فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال پنجم/ شماره ۲/ تابستان ۱۳۹۷/ صفحات ۲۵۰-۲۲۳

پویایی‌های رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و بی‌ثباتی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد تغییر رژیم مارکف آرما گارچ چند متغیره

حسن حیدری *
استاد اقتصاد دانشگاه ارومیه، h.heidari@urmia.ac.ir
آرش رفاح کهریز
کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه، arash.refah@gmail.com
نیر هاشمی برنج آبادی
کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه، nayyer.hashemi94@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۲/۲۶ تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۰/۳۰

چکیده

بررسی تغییرات بوجود آمده در قیمت بازار سهام، همواره یکی از مهمترین چالش‌های بورس اوراق بهادار تهران بوده است. اهمیت این مسأله ناشی از کاربردهای آن در پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار است. لذا هدف این مقاله، بررسی و تحلیل نیروها و مکانیزم‌هایی است که باعث ایجاد بی‌ثباتی بوجود آمده در بازدهی سهام می‌شوند. این مطالعه به بررسی تأثیر برخی از مهمترین متغیرهای کلان اقتصادی تأثیرگذار بر بی‌ثباتی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران در رژیم‌های مختلف طی بازه زمانی ۱۳۹۴:۳-۱۳۷۶:۳ با استفاده از رهیافت غیرخطی تغییر رژیم مارکف آرما گارچ چند متغیره (Multivariate MS-ARMA-GARCH) می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی و معنادار بر بی‌ثباتی بازده سهام دارد. نرخ تورم، نرخ رشد عرضه پول و بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر مثبت و معناداری در رژیم‌های مختلف دارند ولی بی‌ثباتی قیمت نفت اثرات متفاوتی بر بی‌ثباتی بازدهی سهام دارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که پایداری رژیم کم بازده (رژیم خرسی) بیشتر از رژیم پر بازده (رژیم گاوی) می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: رژیم‌های گاوی و خرسی، رهیافت تغییر رژیم مارکف آرما گارچ چند متغیره، متغیرهای کلان اقتصادی، بی‌ثباتی بازدهی سهام، اثرات غیرخطی.
طبقه‌بندی JEL: C22، E42، E44، G10.

---

* نویسنده مسئول

۱- مقدمه

یکی از مهمترین بخش‌های اقتصادی کشورها، بازار سرمایه است که اهمیت آن بر هیچ‌کس پوشیده نیست. بازار سرمایه، ارتباط نزدیکی با ساختار اقتصادی هر کشوری دارد و قوت و ضعف آن می‌تواند نشان‌دهنده وضعیت اقتصادی آن کشور باشد. توسعه بازار سرمایه می‌تواند نقش مهمی در رشد درآمد ملی کشور و رفاه عمومی جامعه ایفا نماید. آمارهای موجود بیانگر این است که بورس‌های توسعه‌یافته در کشورهای پیشرفته قرار دارند. در این کشورها، پیش از هر امری امنیت سرمایه‌گذاری برای ورود سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی به بورس فراهم می‌شود (عباسیان و همکاران[1]، ۱۳۸۷). از آنجا که سرمایه‌گذاران بالقوه بازار اوراق بهادار را طیف وسیعی از جامعه تشکیل می‌دهند، فراهم نمودن بستری مناسب برای حضور گسترده این طیف و جلب اعتماد آن‌ها، تحکیم بازار سرمایه و عمق بخشیدن به این بازار، یکی از اساسی‌ترین ابزارهای توسعه اقتصادی را فراهم خواهد ساخت. در این راستا، خود انجام پژوهش‌های مختلف می‌تواند نقش بسزایی در جلب اعتماد سرمایه‌گذاران ایفا نماید (شریعت پناهی و بیاتی[2]، ۱۳۸۵). با توجه به اینکه هدف عمده سرمایه‌گذاران در بازار سهام، کسب بازده مناسب است و همه تصمیمات سرمایه-گذاران بر مبنای ریسک و بی‌ثباتی‌های بوجود آمده در بازده سهام صورت می‌گیرد و از آنجایی‌که بورس اوراق بهادار به‌عنوان شمای کلی اقتصاد مالی، به‌طور مستقیم تحت تأثیر عوامل و متغیرهای خرد و کلان اقتصادی هستند، متغیرهای خرد اقتصادی از قبیل سود حسابداری در ماهیت خود مربوط به شرکت هستند و متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد اقتصادی، نرخ ارز، نرخ تورم و امثال آن‌ها اثر عمومی بر روی همه اوراق بهادار دارند (اسچوکنک و همکاران[3]، ۲۰۰۹). از این‌رو، تحقیق در زمینه بازارهای مالی و بررسی عوامل مؤثر بر روند تغییرات در بازده بازار سهام از اهمیت زیادی برخوردار است. همواره در این زمینه، بی‌ثباتی بازدهی سهام به‌عنوان یکی از مهمترین پارامترهای تأثیرگذار بر تصمیم-گیری برای سرمایه‌گذاری به دلیل شرایط و نااطمینانی‌های آن، هم برای شرکت‌ها و هم برای سرمایه‌گذاران در بورس بوده است چرا که سرمایه‌گذاری امری حیاتی برای بهبود اوضاع تولید کالا و خدمات و رشد و توسعه اقتصادی است. از طرفی دیگر، در بیشتر مطالعات صورت گرفته در خصوص بازار سهام، از متغیرهای کلان اقتصادی به‌عنوان

[1] Abbasian et al. (2008)
[2] Shariatpanahi & Bayati (2006)
[3] Schuknecht et al.

مهمترین عوامل مؤثر در بازار سهام یاد شده است. بر این اساس، مطالعه حاضر به بررسی پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصاد و بی‌ثباتی بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۴:۳-۱۳۷۶:۳ و با بهره‌گیری از رهیافت ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته خودرگرسیونی میانگین متحرک تغییر رژیم مارکف چند متغیره [1] می‌پردازد تا در صورت لزوم، سیاست‌ها و برنامه‌های متناسب با شرایط جامعه برای مقابله با بی‌ثباتی شدید بازدهی سهام صورت گیرد.

در ادامه ساختار مقاله بدین ترتیب است که در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه تحقیقات ارائه می‌گردد. بخش سوم به بیان نظری روش تحقیق می‌پردازد. در بخش چهارم، برآورد مدل و تجزیه‌وتحلیل یافته‌های تحقیق ارائه می‌شود و در نهایت در بخش پنجم، نتیجه-گیری آورده شده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه تحقیقات

۲-۱- بازارهای مالی و بازار گاوی و خرسی[2]

گوگل انگرم[3] نشان می‌دهد که اصطلاحات گاوی و خرسی حداقل بیش از سه قرن است که استفاده می‌شود و به صراحت آمده است قبل از ۱۹۰۰ میلادی در بازار بکار برده شده است. این در حالی است که در اقتصاد مالی شایع شده است که این اصطلاحات از تعریف رسمی برخوردار نیستند. با این وجود، سرمایه‌گذاران و محققان اقتصاد توجه قابل‌ملاحظه-ای به این بازارها دارند (پگان و سوزونف[4]، ۲۰۰۳). گوردان و آمور[5] (۲۰۰۰) به وضوح اشاره نمودند پس از دهه ۱۹۷۰ میلادی برای تحلیل بازار سهام کمتر از ادوار تجاری استفاده می‌شود و نگرش‌ها و ترجیحات سرمایه‌گذاران، در خصوص ریسک بازار سهام بیشتر به بازارهای گاوی و خرسی اختصاص یافته است. اصطلاح گاو و خرس برای تفسیر روند بازار سهام بکار برده می‌شود و به‌طورکلی به معنای بازه زمانی است که در بازار سهام، قیمت‌ها دچار تغییر شوند و روند بازار جهت صعودی یا نزولی داشته باشد (چاوت و پاتر[6]، ۲۰۰۰). از این‌رو، هنگامی‌که بازار رو به رشد باشد و قیمت سهام روندی صعودی داشته

---

[1] Multivariate Markov Switching Auto Regressive Moving Average Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Approach (Multivariate MS-ARMA-GARCH)
[2] Bull & Bear Markets
[3] Google's Ngram
[4] Pagan & Sossounov
[5] Gordon & Amour
[6] Chauvet & Potter

باشد می‌گویند بازار، بازار گاوی است. چون گاو نمادی از فربه شدن و رو به رشد بودن با تغذیه بیشتر است. این در حالی است که اگر قیمت سهام روندی نزولی داشته باشد و به نوعی رکود در اوضاع اقتصادی بازار سهام حاکم شده باشد، می‌گویند بازار، بازار خرسی است. این نامگذاری از آنجا نشأت می‌گیرد که وقتی خرس به خواب زمستانی فرو می‌رود حالت سکون و بی‌حرکتی به خود می‌گیرد. بنابراین، قیمت‌ها در طول دوره خرس عموماً کاهشی است در حالی‌که در طول دوره گاو با افزایش قیمت مواجه هستیم و از آنجایی که خرید با قیمت پایین و فروش با قیمت بالا یک قانون طلایی قدیمی در بازار سهام است، در این حالت با پیش‌بینی دوره خرسی یا دوره گاوی، سرمایه‌گذاران می‌توانند فرصت‌های سودآور را شناسایی کرده و با زمان‌بندی مناسب سبد بهینه اوراق بهادار خود را انتخاب کرده و سود متناسبی کسب نمایند (کندلون و همکاران[1]، ۲۰۱۲). بنابراین، در بازار گاوی بیشتر افراد به امید کسب سود بیشتر در بازار سرمایه‌گذاری می‌کنند، اما در بازار خرسی، جوی منفی بر بازار حاکم است و همین امر موجب می‌شود سرمایه‌گذاران تمایلی به خرید سهام نداشته باشند. همچنین، در بازار گاوی تقاضا بسیار زیاد است و عرضه به ندرت صورت می‌گیرد. به‌عبارت‌دیگر، سرمایه‌گذاران با امید به آینده رو به رشد بازار، اقدام به خرید سهام جدید کرده و فروشندگان نیز تمایلی برای فروش ندارند. عکس این ماجرا در بازار خرسی حاکم است و عرضه افزایش و تقاضا به شدت کاهش می‌یابد. روش‌های متعددی از جمله روش مارکف سوئیچینگ برای شناسایی بازار گاوی و خرسی در مطالعات استفاده شده است. در برخی از این مطالعات برای شناسایی نقاط چرخشی سیستم بازار گاوی و خرسی از روش‌هایی استفاده کرده‌اند که مطابق با الگوریتم توسعه-یافته توسط بری و بوشان[2] (۱۹۷۱) است که برای تعیین فراز و فرودها در ادوار تجاری استفاده شده بود (ماهیو و همکاران[3]، ۲۰۱۲). همچنین در این خصوص، گایدلین و تیمرمن[4] (۲۰۰۵) نشان دادند که مدل‌های تغییر رژیم مارکف، رفتار متنوعی از بازده بازار سهام در دوره‌های مختلف بازارهای گاوی و خرسی را ارائه می‌نماید که نتایج آن در تحقیقات مالی می‌تواند مفید واقع شود. بنابراین به دلیل اهمیت موضوع، مطالعات زیادی در خصوص اهمیت بازارهای گاوی و خرسی در بازار سهام وجود دارد. هی و وسترلف[5]

[1] Candelon et al.
[2] Bry & Boschan
[3] Maheu et al.
[4] Guidolin & Timmermann
[5] He & Westerhoff

(۲۰۰۵) در پژوهشی، با ارائه مدلی، بازار کالای رفتار مصرف‌کنندگان، تولیدکنندگان و دلالان بازار را توسعه دادند. آنان دریافتند که با تعیین مرزهای قیمت در بازار سهام می‌توان قیمت کالاها در بازار گاوی و خرسی را دسته‌بندی نمود. همچنین، وسترلف و ریتز[1] (۲۰۰۵) در بررسی بازار ذرت آمریکا دریافتند که افزایش تعداد معامله گران فنی[2] باعث تحریک در بازارهای گاوی و خرسی می‌شوند. نیبرگ[3] (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل‌های مختلف سری زمانی بویژه مارکف سوئیچینگ و با داده‌های ماهانه بازه زمانی ۱۹۵۷ تا ۲۰۱۰ بازار سهام ایالت متحده آمریکا به پیش‌بینی بازارهای گاوی و خرسی در این کشور پرداخت. نتیجه مطالعه وی نشان داد که بازارهای گاوی و خرسی قابل پیش‌بینی هستند و بازار سهام در طول دوره‌های مختلف می‌تواند به‌عنوان دوره‌های گاوی و خرسی بیان شود. همچنین نتانتامیس و ژو[4] (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان "آیا رابطه‌ای بین بازارهای گاوی و خرسی با قیمت کالا و سهام کالاها وجود دارد" به دنبال بررسی تأثیر نوسانات قیمت کالاها در قیمت سهام شرکت‌های بورسی برآمدند. آنان با استفاده از مدل‌های لاجیت و پروبیت و داده‌های ماهانه بازه زمانی ۱۹۸۲:۱ تا ۲۰۱۱:۶ دریافتند که تفاوت قابل‌ملاحظه‌ای در ویژگی‌های بازارهای سهام مختلف وجود دارد و میزان پایداری قیمت کالاها در دوره‌های خرسی (کم بازده) در مقایسه با دوره‌های گاوی (پر بازده) بیشتر است. جیل آلانا و همکاران[5] (۲۰۱۶) با استفاده از تجزیه‌وتحلیل سری-های زمانی، پایداری نوسانات قیمت نفت در رژیم‌های مختلف گاوی و خرسی را بررسی نمودند. آنان با استفاده از داده‌های ماهانه سپتامبر ۱۹۸۵ تا جولای ۲۰۱۵ و با بهره‌گیری از الگوریتم استفاده شده توسط پگان و سوزونف (۲۰۰۳) دریافتند که شناسایی دوره‌های گاوی و خرسی در بازار نفت از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است چرا که میزان پایداری اثرات شوک‌های نفتی در بازار سهام زیاد است و همبستگی قوی میان نوسانات قیمت نفت با دوره‌های گاوی نسبت به دوره‌های خرسی در بازار سهام دیده می‌شود.

۲-۲- مبانی نظری تحقیق

[1] Westerhoff & Reitz
[2] Technical tranders
[3] Nyberg
[4] Ntantamis & Zhou
[5] Gil-Alana et al.

عملکرد بازار سهام، توسط بی‌ثباتی بازده سهام اندازه‌گیری می‌شود. بر اساس مدل شارپ[1] (۱۹۶۳)، عوامل مؤثر بر بازده سهام به دو دسته عوامل درونی و عوامل بیرونی تقسیم می‌شود. منظور از عوامل درونی یا خرد همان مسائل مربوط به فعالیت‌های درون شرکت‌ها می‌باشد که تحت کنترل مدیران شرکت‌ها قرار دارند. عوامل بیرونی (عوامل کلان) از جمله عوامل اقتصادی، سیاسی و فرهنگی خارج از کنترل مدیریت هستند که بر بازده سهام شرکت‌ها تأثیرگذار می‌باشند. از این میان، متغیرهای کلان اقتصادی بیشترین تأثیر را بر بازده سهام دارند. بر اساس مطالعه کورادی و همکاران[2] (۲۰۱۳) متغیرهای کلان اقتصادی عامل ۷۵ درصد از تغییرات در بی‌ثباتی بازار سهام در ایالات متحده آمریکا می‌باشند. همچنین به میزان ۷۳ درصد به تنظیم شاخص تولید صنعتی کمک می‌کنند. از طرفی مورنگی[3] (۲۰۱۲) معتقد است که نرخ تورم اثرات زیان‌باری بر بی‌ثباتی بازده سهام دارد. همچنین اوما و ماریو[4] (۲۰۱۴) بیان می‌کنند که تغییرپذیری بازده سهام علاوه بر تورم به دو عامل دیگر یعنی عرضه پول و نرخ ارز نیز بستگی دارد. از سوی دیگر، همواره در مطالعات صورت گرفته در زمینه بازارهای مالی و سرمایه، یک همبستگی قوی بین توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی کشورها نشان داده شده است. در این خصوص، چونگ و همکاران[5] (۲۰۱۰) نشان دادند که بازارهای مالی در ارتباط بین جریان سرمایه و رشد اقتصادی اهمیت بسزایی دارند. همین‌طور آلفارو و همکاران[6] (۲۰۰۴) بیان نمودند شواهدی وجود دارد که بازارهای مالی قوی، نهاده‌های لازمی هستند که کشورها برای داشتن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)[7] که تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، را باید داشته باشند. از طرف دیگر شومپیتر[8] (۱۹۱۲) بیان نمود توسعه بخش مالی این پتانسیل را دارد که تخصیص پس‌انداز را تحت تأثیر قرار دهد و در نتیجه منجر به بهبود رشد اقتصادی گردد. فریزر و پاور[9] (۱۹۹۷) با بررسی بازارهای سهام بریتانیا، آمریکا و تعدادی از بازارهای سهام حاشیه اقیانوس آرام بیان نمودند که: هیچ مشاهده قابل‌توجهی

[1] Sharpe
[2] Corradi et al.
[3] Murungi
[4] Ouma & Muriu
[5] Choong et al.
[6] Alfaro et al.
[7] Foreign Direct Investment
[8] Schumpeter
[9] Fraser & Power

برای حمایت از این استدلال که اندازه ورود اطلاعات در بازار بر بی‌ثباتی شرطی بازار تأثیر می‌گذارد، وجود ندارد. شوارت[1] (۱۹۸۹) با استفاده از داده‌های ایالات متحده تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی را در تغییرات بی‌ثباتی بازده سهام مورد بررسی قرار داد. وی با استفاده از چند متغیر کلان اقتصادی مانند تورم، تولید صنعتی و پول نشان داد که شواهد ضعیفی مبنی بر اینکه بی‌ثباتی اقتصاد کلان می‌تواند به پیش‌بینی بی‌ثباتی بازده سهام کمک کند، وجود دارد.

۲-۳- پیشینه تحقیقات

هر چند که مطالعات زیادی در مورد ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص قیمت سهام صورت گرفته است ولی مطالعات اندکی در خصوص بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بی‌ثباتی بازدهی سهام در داخل کشور وجود دارد. با این‌حال، برخی از مطالعات مرتبط در این بخش مرور می‌شود.

۲-۳-۱- مطالعات خارجی

ابوگری[2] (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای رابطه بین بی‌ثباتی متغیرهای کلان اقتصادی و بازدهی سهام در بازارهای اوراق بهادار آمریکای لاتین را بررسی نمود. وی برای این منظور با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ۱۹۸۶:۱-۲۰۰۱:۸ و با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون‌برداری نشان داد که عوامل جهانی، تأثیر معنی‌داری در توضیح بازدهی تمامی بازارها داشته‌اند. ولی تأثیر عوامل مربوط به هر کشور بر بازدهی بازار سهام آن کشور به لحاظ معنی‌دار بودن و مقدار در بین کشورها متفاوت بوده است.

اولونی و اوموندی[3] (۲۰۱۱)، تأثیر عوامل کلان اقتصادی بر بی‌ثباتی بازده سهام اوراق بهادار نایروبی[4] را برای دوره ماهانه ۲۰۱۰-۲۰۰۱ را با استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته نمایی[5] (EGARCH) و ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته آستانه‌ای (TGARCH) بررسی نمودند. یافته‌های ایشان بیان‌گر این مطلب است که بازده بی‌ثباتی متقارن بوده ولی نرمال نیست. همچنین نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ تورم بر بی‌ثباتی بازده سهام تأثیر می‌گذارند. بدین ترتیب که نرخ

---

[1] Schwert
[2] Abugri
[3] Olweny & Omondi
[4] Nairobi
[5] Exponential Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity

ارز تأثیرگذاری کمتری نسبت به دیگر متغیرهای کلان اقتصاد در بی‌ثباتی بازده سهام نایروبی دارد.

کادیر و همکاران[1] (۲۰۱۱)، به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ بهره و نرخ ارز بر بازدهی شاخص کل سهام بورس کوالالامپور طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۷ و با استفاده از الگوی GARCH[2] پرداختند. یافته‌های آنان نشان داد که نرخ بهره تأثیر منفی و نرخ ارز تأثیر مثبت بر بی‌ثباتی شاخص سهام دارد، ولی هر دو از لحاظ آماری بی‌معنی بدست آمدند. لذا بی‌ثباتی نرخ ارز و نرخ بهره نمی‌تواند بی‌ثباتی بازدهی سهام را توضیح دهد.

لیم و سک[3] (۲۰۱۴)، روابط متقابل بین بی‌ثباتی نرخ ارز و بازده سهام را برای چهار کشور آسیایی تایلند، اندونزی، کره و فیلیپین برای بازه زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۰ و با استفاده از مدل‌های GARCH و مدل خودرگرسیون‌برداری بررسی نمودند. یافته‌های آنان حاکی از آن داشت که یک رابطه دو طرفه قابل‌توجهی بین بی‌ثباتی نرخ ارز و بازده سهام در اندونزی، کره و تایلند وجود دارد. علاوه بر این نشان می‌دهد که نرخ بهره، عرضه پول، ذخایر بین‌المللی و لگاریتم بی‌ثباتی نرخ ارز و وقفه بی‌ثباتی بازده سهام این پتانسیل را دارند که باعث تغییرات قابل‌توجهی در بی‌ثباتی نرخ ارز و بی‌ثباتی بازده سهام در کشورهای اندونزی، کره و تایلند شوند.

بلدریچی و ارسین[4] (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای در دو بخش جداگانه و با استفاده از خانواده مدل‌های MS -ARMA-GARCH و مدل‌های شبکه‌های عصبی، بازده سهام را مدل‌سازی کرده و کاربرد آن را در پیش‌بینی سهام استانبول بررسی نمودند. نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که در حالت کلی مدل‌های خانواده MS-GARCH گری[5]، نتایج امیدوارکننده‌ای ارائه می‌کند ولی بهترین نتایج مربوط به مدل‌های شبکه عصبی بدست آمده است. آنان همچنین برای مقایسه دقت پیش‌بینی مدل‌ها از معیارهای خطای MSE, MEA و RMSE و همچنین آزمون دیبولد-ماریانو[6] استفاده کردند.

---

[1] Kadir et al.
[2] Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity
[3] Lim & Sek
[4] Bildirici & Ersin
[5] Gray
[6] Diebold-Mariano

پینجامان و آرالاس[1] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای به بررسی پویای بی‌ثباتی بازده سهام و عوامل کلان اقتصادی در مالزی با استفاده از مدل‌های EGARCH پرداختند. برآورد بازده بی-ثباتی پویا توسط ایشان نشان می‌دهد بازده سهام بطور مداوم متأثر از شوک‌های دوره‌های قبلی بازار است. همچنین نتایج مطالعه او نشان می‌دهد ارتباط معناداری بین متغیرهای کلان اقتصاد و بی‌ثباتی بازده سهام وجود دارد و علاوه بر این اثرات اهرمی در بازار سهام وجود دارد، بدین ترتیب که اخبار منفی تأثیر بیشتری نسبت به اخبار مثبت بر بی‌ثباتی بازده سهام دارند.

مَیو و فیلیپ[2] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای به بررسی بازده سهام و تغییرات آن با استفاده از تعداد زیادی از متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز، عرضه پول؛ تولید، بیکاری، تورم، نرخ بهره و متغیرهای دیگر با استفاده مدل خودرگرسیون‌برداری و تجزیه‌وتحلیل واریانس طی بازه زمانی ۱۹۶۴ تا ۲۰۱۰ برای کشورهای مختلفی از جمله آمریکا، کانادا، انگلیس، ژاپن و سوئیس پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که متغیرهای کلان اقتصادی نقش بسزایی در تغییرات بازده سهام کشورهای مختلف و اجزای سهام آنان دارد.

هس و لیو[3] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل‌های تغییر رژیم مارکف گارچ چند متغیره نحوه بررسی این مدل‌ها را در بازار سهام و همچنین قدرت پیش‌بینی آن را ارزیابی نمودند. در این خصوص، آنان برای سادگی دو رژیم کم نوسان و پر نوسان را در نظر گرفتند و توزیع‌های مختلف از جمله توزیع t را بررسی نمودند. آنان دریافتند که اهمیت استفاده از مدل‌های خانواده مارکف در مطالعات سری زمانی بیشتر از دیگر مدل‌های سری زمانی است. علاوه بر این آنان اهمیت توزیع شرطی در مدل‌های سری زمانی خانواده مارکف را مهم تلقی نمودند.

دیاز و همکاران[4] (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای رابطه بین بی‌ثباتی قیمت نفت و بازده سهام در اقتصاد کشورهای G7 را با استفاده از داده‌های ماهانه برای دوره ۲۰۱۴-۱۹۷۰ و تخمین مدل خودرگرسیون‌برداری بررسی کردند. یافته‌های ایشان نشان می‌دهد یک رابطه منفی بین بازار سهام و افزایش بی‌ثباتی قیمت نفت وجود دارد.

---

[1] Pinjaman & Aralas
[2] Maio & Philip
[3] Haas & Liu
[4] Diaz et al.

حیدری و همکاران[1] (۲۰۱۸)، در پژوهشی به رفتار بازار سهام در اقتصاد ایران مطالعه موردی صنعت دارو پرداختند. آنان با بررسی اثرات متغیرهای کلان منتخب بر بازده سهام صنعت دارو و بی‌ثباتی آن با استفاده از داده‌های ماهانه بازه زمانی ۲۰۰۵:۱ تا ۲۰۱۶:۳ و با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) دریافتند که از میان متغیرهای کلان منتخب در پژوهش، نرخ تورم بخش بهداشت و درمان و رشد نقدینگی بیشترین تأثیر را بر این صنعت طی دوره زمانی مورد مطالعه داشته است.

۲-۳-۲- مطالعات داخلی

عباسیان و همکاران (۱۳۸۷)، اثر متغیرهای کلان اقتصادی را بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۷۷ و با بهره‌گیری از روش هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا و توابع عکس‌العمل ضمنی و تجزیه واریانس مورد بررسی قرار دادند. یافته-های ایشان حاکی از وجود یک رابطه مستقیم بین شاخص کل بورس اوراق بهادار با نرخ ارز و تراز تجاری و رابطه معکوس با حجم نقدینگی، نرخ تورم و نرخ بهره در بلندمدت دارد. در کوتاه‌مدت نیز شاهد رابطه مثبتی میان شاخص کل بورس و تورم بودند، درحالی‌که این رابطه با سایر متغیرها منفی بود.

حلافی و سعیدی[2] (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای واکنش‌های متقابل نااطمینانی در نرخ ارز و شاخص قیمت سهام بورس تهران را برای دوره‌ی مهر ۱۳۸۳ تا مهر ۱۳۸۹ و با استفاده از روش یوهانسن بررسی نمودند. نتایج این مطالعه نشان داد که حداقل یک رابطه تعادلی بلندمدت بین نااطمینانی نرخ ارز و نااطمینانی شاخص قیمت سهام وجود دارد.

موسوی و رستمی[3] (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای به بررسی اثرات نامتقارن تکانه‌های سیاست‌های پولی بر شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره‌ی ۱۳۸۹-۱۳۷۰ و با بکارگیری روش فیلتر هودریک-پرسکات پرداختند. یافته‌های ایشان نشان‌دهنده اثرات نامتقارن تکانه‌های حجم نقدینگی بر شاخص کل سهام می‌باشد، به صورتی که تکانه‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده حجم نقدینگی اثرات متفاوتی بر شاخص کل سهام دارند، و تکانه‌های پیش‌بینی نشده حجم نقدینگی بیشتر از تکانه‌های پیش‌بینی شده، شاخص کل قیمت را دچار بی‌ثباتی می‌کنند.

---

[1] Heidar et al.
[2] Hallafi & Saeedi (2012)
[3] Mousavi & Rostami (2015)

رضازاده[1] (۱۳۹۵)، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بی‌ثباتی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار را برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۲ بررسی نمود. وی برای این منظور از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته با متغیرهای توضیحی (GARCH-X) و خودرگرسیون‌برداری بهره گرفت. یافته‌های وی حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار نرخ رشد عرضه پول و تغییرات لگاریتم نرخ ارز بر بی‌ثباتی بازدهی سهام دارد. در حالی‌که نرخ تورم تأثیر مثبت ولی بی‌معنی بر بازدهی سهام داشته و تأثیر نرخ رشد تولیدات صنعتی بر بی‌ثباتی بازدهی سهام منفی و معنی‌دار بوده است.

فطرس و هوشیدری[2] (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای تأثیر نوسانات قیمت نفت خام بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران را برای دوره ماهانه از ماه می۲۰۰۱ تا مارس ۲۰۱۶ با استفاده از مدل‌های GARCH چند متغیره بررسی نمودند. یافته‌های ایشان حاکی از رابطه منفی و معنی‌دار میان نوسانات بازدهی قیمت نفت خام و نوسانات بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران داشت. همچنین رابطه منفی و معنی‌داری بین نوسانات نرخ ارز و بازدهی نوسانات شاخص بورس اوراق بهادار تهران را بدست آوردند.

همان‌طور که مشاهده گردید تاکنون چندین مطالعه در خصوص تأثیرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام در داخل کشور صورت گرفته است. مرور مطالعات انجام یافته در داخل کشور بیانگر آن است که در اغلب مطالعات، تنها از الگوی خودرگرسیون برداری و تکنیک هم‌انباشتگی جهت بررسی تأثیر متغیرهای مذکور بر بازدهی بازار سهام استفاده شده است (رضازاده، ۱۳۹۵). از آنجایی که در زمان‌های رخدادها یا بحران‌های مالی و اقتصادی، رفتار بازار سهام در مقایسه با دوره قبل، تغییرات قابل‌ملاحظه‌ای خواهد داشت که چنین پدیده‌ای به انتقال‌های رژیمی اشاره دارد و با مدل‌های سری زمانی خطی و معادله‌های ساده قابل تبیین نیست (راعی و همکاران[3]، ۱۳۹۳). همچنین با توجه به اینکه طی سالیان اخیر، مطالعات خارجی زیادی در خصوص اهمیت تفکیک رژیم‌های پر بازده (رژیم گاوی) و کم بازده (رژیم خرسی) در مطالعات مختلف در بازار بورس مطرح شده است (از جمله؛ گوردان و آمور، ۲۰۰۰؛ گایدلین و تیمرمن، ۲۰۰۵؛ ماهیو و همکاران،۲۰۱۲؛ نیبرگ، ۲۰۱۳؛ نتانتامیس و ژو، ۲۰۱۵؛ جیل آلانا و همکاران، ۲۰۱۶)، لذا این مطالعه برای بیان تغییرات و رفتارهای اقتصادی پارامترهای مهمی نظیر بی‌ثباتی

[1] Rezazadeh (2016)
[2] Fetras & Hoshidari (2016)
[3] Raee et al. (2014)

نرخ ارز، بی‌ثباتی قیمت نفت، نرخ تورم، نرخ رشد عرضه پول و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر بی‌ثباتی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران در رژیم‌های مختلف از روش اقتصادسنجی غیرخطی Multivariate MS-ARMA-GARCH استفاده نموده است.

۳- روش تحقیق

۳-۱- نحوه محاسبه بی‌ثباتی متغیرها

با توجه به اینکه در بسیاری از سری‌های زمانی اقتصاد نظیر نرخ ارز، قیمت نفت و بازار سهام به دلیل شوک‌های اتفاق افتاده در اقتصاد کشور، در دوره‌هایی دچار تغییرات زیاد و متعاقب آن در دوره‌هایی با تغییرات اندکی همراه بوده است بنابراین تحت این شرایط، فرض وجود همسانی واریانس در این سری از متغیرها چندان معقول به نظر نمی‌رسد. از این‌رو، در مطالعه حاضر به دلیل شرایط حاکم بر اقتصاد کشور از بی‌ثباتی متغیرهای مذکور به جای خود متغیرها استفاده شده است. روش‌های متفاوتی برای به دست آوردن بی‌ثباتی متغیرها وجود دارد. از جمله این روش‌ها، روش هودریک - پرسکات[1] و استفاده از مدل‌های خانواده GARCH می‌باشد. در بیشتر مطالعات صورت گرفته نیز برای محاسبه بی‌ثباتی از مدل‌های خانواده GARCH استفاده کرده‌اند از این‌رو، در مطالعه حاضر جهت به دست آوردن بی‌ثباتی از مدل‌های خانواده GARCH استفاده شده است. شکل رایج مدل GARCH (p,q) به‌صورت معادله (۱) است:

$$Y_t = \alpha + \beta' X_t + u_t \qquad u_t|\Omega_t \sim \text{iid } N(0,\sigma_t^2)$$
$$\sigma_t^2 = \alpha + \sum_{i=1}^{p} a_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \qquad (۱)$$

که در رابطه فوق، σ_t^2 واریانس شرطی و u_t اجزای اخلال می‌باشند. این مدل‌ها یک محدودیت خیلی مهمی دارند و آن این است که در این مدل‌ها، میزان تأثیر شوک‌های مثبت و منفی یکسان در نظر گرفته می‌شود. با توجه به اینکه، در اقتصاد عموماً تأثیر شوک‌های منفی و مثبت یکسان نمی‌باشند، به‌طوری‌که اثر یک شوک منفی بیش از اثر یک شوک مثبت است، ازاین‌رو، به‌منظور برآورد متغیرهای بیان‌کننده بی‌ثباتی از روش‌های نامتقارن استفاده می‌کنند که یکی از این روش‌ها، استفاده از مدل‌های EGARCH می‌باشد (بروکس[2]، ۲۰۱۴). این مدل برای اولین بار توسط نلسون[3] مطرح گردید که شکل عمومی آن به‌صورت زیر است:

---

[1] Hodrick-Prescott
[2] Brooks
[3] Nelson

$$Y_t = \alpha + \beta' X_t + u_t$$
$$\mathrm{Log}(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_t^2) + \alpha\left(\left|\frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}}\right) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (۲)$$

از این‌رو، در این تحقیق از مدل‌های EGARCH جهت محاسبه بی‌ثباتی استفاده شده است[۱].

۳-۲- مدل تغییر رژیم مارکف آرما گارچ چند متغیره

ویژگی اصلی مدل‌های تغییر رژیم، فراهم نمودن امکان تغییر پارامترهای مدل تحت رژیم-های مختلف با توجه به فرآیند مارکف می‌باشد که توسط متغیر حالت هدایت و کنترل‌شده و با s_t نشان داده می‌شود. در این مدل، متغیر حالت با توجه به فرآیند مرتبه اول زنجیره مارکف با احتمال انتقال زیر فرض شده است:

$$P\,r(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (۳)$$

که احتمال تغییر از حالت i در زمان t-1 به حالت j در زمان t را نشان می‌دهد.

ساختار احتمالاتی شاخص تغییر رژیم s_t به‌عنوان فرآیند مرتبه اول زنجیره مارکف با احتمال ثابت p و q تعریف می‌شود، که به ترتیب عبارتند از:

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p & (1-q) \\ (1-p) & q \end{bmatrix} \quad (۴)$$

که در آن برای سادگی دو رژیم در نظر گرفته می‌شود.

مدل MS-GARCH را در عمومی‌ترین شکل آن می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$r_t \,|\, \zeta_{t-1} \sim \begin{cases} f\left(\theta_t^{(1)}\right) & p_{1,t} \\ f\left(\theta_t^{(2)}\right) & (1-p_{1,t}) \end{cases} \quad (۵)$$

که در آن $f(.)$ نشان‌دهنده یکی از توزیع‌های شرطی ممکن نرمال ازجمله توزیع t و یا GED، θ_t نشان‌دهنده بردار پارامترها در رژیم iام است که توزیع را مشخص می‌کند، و $p_{1,t} = \Pr[s_t = 1 | \zeta_{t-1}]$ احتمال پیش‌بینی شده و ζ_{t-1} نشان‌دهنده مجموعه اطلاعات در زمان t-1 است. به‌طور خاص بردار پارامترهای متغیر در طول زمان را می‌توان به سه بخش تجزیه کرد:

$$\theta_t^i = \left(\mu_t^i, h_t^i, v_t^i\right) \quad (۶)$$

---

[۱] محاسبات این بخش به دلیل پرهیز از اطاله کلام در مقاله گنجانده نشده است. همچنین، خوانندگان محترم مقاله جهت آشنایی با نحوه محاسبات بی‌ثباتی متغیرها می‌توانند به Brooks (2014) مراجعه نمایند.

که در آن $\mu_t^i \equiv E(r_t|\zeta_t)$ میانگین شرطی است. $h_t^i \equiv \sigma_t^i \equiv Var\,(r_t|\zeta_{t-1})$ واریانس شرطی(پارامتر مقیاس) است و v_t^i پارامتر شکل توزیع شرطی است. لذا، MRS-GARCH متشکل از چهار پارامتر میانگین شرطی، واریانس شرطی، روند رژیم و توزیع شرطی است. معادله میانگین شرطی که بر اساس حرکت تصادفی (الگوی گام تصادفی) یا با بدون جابه‌جایی شکل می‌گیرد، در اینجا برای سادگی به‌صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

$$r_t = \mu_t^i + \varepsilon_t = \delta^i + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

که در آن $i = 1,2$ و $\varepsilon_t = \eta_t\sqrt{h_t}$ و η_t یک فرآیند با میانگین صفر و واریانس یک است. و واریانس شرطی r_t، با فرض کل مسیر رژیم

$$h_t^i = \sigma_t^i = v[\varepsilon_t|\tilde{s_t}, \zeta_{t-1}] \quad و \quad \tilde{s_t} = (s_t, s_{t-1}, \dots) \qquad (۸)$$

و واریانس شرطی GARCH (1,1) مانند، به‌صورت زیر فرض می‌شود:

$$\sigma_t^i = h_t^i = \alpha_0^i + \alpha_1^i \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^i h_{t-1} \qquad (۹)$$

که در آن h_{t-1} میانگین مستقل از حالت واریانس شرطی گذشته است. در واقع مدل MRS – GARCH – با واریانس شرطی گذشته وابسته به حالت، نشدنی(غیرعملی) خواهد بود. از این‌رو، گری (۱۹۹۶) در رویکردی جدید برای ادغام مسیر رژیم‌ها با استفاده از امید ریاضی شرطی واریانس گذشته مدل MS-GARCH زیر را پیشنهاد داد:

$$\sigma_{t,(s_t)}^2 = w_{(s_t)} + \sum_{i=1}^{q} \alpha_{i,(s_t)} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{j,(s_t)} E\left(\frac{\varepsilon_{t-j}^2}{I_{t-j-1}}\right) w_{(s_t)} +$$
$$\sum_{i=1}^{q} \alpha_{i,(s_t)} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{j,(s_t)} \sum_{s_{t-j}=1}^{m} P\left(s_{t-j} \frac{s_{t-j}}{I_{t-j-1}}\right) \sigma_{t-j}^2, s_{t-j} \qquad (۱۰)$$

در حالی‌که $w_{st} > 0, \alpha_{i,st} \geq 0, \beta_{j,st} \geq 0$ و $i=1,\dots,q$ ، $j=1,\dots,p$ و $s_t = 1, \dots, m$ می‌باشند. همچنین، کلاسن[1] (۲۰۰۲) نیز استفاده از امید شرطی واریانس شرطی وقفه‌دار با مجموعه‌ای وسیع‌تر از اطلاعات گری را پیشنهاد کرد. وی به منظور ادغام رژیم‌های گذشته، عبارت زیر را برای واریانس شرطی اتخاذ کرد:

$$\sigma_{t,(s_t)}^2 = w_{(s_t)} + \sum_{i=1}^{q} \alpha_{i,(s_t)} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{j,(s_t)} \sum_{\tilde{s}=1}^{m} P(S_{t-j} = s_{t-j}|I_{t-1}, S_t = s_t)(\sigma_{t-j}^2, s_{t-j}) \qquad (۱۱)$$

بر این اساس، کلاسن (۲۰۰۲) پیشنهاد اصلاح مدل گری (۱۹۹۶) را توسط جایگزینی $P(S_{t-j} = s_{t-j}|I_{t-j-1})$ بوسیله $P(S_{t-j} = s_{t-j}|I_{t-1}, S_t = s_t)$ را داد در حالیکه با σ_t^2، s_t ارزیابی شود.

[1] Klaassen

تعریف دیگری از مدل MS-GARCH توسط هس وهمکاران[1] (۲۰۰۴) ارائه شده است. بر اساس این تعریف، پارامترهای کنترل زنجیره مارکف ARCH در هر یک از رژیم‌ها $(w_s, \alpha_{i,s})$ و رفتار خودرگرسیونی در هر یک از رژیم‌ها به این فرض بستگی دارد که واریانس شرطی گذشته در آن رژیم به واریانس شرطی فعلی ارتباط داشته باشد.

در این خصوص، مدل MS-ARMA-GARCH تصریح شده به پیروی از بلازیک و داوناروییز[2] (۲۰۰۸) که در آن از ویژگی‌های MS-ARMA-GARCH که توسط گری (۱۹۹۶) و چارچوب کلاسن (۲۰۰۲) استخراج شده بود، معرفی شد. سپس هنک و همکاران[3] (۲۰۱۱) به توسعه رویکرد بررسی مدل بدست آمده توسط فرانک و همکاران[4] (۲۰۰۱) که در چارچوب بیزی تصریح شده بود، پرداختند. مدل‌های ایستا که توسط فرانک و زاکویان[5] (۲۰۰۲) ارزیابی شد و الگوریتمی برای محاسبه برآورد بیزی از رژیم‌ها و پارامترهای توسعه داده شده مورد بررسی قرار گرفت. لازم به ذکر است که در این مقاله به پیروی از مطالعه بلدریچی و ارسین، مدل MS-ARMA-GARCH به پیروی از مدل-های توسعه‌یافته توسط گری (۱۹۹۶) و کلاسن (۲۰۰۲) شبیه به چارچوب بلازیک و داوناروییز (۲۰۰۸) بسط داده شده است. مدل MS-ARMA-GARCH با تغییر رژیم در میانگین شرطی و واریانس به عنوان یک مدل تغییر رژیم که در آن تغییر رژیم توسط یک زنجیره مارکف مشاهده نشده در میانگین شرطی و در فرآیندهای واریانس شرطی بیان می‌شود به صورت زیر تعریف می‌گردد.

$$y_t = c_{(s_t)} + \sum_{i=1}^{r} \theta_{i,(s_t)} y_{t-i} + \varepsilon_{t,(s_t)} + \sum_{j=1}^{m} \varphi_{j,(s_t)} \varepsilon_{t-j,(s_t)}$$

$$\sigma^2_{t,(s_t)} = w_{(s_t)} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{i,(s_t)} \varepsilon^2_{t-i,(s_t)} + \sum_{j=1}^{q} \beta_{(s_t)} \sigma_{t-j,(s_t)} \qquad (۱۲)$$

که در اینجا :

$$\varepsilon_{t-i-1,(s_{t-i})} = E\left[\varepsilon_{t-i-1,(s_{t-i-1})} | s_{t-i}, Y_{t-i-1}\right]$$

$$\sigma_{t-i-1,(s_{t-i})} = E\left[\varepsilon_{t-i-1,(s_{t-i-1})} | s_{t-i}, Y_{t-i-1}\right] \qquad (۱۳)$$

به این ترتیب که پارامترها، دارای محدودیت منفی نبودن $\phi, \theta, \varphi, w, \alpha, \beta > 0$ هستند و رژیم‌ها بوسیله s_t مشخص می‌شوند. بطور معمول، در مطالعات تغییر رژیم مارکف

---

[1] Haas et al.
[2] Blazsek & Downarowicz
[3] Henneke et al.
[4] Francq et al.
[5] Francq & Zakoian

GARCH برای تخمین پارامترهای متعدد از برآورد حداکثر راست نمایی استفاده می‌شود که جزء ضروری احتمال $p_{1,t} = \Pr[s_t = 1|\zeta_{t-1}]$ و i.e. است. یعنی احتمال بودن در رژیم اول در زمان t با توجه به اطلاعات در زمان t-1 می‌باشد که به شکل زیر نشان داده می‌شود:

$$p_{1,t} = \Pr[s_t = 1|\zeta_{t-1}] = (1-q)\left[\frac{f(r_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-p_{1,t-1})}{f(r_{t-1}|s_{t-1}=1)p_{1,t-1}+f(r_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-p_{1,t-1})}\right] + p\left[\frac{f(r_{t-1}|s_{t-1}=1)p_{1,t-1}}{f(r_{t-1}|s_{t-1}=1)p_{1,t-1}+f(r_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-p_{1,t-1})}\right] \quad (۱۴)$$

که در آن p و q احتمالات انتقال در رابطه (۴) و $f(.)$ احتمال داده شده در رابطه (۵) است بنابراین، تابع لگاریتم راستنمایی می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$L = \prod_{t=1}^{T} f(y_t|s_t = i, Y_{t-1}) \Pr[s_t = i|Y_{t-1}] \quad (۱۵)$$

مدل‌های خانواده MS-GARCH دارای چند مزیت اصلی نسبت به سایر مدل‌ها می‌باشند. به این شکل که اولاً در این مدل‌ها، امکان انعطاف‌پذیری بیشتری در تداوم گرفتن شوک به بی‌ثباتی وجود دارد، ثانیاً با در نظر گرفتن رژیم‌های مختلف در داده‌ها، امکان لحاظ رفتارهای مختلف برای مدل‌های GARCH در هر رژیم فراهم کرده و تصویر واضحی از پویایی واریانس هر رژیم می‌دهد (مارکوسی[1]، ۲۰۰۵).

۴- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

این بخش، ابتدا جامعه آماری و مدل تحقیق را معرفی نموده و سپس ایستایی[2] آنان را مورد بررسی قرار داده است و نهایتاً با استفاده از برآورد بهترین حالت از مدل‌های Multivariate MS- ARMA –GARCH، نتایج و یافته‌های تحقیق ارائه شده است.

۴-۱- جامعه آماری و مدل تحقیق

در این مطالعه، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر بی‌ثباتی نرخ ارز، بی‌ثباتی قیمت نفت، نرخ رشد عرضه پول، نرخ تورم بر پایه نرخ رشد شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی (CPI) بر پایه سال ۱۳۸۳و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر پایه سال ۱۳۸۳ بر بی‌ثباتی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار می‌گیرد. بدین جهت، ابتدا بازدهی سهام بصورت $R_t = Ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$ محاسبه شده است که در آن P بیانگر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. شایان ذکر است که در اکثر مطالعات خارجی، نرخ بهره به‌عنوان یکی از مهمترین پارامترهای تأثیرگذار بر روند بورس مورد

[1] Marcucci
[2] Stationary

بررسی قرار گرفته است ولی با توجه به اینکه نرخ بهره در ایران از شرایط ویژه‌ای از جمله دستوری بودن آن و عدم تغییرات قابل محسوس در آن، در مدل وارد نشده است. علاوه بر این، با توجه به اینکه نرخ ارز در ایران نسبت به دیگر کشورهای مطالعه شده در این خصوص از ثبات و پایداری مناسبی برخوردار نمی‌باشد و همواره در حال نوسان است، لذا از بی‌ثباتی نرخ ارز به جای خود نرخ ارز در این تحقیق استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر بصورت فصلی طی بازه زمانی ۱۳۹۴:۳ – ۱۳۷۶:۳ می‌باشند. داده‌های شاخص قیمت سهام از سازمان بورس اوراق بهادار تهران و داده‌های متغیرهای کلان اقتصادی به کار برده شده در مطالعه، از گزارشات و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی اخذ شده است. بر اساس مطالعات صورت گرفته در این زمینه، مدل مورد استفاده در این تحقیق، مدل تعدیل شده مطالعات اُلونی و اُموندی (۲۰۱۱)، پینجامان و آرالاس (۲۰۱۵) و مَیو و فیلیپ (۲۰۱۵) در قالب رابطه زیر مورد بررسی قرار می‌گیرد:

$$\mathrm{Re\ Vol}_t = \beta_{0,S_t} + \beta_{1,S_t}\,\mathrm{Growth}_t + \beta_{2,S_t}\,\mathrm{Inf}_t + \beta_{3,S_t}\,\mathrm{MG}_t + \beta_{4,S_t}\,\mathrm{ER\ Vol}_t + \beta_{5,S_t}\,\mathrm{Oil\ Vol}_t + u_t \qquad (۱۶)$$

که در رابطه بالا، Re Vol بیانگر بی‌ثباتی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران، Growth نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی)، Inf نرخ تورم بر پایه شاخص (CPI)، MG نرخ رشد پول و شبه پول (عرضه پول)، ER Vol بی‌ثباتی نرخ ارز و Oil Vol بی‌ثباتی قیمت نفت می‌باشند.

۴-۲- بررسی ایستایی

قبل از برآورد مدل نهایی، باید داده‌ها از لحاظ ایستایی مورد آزمون و بررسی قرار گیرند. برای بررسی فرضیه وجود یا عدم وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی، آزمون‌های متعددی وجود دارند که مهم‌ترین آن‌ها، آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)[1]، فیلیپس پرون (PP)[2]، GLS-DF[3]، NP[4] و آزمون KPSS[5] را می‌توان نام برد. در این مطالعه از میان آزمون‌های ذکرشده در فوق، از آزمون‌های ADF، PP و KPSS در دو حالت با عرض از مبدأ و روند و با عرض از مبدأ بدون روند استفاده شده است. با این

[1] Augment Dickey – Fuller
[2] Phillips-Perron
[3] GLS-Detrended Dickey-fuller
[4] Ng- Perron
[5] Kwiatkowski– Philips –Schmidt – Shin

توضیح که فرضیه صفر آزمون KPSS بر خلاف دیگر آزمون‌ها، عدم وجود ریشه واحد (ایستایی) می‌باشد.

جدول (۱): آزمون ایستایی متغیرها

	ADF		PP		KPSS	
Variables	I	Π	I	Π	I	Π
Re Vol	-۱۱/۰۹*	-۱۱/۰۵*	-۱۱/۰۲*	-۱۰/۹۸*	۰/۰۶*	۰/۰۵*
Growth	-۳/۱۵**	-۳/۷۹**	-۱۸/۳۹*	-۱۹/۲۰*	۰/۱۲*	۰/۱۱*
Inf	-۴/۸۹*	-۴/۹۶*	-۴/۸۵*	-۴/۹۲*	۰/۱۷*	۰/۰۷*
MG	-۳/۶۴**	-۳/۵۹**	-۱۱/۰۲*	-۱۰/۹۲*	۰/۱۰*	۰/۰۹*
ER Vol	-۵/۷۰*	-۶/۱۰*	-۵/۹۴*	-۶/۲۵*	۰/۳۸**	۰/۰۸*
Oil Vol	-۶/۱۷*	-۶/۴۶*	-۶/۱۷*	-۶/۴۲*	۰/۳۷**	۰/۰۶*

I: نشان‌دهنده آزمون‌ها با عرض از مبدأ و Π بیانگر آزمون‌ها با عرض از مبدأ همراه با روند می‌باشد.

* و ** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح ۱٪ و ۵٪ می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نتایج آزمون‌های ریشه واحد بر اساس نتایج جدول فوق نشان می‌دهند؛ تمامی متغیرها در سطح ایستا بوده و نیازی به تفاضل‌گیری ندارند.

۴-۳-برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

برای برآورد بهترین حالت، مدل‌های مختلفی برآورد شدند تا از میان آنان بهترین حالت انتخاب شود. بر این اساس مدل Multivariate MS-ARMA–GARCH (2,2,5,1,1) انتخاب گردید. با توجه به نتایج تحقیق مقدار عددی آماره‌ی LR linearity test برابر با ۲۶۲/۲۳ می‌باشد و عدد P-value مربوط به آماره‌ی DAVIES کمتر از ۰/۰۵ است لذا وجود ارتباط غیرخطی بین متغیرها تأیید می‌شود. نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مربوط به مدل حاکی از آن است که دوره زمانی مورد مطالعه بی‌ثباتی بازده سهام قابل‌تفکیک به دو رژیم پربازده (رژیم ۱) و کم بازده (رژیم ۲) می‌باشد. در بیشتر مطالعات در خصوص بازار سهام از رژیم پربازده به‌عنوان رژیم گاوی و از رژیم کم بازده به‌عنوان رژیم خرسی نیز یاد می‌شود. همچنین با توجه به نتایج بدست آمده انحراف معیار رژیم ۱ برابر با ۰/۰۶ و انحراف معیار رژیم ۲ برابر با ۰/۰۰۲ می‌باشد که این مطلب بیانگر این است که نوسانات رژیم یک نسبت به رژیم ۲ بیشتر است. علاوه بر این، نتایج مطالعه نشان می‌دهد نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی بر بی‌ثباتی بازدهی سهام در هر دو رژیم دارد. اثر نرخ تورم بر بی‌ثباتی بازده سهام در رژیم پربازده مثبت و معنی‌دار است ولی در رژیم کم بازده معنی‌دار نمی‌باشد. نرخ رشد عرضه پول و بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر مثبت

و معنی‌داری بر بی‌ثباتی بازدهی سهام در هر دو رژیم پربازده و کم بازده دارند. در نهایت تأثیر بی‌ثباتی قیمت نفت در رژیم پربازده منفی و معنی‌دار و در رژیم کم بازده مثبت و معنی‌دار می‌باشد. همچنین با توجه به آزمون‌های تشخیصی در مدل برآورد شده اجزای اخلال به‌صورت نرمال توزیع شده‌اند و دارای خودهمبستگی سریالی نمی‌باشند، همچنین واریانس جملات اخلال به‌صورت همسان توزیع شده است.

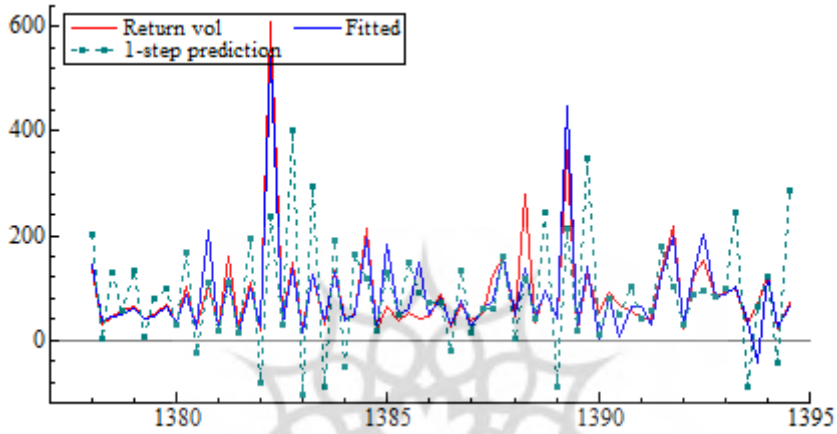
جدول (۲): نتایج برآورد مدل Multivariate MS-ARMA–GARCH (2,2,5,1,1)

	Regime 1			Regime 2		
	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t
AR(1)	۰/۳۶*	۰/۰۳	۹/۶۵	۰/۴۳*	۰/۰۶	۶/۸۲
AR(2)	-۰/۳۶*	۰/۰۴	-۷/۸۰	-۰/۴۷*	۰/۰۳	-۱۲/۷
MA(1)	۰/۱۴	۰/۱۹	۰/۷۱	۰/۷۰*	۰/۱۰	۶/۹۸
MA(2)	۰/۳۲**	۰/۱۳	۲/۴۳	-۰/۰۶	۰/۱۷	-۰/۳۸۱
MA(3)	۰/۱۸	۰/۱۴	۱/۲۶	-۰/۲۲***	۰/۱۲	-۱/۸۷
MA(4)	۰/۸۱*	۰/۱۲	۶/۳۹	۰/۰۹**	۰/۰۴	۲/۲۳
MA(5)	-۰/۶۰**	۰/۲۳	-۲/۵۷	۰/۱۴*	۰/۰۲	۵/۹۲
Constant	۳/۹۹*	۰/۳۶	۱۱	-۹/۷۱*	۰/۵۶	-۲/۷۲
Growth	-۰/۲۷**	۰/۵۶	-۲/۴۸	-۰/۶۷*	۰/۱۱	-۵/۹۶
Inf	۱/۱۱*	۲/۹۴	۳/۷۸	۰/۶۸	۰/۷۶	۰/۸۹
MG	۲/۵۴*	۱/۶۰	۴/۰۸	۲/۸۳*	۰/۵۰	۵/۶۴
ER Vol	۴/۳۹*	۴/۴۱	۳/۲۶	۲/۰۳**	۰/۸۶	۲/۳۶
Oil Vol	-۰/۰۹*	۰/۰۱	-۶/۷۸	۰/۰۲*	۰/۰۰۲	۱۰/۷
Sigma	۰/۰۶	۰/۱۲		۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	
ARCH	۰/۰۵	۰/۰۱		۰/۰۳	۰/۰۸	
GARCH	۰/۸۷	۰/۰۶		۰/۸۵	۰/۰۹	
LL	-۲۹۸/۹۸					
LR-test	۲۶۲/۲۳					
DAVIES	۰/۰۰۰					
Normality-test	۲/۱۴* [$p-value$ (۰/۳۴)]					
ARCH-test	۰/۲۲* [$p-value$ (۰/۸۷)]					
Portmanteau-test	۱۲/۱۹* [$p-value$ [(۰/۴۳)]					

*، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

برای دانستن این که مدل برآورد شده، مدل بهینه است؛ باید مدل برآورد شده بتواند برازش مناسبی بر داده‌ها داشته باشد. در نمودار (۱) که نمودار مدل تخمینی است، خط آبی نمودار برازش شده مدل و خط قرمز نمودار واقعی مدل است، همان‌طور که مشاهده می‌شود مدل برازش شده به‌خوبی توانسته است مدل واقعی را پوشش دهد که این مطلب بیانگر این موضوع است که مدل تخمینی ما بهینه است.



نمودار (۱): روند مقادیر واقعی، برازش شده و احتمالات پیش‌بینی بی‌ثباتی بازده سهام

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۳) ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها را نشان می‌دهد. سطر اول آن، تعداد مشاهداتی را نشان می‌دهد که مجموع فصول بررسی‌شده در هر یک از رژیم‌ها قرار دارند. سطر دوم احتمال قرار گرفتن در رژیم موردنظر را نشان می‌دهد و سطر سوم، میانگین طول دوره‌ها را نشان می‌دهد که مشاهدات به‌طور پیاپی در رژیم موردنظر قرارگرفته‌اند.

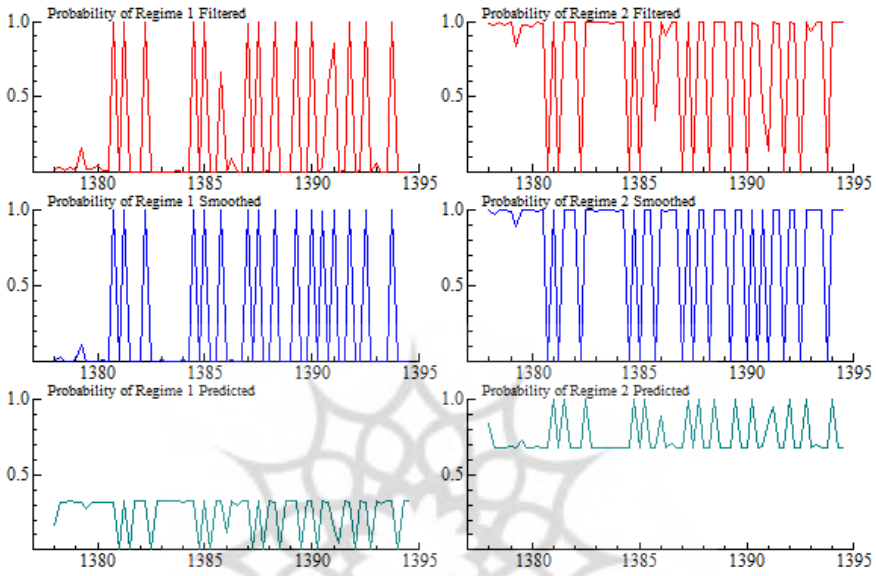
جدول (۳): ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها

نوع رژیم	رژیم ۱ (رژیم با بازده بالا)	رژیم ۲ (رژیم با بازده کم)
تعداد مشاهدات قرارگرفته در هر رژیم	۱۶	۵۱
احتمال قرار گرفتن در هر رژیم	۲۳/۸۸	۷۶/۱۲
میانگین دوره قرار گرفتن در هر رژیم	۱	۳

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که جدول فوق نشان می‌دهد تعداد فصولی که در رژیم با بازده کم (رژیم خرسی) قرار گرفته و همچنین میانگین دوره قرار گرفتن در این رژیم، بیشتر از رژیم با بازده بالا (رژیم گاوی) است. بنابراین اگر به‌طور تصادفی یکی از مشاهدات را انتخاب کنیم می‌توان

گفت به احتمال ۷۶ درصد در رژیم با بازده کم قرار خواهد داشت. همه این مطالب بیانگر این مفهوم هستند که بی‌ثباتی بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در رژیم کم بازده بیشتر از رژیم پر بازده بوده است.



نمودار(۲): نمودار رژیم‌ها بر اساس احتمالات فیلتر شده، هموار شده و پیش‌بینی مدل

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس احتمالات تخمین زده‌شده برای هر مشاهده بر اساس نمودار (۲)، می‌توان تعلق هر مشاهده به رژیم‌های ۱و ۲ را تعیین کرد. با این توضیح که، احتمال‌های فیلتر شده[1] با استفاده از مشاهده تا tامین مشاهده و احتمالات هموار شده[2] با استفاده از کل مشاهدات به دست می‌آیند. همان‌طور که مشاهده می‌شود مجموع احتمالات برای هر فصل برابر یک است. به‌عبارتی‌دیگر، داده فصل مورد نظر در یکی از رژیم‌های ۱ و ۲ می‌تواند قرار داشته باشد.

همچنین جدول (۴)، احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. در این جدول، عناصر قطر اصلی بیانگر پایداری رژیم‌ها و بقیه عناصر بیانگر احتمالات تغییر رژیم می‌باشد.

[1] Flterd Probabilities
[2] Smoothed Probabilities

جدول (۴): احتمال ثبات و انتقال رژیم‌ها

	رژیم ۱ (رژیم پر بازده) و دوره t	رژیم ۲ (رژیم کم بازده) و دوره t
رژیم ۱ (پر بازده) و دوره t+1	۰/۷۳	۰/۰۹
رژیم ۲ (کم بازده) و دوره t+1	۰/۲۷	۰/۹۱

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد؛ چنانچه اگر بی‌ثباتی بازده سهام در دوره t در رژیم پربازده (رژیم یک) قرار داشته باشد به احتمال ۷۳ درصد در دوره t+1 نیز در رژیم پر بازده قرار خواهد داشت و به احتمال ۲۷ درصد به رژیم کم بازده منتقل خواهد شد. ولی اگر بی‌ثباتی بازده سهام در دوره t در رژیم کم بازده (رژیم ۲) قرار داشته باشد به احتمال ۹۱ درصد در دوره t+1 نیز در این رژیم باقی خواهد ماند و به احتمال ۹ درصد به رژیم پر بازده منتقل خواهد شد. از این‌رو جدول فوق، بیانگر این است که پایداری رژیم ۲ (رژیم کم بازده) نسبت به رژیم پر بازده بیشتر است و به بیانی دیگر، رژیم پر بازده ناپایدارتر از رژیم کم بازده است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهاهای سیاستی

جایگاه بازار سهام در تجهیز و تخصیص منابع مالی از اهمیت بسزایی برخوردار است. از سوی دیگر، بر اساس بسیاری از مطالعات صورت گرفته در خصوص بازار سهام، متغیرهای کلان اقتصادی از بارزترین و شاخص‌ترین عوامل تأثیرگذار بر روند قیمت دارایی‌های بازار سهام و بی‌ثباتی آن بوده است و از آنجایی که ثبات اقتصادی یکی از اساسی‌ترین پارامترهای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی به‌خصوص بازار سهام است. از این‌رو، مطالعه حاضر به بررسی تأثیر پویایی‌های بین متغیرهای کلان اقتصاد و بی‌ثباتی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت Multivariate MS-ARMA-GARCH و با استفاده از آمار و اطلاعات فصلی متغیرها طی بازه زمانی ۱۳۹۴:۳-۱۳۷۶:۳ می‌پردازد. برای استخراج بی‌ثباتی، ابتدا متغیرهای موردنظر از نظر ایستایی مورد بررسی قرار گرفته، سپس با استفاده از معیارهای انتخاب برازش مدل مناسب، مدل‌های ARIMA مناسب انتخاب و نهایتاً با استفاده از مدل‌های EGARCH بی‌ثباتی متغیرها استخراج شدند. سپس از میان مدل‌های Multivariate MS-ARMA GARCH مدل‌های مختلفی برآورد شدند و بر اساس برازش مناسب مدل با داده‌های

واقعی، معیار آکائیک، عدم نقض فروض کلاسیک، همچنین آزمون‌های تشخیصی، آزمون-های نرمالیتی خطاها، ناهمسانی واریانس و معنادار بودن ضرایب و از همه مهمتر انتخاب مدل‌هایی که برای ساختار اقتصاد ایران قابل توجیه باشند، مدل بهینه Multivariate-MS-ARMA–GARCH (2,2,5,1) انتخاب گردید. نتایج حاصل از برآورد مدل قابل تفکیک به دو رژیم پر نوسان (رژیم ۱) و کم نوسان (رژیم ۲) نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ تورم، بی‌ثباتی نرخ ارز و نرخ رشد عرضه پول اثرات مثبت و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی اثر منفی و بی‌ثباتی قیمت نفت اثرات نامتقارنی بر بی‌ثباتی بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در رژیم‌های مختلف بازار سهام دارند. در این بین، بی‌ثباتی بازده سهام، بیشترین تأثیرپذیری را از بی‌ثباتی نرخ ارز و نرخ رشد عرضه پول و کمترین تأثیرپذیری را از بی‌ثباتی قیمت نفت دارد. همچنین مجموع ضرایب مدل‌های ARCH و GARCH مثبت بوده و حاکی از پایداری بی‌ثباتی در بازده سهام در هر رژیم می‌باشد. بر اساس نتایج بدست آمده، عامل اساسی کاهش بی‌ثباتی در بازده سهام، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در رژیم‌های پربازده و کم بازده بازار سهام می‌باشد ولی دیگر متغیرها باعث افزایش بی-ثباتی در بازده سهام می‌شوند. در خصوص تحلیل رابطه مثبت بین برخی از متغیرهای کلان اقتصادی من جمله بی‌ثباتی نرخ ارز و بی‌ثباتی قیمت نفت می‌توان گفت، با توجه به اینکه این متغیرها بصورت آنی از تحولات اقتصادی و سیاسی تأثیر می‌پذیرند و همچنین از تغییرات وضعیت بازارهای جهانی نیز تأثیر می‌پذیرند، لذا این موضوع باعث شده است که تغییرات در بازارهای جهانی، قیمت سهام را دچار بی‌ثباتی کرده و مسیر بازار سهام را دستخوش تغییرات و دگرگونی سازد و باعث افزایش نااطمینانی در بازار سهام شود. در خصوص نرخ تورم نیز می‌توان گفت که فعالان بازار سهام توجه ویژه‌ای به نرخ تورم دارند به دلیل اینکه سود حاصل از سرمایه‌گذاری آنان به این متغیر بستگی دارد و چنانچه نرخ تورم (افزایش قیمت‌ها) محصولات شرکت‌های بورسی بیش از رشد هزینه‌های آنان باشد در این صورت سود بنگاه‌ها افزایش می‌یابد و نرخ تورم از طریق کانال جریان وجوه نقدی آتی تأثیر مثبتی بر بازده قیمت سهام خواهد داشت. لذا چنانچه بتوان نرخ تورم را کنترل نمود در این صورت فعالان بازار با اضافه کردن درصدی به‌عنوان تورم بر بازدهی مورد انتظاری خود می‌افزایند که این باعث ثبات در تعادل و کاهش نااطمینانی‌ها در بازار سهام می‌شود. بنابراین با توجه به اینکه در بازار سهام، عوامل کلان اقتصادی نقش تعیین‌کننده-ای بر فعالیت‌های فعالان اقتصادی و سرمایه‌گذاران بازار سهام دارند، و با توجه به نتایج

حاصل از تحقیق، پیشنهاد می‌شود برنامه‌ریزان اقتصادی متناسب با اهداف رشد و توسعه بازار سهام سیاست‌های راهبردی مناسبی از جمله ایجاد اشتغال پایدار و توجه به کمبود بخش‌های تولیدی، افزایش رقابت‌پذیری، تخصیص بهینه منابع، ثبات اقتصادی، افزایش سرمایه‌گذاری، بکارگیری دیگر ظرفیت‌های اقتصادی کشور نظیر اقتصاد دانش بنیان، توجه ویژه به بخش گردشگری و جذب گردشگران، همچنین توجه به دیگر صنایع مهم همچون صنایع انرژی، فناوری اطلاعات و ارتباطات، حمل‌ونقل و هتلداری جهت افزایش میزان رشد اقتصادی کشور و در نتیجه کاهش نااطمینانی‌های موجود در فضای بازار سهام اتخاذ نمایند. علاوه بر این، با توجه به اینکه تأثیر متغیرهای تورم، رشد عرضه پول و بی‌ثباتی نرخ ارز باعث بی‌ثباتی بیشتر در بازده بازار سهام می‌گردد از این‌رو، پیشنهاد می‌شود سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز، کاهش تورم و عرضه پول از دیگر اولویت‌های برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصاد جهت بهبود در تسهیل بی‌ثباتی‌های موجود در بازار سهام شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱. حلافی، حمیدرضا، و سعیدی، سیدناصر (۱۳۹۱). بررسی واکنش‌های متقابل نااطمینانی در نرخ ارز و شاخص قیمت سهام بورس تهران. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۹(۱)، ۵۳-۳۷.

۲. راعی، رضا، محمدی، شاپور، و سارنج، علیرضا (۱۳۹۳). پویایی‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل گارچ نمایی در میانگین سوئیچینگ مارکوف. *تحقیقات مالی*، ۱۶(۱)، ۹۸-۷۷.

۳. رضازاده، علی (۱۳۹۵). تاثیر متغیرهای کلان اقتصاد بر بی‌ثباتی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه مدل GARCH-X. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۳(۲)، ۱۳۶-۱۲۱.

۴. شریعت پناهی، مجید، و بیاتی، مصطفی (۱۳۸۵). بررسی رابطه تورم و شاخص قیمت سهام و شاخص بازده نقدی قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۴(۱۳)، ۱۵۴-۱۳۹.

۵. عباسیان، عزت اله، مرادپور اولادی، مهدی، و عباسیون، وحید (۱۳۸۷). اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۲(۳۶)، ۱۵۲-۱۳۵.

۶. فطرس، محمد حسین، و هوشیدری، مریم (۱۳۹۵). بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت خام بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران رویکرد GARCH چند متغیره، *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۵(۱۸)، ۱۷۷-۱۴۷.

۷. موسوی جهرمی، یگانه، و رستمی، نسرین (۱۳۹۴). بررسی اثرات نامتقارن تکانه‌های سیاست‌های پولی بر شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۸(۲۶)، ۶۲-۴۷.

1. Abbasian, E., Moradpour, O. M., & Abbasioun, V. (2008). The impact of macroeconomic variables on the stock market: Evidence from Tehran stock exchange market. *Economic Research*, 12(36), 135-152 (In Persian).
2. Abugri, B. A. (2008). Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from Latin American markets. *International Review of Financial Analysis*, 17(2), 396–410.
3. Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S., & Sayek, S. (2004). FDI and economic growth: The role of local financial markets. *Journal of International Economics*, 64(1), 89-112.
4. Bildirici, M., & Ersin, Ö. (2014). Modeling Markov switching ARMA-GARCH neural networks models and an application to forecasting stock returns. *The Scientific World Journal*, *2014*.
5. Blazsek, S., & Downarowicz, A. (2008). Regime switching models of hedge fund returns. *Working Papers (Universidad de Navarra. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales)*, (12), 1.
6. Brooks C. (2014). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge University Press.

7. Cai, J. (1994). A Markov model of switching-regime ARCH. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(3), 309-316.
8. Candelon, B., Ahmed, J., & Straetmans, S. T. M. (2012). *Predicting and capitalizing on stock market bears in the US.* METERO, Maastricht research school of Economics of Technology and Organizations.
9. Chauvet, M., & Potter, S. (2000). Coincident and leading indicators of the stock market. *Journal of Empirical Finance*, *7*(1), 87-111.
10. Choong, C. K., Baharumshah, A.Z., Yuzop, Z., & Habibullah, M.S. (2010). Private capital flows, stock market and economic growth in developed and developing countries: A comparative analysis. *Japan and the World Economy*, 22 (2), 107–117.
11. Corradi, V., Distaso, W. & Mele, A. (2013). Macroeconomic determinants of stock volatility and volatility premiums. *Journal of Monetary Economics*, 60(2), 203–220.
12. Diaz, E. M., Molero, J. C., & de Gracia, F. P. (2016). Oil price volatility and stock returns in the G7 economies. *Energy Economics*, 54, 417-430.
13. Dueker, M. J. (1997). Markov switching in GARCH processes and mean-reverting stock-market volatility. *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1), 26–34.
14. Fetras, M, H., Hoshidari, M. (2016). The effect of crude oil price volatility on volatility in Tehran Stock market: Multivariate GARCH approach. *Journal of Iranian Energy Economics*, 5(18), 147-177 (In Persian).
15. Francq, C., & Zakoïan, J. M. (2002). Comments on the paper by Minxian Yang, some properties of Vector Autoregressive process with Markov switching coefficients. *Econometric Theory*, 18(3), 815-818.
16. Francq, C., Roussignol, M., & Zakoian, J.M. (2001). Conditional heteroskedasticity driven by hidden Markov chains. *Journal of Time Series Analysis*, 22(2), 197–220.
17. Fraser, P., & Power, D. M. (1997). Stock return volatility and information: An empirical analysis of Pacific Rim, UK and US equity markets. *Applied Financial Economics*, 7(3), 241–253.
18. Gil-Alana, L. A., Gupta, R., Olubusoye, O. E., & Yaya, O. S. (2016). Time series analysis of persistence in crude oil price volatility across bull and bear regimes. *Energy*, *109*, 29-37.
19. Gordon, S., & St-Amour, P. (2000). A preference regime model of bull and bear markets. *American Economic Review*, 90(4), 1019-1033.
20. Gray, S. F. (1996). Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process. *Journal of Financial Economics*, 42(1), 27–62.
21. Guidolin, M., & Timmermann, A. (2005). Economic implications of bull and bear regimes in UK stock and bond returns. *The Economic Journal*, 115(500), 111-143.
22. Haas, M., & Liu, J. C. (2015). Theory for a multivariate Markov-switching GARCH model with an application to stock markets. *Beitrage zur Jahrestagung des Vereins fur socialpolitik 2015:* Okonomische Entwicklung- Theorie and politik – Session: Financial Econometrics, No. B22-V2

23. Haas, M., Mittnik, S., & Paolella, M. S. (2004). A new approach to Markov-switching GARCH models. *Journal of Financial Econometrics*, 2(4), 493–530.
24. Hallafi, H, R., Saeedi, S, N. (2012). Investigating the dynamic reaction between the uncertainty of exchange rate and Tehran stock price index. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 9(1), 37-53 (In Persian).
25. Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, 64(1-2), 307-333.
26. He, X. Z., & Westerhoff, F. H. (2005). Commodity markets, price limiters and speculative price dynamics. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29(9), 1577-1596.
27. Heidari, H., Refah-Kahriz, A., & Mohammadzadeh, Y. (2018). Stock market behavior of pharmaceutical industry in Iran and macroeconomic factors. *Economic Change and Restructuring*. 1-23. https://doi.org/10.1007/s10644-018-9228-7
28. Henneke, J. S., Rachev, S. T., Fabozzi, F. J. & Nikolov, M. (2011). MCMC-based estimation of Markov switching ARMA GARCH models. *Applied Economics*, 43(3), 259–271.
29. Kadir, H.B.A., Selamat, Z., Masuga, T., & Taudi, R. (2011). Predictability power of interest rate and exchange rate volatility on stock market return and volatility: Evidence from Bursa Malaysia. *International Conference on Economics and Finance Research IPEDR* (Vol 4).
30. Kim, C. J. (1994). Dynamic linear models with Markov-switching. *Journal of Econometrics*, 60(1-2), 1–22.
31. Klaassen, F. (2002). Improving GARCH volatility forecasts with regime-switching GARCH. *Empirical Economics*, 27(2), 363–394.
32. Lim, S. Y., & Sek, S. K. (2014). Exploring the inter-relationship between the volatilities of exchange rate and stock return. *Procedia Economics and Finance*, 14, 367-376.
33. Maheu, J. M., McCurdy, T. H., & Song, Y. (2012). Components of bull and bear markets: Bull corrections and bear rallies. *Journal of Business & Economic Statistics*, 30(3), 391-403.
34. Maio, P., & Philip, D. (2015). Macro variables and the components of stock returns. *Journal of Empirical Finance*, 33, 287-308.
35. Marcucci, J. (2005). Forecasting stock market volatility with regime-switching GARCH models. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 9(4), 1-53.
36. Mousavi, J. Y., & Rostami, N. (2015). Asymmetric effects of monetary policy shocks on stock price index in Tehran stock exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 8(26), 47-62 (In Persian).
37. Murungi, C. (2012). The impact of inflation on stock market returns and volatility: Evidence from Nairobi securities exchange. *Unpublished MBA report*.
38. Nelson D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370.

39. Ntantamis, C., & Zhou, J. (2015). Bull and bear markets in commodity prices and commodity stocks: Is there a relation?. *Resources Policy*, 43, 61-81.
40. Nyberg, H. (2013). Predicting bear and bull stock markets with dynamic binary time series models. *Journal of Banking & Finance*, 37(9), 3351-3363.
41. Olweny, T., & Omondi, K. (2011). The effect of macro-economic factors on stock return volatility in the Nairobi stock exchange, Kenya. *Economics and Finance review*, 1(10), 34-48.
42. Ouma, W. N. & Muriu, P. (2014). The impact of macroeconomic variables on stock market returns in Kenya. *International Journal of Business and Commerce*, 3(11), 01-31.
43. Pagan, A. R., & Sossounov, K. A. (2003). A simple framework for analysing bull and bear markets. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 23-46.
44. Pinjaman, S. B., & Aralas, S. B. (2015). The dynamic stock returns volatility and macroeconomic factors in Malaysia: A sectoral study. *South East Asia Journal of Contemporary Business, Economics and Law*, 8(3), 33-40.
45. Raee, R., Mohammadi, S., & Saranj, A. (2014). Tehran stock exchange dynamics in a Markov regime switching EGARCH-in-mean model. *Journal of Financial Research*, 16(1), 77-98 (In Persian).
46. Rezazadeh, A. (2016). The impact of macroeconomic variables on Tehran stock market returns volatility: GARCH-X approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(2), 121-136 (In Persian).
47. Schuknecht, L., Von Hagen, J., & Wolswijk, G. (2009). Government risk premiums in the bond market: EMU and Canada. *European Journal of Political Economy*, 25(3), 371-384.
48. Schumpeter, J.A., (1912). *The theory of economic development. In: Brookings papers on economic activity*. Harvard University Press, Cambridge, MA, 141–195.
49. Schwert, G. W. (1989). Why does stock market volatility change over time?. *The Journal of Finance*, 44(55), 1115–1153.
50. Shariatpanahi, M., Bayati, M. (2006). Relationship between inflation with TEPIX and TEDIX. *Empirical Studies in Finance Accounting Quarterly*, 4(13), 139-154 (In Persian).
51. Sharpe, W. F. (1963). A simplified model for portfolio analysis. *Management Science*, 9(2), 277-293.
52. Westerhoff, F., & Reitz, S. (2005). Commodity price dynamics and the nonlinear market impact of technical traders: Empirical evidence for the US corn market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *349*(3), 641-648.