضیه صفر وجود آشوب برای قیمت سهام و بازده سهام، رد شده

است. نتایج نشان می‌دهد که متغیر vx یک حافظه طولانی در نوسانات را نشان می‌دهد و نوسان متغیر به عنوان نامنظمی پذیرفته نمی‌شود.

جدول ۳. نتایج شاخص لیاپونوف

متغیرها	روش کانتز	روش رونستین، کولینس و د لوکا
قیمت	0.191	0.189
بازده	0.0017	0.0032
انتظارات سرمایه گذاران	-0.077	-0.082*

جدول نتایج را برای تنها یک بعد نشان می‌دهد،* vx در تمام بعد ها منفی است

جدول ۴. نتایج شاخص کلموگروف

	KE	وضعیت اکمن و رول	نامنظمی
قیمت	0.139	بله	بله
بازده	0.10137	بله	بله
انتظارات سرمایه گذاران	-0.0912	خیر	خیر

با وجود اینکه تفاوت بین ساختار متغیرها وجود دارد، متغیرها یک رفتار نامنظم در سطح بالا ندارند. نتایج این پژوهش برای قیمت سهام، متفاوت با نتایجی است که حضور نامنظمی در بازار سهام را تعیین می‌کنند. نتایج پاناس و نینی (۲۰۰۰)، ادرنگی و همکاران (۲۰۰۱)، لاهمیری (۲۰۱۷) و بیلدریسی و سانستون (۲۰۱۸) بیان گر حضور رفتار نامنظم برای قیمت سهام است. نتایج BDS، لیاپونوف و کولموگروف نشان می‌دهند که متغیرها غیرخطی هستند.

نتایج TAR-TR-TGARCH

مدل‌های TAR-TR-GARCH و TAR-TR-TGARCH، اجازه می‌دهند که آستانه نوع غیرخطی در میانگین شرطی و فرآیند واریانس شرطی به طور همزمان باشند در جدول ۵ ارائه شده است. برای طول عقب افتادن بهینه d، مجاز است متغیر بین ۱ و ۵ بسته به قدرت توضیحی مدل برآورد شده متفاوت باشد. تفاوت این مدل از GARCH(1,1) این است که تأثیر شوک‌های مثبت و منفی با استفاده از متغیر شاخص متفاوت است. اگر شوک قبلی منفی باشد، مقدار یک دارد و در غیر این صورت صفر است. این آزمایش عدم تقارن را در نوسانات بیان می‌کند. نتایج برآورد شده در جدول ۵ گزارش شده‌اند. جدا شدن و AR (1)در هر حالت از لحاظ آماری در سطح معنی دار ۱ درصد هستند. پارامترهای ARCH در حالت‌های ۱ و ۲ تخمین زده می‌شوند که از لحاظ آماری معنی دار

هستند. پارامترهای GARCH برآورد شدند که در هر دو حالت پایدار هستند. پارامترهای ARCH و GARCH در سطح معنی دار ۱ درصد هستند. شرایط ثبات در هر دو حالت به دست می آید، زیرا مجموع تخمین پارامتر ARCH و GARCH کمتر از ۱ است. آمار AIC محاسبه شد.تخمین آستانه از لحاظ آماری قابل توجه است، که به تعیین وجود عدم تقارن اشاره دارد. تخمین آستانه برای حالت اول نسبت به حالت دوم بیشتر است، در حالی که متغیر ضریب آستانه برای سهام، بازده سهام و انتظارات سرمایه‌گذاران مشخص است.آزمایش‌های ARCH-LM نشان می‌دهند که هیچ اثر ARCH در باقی‌مانده‌ها وجود ندارد. به عنوان یک دیدگاه اقتصادی، مدل‌سازی سری با مدل‌های TAR-TR-GARCH و TAR-TR-TGARCH باید به عنوان شواهدی از چرخه‌های تجاری در اقتصادها مورد توجه قرار گیرد. علاوه بر این، با توجه به این که پویایی‌های مختلف تحت حالت‌های مختلف ویژگی‌های مربوط به چرخه‌های تجاری است، مجموعه مدل‌سازی با ساختار سنتی GARCH یکنواخت است.

جدول ۵. کاپیولا گارچ و کاپیولا تی-گارچ

مدل ها	op			r			vx			
	TAR(1)-TR-GARCH(1,1)		TAR(1)-TR-TGARCH(1,1)	TAR(1)-TR-GARCH(1,1)		TAR(1)-TR-TGARCH(1,1)	TAR(1)-TR-GARCH(1,1)		TAR(1)-TR-TGARCH(1,1)	
فرآیند	میانگین	شرطی								
حالت‌ها	حالت ۱	حالت ۲	حالت ۱	حالت ۲	حالت ۱	حالت ۲	حالت ۱	حالت ۲	حالت ۱	حالت ۲
ثابت	0.01	0.051	0.088	0.39	-0.07	0.14	0.26	0.31	-0.09	0.49	0.42	0.49
	ara> (0.000)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
AR(1)	0.111	0.166	0.087	0.210	0.119	0.182	0.086	0.063	0.271	0.210	0.001	0.991
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.04)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
فرآیند	واریانس	شرطی										
ثابت	0.0043	0.0231	0.0041	0.0088	0.0042	0.0048	0.0029	0.0013	0.0167	0.0263	0.0183	0.0510
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
ARCH	0.123	0.121	0.305	0.285	0.263	0.201	0.311	0.264	0.199	0.099	0.297	0.410
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

GARCH	0.741	0.802	0.694	0.658	0.701	0.821	0.739	0.784	0.809	0.874	0.639	0.598
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
TGARCH	-		0.063	-0.033	-		0.023	-0.023	-		0.063	-0.012
			(0.00)	(0.00)				(0.00)			(0.00)	(0.00)
Threshold	2.62		2.68		2.11		2.11		1.884		1.884	
SJClayton												
		قیمت سهام				قیمت سهام – بازده سهام				بازده سهام		
پایین‌تر		0.79 (0.00)		0.77 (0.00)		0.98 (0.00)		0.57 (0.00)		0.64 (0.00)		0.78 (0.00)
بالاتر		0.66 (0.00)		0.71 (0.00)		0.19 (0.00)		0.41 (0.00)		0.32 (0.00)		0.39 (0.00)
آزمایش‌ها	تشخیص											
logL				885.91				894.10				669.24
AIC				-2.91				-3.11				-4.07
SIC				-2.70				-3.61				-4.09
ARCH-LM				0.511				0.410				0.481

مدل‌های تخمین زده شده به مدل‌های کاپیولا برای به دست آوردن مدل‌های TAR-TR-GARCH و TAR-TR-TGARCH مبتنی بر کاپیولا برای استفاده از توزیع تراکم دوگانه استفاده می‌شوند. این مدل‌ها به طور موثری اطلاعات مهمی در مورد وابستگی دنباله ارائه می‌دهند که می‌تواند اقدامات قابل توجهی را برای تحلیل اینکه چگونه بازده سهام و انتظارات سرمایه‌گذاران رفتار می‌کنند، هنگامی که بازده سهام به شدت افزایش یا کاهش می یابد، ارائه دهد. نتایج نشان دهنده نشانه‌ها و اهمیت پارامترهای تخمین زده شده برای مدل‌های TAR-TR-GARCH و TAR-TR-TGARCH هستند، به طوری که توزیع تراکم حاشیه‌ای مطابق با انتظارات است. علاوه بر این، شواهد نشان می‌دهند که اهمیت برآورد توزیع مشترک غلبه بر مشکلات ناشی از تجربه در ادبیات است. بر اساس نتایج این پژوهش، تعمیم مفاهیم توزیع مبتنی بر رابط در مفاهیم حرکت مشترک بین سری‌های ارزیابی مفید است. نتایج برآورد نیز نشان می‌دهند که این سری تاثیرات نامتقارن قابل توجهی بر نوسانات دارد. علاوه بر این، نتایج اثرات آستانه‌ای برای بازده سهام تعیین می‌کنند که به طور قابل توجهی بالاتر از تاثیرات قیمت سهام بر نوسان هستند. بنابراین نوسانات بازده سهام ممکن است

حساسیت بیشتری نسبت به نوسان قیمت سهام داشته باشند. علاوه بر این، فرضیه عادی برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی یا مالی مناسب نیست و مدل‌سازی جنبه‌های توزیع مشترک، از لحاظ مدل‌سازی و پیش‌بینی سری‌های زمانی مالی مورد آنالیز، تقویت می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف بررسی وجود رفتار نامنظم در بازده سهام، قیمت سهام و انتظارات سرمایه گذاران با استفاده از روش‌های مبتنی بر بی نظمی از جمله شاخص‌های لیاپونوف و کلموگروف انجام شده است. با این وجود، سهم بیشتری از این پژوهش، ارزیابی وابستگی بین سری تحلیل شده در دوره زمانی۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶با پیشنهادات TAR-TR-GARCH و TAR-TR-TGARCH بود. علاوه بر این، مدل‌های فوق برای مقایسه حالتهای بد و خوب استفاده شدند. این مدل‌ها توانایی توضیحی قابل توجهی را نسبت به انواع تک حالت نشان دادند؛ از این رو آنها به عنوان مدل مناسب برای تشخیص رابطه بین قیمت سهام، بازده سهام و انتظارات سرمایه‌گذاران برای حالت‌های متمایز انتخاب شدند. شاخص‌های لیاپانوف و کلموگروف مشخص کردند که نه تنها قیمت سهام و سری بازده سهام نشان دهنده رفتار نامنظم و ساختار غیرخطی هستند، بلکه برای ساختار غیرخطی انتظارات سرمایه‌گذاران شکست خورده هستند. مدل‌های کاپیولا گارچ و کاپیولا تی گارچ نیز دارای شواهد قابل توجهی از وابستگی دنباله بالا و پایین در میان سه سری تحلیل شده برای دوره‌های تحت حالت بد و خوب بسته به آستانه‌های برآورد شده بوده‌اند. ارزیابی کلی نشان داد که شواهد قابل توجهی از ساختارهای وابستگی وجود دارند که بیشتر تأثیرات ماندگاری و سرایت را پشتیبانی می‌کنند. حساسیت بازده سهام و انتظارات سرمایه‌گذاران به نوسان قیمت‌های سهام پس از دوره حالت نامطلوب افزایش یافت و پارامترهای رابط و ضریب وابستگی دنباله به دوره‌های حالت ۱ در مقایسه با حالت ۲ افزایش یافت. نتیجه شواهد تجربی در مورد اهمیت اثر آستانه وجود ساختارهای وابستگی نامتقارن ناشی از تأثیرات قیمت سهام، انتظارات سرمایه گذاران و نوسانات بازار سهام مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های تجربی منجر به پیشنهادات متفاوت سیاسی شد. سیاست گذاران باید اقتصاد را از نوسانات زیاد در قیمت سهام محروم کنند؛ زیرا قیمت سهام، بازده سهام و انتظارات سرمایه‌گذاران ارتباطات غیرخطی مهمی را که ناشی از عدم تقارن و اثرات آستانه ای به همراه اثرات پایداری است، به وجود می آورند. با توجه به مفهوم ساختار نامنظم تعیین شده برای سری تجزیه و تحلیل، سیاست گذاران باید نوسانات را ارزیابی کرده و سیاست ها را با دقت زیادی مورد توجه قرار دهند، زیرا می‌توانند تاثیر قابل توجهی بر اقتصاد و به ویژه در بازارهای مالی داشته باشند. از دیدگاه سیاسی، ویژگی‌های غیرخطی و نامتقارن قیمت سهام،

بازده سهام و انتظارات سرمایه‌گذاران باید نقش تعیین کننده‌ای در تعیین انتخاب سیاست‌ها داشته باشند. این نتیجه به ویژه برای قیمت‌های سهام مهم است، زیرا سیاست‌های انتخاب شده یا سیاست‌های تعیین شده برای ثبات نوسانات ممکن است پیامد معکوس داشته و منجر به اثرات بی‌ثبات کننده بر تولید و بازارهای مالی شوند. نوسانات قیمت سهام به راحتی می‌تواند به بازده سهام و انتظار سرمایه‌گذاران در بلند مدت منتقل شود. با توجه به نتایج، سیاستگذاران باید با دقت با توجه به نوسان قیمت سهام، به ویژه با توجه به انتظارات سرمایه‌گذاران و بازده سهام آنالیزها را انجام دهند.

منابع

1) Adrangi B, Chatrath A, Dhanda KK, Raffiee K. (2001).Chaos in oil prices? Evidence from futures markets. Energy Econ, 23(4): 405–25.
2) Alvarez-Ramirez J, Rodriguez E. (2008).Short-term predictability of crude oil markets: a detrended fluctuation analysis approach. Energy Econ, 30:2645–56.
3) Awartani B, Maghyereh AI. (2013). Dynamic spillovers between oil and stock markets in the Gulf Cooperation Council Countries. Energy Econ, 36:28–42.
4) Arouri M, Fouquau J. (2009). On the short-term influence of oil price changes on stock markets in GCC countries: linear and nonlinear analyses. Econ Bull, 29(2):795–804.
5) Bachelier L. (1964).Theory of speculation (Ph.D. Thesis, Faculty of the Academy of Paris, 1900and Theory of Speculation, the random character of stock market prices. M.I.T Press.
6) Barnett WA, Hinich MJ. (1992)Empirical chaotic dynamics in economics. Ann Oper Res, 37:1–15.
7) Barnett WA, Gallant AR, Hinich MJ. (1995).Robustness of nonlinearity and chaos tests to measurement error, inference method, and sample size. J Econ Behav Org, 27(2):301–20.
8) Barnett WA, Gallant AR, Hinich MJ. (1997) A single-blind controlled competition among tests for nonlinearity and chaos. J Econom, 82(1):157–92.
9) Barone-Adesi G, Bourgoin F, Giannopoulos K. Don't look back. Risk. 1998; 11:100–3.
10) Bjørnland HC. (2009).Oil price shocks and stock market booms in an oil exporting country. Scott J Polit Econ, 56(2):232–54.
11) Bildik R, Yılmaz M. (2008).The market performance of initial public offerings in the I˙stanbul stock exchange, BDDK Banka. Financ Piyas, 2(2):49–75.
12) Bildirici M, Sonustun FO. (2018).Chaotic structure of oil prices. In: AIP conference proceedings 1926, p. 020009.
13) Bildirici M, Ersın O, Onat I. (2017). The Baltic dry index as a leading economic indicator: an investigation with volatility models. In: Bildirci M, Zehir C, Kayıkc¸ı F, Karago¨z M, Bakırtas¸ T, editors. Istanbul as a Global Financial Center. Cambridge: Cambridge Scholar Publishing.
14) Boubaker H, Sghaier N. (2016).Contagion effect and change in the dependence between oil and ten MENA stock markets. RRJSMS, 2(1):1–17.
15) Boubaker H, Sghaier N. (2016).Markov-switching time-varying copula modeling of dependence structure between oil and GCC stock markets. Open J Stat, 6:565–89.

16) Bouri E. (2015).Oil volatility shocks and the stock markets of oil-importing MENA economies: a tale from the financial crisis. Energy Econ, 51:590–8.
17) Bouri E. (2015).Return and volatility linkages between oil prices and the Lebanese stock market in crisis periods. Energy, 89:365– 71.
18) Brenner MF, Galai D. (1989).New financial instruments for hedge changes in volatility. Financ Anal J, 45(4):61–5
19) Brock WA, Dechert W, Scheinkman J. (1987). A test for independence based on the correlation dimension. Working paper, University of Winconsin at Madison, University of Houston, and University of Chicago, 1987.
20) Brock WA, Hsieh DA, LeBaron BD. (1991). Nonlinear dynamics, chaos, and instability: statistical theory and economic evidence. Cambridge: MIT press.
21) Ciner, C. (2001).Energy shocks and financial markets: nonlinear linkages. Stud Nonlinear Dyn Econom, 5(3):203–12.
22) Ciner, C. (2013).Oil and stock returns: frequency domain evidence. J Int Financ Mark Inst Money. 23:1–11.
23) Cologni, A. (2009). Manera M. The asymmetric effects of oil shocks on output growth: a Markov-switching analysis for the G-7 countries. Econ Modell, 26:1–29.
24) DeLisle RJ, Doran JS, and Peterson DR. (2011).Asymmetric pricing of implied systematic volatility in the cross-section of expected returns. J Future Mark. 2011; 31(1):34–54.
25) Dowling S, Muthuswamy J. The implied volatility of Australian index options. R Future Mark, 14(1):117–55.
26) Dutta, A. (2017) Nikkinen J, Rothovius T. Impact of oil price uncertainty on Middle East and African stock markets. Energy, 123:189–97.
27) Ederington, LH, Guan W. (2010).How asymmetric is U.S. stock market volatility? J Financ Mark, 13(2):225–48.
28) Fama, EF. (1970).Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. J Financ, 25(4):383–417.
29) Filho, OC. (2012). Ziegelmann FA, Dueker MJ. (2012).Modelling dependence dynamics through copulas with regime switching. Insur Math Econ, 50(3):346–56.
30) Giot, P. (2005) Relationships between implied volatility indexes and stock index returns. J PortManag, 31(3):92–100.
31) Hamilton, JD. (1996).This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. J Monet Econ, 38:215–20.
32) Hamilton, JD. (2003).What is an oil shock? J Econ, 113:363–98.
33) Hammoudeh S, Aleisa E. (2004).Dynamic relationship among GCC stock markets and NYMEX oil futures. Contemp Econ Policy, 22:250–69.

34) Hammoudeh, S, Choi K. (2006).Behavior of GCC stock markets and impacts of US oil and financial markets. Res Int Bus Financ, 20(1):22–44.
35) Hansen B. (2000) Sample splitting and threshold estimation. Economet, 68(3):575–603.
36) Hansen, B. (1996) Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. Econom, 64:413–30
37) Hansen, B. (2000). Testing for structural change in conditional models. J Econom, 97(1):93–115
38) He, L-Y. (2011).Chaotic structures in Brent & WTI crude oil markets: empirical evidence. Int J Econ Financ, 3(5):242–9.
39) He L-Y. (2010).Chen S-P. Are crude oil markets multifractal? Evidence from MF-DFA and MF-SSA perspectives. Phys A, 389(16)3218–29.
40) He L-Y, Fan Y, Wei Y-M.(2007).The empirical analysis for fractal features and long-run memory mechanism in petroleum pricing systems. Int J Glob Energy Issue, 27(4):492–502
41) He L-Y, Fan Y, Wei Y-M. (2009). Impact of speculator's expectations of returns and time scales of investment on crude oil price behaviors. Energy Econ, 31(1):77–84.
42) He L-Y, Zheng F. (2008).Empirical evidence of some stylized facts in international crude oil markets. Complex Syst, 17(4): 413–25.
43) ISE, ISE 2010 Annual Report, Istanbul, 2010.
44) Jones CM, Kaul G. (1996).Oil and the stock markets. J Financ, 51(2):463–91.
45) Kantz, H. (1944).A robust method to estimate the maximal Lyapunov exponent for a time series. Phys Lett A, 185(1):77–87.
46) Keynes, JM. (1936). the general theory of employment, interest and money. London: Palgrave MacMillan.
47) Kolmogorov, AN. (1960). Foundations of the theory of probability. 2nd Ed. (Trans. 1960). New York: Chelsea Publishing Co.
48) Kolmogorov, AN. (1959). Entropy per unit time as a metric invariant of automorphism. Docl. Russ. Acad. Sci, 124, 754–5.
49) Komijani A, Naderi E, Alikhani NG. (2014).A hybrid approach for forecasting of oil prices volatility. OPEC Energy Rev, 38(3):323–40.
50) Lahmiri, S. (2017). A study on chaos in crude oil markets before and after 2008 international financial crisis. Phys A, 38(3):389–95.
51) Lardic S, Mignon V. (2006). The impact of oil prices on GDP in European countries: an empirical investigation based on asymmetric cointegration. Energy Policy, 34(18):3910–5

52) Lee, TH, Chang, Y. (2011). Dynamic relationships between the price of oil, gold and financial variables in Japan: a bounds testing approach. MPRA paper, No.33030.
53) Lintner, J. (1965).The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. Rev Econ Stat, 47:13–37.
54) Liu ML, Ji Q, Fan Y. (2013). How does oil market uncertainty interact with other markets: an empirical analysis of implied volatility index? Energy, 55:860–8
55) Maghyereh A, Al-Kandari A. (2007). Oil prices and stock markets in GCC countries: new evidence from nonlinear cointegration analysis. Manag Financ. 33(7):449–60.
56) Mohanty SK, Nandha M, Turkistani AQ, Alaitani MY.(2011). Oil price movements and stock market returns: evidence from Gulf Cooperation Council (GCC) countries. Glob Financ J, 22(1):42–55.
57) Odabas¸ı A, Aksu C, Akgiray V. (2004). The statistical evolution of prices on the Istanbul Stock Exchange. Eur J Financ, 10:510–25.
58) Panas E, Ninni V. (2000).Are oil markets chaotic? A non-linear dynamic analysis. Energy Econ, 22(5):549–68.
59) Papapetrou E. (2001). Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece. Energy Econ, 23:511–32
60) Park J, Ratti RA.(2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. Energy Econ, 30(5):2587–608.
61) Pindyck R. (1991). Irreversibility, uncertainty, and investment. J Econ Lit, 29:110–48.
62) Plerou V, Gopikrishnan P, Gabaix X. (2001).Price fluctuations, market activity and trading volume. Quant Financ, 1(2):262-9.
63) Rosenstein M, Collins J, De Luca C. (1993). A practical method for calculating largest Lyapunov exponents from small data sets. Phys D Nonlinear Phenom, 65:117–34.
64) Sadorsky P. (1999).Oil price shocks and stock market activity. Energy Econ, 21(5):449–69.
65) Shaikh, I, Padhi, P. (2015). The implied volatility index: is ‘investor fear gauge’ or ‘forward-looking’? Borsa Istanb Rev, 15(1):44–52
66) Smales L. (2017). Effect of investor fear on Australian financial markets. Appl Econ Lett, 24(16):1148–53
67) Sharpe WF. (1964).Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. J Financ, 19:425–42.

68) Tabak BM, Cajueiro DO. (2007). Are the crude oil markets becoming weakly efficient over time? A test for time-varying long-range dependence in prices and volatility. Energy Econ, 29(1):28–36.
69) Viana R, Barbosa J. (2003) Simulating a chaotic process. Braz J Phys, 5(1):139–47
70) Wang Y, Wu C, (2013).Oil price shocks and stock market activities: evidence from oil-importing and oil-exporting countries. J Comp Econ, 41:1220–39.
71) Wernecke, H, Sa´ndor B, Gros C. (2017).How to test for partially predictable chaos. Sci Rep, 7:1087.
72) *Whaley RE. (2000). the investor fear gauge. J Port Manag, 26(3):12–7.
73) Whaley, RE. (1993). Derivatives on market volatility: hedging tools long overdue. J Deriv, 1:71–84.
74) Whaley, RE. (2009). Understanding the VIX. J Port Manag, 35(3):98–105.
75) Zakoian, JM. (1994). Threshold heteroskedastic models. J Econ Dyn Control, 18(5): 931–55.
76) Zhang, D. (2008). Oil shock and economic growth in Japan: a nonlinear approach. Energy Econ, 30(5):2374–90.
77) Zhao L, Wang Z, Chen C. (2009). Is international oil price chaotic?—Empirical evidence from spot market. In: 2009 International conference on business intelligence and financial engineering.
78) Zheng, Y. (2014). The linkage between aggregate stock market investor sentiment and commodity futures returns. Appl Financ Econ, 24(23):1491–513.

یادداشت‌ها :

1 TAR-TR-GARCH copula
2 TAR-TR-TGARCH copula