فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره چهل و پنجم / زمستان ۱۳۹۹

مدل‌سازی پویای غیرخطی عوامل موثر بر بازار سهام:
رویکرد رگرسیون کوانتیل آستانه با اثرات ناهمسانی واریانس بیزی (BQTR-GARCH)

رضا تهرانی[۱]
محمد اصولیان[۲]
سعید باجلان[۳]
وحید عباسیون[۴]

تاریخ دریافت مقاله : ۹۸/۱۲/۰۳ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۹/۰۲/۰۶

چکیده

طی دهه اخیر مطالعات در مورد بررسی عوامل مؤثر بر بازده بازار سهام با پیشرفت‌های اقتصاد مالی در حوزه آمار و ریاضیات به اوج رسیده و مدل‌سازی و روش‌شناسی چنین مطالعاتی اهمیت زیادی پیدا کرده است. این پژوهش به دنبال ارائه رویکرد جدیدی از مدلسازی رابطه غیرخطی بین متغیرهای مالی با تأکید بر تأثیر متغیرهای اقتصادی بر بازار سرمایه است. برای تبیین رابطه غیرخطی متغیرهای مورد بررسی با توجه به رابطه بین متغیرها، از رویکرد مدل رگرسیون کوانتیل آستانه بیزی با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی(BQTR-GARCH) استفاده شده است. برای بررسی و مدلسازی این رویکرد از اطلاعات بازده کل سهام بورس اوراق بهادار تهران، قیمت سکه طلا، قیمت نفت و طلای جهانی از ابتدای سال ۱۳۹۰ تا انتهای شهریور ۱۳۹۸ استفاده شده است. نتایج بررسی نشان دهنده تأثیر غیرخطی بازارهای مختلف بر بازهی بازار سهام است؛ به گونه ای که تأثیر بازدهی بازارهای طلا، سکه و نفت بر بازده بازار سهام در مقادیر بالاتر و پایین‌تر از حد آستانه متفاوت است. علاوه بر این، رفتار در کوانتیل‌های توزیع بازدهی بازار سهام نیز متفاوت است و نشان می‌دهد که بازار سهام تنها در دوران حدی خود (بازار افزایشی و کاهشی) متأثر از بازارهای دیگر است.

کلمات کلیدی

رگرسیون کوانتیل آستانه، برآوردگر بیزی، واریانس ناهمسانی شرطی، بازار سهام

طبقه‌بندی JEL: C53- C51 - C22 -C11

۱-گروه مدیریت مالی و بیمه دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران.rtehrani@ut.ac.ir
۲-گروه مدیریت مالی و بیمه دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.m_osoolian@sbu.ac.ir
۳-گروه مدیریت مالی و بیمه دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. saeedbajalan@ut.ac.ir
۴-گروه مدیریت مالی و بیمه دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران(نویسنده مسئول) V.Abbasion@gmail.com

مقدمه

توسعه فناوری اطلاعات در قرن اخیر موجب ارتباط بیش از پیش در بازارهای مالی شده است، به گونه‌ای که نوسانات در یک بازار، با سرعت بسیار بیشتری سایر بازارها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. انتقال نوسان می‌تواند بین دارایی‌های مختلف در یک بازار یا بین بازارهای مختلف صورت پذیرد. این نکته در پی مطالعات گسترده پذیرفته شده است که متغیرهای مالی، در طول زمان، بین دارایی‌ها و بازارها به یکدیگر سرایت[۱] می‌کنند. درک اینکه چگونه عوامل اقتصادی و وضعیت بازارهای بین‌المللی بر عملکرد بازار سهام هر کشور تأثیر می‌گذارند، یک مسئله مهم برای بازیگران اقتصاد آن کشور، به‌ویژه در شرایط بازار افزایشی و کاهشی است. تغییرات در عوامل اقتصاد جهانی بر رشد اقتصادی در ایران و در نتیجه بازار سهام تهران تأثیر می‌گذارد.

با در نظر گرفتن شرایط بازارهای مختلف، می‌توان تغییرات در ساختار وابستگی و سرریز شدن اطلاعات و شوک‌های بازارهای مالی را از طریق مدل‌سازی مشخص کرد (سینر و همکاران[۲]، ۲۰۱۳). هم‌راستا با جهانی‌شدن اقتصاد، بازارهای بین‌المللی سهام هم یکپارچه شده‌اند و مطالعات متعددی از طریق روش‌های مختلف، شواهدی مبنی بر وابستگی بین بازارهای مالی محلی و بازارهای جهانی یافته‌اند (ویتسوندی و کوماراسینک[۳]، ۲۰۱۶). رفتار هم‌حرکت و هم‌راستا زمانی رخ می‌دهد که بازار سهام در یک کشور کاهش می‌یابد و این موجب کاهش در بازار سهام در کشور دیگری می‌شود. این موضوع که در بحبوحه بحران در بازارهای مالی اهمیت و نمود بیشتری دارد، در بسیاری از مطالعات از جمله در تحقیقات نایمی[۴] (۲۰۱۶) و وانگ و همکاران[۵](۲۰۱۷) تأیید شده است.

به این ترتیب، با توجه به نقش بازارهای مالی در جذب و هدایت سرمایه، و با در نظر گرفتن این که این بازارهای گوناگون به نوعی رقیب یکدیگر محسوب می‌شوند، وابستگی و جهت همبستگی این بازارها در شرایط افزایشی و کاهشی بر فرایند ورود و خروج جریان نقدینگی بازارهای رقیب موثر است و فضای مالی و اقتصادی بازار را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد. بر این اساس، بررسی نحوه همبستگی بازارهای افزایشی و کاهشی بین بازدهی‌های مالی، شرایط بازارهای مالی و تأثیر آنها بر سرمایه‌گذاری از موضوعات با اهمیت در اقتصاد مالی کاربردی بشمار می‌رود. به نحوی که درک روابط بین دارایی‌های مالی تا حد زیادی در مورد چگونگی سرمایه‌گذاری در این دارایی‌ها و پوشش مناسب ریسک ناشی از سرمایه‌گذاری کمک می‌کند. لذا شناسایی جهت و شدت همبستگی بین دارایی‌های مالی و تأثیر آن بر سنجه‌ی ریسک دارایی‌های مالی از موضوعات مورد توجه محققان است. اگر چه فهم روابط بین وقوع نتایج مختلف تا حد

زیادی در مورد سرمایه‌گذاری بهینه با کمترین ریسک ممکن تأثیرگذار است، اما مدل‌سازی توزیع‌های توأم در ادبیات اقتصاد مالی یکی از چالش‌های موجود بر سر راه این هدف است.

در این پژوهش، با بررسی موضوع همبستگی بازار دارایی‌های مختلف با بازار سهام تهران از طریق مدل‌سازی رابطه به صورت یک رابطه نامتقارن و غیرخطی، و با لحاظ کردن رفتار مدل در دهک‌های توزیع متغیرها، راهی جدید برای بهتر شناختن پیچیدگی‌های رابطه بین متغیرهای اقتصادی و بازار سرمایه ارایه شده است. بر این اساس، در این پژوهش تأثیر متغیرهای مختلف شامل قیمت سکه طلا، قیمت نفت و طلای جهانی با بهره‌گیری از رویکرد رگرسیون آستانه مبتنی بر رگرسیون کوانتیل بیزی بر بازار سرمایه مورد بررسی قرار گیرد، که تا پیش از آن در پژوهش‌های داخلی مورد استفاده قرار نگرفته است. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که تاثیرگذاری اثر عوامل اقتصادی بر بازار سهام، نامتقارن و غیر خطی است و ضرایب تاثیر در شرایط نزولی و صعودی، و در کوانتیل‌های مختلف، با هم متفاوت هستند. اهمیت نتایج این پژوهش در آن است که پژوهش‌های این حوزه در مورد بورس تهران، تاکنون احتمال تاثیر غیرخطی عوامل را نادیده گرفته بودند، و از این جهت، پژوهش حاضر کمکی به درک بهتر تاثیرگذاری عوامل کلان در بازار سهام تهران است.

ساختار ادامه این مقاله به شرح زیر است: در بخش دوم، به مبانی نظری و در بخش سوم، به مبانی تجربی پژوهش حاضر با توجه به پژوهش‌های پیشین در نشریه‌های داخلی و بین المللی پرداخته می‌شود. بخش چهارم به توضیح روش شناسی پژوهش می‌پردازد؛ و در بخش پنجم داده‌ها و یافته‌ها مورد بحث قرار میگیرند. بخش ششم، بخش پایانی و نتیجه گیری پژوهش است.

مبانی نظری پژوهش

بازارهای سرمایه به عنوان عامل مشترک مبادلات مالی و اقتصادی شرکت‌ها، نقش مهمی در تامین و تسهیل مالی و رونق بخشیدن به فعالیت‌های اقتصادی دارند. یک بازار سرمایه کارا می‌تواند رشد اقتصادی را بهبود بخشیده و از طریق تثبیت بخش مالی و تدارک بستر مناسب، سرمایه‌های داخلی و خارجی را جذب کند و در روند توسعه اقتصادی نقش مهمی داشته باشد. در بازارهای کارا، تفاوت زیادی بین بازده مورد انتظار و بازده واقعی وجود ندارد. طبق نظر فاما (۱۹۸۴)، بازار مالی در صورتی کاراست که قیمت‌ها به صورت منطقی، کامل و بی‌درنگ، تمامی اطلاعات در دسترس و مربوط را منعکس کنند و بنابراین فرصتی برای سودآوری غیرنرمال بدون ریسک، جز به صورت لحظه ای، وجود ندارد. فاما (۱۹۸۴) کارایی بازار را در شکل‌های ضعیف، نیمه قوی و قوی تعریف کرده است. شکل ضعیف کارایی بازار بدین معناست که بازده مورد انتظار آینده، با بازده‌های گذشته بازار هیچ همبستگی ندارد. به بیان

دیگر، در فرض شکل ضعیف کارایی، بازار هیچ حافظه‌ای در مورد بازدهی گذشته ندارد که بتواند در تعیین بازده آینده مؤثر باشد. بازار نیمه قوی بدین معناست که بازده بازار با اطلاعات عمومی در دسترس همبستگی ندارد. و در نهایت، در شکل قوی کارایی بازار، بازده پیش‌بینی نشده با هیچ یک از اطلاعات عمومی یا نهانی ارتباطی ندارد چرا که قیمت‌های کنونی تمام اطلاعات مربوط، اعم از عمومی یا نهانی، را انعکاس می‌دهند.

شواهد دهه اخیر با استفاده از مطالعات تجربی نشان می‌دهد که عوامل مختلفی بر بازار سهام تأثیرگذار است. برای توضیح بهتر این تاثیر، تئوری قیمت گذاری آربیتراژ (راس[۶]، ۱۹۷۶) پیشنهاد شده است که با فرض عدم امکان وجود طولانی مدت آربیتراژ در بازارها، بازده دارایی را به شکل تابعی خطی از عوامل متغیر اقتصاد کلان یا شاخص‌های نظری بازار توصیف می‌کند که حساسیت به تغییرات در هر عامل از طریق عاملی خاص یعنی ضریب بتا مشخص می‌شود. تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ بیان می‌دارد که بازده واقعی دارایی ترکیبی از بازده مورد انتظار دارایی در ابتدای دوره و بازده پیش‌بینی نشده ناشی از تعدادی عامل در طول دوره و همچنین ریسک خاص هر بازار می‌باشد (فدائی نژاد و فراهانی، ۱۳۹۶).

با فرض کارا بودن بازارهای مالی و انعکاس سریع اطلاعات عیان شده در قیمت‌ها، و با درنظر داشتن انتقال بسیار سریع تر اطلاعات در دهه‌های اخیر، می‌توان انتظار داشت که شوک در یک بازار، به سرعت به بازارهای دیگر سرایت کند و قیمت‌های بازار دیگر را هم تغییر دهد، به نحوی که فرصت‌های احتمالی آربیتراژ به سرعت محو شوند. در ادبیات اقتصاد مالی، این شکل از سرایت اثر یک بازار در بازارهای دیگر، سرایت و یا سرریزشدن[۷] نامیده شده است. با این که در مدل‌های تئوریک مختلف، گاه تفاوت اندکی در تعریف میان این دو مفهوم مشاهده می‌شود، اما در مجموع تفاوت میان این دو مفهوم قابل چشم پوشی است، چرا که هر دو به معنای مکانسیم انتقال شوک از یک بازار به بازار دیگر استفاده شده‌اند (ریگبون[۸]، ۲۰۱۹).

به طور کلی، مدل‌های نظری انتقال شوک از یک بازار به بازار دیگر را می‌توان به دو دسته عوامل بنیادی و مالی تقسیم بندی کرد (ریگبون، ۲۰۱۹). در نگاه بنیادی، فرض بر این است که انتقال شوک از طریق مکانیسم‌های اقتصاد واقعی، همانند تجارت میان کشورها، تشابه‌های سیاست گذاری و تشابه‌های کلان اقتصادی منتقل می‌شوند. با در هم تنیده شدن بازارهای مالی و بین المللی، هر تغییری در یک بازار با تغییرات بنیادی در بازارهای دیگر همراه خواهد بود.

در یک مدل ساده، یک بازار سهام با فقط یک سهم را در نظر بگیریم که قیمت این سهم، معادل ارزش امروزی تمام وجوه نقد آینده(FCF)، با نرخ تنزیل r است:

$$P_0 = \int_0^{\infty} e^{-rt}\ FCF_t\ dt \qquad (۱)$$

هر تغییری در جریان مورد انتظار وجوه نقد آینده (FCF_t)، در یک بازار کارا لاجرم با تغییر در قیمت سهم در زمان حال (P_0) همراه خواهد بود. علاوه بر آن، می‌توان در نظر داشت که تغییرات ساختاری در اقتصاد ناشی از یک شوک، می‌توانند نرخ تنزیل را هم تغییر دهند . شوکهای نفتی می‌توانند از کانال‌های متفاوتی بر روی شاخص قیمت سهام و نوسانات آن اثر بگذارند. اما مهمترین نگرانی مشاهده‌شده، تأثیرات نوسانات قیمت نفت بر روی متغیرهای کلان و فضای اقتصادی است. مثلا معرفی فناوری استخراج نفت شیل، تغییرات ساختاری در اقتصاد آمریکا به وجود آورده (بیلگیلی و همکاران[۹]، ۲۰۱۶) که می‌تواند هم باعث تغییر در جریان انتظاری وجوه نقد (FCF_t) و هم تغییر در نرخ بهره (r) شود، و از این طریق شوک وارده به بازار نفت به بازار سهام هم منتقل شود. به عنوان یک مثال دیگر، یک شوک مثبت به قیمت نفت، معمولا پیامدهای تورمی برای اقتصاد دارد (باشر[۱۰] و همکاران، ۲۰۱۲) که می‌تواند موجب تغییر جریان نقد و نرخ تنزیل در معادله فوق، و در نتیجه تغییرات قیمتی در بازار سهام بشود. شوک در بازارهای نفتی در دهه ۷۰ میلادی، با تورم و در نتیجه تغییر نرخ بهره در بازارها همراه بود، که به نوبه خود بر متغیر r اثر گذاشت (همیلتون[۱۱]، ۲۰۰۸). شوک‌های نفتی به دلیل نا اطمینانی که در بازارهای مالی ایجاد می‌کنند، ممکن است اثری منفی بر بازار سهام داشته باشند. نوسانات شدید قیمت نفت آثار مخربی (موقتی) بر روی تولید کل خواهد داشت چرا که سبب افزایش بی‌اعتمادی و تحمیل هزینه‌های اضافی در باز توزیع منابع می‌گردد.

پژوهش‌های متعددی بر پایه این نگاه، به بررسی سرریز شدن اثر شوک‌های بازار نفت در سایر بازارها پرداخته‌اند. شوک در بازار نفتی به طور ناگهانی جریان مورد انتظار وجوه نقد بنگاه‌های اقتصاد را تغییر می‌دهد (باشر و همکاران، ۲۰۱۲)، بنابراین شوک نفتی بالقوه به بازار سهام سرایت می‌کند. در یکی از نخستین پژوهش‌ها از این دست، جونز و کال[۱۲] (۱۹۹۶) تاثیر شوک قیمتی نفت بر بازارهای سهام چهار کشور توسعه یافته آمریکا، کانادا، انگلستان، و ژاپن را بررسی کردند و گزارش دادند که تغییر قیمتی مشاهده شده در بازارها در پی یک شوک نفتی، تماما می‌تواند با تغییر مورد انتظار در جریان وجوه نقد آینده توضیح داده شود. از آن‌جایی که چهار کشور پژوهش نامبرده، همگی واردکننده خالص نفت بوده‌اند، یک همبستگی منفی میان شوک قیمتی نفت و تغییرات بازار سهام مشاهده شده است. پژوهش‌های دیگری همچون میلر و راتی[۱۳] (۲۰۰۹) هم این مشاهده را در بازه بلندمدت تایید کرده‌اند. طبیعتا، انتظار می‌رود که در کشورهای صادرکننده خالص، شوک قیمتی نفت و تغییرات قیمتی سهام همبستگی مثبتی داشته باشند، کما این که در مطالعه پارک و راتی[۱۴] (۲۰۰۸)، چنین همبستگی مثبتی در شوک نفتی و

بازار سهام کشور نروژ مشاهده شده است. در مطالعات جزیی‌تر، اثر تغییر قیمت نفت در صنایع مختلف بازارها بررسی شده، و هم راستا با پیش بینی مدل ساده وجه جریان نقد، مشاهده شد که در بازار سهام آمریکا، شوک مثبت قیمت نفت با اثر قیمتی مثبت در سهام صنایع نفت و گاز، و اثر قیمتی منفی در سایر صنایع همراه بوده است (سادورسکی[۱۵]، ۲۰۰۱؛ ناندا و بروکز[۱۶]، ۲۰۰۹؛ آروری و نگویان[۱۷]، ۲۰۱۰). شوک‌های نفتی اثرات غیر مستقیم تری هم بر سایر صنایع و در نتیجه بر بازار سهام خواهند داشت. مثلا، یک شوک نفتی مثبت به قیمت نفت با گران‌تر شدن بنزین، و در نتیجه تغییرات وسیع تقاضا در صنعت خودروسازی منجر می‌شود، به طوری که بازار خودروهای کم مصرف یا برقی با افزایش تقاضا، و خودروهای پرمصرف با کاهش تقاضا مواجه می‌شوند (همیلتون، ۲۰۱۱).

به جز تفسیر معطوف به جریان وجوه نقد، سرریز شدن اثر شوک نفتی در سایر بازارها را از منظر سرمایه گذاری و تئوری پرتفلوی مدرن هم می‌توان تفسیر کرد. سرمایه‌گذاران علاوه بر توجه به اطلاعات منتشرشده در بازار سهام، به اطلاعات بازار نفت هم توجه دارند. هر تغییری در یک بازار، موجب به روز شدن مجموعه اطلاعات سرمایه گذاران همه بازارها می‌شود که این به نوبه خود در کوتاه مدت و بلند مدت میتواند پرتفوی سرمایه گذاری این بازیگران، و در نتیجه تعادل عرضه و تقاضا در بازارسهام را تغییر دهد. در این نگاه، مساله بهینه سازی هر سرمایه گذار را می‌توان تغییر دادن وزن پرتفلیو (w) برای کمینه کردن واریانس پرتفلیو با یک بازده مورد انتظار هدف (μ) تعریف کرد:

$$Min\ w'\Sigma w \qquad s.t. \qquad w'R = \mu \qquad (۲)$$

در معادله بالا، Σ ماتریس واریانس-کواریانس دارایی‌های موجود در اقتصاد است. در مدل ساده اقتصاد ما، هر کلاس دارایی مثل سهم‌های موجود در اقتصاد، نفت، طلا و ارز یک دارایی را تشکیل می‌دهند که ماتریس Σ واریانس این دارایی‌ها، و نیز کواریانس هر دارایی با دارایی دیگر (مثلا سهام با نفت) را در خود دارد. مثلا، آروری و نگویان (۲۰۱۰) نشان داده‌اند که اضافه کردن دارایی نفت به پرتفوی سرمایه گذار، مختصه‌های ریسک-بازده پرتفلیو را به شکل معناداری بهبود می‌بخشد.

با افشای اطلاعات جدید از بازار نفت، دو تغییر در معادله بهینه سازی فوق متصور است: اولاً) ماتریس R، که حاوی بازده مورد انتظار کلاس‌های دارایی است تغییر میکند، چرا که اکنون بازده مورد انتظار بازار نفت تغییر کرده است. ثانیاً) با به روز شدن اطلاعات سرمایه گذار در مورد دارایی نفت، ماتریس Σ می‌تواند با اطلاعات جدید به روز شود. به عنوان مثال، تصور کنید که یک سرمایه گذار در بازار آمریکا مطلع شود که با فن آوری جدید استخراج نفت، کشور آمریکا از واردکننده به صادرکننده نفت تغییر ماهیت می‌دهد. این اطلاعات جدید، به این معناست که همبستگی میان اقتصاد آمریکا و قیمت نفت، اساسا تغییر جهت

می‌دهد (بیورنلاند و ژلانوا[18]، ۲۰۱۹)، یعنی آن که ماتریس Σ در مدل ما به کلی عوض خواهد شد. در نتیجه تغییر داده‌های مساله بهینه سازی، وزن دهی پرتفلیوی بهینه در بازارها و سهم‌های مختلف تغییر می‌کند (آروری و همکاران، ۲۰۱۲)؛ سرمایه گذاران با خرید و فروش، عرضه و تقاضا را جابه جا می‌کنند و بازار در قیمت‌های جدیدی به تعادل می‌رسد. به بیان دیگر، تلاطم در بازار نفت به بازارهای دیگر سرایت پیدا می‌کند. منسی و همکاران[19] (۲۰۱۷) با این نگاه به بررسی اثرات نفت بر بازار سهام پرداخته‌اند و نتیجه گرفته‌اند که تغییرات قیمتی نفت، در تصمیم‌های سرمایه گذاری هم در افق کوتاه مدت و هم افق بلندمدت تاثیر گذار هستند.

به جز این دو نگاه، که هر دو عامل انتقال شوک میان بازارها را بنیادی می‌دانند، نگاه مالی هم وجود دارد که طبق این فرضیه، محدودیت‌های مالی، اعتباری و نقدینگی می‌توانند اثر شوک در یک بازار را بلافاصله به بازارهای دیگر انتقال دهند (ریگبون، ۲۰۱۹). به عنوان مثال، فرض کنید که صنایع نفت و گاز و دامپروری یک کشور، هر دو از یک بانک مشترک اعتبارات مالی دریافت می‌کنند. اگر یک شوک منفی قوی به بازار نفت وارد شود، بسیاری از مطالبات بانک از صنایع نفت و گاز مشکوک الوصول خواهند شد، و این در توانایی اعتباردهی بانک به صنعت دامپروری هم تاثیرگذار خواهد بود. در این مدل، بدون آن که تغییر بنیادی ای در صنایع دامپروری به وجود بیاید، به دلیل کامل نبودن بازار و وجود محدودیت‌های تامین مالی، اثر شوکی بازار نفت به سایر صنایع اقتصاد (و در نتیجه به بازار سهام) منتقل می‌شود. به عنوان مثال، مدل‌های شیوع پژوهش گلدشتاین و همکاران[20] (۲۰۰۰) و راینهارت و کامینسکی[21] (۲۰۰۸) از چنین مکانیسمی برای توضیح سرایت بحران مالی از یک کشور به کشور دیگر استفاده می‌کنند.

عمده آن چه که در پاراگراف‌های پیشین در تبیین نظری سرریز شدن اثر شوک در بازار نفت در بازار سهام گفته شد، در مورد سرریز شدن اثر شوک در سایر بازارها به بازار سهام هم صادق است. قیمت طلا منعکس کننده واکنش متقابل عرضه و تقاضا در بازاری است که خریداران و فروشندگان بسیاری با وجود جریان به طور نسبی آزاد اطلاعات در آن حضور دارند. از آنجا که قیمت طلا شاخص خوبی برای توضیح فشارهای تورمی است (لوسی و همکاران[22]، ۲۰۱۷)، قیمت طلا طی دوران تورمی، آشفتگی بازار ارز یا بی‌ثباتی سیاسی صعود می‌کند که این موضوع تمایل افراد را برای انتخاب این نوع دارایی در سبد دارایی‌های خود برای حفظ ارزش آن نشان می‌دهد. از این لحاظ، مشاهده تغییرات قیمتی در بازار طلا، می‌تواند باعث به روز شدن اطلاعات سرمایه گذاران بازار سهام و تغییر در پرتفلیوی بهینه آنها همراه باشد. منسی و همکاران (۲۰۱۳) گزارش داده‌اند که بین شاخص سهام S&P500 آمریکا و قیمت جهانی طلا، همبستگی شرطی بالایی وجود دارد. در نقطه مقابل این پژوهش، سامنر و همکاران[23] (۲۰۱۰) و

مغیره و همکاران[۲۴] (۲۰۱۷)، اثر سرریزی از بازار طلا به سهام مشاهده نکردند. البته انگیزه سفته‌بازی در بازار طلا نیز یکی از دلایلی است که تقاضای طلا را تحت تأثیر قرار می‌دهد و عمده نوسان‌های قیمت در کوتاه‌مدت در این بازار ناشی از این نوع تقاضاست (اسلاملوئیان و زارع، ۱۳۸۵). بنابراین، براساس نظریه سبد دارایی قیمت طلا می‌تواند بر شاخص قیمت سهام تأثیرگذار باشد.

مبانی تجربی پژوهش

چنان‌که در بخش قبلی نیز اشاره شد، مطالعات گسترده‌ای در زمینهٔ اثر متغیرهای کلان بر قیمت و بازده سهام انجام شده است. گروهی از مطالعات، رابطهٔ متغیرهای کلان و شاخص قیمتی سهام را براساس الگوهای VAR و برخی دیگر روابط بین متغیرها را براساس نوسان‌پذیری آن‌ها مطالعه کرده‌اند. در نهایت گروه دیگری نیز به بررسی رابطه غیرخطی بین بازار سهام متغیرهای کلان پرداخته‌اند که این مورد در طی چند سال اخیر مورد توجه بیشتری قرار گرفته است.

برای توجیه خطی نبودن اثر سرریز بازارهای دیگر بر بازار سهام، دلایل مختلفی متصور است. به عنوان مثال، در مدلهای نظری شیوع، محدودیت‌های تامین مالی می‌توانند از یک بخش (مثلا از صنعت نفت) به سایر صنایع شیوع پیدا کنند. به این ترتیب، انتظار می‌رود که نحوه ارتباط میان تلاطم در بازار نفت و بازار سهام در وضعیت بازار صعودی و نزولی متفاوت باشد، چرا که تنها در بازار نزولی است که محدودیت‌های تامین مالی نقش بازدارنده پیدا می‌کنند، و ممکن است در یک بازار صعودی، اساسا تامین مالی محدودکننده نباشد. از سوی دیگر، ممکن است سرمایه گذاران به دلایل رفتاری، مثلا هراس از باخت[۲۵] (تورسکی و کاهنمن[۲۶]، ۱۹۹۱)، نسبت به بازار نزولی واکنش شدیدتری نشان دهند تا یک شوک مثبت.

پژوهش‌های تجربی متعددی بر غیرخطی و نامتقارن بودن رابطه میان بازار نفت و بازار سهام صحه گذاشته‌اند. به عنوان مثال، مرک[۲۷] (۱۹۸۹) گزارش می‌کند که بازار صعودی نفت اثر شدیدتری بر رشد اقتصادی بر اقتصاد دارد تا بازار نزولی نفت. پژوهش‌های پیشین نشان داده‌اند که سرمایه گذاران معمولا به تلاطم‌های شدید در قیمت نفت بیشتر واکنش نشان می‌دهند تا تلاطم‌های معمولی و متداول (همیلتون ۲۰۱۱). به این لحاظ، می‌توان انتظار داشت که اثر سرریز بازار نفت در بازارهای سهام، در برهه‌های متلاطم شکل متفاوتی از برهه‌های نرمال داشته باشد؛ کما این که ون و همکاران[۲۸] (۲۰۱۹) با استفاده از روش تحلیلی Var for Var، نشان دادند که اثر سرریز در کوانتیل‌های بالایی تلاطم قوی‌تر از همان اثر در کوانتیل‌های پایینی است.

منسی و همکاران[۲۹] (۲۰۱۴) با استفاده از رگرسیون کوانتیل به بررسی وابستگی متقابل بین عوامل اقتصادی جهانی و بازده بازار سهام کشورهای BRICS[۳۰] در طی دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۳ پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که طی دوره بحران مالی در دهک‌های مختلف رفتار وابستگی نامتقارنی بین بازار سهام، طلا، نفت و ارز وجود دارد. شهزاد و همکاران[۳۱](۲۰۱۷) با استفاده از رویکرد کوانتیل-کوانتیل به بررسی رابطه بازار طلا و بازار اوراق قرضه در کشورهای مختلف شامل ژاپن، امریکا، انگلیس، هند، فرانسه و چین در طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۵ پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که وابستگی بین بازدهی سهام و طلا یکسان نیست و این رابطه به وضعیت بازار در دوران افزایشی و کاهشی مرتبط است. در پژوهش یانگ و همکاران[۳۲](۲۰۱۸) ساختار وابستگی بین شش بازار سهام چین و بازار مالی بین‌المللی ازجمله دارایی‌های مالی و عوامل اقتصادی جهانی طی دوره ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۶ مورد بررسی قرار گرفته است. این تحقیق با ترکیب رویکرد رگرسیون کوانتیل با تجزیه و تحلیل موجک انجام شده است. نتایج این تحقیق نتایج نشان می‌دهد که وابستگی بین نرخ ارز و بازار سهام در چین در بازارهای افزایشی و کاهشی متفاوت است.

هان و همکاران[۳۳](۲۰۱۹) به بررسی روابط پیچیده و ناپایدار بین نااطمینانی سیاستی و بازدهی نرخ ارز کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه در طی دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۷ پرداخته‌اند. شواهد تجربی در رگرسیون کوانتیل-کوانتیل این پژوهش، نشان می‌دهد که وقتی عدم اطمینان در مورد اقتصاد ایالات متحده آمریکا در سطح بالایی قرار دارد، بازار نرخ ارز بازدهی بیشتری خواهد داشت. با این وجود، با کم بودن مقدار عدم اطمینان، ارزهای کشورهای توسعه یافته نسبتا پایدار باقی می‌مانند، در حالی که ارزهای کشورهای در حال توسعه با کاهش بیشتری مواجه می‌شوند. همانطور که در مطالعات تجربی مشخص است نحوه رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و بازار سرمایه در کوتاه مدت و بلندمدت متفاوت است. همچنین این مهم در بین کشورهای مختلف و در زمان‌های مختلف تفاوت معنی‌داری دارد.

در داخل کشور مطالعات بررسی رابطه بین بازار سهام و متغیرهای کلان اقصادی اغلب به دو روش یاد شده در بالا صورت گرفته است که می‌توان به مطالعات برزنده (۱۳۷۶)، زارع و رضایی (۱۳۸۵)، سجادی، فرازمند و صوفی (۱۳۸۶)، عزیزی (۱۳۷۸)، عباسیان و همکاران (۱۳۸۷)، موسایی و همکاران (۱۳۸۹)، ناهیدی و نیکبخت (۱۳۹۰)، سلمانی بی شک و همکاران (۱۳۹۱)، نونژاد و همکاران (۱۳۹۱)، فتاحی و همکاران(۱۳۹۵) و عبدی (۱۳۹۶) اشاره کرد.

هر چند مطالعات داخلی یادشده رابطه‌های معناداری میان متغیرهای‌کلان‌اقتصادی و بازار سهام ایران را مستند کرده‌اند، اما عمده این مطالعات با استفاده ازمدل‌های خطی به بررسی این رابطه پرداخته‌اند که

با توجه به مطالعات خارجی یادشده، فرض خطی بودن این ارتباط ممکن است لزوما فرض درستی نباشد.

با توجه به آن چه که در بخش مبانی نظری و تجربی گفته شد، این پرسش مطرح می‌شود که آیا با تغییر دادن مدل‌های اقتصادسنجی، هم‌چنان وجود رابطه معنادار میان تلاطم در بازارهای نفت و طلا و بورس تهران تایید می‌شود؟ برای پاسخ به این پرسش، مطالعه حاضر به بررسی دو فرضیه می‌پردازد:

فرضیه اول – تغییرات قیمتی در بازار نفت، طلای جهانی، و طلای داخلی، اثرات معناداری در تغییرات شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران دارند.

فرضیه دوم – اثر تغییرات قیمتی در بازارهای نفت، طلای جهانی، و طلای داخلی بر بورس تهران غیر خطی است و در سطوح مختلف تلاطم، شدت اثر متفاوت است.

شهرستانی و رفیعی[۳۴] (۲۰۲۰)، با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ[۳۵] غیرخطی MS-VAR ، رابطه میان تلاطم در بازار نفت و بازار سهام تهران را تخمین می‌زنند، و گزارش میکنند که رابطه میان بازار نفت و سهام در رژیم‌های مختلف متفاوت است. پژوهش حاضر، در عین حالی که از نظر فرض غیر خطی به پژوهش یادشده مشابه است، از نخستین پژوهش‌هایی است که با مدل‌سازی یک رابطه نامتقارن و غیرخطی و با لحاظ دهک‌های توزیع، و با استفاده از رگرسیون آستانه، به بررسی رابطه میان قیمت نفت و تغییرات بازار سهام تهران می‌پردازد. در بخش روش شناسی پژوهش، مدل مورد استفاده با جزییات بیشتری مورد بحث قرار خواهد گرفت.

روش‌شناسی پژوهش

مدل‌های غیرخطی رگرسیون از مهم‌ترین ابزارها در اقتصادسنجی هستند که در اقتصاد خرد و کلان به کرات مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در مدل‌های غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیرها تحت رژیم‌های متفاوت تغییر می‌کند و با توجه به آن چه که در بخش (۳) مورد بحث قرار گرفت، از این جهت در پژوهش حاضر از مدل‌های غیرخطی استفاده شده است، چرا که با رفتار انتظاری بازار سهام در پاسخ به تلاطم در بازار نفت و طلا همخوانی بیشتری دارد.

در یک دسته‌بندی کلی، مدل‌های غیرخطی به مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و مدل‌های حد آستانه تقسیم‌بندی می‌شوند. تمرکز ما در این پژوهش بر مدل‌های حد آستانه است که تغییرات رژیم توسط یک متغیر قابل مشاهده تعیین می‌شود. به طور خاص در مدلهای تک‌متغیره غیرخطی، تغییر رژیم توسط یکی از وقفه‌های متغیر به عنوان متغیر توضیح‌دهنده تعیین می‌شود.

استراتژی روش شناسی پژوهش حاضر استفاده همزمان از روش رگرسیون آستانه و رگرسیون کوانتیل است. روش رگرسیون آستانه، چنان که در ادامه معرفی می شود، به مدل ما کمک می کند تا تغییر رفتار بازار سهام نسبت به بازار نفت در حالت شوک مثبت و منفی را دنبال کنیم. همراه کردن این روش با رگرسیون کوانتیل، این امکان را فراهم می‌آورد که فرضیه شدیدتر بودن اثر سرریز در شدیدترین تلاطم‌های بازار (کوانتیل های بالا و پایین) را مورد آزمون قرار دهیم.

روش رگرسیون آستانه توسط هانسن[۳۶](۱۹۹۷، ۱۹۹۹ و ۲۰۰۰) به عنوان یک تکنیک جدید در اقتصاد سنجی توسعه داده شده است. از مزایای این روش این است که تصوّرات ذهنی در شکل‌گیری نوع رابطه غیرخطّی دخالتی نداشته و نیاز به هیچ‌گونه فرم تابعی معین غیرخطّی در بررسی روابط غیرخطّی ندارد (زیبایی و مظاهری، ۱۳۸۸).

فرم کلی یک معادله رگرسیون آستانه به شکل معادله (۳) می‌باشد:

$$R_t = \beta_{1t} + \beta_2 X_t\, I(z_t \le \gamma) + \beta_3 X_t\, I(z_t > \gamma) + \epsilon_t \qquad (۳)$$

که در این معادله I(.) تابع شاخص می‌باشد. همان طور که از معادله (۳) مشخص است، فرض اساسی نهفته در این رگرسیون این است که رفتار مدل بسته به بالاتر یا پایین تر بودن متغیر z از یک حد آستانه ای γ متغیر است، و برای همین منظور در هر سوی مقدار آستانه یک ضریب رگرسیون تخمین زده می‌شود. در عمل، مشاهدات نمونه بر اساس اینکه متغیّر آستانه z_t کمتر یا بیشتر از γ آستانه‌ای می‌باشد تقسیم می‌شوند و رگرسیون اعمال می‌شود. متغیّر آستانه ای z_t اسکالر می‌باشد. این آستانه‌ها توسط تفاوت شیب‌های رگرسیونی مشخص می‌شوند. شناسایی این شیب‌ها مستلزم آن است که عناصر مستقل در طول زمان تغییرناپذیر نباشند. همچنین این مدل فرض می‌کند که متغیّر آستانه ای z_t نیز در طول زمان تغییر می‌کند. در مورد خطای مدل، ϵ_t، فرض شده است که به سایر متغیرها غیروابسته است، به طور یکسان توزیع شده و دارای میانگین صفر و واریانس محدود σ^2 می‌باشد.

در مدل‌های رگرسیون آستانه تغییرات رژیم توسط یک متغیر قابل مشاهده تعیین می‌شود. فرم ساختاری رگرسیون آستانه (TR) برای دو رژیم ساختاری به صورت زیر می‌باشد(هانسن، ۱۹۹۹):

$$y_t = \begin{cases} \mu_1 + \beta_1 x_t + u_{1t} & if \quad q_t < \gamma \\ \mu_2 + \beta_2 x_t + u_{2t} & if \quad q_t \ge \gamma \end{cases} \qquad (۴)$$

که در آن qt متغیر تعیین وضعیت حالت است و γ مقدار آستانه‌ای است که باید تعیین شود. برای این کار با استفاده از رهیافت تانگ[۳۷] (۱۹۸۳) به این صورت عمل می‌شود که ابتدا برای مقادیر داده شده

متغیر آستانه (اینجا بازدهی شاخص سهام) با حذف بخشی از داده‌های ابتدایی و انتهای توزیع متغیر نوسانات نرخ ارز، مقادیر داده میانی باقی مانده را مرتب کرده (به طور معمول ۱۵ درصد از داده‌های ابتدایی و انتهایی این مقادیر کنار گذاشته شده و از ۷۰ درصد باقی‌مانده مدل‌های خودرگرسیونی جهت تخمین مقدار آستانه استفاده خواهد شد) و برای هر مقدار آن، برای هریک از زیرمجموعه داده‌ها، مدل‌های رگرسیونی به طور جداگانه تخمین زده می‌شوند و مقادیر مجموع مربعات پسماندهای هر رگرسیون حاصل می‌گردد. پس از انجام این مراحل، مقدار بهینه آستانه محاسبه شده برابر با مقداری است که رگرسیون با حداقل مقدار مجموع مربعات پسماندها را حاصل کرده است. سپس مدل رگرسیونی بر اساس مقدار مشخص آستانه (۷) برآورد خواهد شد(حیرانی و روشن ضمیر، ۱۳۹۶).

در بخش قبلی مشخص گردید که رفتار سری‌های زمانی می‌تواند به صورت غیرخطی رخ بدهد و در تجزیه و تحلیل رابطه آنها با یکدیگر در نظر گرفتن این موضوع می‌تواند به درک بهتری از ارتباط آنها ارائه بدهد. بخشی دیگری از این تبیین نحوه برآورد پارامترهای رگرسیون است که اغلب در رویکردهای سنتی از روش حداقل مربعات معمولی استفاده می‌شود. این روش آماری بر مدل‌سازی میانگین شرطی متغیر وابسته، بدون در نظر گرفتن ویژگی‌های توزیع شرطی متغیر وابسته تمرکز دارند. برای مثلا توزیع شرطی میانگین به درستی نمی‌تواند شرایط متغیر وابسته را نشان دهند چرا که متغیرهایی همچون بازدهی دارای توزیع چوله و یا کشیده هستند و تحت شرایط مقادیر فرین قرار می‌گیرند. در این راستا، روش رگرسیون کوانتیل که توسط کوئنکر و باست[۳۸] (۱۹۷۸) معرفی شد، برخلاف مدل‌هایی همچون حداقل مربعات معمولی، اثر نهایی متغیرهای توضیح دهنده بر متغیر وابسته در نقاط مختلف توزیع و نه فقط در سطح میانگین بررسی می‌شود. این روش نسبت به روش حداقل مربعات معمولی مزیت‌هایی دارد، از جمله حساسیت کمتر نسبت به داده‌های پرت، و نیز متسحکم بودن تخمین‌ها نسبت به تخطی از شرط نرمال بودن توزیع داده‌ها. علاوه بر ویژگی‌های فوق، رگرسیون کوانتیل در داده‌هایی با ناهمسانی واریانس نسبت به روش حداقل مربعات معمولی مزیت دارد.

مدل اقتصادسنجی کوانتیل رگرسیون برای کوانتیل θ ام متغیر وابسته به عنوان تابع خطی از متغیرهای توضیح دهنده به صورت معادله (۴) برآورد می‌شود:

$$y_i = x_i'\beta_\theta + u_{\theta_i}, \qquad Quant_\theta\left(y_i \mid x_i\right) = x_i'\beta_\theta \tag{۵}$$

در معادله بالا $Quant_{\theta}(y_i \mid x_i)$ کوانتیل شرطی y_i را به شرط x_i نشان می‌دهد. همانطور که معادله (۵) دلالت می‌کند، رفتار متغیر وابسته در هر کوانتیل مستقل از کوانتیل‌های دیگر تخمین زده می‌شود. از این لحاظ، این رگرسیون قادر است تغییر رفتارهای احتمالی در متغیر وابسته نسبت به کوانتیل‌های مختلف متغیر مستقل را رهگیری کند و تخمین بزند. در ساختار رگرسیون کوانتیل، اثر مشخصات قابل مشاهده بر روی توزیع شرطی متغیر وابسته (بازدهی مالی) به وسیله مینیمم کردن قدرمطلق مجموع خطای مدل تخمین زده می‌شود. برای برآورد ضرایب مدل فوق ازحداقل‌سازی قدرمطلق خطاها با وزن دهی مناسب استفاده می‌کنیم:

$$\min \beta_{\theta} \left\{ \sum_{i:x_i \geq x_i'\beta_{\theta}} \theta \left| x_i - x_i'\beta_{\theta} \right| + \sum_{i:x_i < x_i'\beta_{\theta}} (1-\theta) \left| x_i - x_i'\beta_{\theta} \right| \right\} \qquad (۶)$$

بر این اساس مدل ترکیب شده با رگرسیون آستانه به صورت رابطه (۶) به شکل رگرسیون آستانه کوانتیل قابل تعمیم است:

$$q_{\tau}(r_t) = \begin{cases} \varphi_{0,1}(\tau) + \varphi_{1,1}(\tau) X_t + u_{1t} & if \quad z_t \leq \gamma(\tau) \\ \varphi_{0,2}(\tau) + \varphi_{1,2}(\tau) X_t + u_{2t} & if \quad z_t > \gamma(\tau) \end{cases} \qquad (۷)$$

لازم به ذکر است در صورت وجود ناهمسانی واریانس در مدل برآورد شده رگرسیون کوانتیل آستانه با واریانس ناهمسانی شرطی (QTR-GARCH) به صورت زیر قابل تعمیم است:

$$q_{\tau}(h_t) = \begin{cases} \alpha_{0,1}(\tau) + \alpha_{1,1}(\tau) u_{t-1}^2 + \lambda_{1,1}(\tau) h_{t-1} + \xi_{1t} & if \quad z_t \leq \gamma(\tau) \\ \alpha_{0,2}(\tau) + \alpha_{1,2}(\tau) u_{t-1}^2 + \lambda_{1,2}(\tau) h_{t-1} + \xi_{2t} & if \quad z_t > \gamma(\tau) \end{cases} \qquad (۸)$$

که در آن h_t واریانس شرطی پسماندهای مدل (۷) است.

مشکلی که در مدل‌های ابتدایی موجود است این است که در نمونه‌های کوچک مقادیر پارامترها به خوبی نمی‌توانند ناهمسانی واریانس اجزاء خطا را پوشش دهند. در مدل‌های ساده با ضرایب ثابت در واریانس توزیع پیشین مینسوتا[۳۹] به صورت معمولی استفاده می‌شود. برای رفع این مشکل در مدل‌های پیچیده‌تر، همانند رویکرد پژوهش حاضر، برآوردگر بیزی می‌تواند مشکل ناهمسانی واریانس اجزا را پوشش دهد، به نحوی که برای برآورد مدل (۷) و مدل (۸) از توزیع‌های پیشین پارامترها برای بدست

آوردن توزیع پسین استفاده خواهد شد. برای این منظور نیز از روش شبیه سازی مونت کارلو در زنجیره مارکوف MCMC[۴۰] استفاده شده است. روش MCMC یک رهیافت بسیار مهم در آمار بیزی است چرا که امکان استنباط از توزیع‌های پسینی که نیاز به حل انتگرال‌های پیچیده دارند را فراهم می‌سازد. ایده اساسی این روش تولید یک زنجیر مارکوف از طریق تکرار شبیه‌سازی مونت کارلو است. معروفترین روش‌های MCMC نمونه‌گیری متروپلیس-هستینگز[۴۱] و نمونه‌گیری گیبز[۴۲] هستند.

بر این اساس و با در نظر گرفتن توزیع پیشین پارامترهای مدل با دو رژیم و یک مقدار آستانه برآورد شده خواهیم داشت (گرلاچ و چن[۴۳]، ۲۰۰۸):

$$\varphi_{i,j} \mid \delta_{i,j} \sim (1-\delta_{i,j})N(0, k^2\sigma_i^2) + \delta_{i,j}N(0, k^2\sigma_i^2), i = 0,1$$
$$\delta_{i,j} \mid \gamma \sim \begin{cases} 1 \ if \quad j = 1 \ \ or \quad \gamma > \xi \\ 0 \ if \quad j = 2 \ \ or \quad \gamma \le \xi \end{cases} \ i = 0,1,2 \qquad (۹)$$

که در آن k یک مقدار کوچک و مثبت است. با فرض استقلال توزیع پیشین پارمترهای مدل خواهیم داشت:

$$P(\varphi_j, \delta_j) = P(\varphi_{0,j}, \delta_{0,j})P(\varphi_{1,j}, \delta_{1,j}) \qquad (۱۰)$$

که در آن تمامی پارامترهای مدل در سه مرحله برای مقادیر ضرایب مدل خطی و غیر خطی، مقدار آستانه و مقدار پارامتر شیب تابع انتقال با رهیافت MCMC به روش نمونه‌گیری گیبز برآورد خواهد شد.

یافته‌های پژوهش

جامعه آماری و متغیرهای پژوهش

متغیرهای مورد مطالعه شامل بازدهی روزانه لگاریتمی بورس اوراق بهادار تهران، قیمت سکه طلا، قیمت طلای جهانی و نفت اوپک از ابتدای فروردین ماه ۱۳۹۰ تا انتهای شهریور ماه ۱۳۹۸ شامل ۱۰۹۶ داده می‌باشد. جدول (۱) مشخصات آماری متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق را نشان می‌دهد.

برای آزمودن فرضیه مانا بودن سری‌های زمانی داده‌ها از آزمون مانایی دیکی- فولر تعمیم یافته[۴۴] استفاده شده (دیکی و فاولر[۴۵]، ۱۹۷۹) و مقادیر t منتج از این آزمون برای هر سری گزارش شده است. با توجه به این که این آماره برای تمام سری ها به مراتب از مقادیر بحرانی بزرگ‌تر است (p-value < 0.001)، فرضیه نامانا بودن سری‌های زمانی ابطال می‌شود. همچنین برای این سری‌ها مقدار chi-2 حاصل از تست ARCH هم گزارش شده است. با توجه به این که این آماره در تمام سری ها از مقادیر بحرانی بزرگ‌تر است (p-value < 0.001) ، فرضیه همسانی واریانس داده ها ابطال می‌شود، و بنابراین

استفاده از رویکرد GARCH را برای در نظر گرفتن واریانس شرطی را تأیید می‌کند. . بر همین اساس رگرسیون کوانتیل آستانه با لحاظ ناهمسانی واریانس در این پژوهش قابلیت مدل‌سازی را دارد.

مطالعه جدول ۱ همچنین نشان می‌دهد که این سری‌های زمانی مورد مطالعه از توزیع نرمال پیروی نمی کنند، و این نکته مهر تایید دیگری بر استفاده از مدل‌های غیرخطی رگرسیون کوانتیل می‌باشد.

جدول۱ : آماره‌های توصیفی داده‌های بازده روزانه (به درصد)

شاخص	بازار سهام	سکه طلا	طلای جهانی	نفت اوپک
میانگین	۰,۱۶۴	۰,۱۶۷	-۰,۰۱۶	-۰,۰۳۴
میانه	۰,۰۶۴	۰,۰۰۰	-۰,۰۱۹	-۰,۰۳۸
بیشینه	۴,۲۷۲	۲۵,۱۶۰	۴,۷۸۸	۱۰,۱۴۷
کمینه	-۵,۶۷۰	-۱۲,۳۲۰	-۷,۴۹۰	-۸,۸۵۲
انحراف معیار	۰,۸۲۳	۲,۰۹۸	۰,۹۳۸	۱,۵۸۰
چولگی	۰,۱۶۲	۲,۷۹۳	-۰,۵۰۷	۰,۰۶۵
کشیدگی	۸,۷۰۵	۳۴,۹۴۲	۹,۳۰۴	۷,۳۶۳
آماره ADF	-۲۵,۱۳	-۱۵,۳۳	-۳۳,۱۸	-۲۸,۶۹
احتمال	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
آماره ARCH	۷۶,۷۷	۳۴,۵۶	۶۷,۶۲	۶۳,۳۴
احتمال	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰

منبع؛ نتایج پژوهش

بررسی رابطه بازدهی بازار سهام و سکه طلا:

برای تبیین رابطه بین بازار سهام و سکه طلا مطابق با مدل (7) و (8) از رگرسیون کوانتیل آستانه مبتنی بر رویکرد بیزی استفاده شده است. نتایج برآورد ضرایب مدل با در نظر گرفتن وارانس شرطی GARCH در جدول (۲) خلاصه شده است. ضرایب به ترتیب برای دو رژیم متفاوت و همچنین برای هر کوانتیل ارائه شده است. لازم به ذکر است مقدار آستانه برای هر کوانتیل متفاوت بوده است. به طوری که در کوانتیل اول (۵ درصد توزیع بازدهی بازار سهام) این مقدار برابر۰,۶۶ و برای کوانتیل آخر (۹۵ درصد توزیع) این مقدار برابر ۰,۵۶ بوده است. در این بررسی مقدار phi01 مقدار عرض از مبدا مدل رگرسیونی برای رژیم اول، مقدار phi02 مقدار عرض از مبدا برای رژیم دوم را گزارش می‌کنند. به همین سیاق، مقدار تأثیر بازار سکه بر بازار سهام در رژیم اول و رژیم دوم به ترتیب با مقادیر phi11 و phi12 مشخص شده است. همچنین ضرایب مدل‌سازی بخش واریانس شرطی رگرسیون با توجه به تایید وجود آن، برای

دو رژیم هم با مقادیر alpha و gamma برای پارامترهای اثرات ARCH و GARCH مشخص شده است.

نتایج جدول (۲) به وضوح نشان می‌دهد که تأثیرگذاری بازار سکه بر بازار سهام در رژیم‌های مختلف متفاوت بوده است. از سوی دیگر این تأثیر در کوانتیل‌های توزیع بازدهی بازار سهام نیز متفاوت است. به بیان دیگر در بازارهای افزایشی(کوانتیل‌های بالایی) و کاهشی (کوانتیل‌های پایینی) تاثیر بازار سکه بر بازار سهام در رژیم‌های مختلف متفاوت است. ضرایب تخمین زده شده برای کوانتیل‌های مختلف را می‌توان در نمودار (۱) مشاهده نمود.

جدول۲ :رابطه بین بازار سهام و بازار سکه به روش BQTR-GARCH

کوانتیل/پارامتر	Q	۰,۰۵	۰,۲۰	۰,۳۵	۰,۵۰	۰,۶۵	۰,۸۰	۰,۹۵
phi01	ضریب	-۰,۷۰۸۶	-۰,۲۰۶۹	-۰,۱۰۸۰	۰,۰۵۱۴	۰,۱۹۶۷	۰,۴۴۷۰	۱,۳۲۶۴
	انحراف	۰,۰۴۸۴	۰,۰۱۸۳	۰,۰۵۲۲	۰,۰۲۰۶	۰,۰۵۳۴	۰,۰۳۵۶	۰,۰۸۴۹
phi11	ضریب	۰,۱۴۵۳	۰,۰۶۶۶	۰,۰۰۱۹	-۰,۰۱۵۱	-۰,۰۶۴۳	-۰,۱۱۳۸	-۰,۲۷۷۴
	انحراف	۰,۰۶۶۵	۰,۰۳۵۰	۰,۰۳۰۸	۰,۰۲۰۳	۰,۰۵۲۸	۰,۱۱۷۹	۰,۱۹۵۶
phi02	ضریب	-۱,۸۶۹۵	-۰,۴۴۵۳	۰,۰۰۵۱	۰,۱۸۸۴	۰,۱۳۶۲	۰,۶۰۷۹	۱,۸۳۴۱
	انحراف	۰,۲۹۶۶	۰,۱۲۷۱	۰,۰۲۲۴	۰,۱۰۷۹	۰,۰۳۷۰	۰,۱۱۷۹	۰,۱۷۴۷
phi12	ضریب	۰,۰۲۳۲	-۰,۰۰۵۷	-۰,۰۲۲۸	۰,۰۱۰۲	۰,۱۲۹۸	۰,۱۶۰۷	۰,۰۸۹۸
	انحراف	۰,۰۶۲۸	۰,۰۱۵۹	۰,۰۱۳۹	۰,۰۵۱۰	۰,۰۵۶۶	۰,۰۲۲۳	۰,۰۱۶۲
apha 01	ضریب	-۰,۲۰۸۸	۰,۰۱۰۸	۰,۰۰۳۷	۰,۰۵۰۳	۰,۱۸۳۵	۰,۴۲۶۲	۰,۷۰۰۷
	انحراف	۰,۲۴۹۸	۰,۰۱۹۸	۰,۰۰۵۰	۰,۰۲۸۶	۰,۰۳۵۰	۰,۰۷۷۵	۰,۵۲۰۰
gamma11	ضریب	-۱,۲۹۵۹	-۰,۲۳۵۳	-۰,۰۱۶۳	۰,۰۰۴۹	۰,۱۴۹۴	۰,۶۸۰۲	۲,۹۴۸۴
	انحراف	۰,۷۶۹۱	۰,۱۱۷۱	۰,۰۱۳۹	۰,۰۱۰۶	۰,۰۸۸۷	۰,۲۹۹۱	۱,۲۱۰۸
alpha 02	ضریب	-۰,۹۷۸۴	-۰,۱۳۲۲	-۰,۰۱۵۸	۰,۰۰۰۲	۰,۰۴۶۷	۰,۲۲۵۹	۱,۱۷۷۳
	انحراف	۰,۳۲۶۴	۰,۰۳۹۲	۰,۰۱۶۲	۰,۰۰۳۵	۰,۰۲۷۵	۰,۰۹۸۲	۰,۵۰۱۶
gamma 12	ضریب	-۰,۶۱۴۸	-۰,۱۱۹۴	-۰,۰۰۸۷	۰,۰۰۱۴	۰,۰۵۵۶	۰,۳۱۰۳	۱,۹۸۶۸
	انحراف	۰,۳۰۵۰	۰,۰۳۱۳	۰,۰۰۶۳	۰,۰۰۳۴	۰,۰۲۰۵	۰,۰۸۴۵	۰,۳۸۷۵
threshold	-	۰,۶۶۹۵	۱,۰۸۰۷	-۰,۲۸۹۸	۰,۸۱۳۳	-۰,۱۶۳۷	۰,۸۱۳۳	۰,۵۶۹۰
QACF-test	احتمال	۰,۴۵	۰,۵۳	۰,۳۲	۰,۷۶	۰,۸۷	۰,۳۴	۰,۲۵

منبع؛ نتایج پژوهش - مقادیر با قلم پررنگ معنی‌داری ضرایب را نشان می‌دهد.

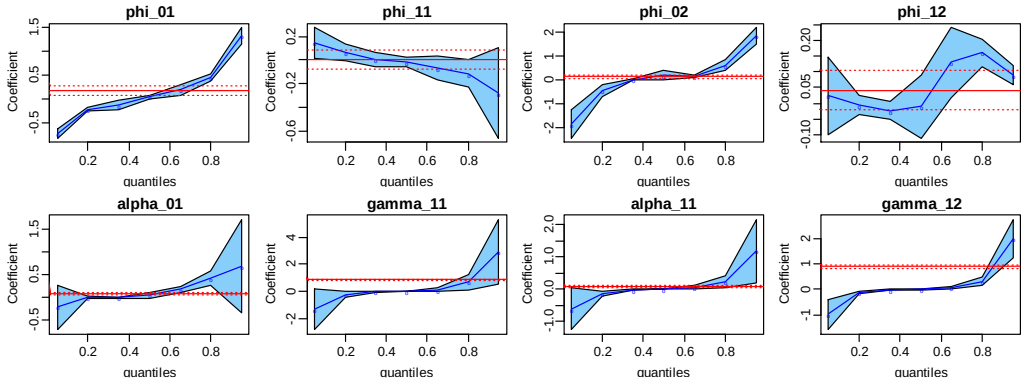
نمودار (۱) رفتار ضرایب در رژیم پایین (زمانی که بازار سهام بازدهی کمتری از مقدار آستانه دارد) و بالا (زمانی که بازار سهام بازدهی بالاتر از مقدار آستانه دارد) را نشان می‌دهد. مطابق با این موضوع، به خوبی مشخص است که تاثیر بازار سکه طلا در دو رژیم پایین و بالا و در شرایط بازار کاهشی و افزایشی متفاوت است. به نحوی که در رژیم ۱ و در دوران بازار کاهشی (کوانتیل‌های پایین، ۰,۵ و ۰,۲) زمانی که بازدهی بازار سهام از مقدار آستانه کمتر است، تأثیر بازدهی سکه بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران مثبت و معنی‌دار است. این در حالی است که در دوران بازار افزایشی(کوانتیل ۰,۸) تأثیر بازدهی سکه بر بازار سهام منفی شده است.

در رژیم دوم و زمانی که بازدهی بازار سهام از مقدار آستانه کمتر است، تأثیر بازدهی سکه بر بازار سهام در دوران کاهشی(کوانتیل‌های پایین) بازار سهام معنی‌دار نشده است. از سوی دیگر در دوران افزایشی این تأثیر مثبت و معنی‌دار است. این موضوع نشان می‌دهد که شرایطی که بازار سهام در دوران رونق بوده و مقادیر بازده آن از مقدار آستانه فراتر رفته این دو بازار هم‌راستا هستند. همچنین نتایج به طور کلی نشان می‌دهد که در دوران غیرحدی (کوانتیل‌های میانی) بازار سکه بر بازار سهام تاثیر معناداری نگذاشته است. بدین ترتیب، می‌توان بیان کرد که در دوران استرس رابطه این دو بازار به صورت معنی‌داری وجود دارد.

در بخش واریانس شرطی نیز نتایج نشان می‌دهد که در هر دو رژیم پایین و بالا مقادیر شوک‌های گذشته و وارایانس شرطی گذشته در شرایط حدی بازار سهام (کوانتیل پایین و بالا) معنی‌دار شده است. در این دوران بازار سهام دوران پرتلاطمی را سپری خواهد کرد. با توجه به ضرایب کسب شده می‌توان بیان کرد، بازار سهام در دوران افزایشی(کوانتیل بالا) ریسکی‌تر از دوران کاهشی (کوانتیل پایین) است. بر این اساس در دوران رونق شدید بازار دارای ریسک‌های به مراتب بزرگتری است که این موضوع باید مورد توجه سرمایه‌گذاران در بازار سهام قرار بگیرد.

مقایسه نتایج گزارش شده در جدول (۲) با پژوهش‌های پیشین، اهمیت استفاده از مدل‌های غیرخطی که تغییر رژیم در رفتار داده ها را رهگیری می‌کنند، را نشان می‌دهد. حیدری و همکاران (۱۳۹۴)، با استفاده از مدل خطی GARCH در اندازه گیری اثرات بازار طلا بر بازار سهام گزارش می‌دهند که بین نااطمینانی در بازار طلای ایران و شاخص بورس اوراق بهادار، یک رابطه منفی و معنادار وجود دارد. مرادزاده و همکاران (۱۳۹۱) هم با استفاده از روش هم انباشتگی جوهانسون – جوسلیوس، وجود همبستگی منفی (اما نه چندان قوی) را تایید می‌کنند. این دو پژوهش، هر دو از روش‌های خطی استفاده کرده بودند که در آن‌ها، مدل نسبت به تغییرات احتمالی رفتار متغیر وابسته به نسبت مقدارهای متفاوت متغیر مستقل نابیناست. در قیاس با این دو پژوهش، نتایج حاصل از مدل غیرخطی پژوهش حاضر نشان

می‌دهد که رابطه میان طلا و شاخص بورس اولا در میان کوانتیل‌های مختلف تغییر علامت می‌دهد، به نحوی که میان طلا و شاخص در کوانتیل‌های پایینی یک رابطه منفی، سازگار با نتیجه حیدری و همکاران (۱۳۹۴) و مرادزاده فرد و همکاران (۱۳۹۱) وجود دارد؛ اما در کوانتیل‌های بالایی این رابطه مثبت می‌شود و مسیر حرکت طلا و شاخص بورس هم‌راستا خواهند بود. ثانیا، جدول (۲) نشان داد که رفتار شاخص بورس نسبت به طلا بسته به مقدار آستانه هم متفاوت است.



نمودار ۱ ؛ مقادیر ضرایب و سطح معنی‌داری آنها در کوانتیل‌های مختلف برای هر ضریب

بررسی رابطه بازدهی بازار سهام و طلای جهانی

نتایج برآورد ضرایب مدل BQTR-GARCH برای بررسی تأثیر بازار طلای جهانی بر بازار سهام ایران مطابق با مدل ارائه شده در این پژوهش در جدول (۳) خلاصه شده است. مطابق بخش قبلی ضرایب به ترتیب برای دو رژیم متفاوت و برای کوانتیل‌ها گزارش شده است.

نتایج این بررسی در بخش تأثیر بازار طلای جهانی بر بازار سهام در رژیم اول و رژیم دوم به ترتیب با مقادیر phi11 و phi12 مشخص شده است. نتایج نشان می‌دهد که در رژیم پایین زمانی که بازار سهام دارای بازدهی کمتر از آستانه است، تأثیر بازار طلای جهانی بر آن منفی و معنی‌دار است. این در حالی است که در حالت حدی رونق در بازار سهام و در رژیم پایین این تأثیر مثبت و معنی‌دار شده است. بدین ترتیب زمانی که بازدهی بازار سهام از مقدار آستانه کمتر است و در مقادیر پایین کوانتیل توزیع بازدهی سهام، تأثیر بازار طلا منفی و در مقادیر بالای کوانتیل این تأثیر مثبت و معنی‌دار است.

جدول۳ : رابطه بین بازار سهام و بازار طلای جهانی به روش BQTR-GARCH

کوانتیل/پارامتر	Q	۰,۰۵	۰,۲۰	۰,۳۵	۰,۵۰	۰,۶۵	۰,۸۰	۰,۹۵
phi01	ضریب	-۱,۴۶۶۵	-۰,۴۳۹۱	-۰,۱۵۸۶	۰,۰۱۶۳	۰,۱۳۳۰	۰,۵۶۲۷	۱,۸۸۲۹
	انحراف	۰,۲۲۲۶	۰,۰۷۳۲	۰,۰۵۵۵	۰,۰۴۸۶	۰,۰۴۶۱	۰,۰۴۹۲	۰,۱۲۶۴
phi11	ضریب	-۰,۲۴۱۲	-۰,۱۰۴۰	-۰,۰۴۴۴	-۰,۰۴۳۲	-۰,۰۴۸۶	۰,۰۲۹۸	۰,۲۱۸۲
	انحراف	۰,۰۴۵۷	۰,۰۳۲۷	۰,۰۳۶۲	۰,۰۳۵۱	۰,۰۳۵۶	۰,۲۱۰۴	۰,۰۴۱۷
phi02	ضریب	-۰,۸۹۱۹	-۰,۲۲۳۵	-۰,۰۰۰۶	۰,۰۶۳۵	۰,۲۳۱۸	۰,۷۸۷۴	۱,۱۹۶۷
	انحراف	۰,۰۸۸۹	۰,۰۲۱۷	۰,۰۲۴۴	۰,۰۳۰۶	۰,۰۲۹۴	۰,۲۱۰۴	۰,۱۱۰۲
phi12	ضریب	-۰,۰۲۴۱	-۰,۰۴۲۰	-۰,۰۳۹۸	-۰,۰۳۶۳	۰,۰۵۵۲	-۰,۰۵۶۰	۰,۳۳۳۳
	انحراف	۰,۰۶۶۶	۰,۰۴۰۳	۰,۰۳۶۰	۰,۰۴۴۰	۰,۰۴۱۴	۰,۱۸۲۷	۰,۰۷۱۰
apha 01	ضریب	-۰,۲۳۸۸	-۰,۰۲۲۵	-۰,۰۱۶۸	-۰,۰۰۱۱	-۰,۰۰۲۹	۰,۰۳۸۶	۰,۱۴۹۰
	انحراف	۰,۳۳۵۲	۰,۰۳۵۰	۰,۰۱۹۱	۰,۰۰۴۵	۰,۰۱۵۹	۰,۰۴۴۸	۰,۰۹۹۶
gamma11	ضریب	-۲,۳۲۶۷	-۰,۵۱۳۵	-۰,۱۳۳۲	-۰,۰۰۱۱	۰,۰۸۶۶	۰,۳۰۸۷	۱,۵۴۰۲
	انحراف	۰,۸۱۲۷	۰,۱۸۴۴	۰,۰۶۹۲	۰,۰۰۹۱	۰,۰۷۰۶	۰,۱۴۲۶	۰,۶۴۵۱
alpha 02	ضریب	-۱,۲۴۳۶	۰,۰۱۱۲	۰,۰۰۳۸	۰,۰۵۰۲	۰,۱۸۹۱	۰,۴۲۶۵	۰,۷۰۰۳
	انحراف	۰,۲۳۱۰	۰,۰۱۸۶	۰,۰۰۵۰	۰,۰۲۸۱	۰,۰۳۴۳	۰,۰۷۹۵	۰,۵۱۸۷
gamma 12	ضریب	-۰,۲۱۶۸	-۰,۲۳۰۱	-۰,۰۱۶۵	۰,۰۰۵۷	۰,۱۵۰۶	۰,۶۸۳۲	۲,۹۶۲۴
	انحراف	۱,۶۴۷۹	۰,۱۹۰۳	۰,۰۱۴۸	۰,۰۲۰۰	۰,۱۲۹۷	۰,۳۸۰۹	۱,۹۵۷۷
threshold	-	-۰,۴۷۹۶	-۰,۵۸۶۹	-۰,۵۰۲۶	-۰,۳۱۳۵	-۰,۳۱۳۵	۰,۴۹۰۱	۰,۲۹۲۷
QACF-test	احتمال	۰,۲۳	۰,۳۴	۰,۱۸	۰,۴۲	۰,۱۹	۰,۲۱	۰,۳۳

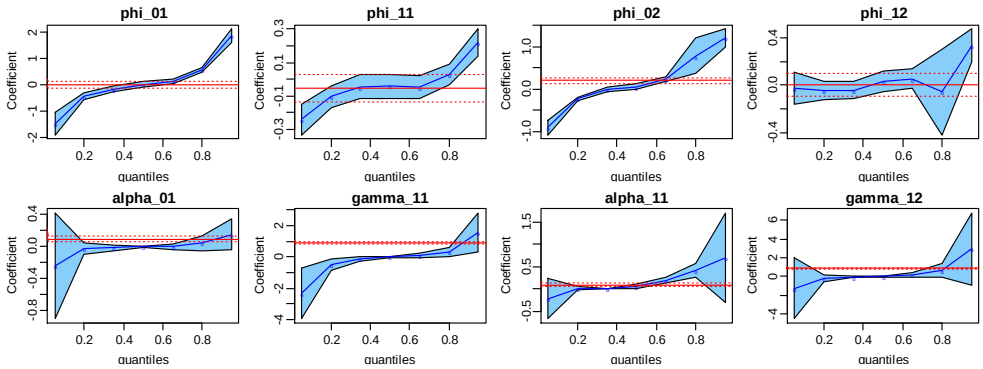
منبع؛ نتایج پژوهش - مقادیر با قلم پررنگ معنی‌داری ضرایب را نشان می‌دهد.

در بررسی این موضوع در رژیم دوم و مقادیر بالاتر از آستانه نتایج متفاوت است، به نحوی که تنها در دوران رونق شدید (کوانتیل ۰,۹۵) بازدهی طلای جهانی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی بازار سهام در ایران دارد. این موضوع را می‌توان در نمودار (۲) نیز مشاهده کرد.

در بخش واریانس شرطی نیز نتایج نشان می‌دهد که در هر دو رژیم پایین و بالا مقادیر شوک‌های گذشته و وارایانس شرطی گذشته در شرایط حدی بازار سهام (بازار صعودی و نزولی) معنی‌دار شده است. با توجه به ضرایب کسب شده می‌توان بیان کرد، بازار سهام در دوران افزایشی(کوانتیل بالا) ریسکی‌تر از دوران کاهشی (کوانتیل پایین) است. این مهم همانطور که قبلا نیز بدان اشاره شد، گویای این واقعیت

است که دوران استرس در بازار سهام در دوران رونق و یا رکود دارای ریسک‌های بیشتری نسبت به دوران عادی در بازار است.

همسو با آن چه که در مورد اثر تغییرات بازار طلای داخلی در بازار سهام گفته شد، نتایج جدول (۳) و نمودار (۲) نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاران بازار بورس، نسبت به تغییرات حدی بازار طلای جهانی عکس العمل شدیدتری نشان می‌دهند تا تغییرات ملایم و در محدوده انحراف معیار. صمدی و همکاران (۱۳۸۶)، با استفاده از یک مدل خطی GARCH گزارش می‌کنند که متغیر رشد شاخص قیمت جهانی طلا، اثر مثبتی بر شاخص بورس تهران داشته است. با توجه به این که در پژوهش ما چنین همبستگی‌ای فقط در مقادیر حدی قابل مشاهده است، و با در نظر گرفتن بزرگی ضرایب تخمین زده شده در کوانتیل‌های حدی، به احتمال زیاد، نتایج کلی ارایه شده در صمدی و همکاران (۱۳۸۶) تحت تاثیر بزرگی این ضرایب قرار داشته اند که اثر کم کوانتیل‌های میانی را غیرقابل مشاهده کرده است. جداکردن رفتار متغیر وابسته در کوانتیل های متفاوت، به ما این امکان را داده است که این دو رفتار متفاوت را رهگیری کنیم.



نمودار ۲ ؛ مقادیر ضرایب و سطح معنی‌داری آنها در کوانتیل‌های مختلف برای هر ضریب

بررسی رابطه بازدهی بازار سهام و بازار نفت

در نهایت در این بخش به بررسی رابطه بین بازار سهام و بازار نفت پرداخته شده است. برای آزمون این موضوع نتایج برآورد مدل (۷) و (۸) از رگرسیون کوانتیل آستانه مبتنی بر رویکرد بیزی در جدول (۴) خلاصه شده است.

نتایج بررسی ضرایب بازدهی نفت خام در رژیم‌های اول و دوم نشان می‌دهد که در دوران حدی بازار سهام، یعنی زمانی که بازار در شرایط رونق حداکثری و یا رکود حداکثری است، تغییرات قیمتی در بازار

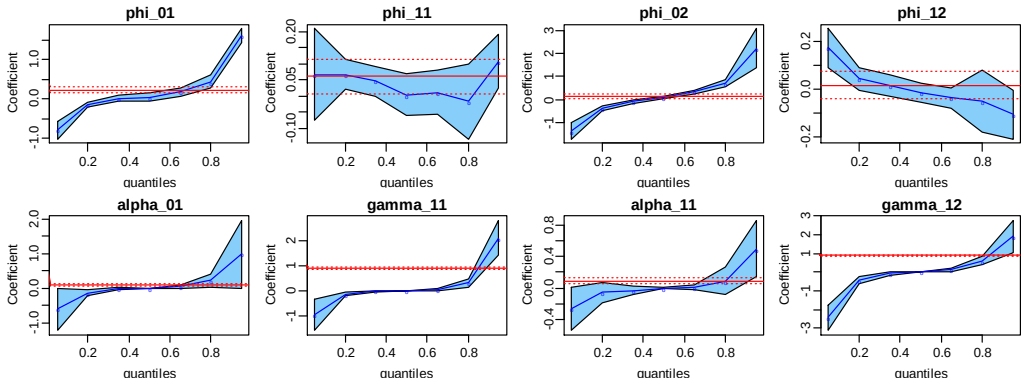
نفت تاثیر معناداری بر بازده بازار سهام تهران دارد. به نحوی که زمانی که بازار سهام در رژیم نخست قرار دارد، در هر دو حالت حدی افزایشی و کاهشی بازار، میان بازده نفت خام و بازده بازار سهام یک همبستگی مثبت و معنی‌دار مشاهده می‌شود. در حالی که در رژیم دوم و زمانی که بازده سهام از مقدار آستانه فراتر رفته است، تأثیر بازدهی نفت خام در دوران رکود و رونق متفاوت است. این موضوع به خوبی گویای این واقعیت است که بازار سهام در ایران در دوران متوسط و به دور از شرایط حدی، مستقل از بازار نفت خام عمل می‌کند، و در شرایط حدی است که وابستگی به بازار نفت در بازار سهام تهران نمود پیدا می‌کند. این نتیجه در نمودار (۳) که نشان دهنده مقادیر برآورد شده هر ضریب در کوانتیل‌ها مختلف است، راحت‌تر قابل مشاهده است. در نهایت در بخش بررسی ناهمسانی واریانس شرطی، نتایج نشان می‌دهد که در دوران حدی بازار سهام (بازار افزایشی و کاهشی) ریسک بیشتری به واسطه معنی‌داری ضرایب شوک‌های گذشته و واریانس گذشته وجود دارد. این موضوع در دوران افزایش و زمانی که بازار در شرایط رونق به سر می‌برد بیشتر از سایر دوران است. بر این اساس در دوران رونق بورس اوراق بهادار، سرمایه‌گذاران در معرض ریسک‌های به مراتب بزرگتری هستند.

شهرستانی و رفیعی (۲۰۲۰)، با بهره گیری از روش مارکوف سوییچینگ، اثرات شوک در بازارهای نفت جهانی بر بورس تهران را بررسی کرده و نتیجه می‌گیرند که تخمین ضرایب و واریانس آن‌ها در دو رژیم مختلف کاملا متفاوت است. همسو با نتایج آن پژوهش، مطالعه ما نیز به این نتیجه می‌رسد که در یک مدل غیرخطی، ضرایب متفاوتی در کوانتیل‌های متفاوت برای اندازه تاثیر تغییرات قیمتی نفت بر بازار سهام تهران به دست می‌آید. از این نظر، نتایج پژوهش ما، تکمیل کننده مطالعات قبلی داخلی است که با مدل‌های خطی، همبستگی منفی یکنواخت میان تغییرات قیمتی نفت و بازار بورس تهران گزارش کرده بودند. (مرادزاده فرد و همکاران، ۱۳۹۱) نتایج ما در مورد شدیدتر بودن اثر دوران تغییرات حدی بازار در بازار بورس تهران، همسو با نتایجی است که مطالعات بین المللی در مورد اثر نفت در سایر بازارهای دنیا نیز گزارش کرده بودند (همیلتون ۲۰۰۸).

جدول۴ : رابطه بین بازار سهام و بازار نفت خام به روش BQTR-GARCH

کوانتیل/پارامتر	Q	۰,۰۵	۰,۲۰	۰,۳۵	۰,۵۰	۰,۶۵	۰,۸۰	۰,۹۵
phi01	ضریب	-۰,۸۰۱۱	-۰,۱۴۳۱	۰,۰۱۲۲	۰,۰۳۹۱	۰,۱۷۵۳	۰,۴۳۵۶	۱,۶۰۲۴
	انحراف	۰,۱۱۰۲	۰,۰۳۲۳	۰,۰۳۴۶	۰,۰۵۷۴	۰,۰۵۷۴	۰,۰۸۵۵	۰,۰۹۲۸
phi11	ضریب	۰,۰۶۶۵	۰,۰۶۷۴	۰,۰۴۶۱	۰,۰۰۳۴	۰,۰۱۱۶	-۰,۰۱۷۴	۰,۱۰۷۵
	انحراف	۰,۰۷۳۴	۰,۰۲۴۵	۰,۰۲۳۹	۰,۰۳۳۳	۰,۰۳۵۴	۰,۰۷۱۸	۰,۰۴۲۷
phi02	ضریب	-۱,۳۶۱۱	-۰,۳۷۹۹	-۰,۰۷۸۰	۰,۱۰۱۶	۰,۳۲۰۶	۰,۷۰۳۰	۲,۲۲۲۰
	انحراف	۰,۱۷۲۵	۰,۰۵۹۲	۰,۰۴۳۶	۰,۰۲۹۹	۰,۰۳۰۸	۰,۰۷۱۸	۰,۴۳۱۲
phi12	ضریب	۰,۱۷۴۳	۰,۰۴۴۷	۰,۰۱۴۸	۰,۰۱۵۳	-۰,۰۳۶۴	-۰,۴۷۹۳	-۰,۱۰۴۹
	انحراف	۰,۰۴۱۵	۰,۰۲۳۶	۰,۰۲۳۵	۰,۰۲۱۰	۰,۰۲۰۶	۰,۰۶۷۱	۰,۰۵۲۳
apha 01	ضریب	-۰,۶۱۳۸	-۰,۱۳۱۱	-۰,۰۱۵۷	۰,۰۰۰۲	۰,۰۴۷۱	۰,۲۲۶۱	۰,۹۸۵۸
	انحراف	۰,۳۱۱۲	۰,۰۳۸۶	۰,۰۱۷۲	۰,۰۰۳۷	۰,۰۲۷۷	۰,۰۹۸۰	۰,۵۰۴۰
gamma11	ضریب	-۰,۹۳۸۳	۰,۱۱۹۷	-۰,۰۰۸۱	۰,۰۰۱۸	۰,۰۵۶۵	۰,۳۲۶۶	۲,۰۹۴۱
	انحراف	۰,۳۱۳۱	۰,۰۲۹۶	۰,۰۰۶۰	۰,۰۰۳۵	۰,۰۲۰۱	۰,۰۸۱۰	۰,۳۵۵۴
alpha 02	ضریب	-۲,۴۲۵۷	-۰,۰۵۵۵	-۰,۰۲۷۹	۰,۰۰۰۹	۰,۰۱۲۴	۰,۰۸۹۸	۰,۵۰۰۶
	انحراف	۰,۱۳۹۰	۰,۰۶۶۱	۰,۰۲۶۲	۰,۰۰۶۰	۰,۰۱۸۲	۰,۰۹۰۰	۰,۱۸۲۸
gamma 12	ضریب	-۰,۲۶۰۹	-۰,۴۳۱۸	-۰,۰۷۵۰	۰,۰۰۲۵	۰,۱۱۵۹	۰,۶۲۱۲	۱,۹۰۹۱
	انحراف	۰,۳۵۰۵	۰,۰۸۳۰	۰,۰۴۳۲	۰,۰۰۶۸	۰,۰۳۴۱	۰,۱۲۳۳	۰,۴۴۲۳
threshold	-	۰,۱۴۳۹	۰,۰۰۲۶	۰,۰۹۹۵	-۰,۴۶۰۱	-۰,۴۶۰۱	-۰,۴۶۰۱	۱,۱۱۸۷
QACF-test	احتمال	۰,۱۵	۰,۳۲	۰,۱۶	۰,۲۲	۰,۳۱	۰,۶۷	۰,۷۱

منبع؛ نتایج پژوهش - مقادیر با قلم پررنگ معنی‌داری ضرایب را نشان می‌دهد.



نمودار ۳ ؛ مقادیر ضرایب و سطح معنی‌داری آنها در کوانتیل‌های مختلف برای هر ضریب

نتیجه‌گیری

براساس مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی، متغیرهای کلان از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر قیمت دارایی‌های مالی از جمله سهام هستند. ازاین‌رو مطالعات گسترده‌ای درخصوص چگونگی اثرگذاری متغیرهای کلان بر بازار سهام و شاخص بازار انجام شده است؛ اما توجه به ماهیت روابط و متغیرها می‌تواند به شناسایی و برآورد صحیح‌تر روابط بین متغیرهای کلان و بازار سهام کمک کند. با توجه به وجود رابطه غیر خطی بین بازار سهام و متغیرهای کلان و همچنین تأثیر آنها در دوران حدی و غیرحدی، در این مطالعه مدل‌سازی تاثیر بازارهای نفت، طلای جهانی، و طلای داخلی بر بازار سهام ایران با دقت بیش‌تری صورت گرفته است.

بر این اساس، با رویکرد رگرسیون کوانتیل آستانه بیزی با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی(BQTR-GARCH) به بررسی رابطه بین بازار سهام و بازار نفت خام، سکه طلا و طلای جهانی پرداخته شد. نتایج به وضوح نشان دهنده این موضوع است که بازار سهام تنها در دوران حدی خود و در شرایط افزایش و کاهشی متأثر از بازده بازارهای دیگر است. این موضوع نیز با توجه به روش آستانه نیز گویای این واقعیت است که در دوران افزایشی و کاهشی تأثیرپذیری از بازارهای دیگر نیز متفاوت است. همچنین نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در دوران حدی بازار سهام ریسک نوسانات شرطی در بازار سهام در طی دوره مورد بررسی به صورت معنی‌داری وجود دارد. بر این اساس در دوران رونق شدید بازار دارای ریسک‌های به مراتب بزرگتری است که این موضوع باید مورد توجه سرمایه‌گذاران در بازار سهام قرار بگیرد. این در حالی است که در دوران غیرحدی و در کوانتیل‌های میانی توزیع بازدهی بازار سهام، این بازار از بازارهای دیگر کاملا مستقل است.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، فرضیه بی تاثیر بودن بازارهای نفت، طلای جهانی و طلای داخلی بر بازار سهام و در وهله بعدی، فرضیه غیرخطی نبودن (خطی بودن) تاثیر این بازارها بر بازار سهام نیز رد شدند. مشخص شد که وابستگی بین بازار سهام با بازارهای دیگر در شرایط حدی وجود دارد و شدت ارتباط و در نتیجه ضریب تاثیر بین آنها به قرار گرفتن بازده در مقادیر پایین‌تر و یا بالاتر از مقدار آستانه مرتبط است. نتایج این تحقیق با مطالعات چن و همکاران(۲۰۱۶) در مورد رگرسیون کوانتیل آستانه برای بازار ایران تایید می‌گردد. همچنین نتایج با مطالعات منسی و همکاران (۲۰۱۴) و یانگ و همکاران (۲۰۱۸) در زمینه رابطه غیرخطی بین بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی همراستا است. علاوه بر این این نتایج در بررسی رابطه بین بازار سهام در ایران و متغیرهای مختلف با مطالعات موسایی و دیگران (۱۳۸۹)، ناهیدی و نیکبخت (۱۳۹۰) ، عبدی (۱۳۹۶) و فتاحی و همکاران(۱۳۹۷) مطابقت دارد.

این موضوع علاوه بر پژوهشگران، برای سرمایه‌گذاران در بازار سهام نیز حائز اهمیت است، چرا که در مدل‌سازی ریسک پرتفوی تاثیر گذار است. به این ترتیب، پیشنهاد می‌شود که سرمایه گذاران در بررسی ریسک پرتفلیو، به غیرخطی بودن رابطی میان متغیرهای کلان و بازار سهام تهران، و نیز رفتارتاثیرپذیری شدیدتر در شرایط حدی افزایشی و کاهشی، توجه داشته باشند. برای پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود تأثیر رابطهٔ بین متغیرهای کلان و بازدهی قیمت سهام در راستای برآورد پوشش ریسک و با داده‌های خرد شرکت‌های بورسی بررسی شود.

منابع

۱) اسلاملوئیان، کریم و زارع، هاشم (۱۳۸۵)، «بررسی تأثیر متغیرهای کلان و داراییهای جایگزین بر قیمت سهام ایران؛ یک الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی»، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۸ (۲۹) ، صص ۱۷-۲۶ .

۲) برزنده، محمد، (۱۳۷۶)، «اثر متغیرهای کلان اقتصاد بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران»، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبائی

۳) حیدری, حسن, شیرکوند, سعید, ابوالفضلی, سید رامین. (۱۳۹۴)، «بررسی تاثیرات همزمان نااطمینانی قیمت نفت و قیمت طلا بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: بر پایه مدل سه متغیرهGARCH » ،مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۶ (۲۲)، صص ۶۱-۸۰.

۴) حیرانی، مهرداد و روشن ضمیر، نسیم (۱۳۹۶)، اثر آستانه ای کفایت سرمایه بر مطالبات غیرجاری بانک ها، بیست و هفتمین همایش سالانه سیاست های پولی و ارزی ، پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی

۵) زارع، هاشم و رضایی، زینب، (۱۳۸۵)، «تأثیر بازارهای ارز، سکه و مسکن بر رفتار شاخص بورس اوراق بهادار»، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، جلد ۲۱ ،شماره ۲

۶) سجادی، سید حسین، فرازمند، حسن و صوفی، هاشم علی (۱۳۸۶)، «بررسی رابطه ی متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص بازده نقدی سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، پژوهشنامه اقتصاد کلان، دوره ۱۰،۱، شماره ۳۹، پاییز و زمستان ۱۳۸۹، صص ۱۲۳-۱۵۰

۷) سلمانی بی شک، محمد رضا، برقی اسکویی، محمد مهدی و لک، سوادا، (۱۳۹۱) «اثر شوک‌های سیاست پولی و مالی بر بازار سهام ایران»، فصلنامه تحقیقات مدلسازی، شماره ۲۲، صص ۹۳-۱۳۱.

۸) زیبای، منصور و مظاهری ، زهرا (۱۳۸۸)، «اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران با تأکید بر رشد بخش کشاورزی: رهیافت رگرسیون آستانه ای»، مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۲۳، شماره ۱، نیمسال اول ۱۳۸۸، صص ۱۱-۲۰ .

۹) صمدی، سعید، زهره شیرانی فخر، زهره و داورزاده، مهتاب. (۱۳۸۶)، « بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل سازی و پیش بینی)»، فصلنامه اقتصاد مقداری، شماره ۴(۲)، ۲۵.

۱۰) عباسیان، عزت الله، مرادپور اولادی ، مهدی، عباسیون ، وحید (۱۳۸۷) «اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، سال دوازدهم، شماره ۳۶، صص ۱۳۵-۱۵۲ .

۱۱) عبدی، مجید (۱۳۹۶)، «بررسی ارتباط بلند مدت میان شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای اقتصاد کلان»، فصلنامه دانش سرمایه گذاری، سال ششم، شماره ۲۱، صص ۹۷-۱۱۲.

۱۲) عزیزی، احمد (۱۳۷۸)، «شناسایی متغیرهای کلان اقتصادی تأثیرگذار بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران»، پایان نامه دکتری، دانشگاه علامه طباطبائی

۱۳) فتاحی، شهرام، سهیلی، کیومرث و لرستانی، سارا (۱۳۹۵)، «تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر کمبود داراییهای مالی در ایران»، دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی، دوره جدید، سال بیست و سوم، شماره ۱۲، پاییز و زمستان ۹۵، صص ۹۱-۱۱۰ .

۱۴) فدایی نژاد، اسماعیل و فراهانی، رضا (۱۳۹۶)، «اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه اقتصاد مالی، سال یازدهم، شماره ۳۹، تابستان ۹۶، صص۱- ۲۵.

۱۵) مرادزاده فرد، مهدی، موسی زاده عباسی، نورالدین، شهباززاده، اتابک. (۱۳۹۱)، «بررسی اثرات پویای تکانه های قیمت طلا، نرخ واقعی ارز و قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام»، دانش حسابداری مالی. *شماره* ۲ (۶)، صص ۵۲-۷۰.

۱۶) موسایی، میثم، مهرگان ، نادر و امیری ، حسین (۱۳۸۹)، «رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران»، فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، سال هجدهم، شماره ۵۴، تابستان ۱۳۸۹، صص ۷۳-۹۴ .

۱۷) ناهیدی، محمد رضا و نیکبخت، فاطمه (۱۳۸۹)، «بررسی تأثیر بی ثباتی نرخ واقعی ارز بر شاخص سود نقدی و قیمت بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۱، پاییز ۸۹، صص ۴۳-۵۹ .

۱۸) نونژاد، مسعود، زمانی کردشولی، بهزاد و حسین زاده، سید مجتبی، (۱۳۹۱) « اثر سیاستهای پولی بر شاخص قیمت سهام در ایران » ، فصلنامه علوم اقتصادی، شماره بیستم، سال ششم، صص ۹-۳۸.

19) Abdalla, I. S., & Murinde, V. (1997). Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines. Applied financial economics, 7(1), 25-35.

20) Apergis, N., & Miller, S. M. (2009). Do structural oil-market shocks affect stock prices?. Energy Economics, 31(4), 569-575.

21) Arouri, M. E. H., & Nguyen, D. K. (2010). Oil prices, stock markets and portfolio investment: evidence from sector analysis in Europe over the last decade. Energy Policy, 38(8), 4528-4539.
22) Arouri, M. E. H., Jouini, J., & Nguyen, D. K. (2012). On the impacts of oil price fluctuations on European equity markets: Volatility spillover and hedging effectiveness. Energy Economics, 34(2), 611-617.
23) Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. Energy Economics, 34(1), 227-240.
24) Bilgili, F., Koçak, E., Bulut, Ü., & Sualp, M. N. (2016). How did the US economy react to shale gas production revolution? An advanced time series approach. Energy, 116, 963-977.
25) Bjørnland, H. C., & Zhulanova, J. (2019). The shale oil boom and the US economy: Spillovers and time-varying effects. Working paper.
26) Ciner, C., Gurdgiev, C., & Lucey, B. M. (2013). "Hedges and safe havens: An examination of stocks, bonds, gold, oil and exchange rates", International Review of Financial Analysis, 29, pp. 202-211.
27) Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American statistical association, 74(366a), 427-431.
28) Fama, E. (1984). "The information in the term structure", Journal of Financial Economics 13 (4), pp. 509-528.
29) Gerlach, Richard & Chen, Cathy W.S. (2008), "Bayesian Inference and Model Comparison for Asymmetric Smooth Transition Heteroskedastic Models", Statistics and Computing, 18, 391
30) Goldstein, Morris, Graciela L. Kaminsky, and Carmen M. Reinhart. 2000. Assessing Financial Vulnerability: An Early Warning System for Emerging Markets. Washington: Institute for International Economics
31) Hamilton, J. D. (2008). Oil and the Macroeconomy. The new Palgrave dictionary of economics, 2.
32) Hamilton, J. D. (2011). Nonlinearities and the macroeconomic effects of oil prices. Macroeconomic dynamics, 15(S3), 364-378.
33) Han, L., Liu, Y. & Yin, L. (2019). "Uncertainty and currency performance: A quantile-on-quantile approach", The North American Journal of Economics and Finance, vol. 48, pp. 702-729.
34) Hansen, Bruce E. (1999), "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference", Journal of Econometrics 39, pp. 345-368.
35) Hansen, Bruce E. (2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation", Journal of Econometrics 68(3), pp. 575-603.

36) Jones, C.M. & Kaul, G. (1996) Oil and the stock markets, J. Finance 51. 463–491.
37) Koenker, R. & Bassett, G. (1978), Regressions Quantiles, Econometrica, vol.46, pp. 33-50
38) Lucey, B. M., Sharma, S. S., & Vigne, S. A. (2017). Gold and inflation (s)–A time-varying relationship. Economic Modelling, 67, 88-101.
39) Maghyereh, A. I., Awartani, B., & Tziogkidis, P. (2017). Volatility spillovers and cross-hedging between gold, oil and equities: Evidence from the Gulf Cooperation Council countries. Energy Economics, 68, 440-453.
40) Mensi, W., Beljid, M., Boubaker, A., & Managi, S. (2013). Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: Linking energies, food, and gold. Economic Modelling, 32, 15-22.
41) Mensi, W., Hammoudeh, S., Reboredo, J.C. & Nguyen, D.K. (2014). Do global factors impact BRICS stock markets? A quantile regression approach, Emerging Markets Review 19, pp. 1-17.
42) Mensi, W., Hammoudeh, S., Shahzad, S. J. H., & Shahbaz, M. (2017). Modeling systemic risk and dependence structure between oil and stock markets using a variational mode decomposition-based copula method. Journal of Banking & Finance, 75, 258-279.
43) Miller, J. I., & Ratti, R. A. (2009). Crude oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles. Energy Economics, 31(4), 559-568.
44) Mork, K. A. (1989). Oil and the macroeconomy when prices go up and down: an extension of Hamilton's results. Journal of political Economy, 97(3), 740-744.
45) Nandha, M., & Brooks, R. (2009). Oil prices and transport sector returns: an international analysis. Review of Quantitative Finance and Accounting, 33(4), 393.
46) Neaime, Simon (2016). Financial Crises and Contagion Vulnerability of MENA Stock Markets, Emerging Markets Review 27, pp. 14-35.
47) Park, J., & Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. Energy economics, 30(5), 2587-2608.
48) Phylaktis, K., & Ravazzolo, F. (2005). Stock prices and exchange rate dynamics. Journal of international Money and Finance, 24(7), 1031-1053.
49) Reinhart, C., & Kaminsky, G. (2008). The center and the periphery: The globalization of financial turmoil.
50) Rigobon, R. (2019). Contagion, Spillover, and Interdependence. Economía, 19(2), 69-99.
51) Ross, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. Journal of Economic Theory, 13(3), 341-360.

52) Sadorsky, P. (2001). Risk factors in stock returns of Canadian oil and gas companies. Energy economics, 23(1), 17-28.
53) Shahrestani, P., & Rafei, M. (2020). The impact of oil price shocks on Tehran Stock Exchange returns: Application of the Markov switching vector autoregressive models. Resources Policy, 65, 101579.
54) Shahzad, S.J.H., Ameer, S. & Shahbaz, M. (2016). "Disaggregating the correlation under bearish and bullish markets: a quantile-quantile approach", Economics Bulletin 36(4), pp. 2465-2473.
55) Sumner, S., Johnson, R., & Soenen, L. (2010). Spillover effects among gold, stocks, and bonds. Journal of centrum Cathedra, 3(2), 106-120.
56) Tversky, A., & Kahneman, D. (1991). Loss aversion in riskless choice: A reference-dependent model. The quarterly journal of economics, 106(4), 1039-1061.
57) Vithessonthi, Chaiporn & Kumarsinghe, Sriyalatha (2016). "Financial Development, International Trade Integration, and Stock Market Integration: Evidence from Asia", Journal of Multinational Financial Management, Vol. 35, June 2016, pp. 79-92.
58) Wang, Gang-Jin, Xie, Chi, Lin, Min & Stanley, H.E. (2017). "Stock Market Contagion during the Global Financial Crisis: a Multiscale Approach", Financial Research Letters 22, pp. 163-168.
59) Wen, D., Wang, G. J., Ma, C., & Wang, Y. (2019). Risk spillovers between oil and stock markets: A VAR for VaR analysis. Energy Economics, 80, 524-535.
60) Yang, L., Tian, Sh., Yang, W., Xu, M. & Hamori, Sh. (2018). "Dependence structures between Chinese stock markets and the international financial market: Evidence from a wavelet-based quantile regression approach", The North American Journal of Economics and Finance, vol. 45, pp. 116-137.

یادداشت‌ها:

1 Contagion
2 Ciner et al
3 Vithessonthi & Kumarasinghe
4 Neaime
5 Wang et al
6 Ross
7 Spill over
8 Rigobon

9 Bilgili et al.
10 Basher et al.
11 Hamilton
12 Jones & Kaul
13 Miller & Ratti
14 Park & Ratti
15 Sadorsky
16 Nandha & Brooks
17 Arouri & Nguyan
18 Bjørnland & Zhulanova
19 Mensi et al.
20 Goldstein et al.
21 Reinhart & Kaminsky
22 Lucey et al.
23 Sumner et al.
24 Maghyereh et al.
25 Loss aversion
26 Tversky and Kahneman
27 Mork
28 Wen et al.
29 Mensi et al.
30 Brasil, Russia, India, China and South Africa
31 Shahzad et al.
32 Yang et al.
33 Han et al.
34 Shahrestani & Rafei
35 Markov Switching
36 Hansen
37 Tong
38 Koenker & Bassett
39 Minnesota Prior
40 Markov Chain Monte Carlos
41 Metropolis–Hastings
42 Gibbs
43 Gerlach & Chen
44 Augmented Dickey-Fuller Test
45 Dickey & Fuller