فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی سال سوم، شماره اول (پیاپی ۸)، زمستان ۱۳۹۶ (صفحات ۸۵ تا ۱۱۰)

کنکاشی بر میزان پایداری بازار سهام در اثر تغییرات نرخ تورم و نااطمینانی آن: رویکرد تغییر رژیم مارکف گارچ

حسن حیدری (نویسنده مسئول)
استاد اقتصاد دانشگاه ارومیه
h.heidari@urmia.ac.ir

آرش رفاح کهریز
کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه
arash.refah@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۷/۲۱

چکیده

بررسی میزان پایداری بازار سهام در اثر تغییرات متغیرهای اقتصادی یکی از مهم‌ترین موضوعات برای اقتصاددانان و سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سهام می‌باشد. از این‌رو، این مطالعه بر اساس مطالعه فوجیه (۲۰۱۷) به بررسی میزان پایداری بازار سهام بورس تهران در اثر تغییرات نرخ تورم و نااطمینانی‌های ناشی از آن در رژیم‌های مختلف بازار سهام می‌پردازد. بدین منظور ارتباط میان نرخ تورم و نااطمینانی آن با نااطمینانی بازده سهام طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۱۲-۱۳۷۷:۱ با رویکرد تغییر رژیم مارکف گارچ بررسی شد. سپس مدت زمان پایداری بازار سهام در اثر تغییرات تورم محاسبه گردید. نتایج مطالعه حاکی از آن است که نرخ تورم، اثر مثبت و معناداری در رژیم پر بازده (رژیم گاوی) دارد ولی در رژیم کم بازده (رژیم خرسی) این اثر از لحاظ آماری معنادار نیست. اما نااطمینانی تورم اثرات نامتقارنی بر رژیم‌های مختلف بازار سهام دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که احتمال پایداری رژیم یک (رژیم پر بازده) برابر با ۲۹ درصد و احتمال پایداری رژیم دو (رژیم کم بازده) برابر ۷۵ درصد است. علاوه بر این، نتایج پیش‌بینی نشان می‌دهد که پایداری رژیم کم بازده بیشتر از رژیم پر بازده خواهد بود و بازار سهام در صورت خروج از دوره کم بازده (رژیم خرسی) و وارد شدن به دوره پر بازده (رژیم گاوی)، سریعتر به حالت اولیه باز خواهد گشت.

طبقه‌بندی JEL: C32, D53, E44

واژه‌های کلیدی: احتمالات غیرشرطی، بازار سهام، پایداری، پیش‌بینی، تغییر رژیم مارکف گارچ

۱. مقدمه

به دلیل آنکه شاخص کل قیمت، قیمت تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار بورس را در بر می‌گیرد لذا یافتن متغیر یا متغیرهایی که بر روی این شاخص اثر می‌گذارند اهمیت زیادی دارد. تورم نیز یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی است که خسارات بسیاری را به اقتصاد کشور طی سال‌های گذشته وارد کرده است به‌ویژه تأثیری که نرخ تورم بر بازار سرمایه دارد، از اهمیت به خصوصی برخوردار است. تورم موجب انتقال ثروت از اعتباردهندگان به استقراض کنندگان می‌شود و همچنین باعث کاهش ارزش پس‌اندازها شده و میزان وام‌دهی بانک‌ها را کاهش می‌دهد و هزینه معاملات و کسب اطلاعات را افزایش می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر تورم به معنای کاهش قدرت دارایی‌های مالی به نسبت دارایی‌های حقیقی است (راعی و سعیدی، ۱۳۹۵). اینکه تورم چه نوع از فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد مسئله مهمی است، زیرا نرخ‌های بالای تورم با ایجاد عدم اطمینان و اصطکاک بازارهای مالی در تخصیص منابع، سیستم مالی را ناکارآمد می‌کند (بوید و اسمیت[1]، ۱۹۹۸). تعادل در بازار بورس بر اساس ارزش‌های اسمی پدید نمی‌آید و سرمایه‌گذاران تورم را به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار در تصمیم‌گیری برای یک سرمایه‌گذاری در نظر می‌گیرند و این‌گونه بیان می‌شود که بازده واقعی یک سهم برابر است با اختلاف بازده سهام بر اساس ارزش سهمی از تورم در دوره سرمایه‌گذاری. تورم، رشد اقتصادی را کند و باعث کاهش سودآوری بنگاه‌های اقتصادی می‌شود، زیرا تورم، نرخ‌های پس‌انداز را کاهش و هزینه و ریسک سرمایه‌گذاری مولد را افزایش می‌دهد. در این صورت بهای تمام شده تولیدات نیز افزایش می‌یابد. بر این اساس می‌توان گفت که نرخ تورم به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای مهم اقتصاد هر کشوری می‌تواند بر کیفیت سود سهامداران بورس تأثیرگذار باشد. رابطه میان تورم و بازده سهام از جمله مباحث جدال‌برانگیز میان محققان است اما تاکنون در مورد آن، یک نتیجه قطعی حاصل نشده است. برخی تأثیر تورم بر بازدهی شاخص کل قیمت را منفی ارزیابی کرده‌اند (فاما و شوارت[2]،۱۹۷۷؛ بندرلی و زویک[3]، ۱۹۸۵؛ مارشال[4]، ۱۹۹۲؛ لی و

[1]. Boyd & Smith
[2]. Fama & Schwert
[3]. Benderly & Zwick
[4]. Marshall

نی[۱]، ۱۹۹۶؛ چاترات و همکاران[۲]، ۱۹۹۷؛ کوزیر و رحمان[۳]، ۱۹۸۸؛ مادسن[۴]، ۲۰۰۲؛ نایک[۵]، ۲۰۱۳؛ عباسیان و همکاران، ۱۳۸۷؛ ابونوری و همکاران، ۱۳۹۲)، در مقابل، برخی دیگر نیز این ارتباط را مثبت دانسته‌اند (برنچ[۶]، ۱۹۷۴؛ سلنیک[۷]، ۱۹۸۳؛ کاپورال و ژانگ[۸]، ۱۹۹۷؛ جعفری‌صمیمی و یحیی‌زاده‌فر، ۱۳۸۰؛ وزیری، ۱۳۸۵؛ پاشایی فام و امیدی‌پور، ۱۳۸۸؛ پیرائی و شهسوار، ۱۳۸۸) هر چند مطالعات دیگری نیز وجود دارد که هیچ‌گونه ارتباطی بین این دو قائل نیستند (گلتکین[۹]، ۱۹۸۳؛ اصولیان، ۱۳۸۴؛ رضازاده، ۱۳۹۵). با توجه به نتایج تحقیقات صورت گرفته در این زمینه، هنوز اتفاق نظری میان اقتصاددانان مبنی بر تأثیر یا عدم تأثیر نرخ تورم و نااطمینانی‌های ناشی از آن که همواره از مهمترین دغدغه‌های مسئولان و سرمایه‌گذاران بازار سهام است، بر بازده سهام وجود ندارد. لذا یکی از اهداف پژوهش حاضر، تأثیر نرخ تورم و نااطیمنانی‌های آن بر نااطمینانی بازدهی شاخص کل قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران در رژیم‌های مختلف بازار سهام می‌باشد. از سوی دیگر، تحلیل پایداری بازار سهام طی سالیان اخیر مورد توجه پژوهشگران و محققان اقتصادی زیادی قرار گرفته است. چگونگی میزان پایداری و ثبات بازده سهام و نااطمینانی‌های آن در اثر تغییرات اقتصاد کلان از اهمیت زیادی برای سیاست‌گذاران و فعالان اقتصادی به‌ویژه سرمایه‌گذاران بازارهای مالی برخوردار است. در این خصوص، پانتا[۱۰]، ۲۰۰۲؛ با بررسی ارتباط میان متغیرهای کلان و بازده سهام و تأثیر آنان بر میزان ثبات و پایداری بازار سهام ایتالیا دریافت که رابطه بین عوامل کلان اقتصادی و بازده سهام در این کشور ناپایدار است. همچنین، لوپز و همکاران[۱۱]، ۲۰۰۷؛ با بررسی توسعه پایدار و عملکرد شرکت‌ها بر پایداری شاخص داو جونز[۱۲] دریافتند که تغییرات در ارزش‌ها و نیازها و هنجارهای اجتماعی باعث تغییر در شهرت شرکت‌های سهامی می‌شود که نقش بسزایی

1. Lee & Ni
2. Chatrath et al.
3. Cozier & Rahman
4. Madsen
5. Naik
6. Branch
7. Solnik
8. Caporale & Jung
9. Gultekin
10. Panetta
11. López et al.
12. Dow Jones

بر عملکرد شرکت‌ها و سهامداران می‌گذارد و در نتیجه اثرات عمیقی بر پایداری شاخص-های سهام دارد. علاوه بر این، کانسولاندی و همکاران[۱]، ۲۰۰۹؛ به تجزیه و تحلیل میزان پایداری بازده سهام داو جونز در مقایسه با شاخص‌های مختلفی نظیر SRI[۲] و SCI[۳] اثبات نمودند که اطلاع داشتن از میزان پایداری بازار سهام باعث افزایش نهادهای سرمایه‌گذاری می‌شود. اما، چانگ[۴] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای به بررسی پایداری شاخص سهام داو جونز در اثر ورود و خروج شرکت‌های آمریکایی دریافت که ورود و خروج شرکت‌ها بر میزان بازدهی و پایداری شاخص داو جونز اثر معناداری ندارد. بر اساس مطالعه ساریانیدیس و همکاران[۵]، ۲۰۱۰؛ نیز، برخی از متغیرهای کلان منتخب اقتصاد اثرات عمیقی بر پایداری بازار سهام داو جونز دارند. در پژوهشی دیگر، اُبرندرفر و همکاران[۶]، ۲۰۱۳؛ بر اساس مدل فاما و فرنچ و با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH دریافتند که ورود شرکت‌های جدید به بازار سهام داو جونز ممکن است اثرات منفی عمیقی بر عملکرد پایداری شاخص سهام داشته باشد. دسوزا کانها و سامانز[۷]، ۲۰۱۳؛ طی تحقیقی دریافتند که هر چند که سرمایه‌گذاری-های پایدار موجب افزایش نقدینگی و کاهش ریسک شاخص سهام برزیل می‌شود اما این نوع سرمایه‌گذاری در تخصیص سرمایه در برزیل ممکن است موجب کاهش بازده و جذابیت‌های ریسک در بازار سهام شود. در پژوهشی دیگر، بالداسار و کامپو[۸]، ۲۰۱۶ دریافتند شفافیت بازارهای مالی نقش اساسی در پایداری بازارهای سهامی دارند و بازارهای مالی با ایجاد مزیت رقابتی در شفافیت اطلاعات می‌توانند موجب پایداری بازارهای مالی شوند.

بنابراین، سؤال اصلی تعداد اکثر مطالعات صورت گرفته در این زمینه، پایداری بازار سهام در اثر تغییرات کلان اقتصادی صورت گرفته و همچنین بحران‌های مالی، سیاسی و اقتصادی است که رفتار بازار سهام پس از تغییرات عوامل مذکور و وجود بحران‌ها و رفتارهای غیرطبیعی نظیر بحران ۲۰۰۸ چه عملکردی خواهد داشت؟. در این خصوص، یکی از مهمترین مدل‌هایی که بتواند این شرایط را مورد کنکاش قرار دهد، مدل‌های خانواده تغییر رژیمی مارکف هستند که از قابلیت‌های بالایی نظیر بررسی میزان تغییرات

---

1. Consolandi et al.
2. Socially Responsible Investment
3. Surrogate Complementary Index
4. Cheung
5. Sariannidis et al.
6. Oberndorfer et al.
7. de Souza Cunha & Samanez
8. Baldassarre & Campo

بازار سهام در اثر تغییرات متغیرهای مورد منتخب در رژیم‌های مختلف، میزان محاسبه احتمالات پایداری هر یک از رژیم‌ها و همچنین احتمال انتقال ورود و خروج از یک رژیم به رژیم دیگر برخوردارند. از این‌رو، هدف مهمتر این پژوهش، پس از بررسی ارتباط میان تغییرات نرخ تورم و نااطمینانی آن با نااطمینانی بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در رژیم‌های مختلف بازارهای گاوی و خرسی[1]، تحلیل میزان پایداری بازار سهام در اثر تغییرات تورم و نااطمینانی آن است که مورد محاسبه و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

در ادامه ساختار مقاله به این شکل است که در بخش دوم پیشینه مطالعاتی که در رابطه با این موضوع انجام شده، مورد مطالعه قرار گرفته و سپس بخش سوم به بیان نظری روش تحقیق و چگونگی محاسبه پایداری بر اساس احتمالات غیرشرطی اختصاص داده شده است. در بخش چهارم داده‌های تحقیق را مورد ارزیابی قرار می‌دهیم. در بخش پنجم یافته‌های تحقیق ارائه و تفسیر شده است و نهایتاً در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی ارائه شده است.

۲. مطالعات تجربی

از دیرباز بررسی ارتباط بین نرخ تورم و بازار سهام همواره یکی از تحقیقات مهم محققان بوده است. در این بخش از پژوهش حاضر پیشینه برخی از تحقیقات انجام شده در این خصوص در مطالعات داخلی و خارجی ارائه شده است.

۲-۱. مطالعات تجربی خارجی

گلتکین (۱۹۸۳)، با بررسی رابطه بازده سهام و تورم در ۲۶ کشور، فرضیه فیشر مبنی بر آنکه بازده واقعی سهام عادی و نرخ‌های تورم منتظره مستقل از یکدیگرند و بازده اسمی سهام دقیقاً به اندازه تورم منتظره تغییر می‌کند را مورد آزمون تجربی قرار داد و نشان داد که برای اکثر کشورهای مورد بررسی، رابطه بازده سهام و تورم از نظر آماری معنادار نیست. نتایج تحقیق تجربی سلنیک (۱۹۸۳)، نیز نشان داد که رابطه مثبت میان دو متغیر فوق در ۸ کشور از ۹ کشور مورد بررسی وجود دارد و در نتیجه، فرضیه فیشر مبنی بر اینکه بازده واقعی سهام مستقل از انتظارات تورمی است رد شد. مارشال (۱۹۹۲)، نشان داد که همبستگی منفی بین تورم و بازده سهام ممکن است حاصل نوسانات حقیقی اقتصاد، نوسانات پولی یا تغییر در متغیرهای حقیقی و پولی باشد. بادوخ و ریچاردسون[2] (۱۹۹۳)،

---

[1]. Bull & Bear Markets

[2]. Boudoukh & Richardson

در پژوهشی به این نتیجه رسیدند که یک رابطه یک به یک میان تورم منتظره و بازده سهام وجود دارد. یافته‌های تحقیق تجربی گراهام[1] (۱۹۹۶)، نیز نشان داد که رابطه میان بازده سهام و تورم بی‌ثبات است؛ یعنی در برخی دوره‌ها رابطه مثبت و در یک بازده زمانی دیگر منفی است. چوپین و ژانگ[2] (۲۰۰۰)، با استفاده از روش تصحیح خطای برداری (VECM) برای تعدادی از کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، نشان دادند که رابطه بلندمدت بین بازده واقعی سهام و نرخ تورم پس از جنگ جهانی دوم منفی بوده است. اناری و کلاری[3] (۲۰۰۱)، با استفاده از داده‌های شش کشور صنعتی به این نتیجه رسیدند که رابطه‌ی بین این دو متغیر در کوتاه‌مدت منفی ولی در بلندمدت مثبت است. فلانری و پروتوپاپاداکیس[4] (۲۰۰۲)، اثر متغیرهای اقتصاد کلان بر شاخص بازده سهام نیویورک را با استفاده از روش GARCH را مورد مطالعه قرار دادند. سه متغیر اسمی: شاخص قیمت مصرف‌کننده، قدرت برابری نرخ ارز و عرضه پول و سه متغیر واقعی: رابطه تجاری، نرخ اشتغال و قیمت مسکن را در مدل را به کار گرفتند. نتایج آن‌ها نشان‌دهنده رابطه بین متغیرها و شاخص بازده سهام با علامت‌های متفاوت در مدل بود. مادسن (۲۰۰۲)، در تحقیقی به ارتباط بین بازدهی سهام و متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از روش OLS برای کشورهای عضو شورای همکاری اقتصادی طی سال ۱۹۶۲-۱۹۹۵به این نتیجه دست یافت که نرخ تورم، تأثیر منفی بر بازدهی واقعی سهام دارد. دو[5] (۲۰۰۵)، در مطالعه‌ای با عنوان سیاست پولی، بازدهی سهام و تورم، با استفاده از نظریه انتظارات عقلایی به بررسی رابطه بین تورم و بازدهی سهام پرداخت. وی نشان داد که رابطه مثبت بین متغیرهای فوق در دهه ۱۹۳۰، به علت سیکل‌های سیاست‌های پولی بوده و رابطه منفی بین بازده سهام و تورم طی دوره ۱۹۷۴-۱۹۵۲ به‌طور وسیع به علت شوک‌های طرف عرضه بوده است. ساریانیدیس و همکاران (۲۰۱۰) در پژوهشی به بررسی پایداری بازار سهام داو جونز در اثر تغییرات برخی از متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل-های GARCH برای داده‌های ماهانه ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۸ پرداختند. نتایج آنان حاکی از آن داشت که تغییرات اقتصاد کلان اثرات عمیقی بر میزان پایداری بازار سهام داو جونز دارد. لی[6] (۲۰۱۰)، با استفاده از مدل VAR به این نتیجه دست یافت که فرضیه توهم تورمی،

---

1. Graham
2. Chopin & Zhong
3. Anari &.Kolari
4. Flannery & Protopapadakis
5. Du
6. Lee

رابطه منفی بین تورم و بازدهی سهام را پس از جنگ را به خوبی توضیح می‌دهد، ولی با رابطه مثبت قبل از جنگ ناسازگار می‌باشد. کونستانتینوس[1] و همکاران (۲۰۱۲)، به بررسی اثرات نامتقارن و وجود روابط غیرخطی تورم میان شاخص قیمت بازار سهام در یونان پرداختند. آنان با استفاده از مدل ARDL به این نتیجه دست یافتند که انعطاف‌پذیری بالایی در پویایی روابط میان متغیرهای ذکرشده وجود دارد. همچنین یافته‌های آنان نشان داد که شواهدی بر وجود روابط غیرخطی در رابطه تعادلی بلندمدت میان تورم و شاخص سهام وجود دارد. ابراهیم و آگباجه[2] (۲۰۱۳)، در تحقیقی با عنوان رابطه میان بازدهی سهام و نرخ تورم در کشور نیجریه، با استفاده از مدل ARDL ضمن تأیید روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت، به این نتیجه رسیدند که روابط میان متغیرهای فوق مثبت است. اُبرندرفر و همکاران (۲۰۱۳)، طی پژوهشی به بررسی پایداری بازار سهام داو جونز و شاخص داو جونز جهانی و تأثیرات این بازارها بر عملکرد شرکت‌های آلمانی پرداختند. آنان با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) و بر اساس مدل‌های GARCH دریافتند که اثرات منفی بازار داو جونز بر میزان عملکرد این شرکت‌ها بسیار مؤثر است. همچنین، دسوزا و کانها (۲۰۱۳) طی تحقیقی، پایداری بازار سهام کشور برزیل را از دسامبر ۲۰۰۵ تا دسامبر ۲۰۱۰ با استفاده از تجزیه و تحلیل شاخص‌های مختلف نظیر ریسک، نقدینگی، شارپ و اُمگا دریافتند که افزایش نقدینگی و ریسک باعث عدم ثبات و پایداری در بازارهای مالی این کشور می‌گردد و همچنین موجب کاهش جذابیت سرمایه‌گذاری برای سرمایه‌گذاران می‌شود. نایک (۲۰۱۳)، به بررسی رابطه میان متغیرهای کلان از جمله تورم با بازار سهام پرداخت. او با روش یوهانسن و یوسلیوس[3] به رابطه منفی میان بازده سهام و تورم در هند دست یافت. کومار و تریپاتی[4] (۲۰۱۵)، طی تحقیقی در مورد نرخ تورم و بازار کشورهایBRICS (برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی) با استفاده از آزمون علیت گرنجری و هم انباشتگی تابلویی، به این نتیجه دست یافتند که در کوتاه‌مدت ارتباط بین نرخ تورم و بازار کشورهای ذکرشده به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای وجود دارد ولی در بلندمدت میان آن‌ها هیچ ارتباطی وجود ندارد. فوجیه[5] (۲۰۱۷)، در تحقیقی به بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ تورم و نااطمینانی آن و ثبات مالی در بازارهای کشورهای در حال ظهور پرداخت.

---

1. Constantinos et al.
2. Ibrahim & Agbaje
3. Johansen & Juselius
4. Tripathi & Kumar
5. Fouejieu

هدف اصلی این مطالعه این بود که بازارهای مالی کشورهای منتخب در حال ظهور نسبت به تورم آسیب‌پذیر هستند یا نه؟. بدین منظور، نرخ تورم و نااطمینانی آن را بر ثبات بازار مالی ۲۶ کشور در حال ظهور و با استفاده از رهیافت GMM مورد ارزیابی قرار داد. نتایج مطالعه او نشان از تأثیر تورم و نااطمینانی آن بر وضعیت پایداری بازار کشورهای مذکور بود. 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 و رشد نقدینگی بیشترین تأثیر را بر این صنعت طی دوره زمانی مورد مطالعه داشته است

۲-۲. مطالعات تجربی داخلی

جعفری‌صمیمی و یحیی‌زاده‌فر (۱۳۸۰)، طی تحقیقی تجربی با استفاده از دو روش مستقیم و غیرمستقیم (اثر زنجیره‌ای) و با داده‌های سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۰ به این نتیجه رسیدند که رابطه بین تورم و بورس اوراق بهادار مثبت است و بورس تهران در این فاصله زمانی به‌عنوان سپر تورمی بوده است. اصولیان (۱۳۸۰)، در مقاله‌ای به تأثیر متغیرهای نرخ ارز، تورم و قیمت نفت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۸۱-۱۳۷۲ با استفاده از رگرسیون چند متغیره پرداخت. نتایج بررسی او نشان داد که متغیرهای کلان اقتصادی مورد استفاده از رگرسیون چند متغیره پرداخت. نتایج بررسی او نشان داد که متغیرهای کلان اقتصادی مورد استفاده در پژوهش با تغییرات شاخص قیمت‌ها هیچ رابطه همزمانی ندارند. وزیری (۱۳۸۵)، در تحقیقی به بررسی متغیرهای نرخ تورم، نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت مسکن در شهر تهران بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از اطلاعات سری زمانی (۱۳۷۱-۱۳۸۲) و با مدل خودرگسیون‌برداری پرداخت. نتایج بدست آمده از پژوهش او نشان داد که نرخ تورم و شاخص قیمت مسکن بر شاخص سهام تاثیر مثبت و معناداری دارند و نرخ واقعی واقعی ارز بر شاخص قیمت سهام تاثیر منفی دارد که البته این رابطه از لحاظ آماری معنادار نیست. عباسیان و همکاران (۱۳۸۷) با عنوان اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این پژوهش اثر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز، تراز تجاری، تورم، نقدینگی و نرخ بهره بر شاخص کل بورس در سال‌های ۱۳۸۴-

[1]. Heidari et al.

۱۳۷۷ مورد بررسی قرار گرفت. الگوی استفاده شده در این تحقیق، روش همجمعی و مدل‌های تصحیح خطا و توابع عکس‌العمل و تجزیه واریانس بود. یافته‌های آنان نشان-دهنده اثر مثبت نرخ ارز و تراز تجاری در بلندمدت بر بورس اوراق بهادار و اثر منفی تورم، نقدینگی و نرخ بهره بوده است. پاشایی‌فام و امیدی‌پور (۱۳۸۸)، با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۶۹ و با استفاده از مدل‌های VECM و GARCH به بررسی تاثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام پرداختند. نتایج آزمون همجمعی صورت گرفته توسط ایشان حاکی از وجود رابطه بلندمدت منفی بین نرخ رشد شاخص بازده نقدی و درآمد نفتی و نرخ ارز دارد در حالی که با نرخ تورم رابطه بلندمدت مثبتی دارد. پیرایی و شهسوار (۱۳۸۸)، در مقاله‌ای تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سرمایه ایران را بررسی نمودند. آنان داده‌های فصلی متغیرهای مختلف اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی، حجم پول، نرخ تورم و نرخ ارز در سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۷۰ را مورد توجه قرار داده و بر اساس تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ و با انجام آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی و مدل‌های ARDL و تصحیح خطا تاثیر متغیرهای مذکور بر شاخص قیمت سهام را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنان حاکی از آن دارد که ارتباط شاخص قیمت سهام با تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم بصورت مستقیم بوده ولی قیمت سهام رابطه معکوسی با حجم پول و نرخ ارز دارد.

ابونوری و همکاران (۱۳۹۲)، به بررسی ارتباط بین تورم و بازدهی سهام با استفاده از مدل CECM (رویکرد هم انباشتگی پنهان) پرداختند. نتیجه پژوهش آن‌ها نشان داد که بین متغیرهای فوق ارتباط نامتقارنی وجود دارد و اجزای منفی شاخص بورس و تورم با یکدیگر رابطه بلندمدت، و اجزای مثبت آن‌ها با یکدیگر رابطه معناداری ندارند. رضازاده (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 خود رگرسیون-برداری بهره گرفت. یافته‌های وی حاکی از این بود که از میان متغیرهای کلان اقتصادی، نرخ تورم تأثیر مثبت ولی بی‌معنی بر بازدهی سهام است. دارابی (۱۳۹۶)، طی تحقیقی به بررسی عوامل تعیین‌کننده پایداری مالی در شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از پانل دیتا و برای دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۹ پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان داد که سود خالص و حقوق صاحبان سهام موجب افزایش پایداری و افزایش میزان دارایی‌ها موجب کاهش پایداری مالی شرکت‌های سرمایه‌گذاری در بورس

اوراق بهادار تهران می‌گردند. حیدری و همکاران (۱۳۹۷)، در پژوهشی به پویایی‌های ارتباط میان متغیرهای کلان اقتصادی و بی‌ثباتی بازده سهام اوراق بهادار تهران برای داده‌های فصلی ۱۳۹۴:۳-۱۳۷۶:۳ در رژیم‌های مختلف گاوی و خرسی پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که برخی متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد عرضه پول، بی‌ثباتی قیمت نفت و بی‌ثباتی نرخ ارز اثرات متفاوتی بر بی‌ثباتی بازده سهام تهران دارد و پایداری رژیم کم بازده(رژیم خرسی)بیشتر از رژیم پر بازده(رژیم گاوی)می‌باشد.

۲-۳. جمع‌بندی مطالعات انجام‌شده و رویکردی جهت رفع کاستی‌های مطالعات داخلی

بررسی مطالعات صورت گرفته داخلی نشان می‌دهد که تا کنون در مطالعات داخلی تمرکزی بر مدت زمان پایداری بازار سهام در اثر تغییرات تورم و نااطمینانی آن نشده و مورد بررسی واقع نشده است. به‌عبارت‌دیگر، دانستن این مساله که چه مدت زمانی طول می‌کشد در اثر تغییرات متغیرهای کلان از جمله نرخ تورم و نااطمینانی‌های ناشی از آن، بازار سهام دوباره به وضعیت قبلی خود بازگردد از حائز اهمیت فراوانی برای بخش‌های مختلف اقتصاد بویژه برای سرمایه‌گذاران بازار سهام برخوردار است که از این حیث مطالعه حاضر دارای نوآوری است. علاوه بر این، هر چند مطالعات بسیاری در خصوص تورم و ارتباط آن با بازار سهام صورت گرفته است اما نتایج تحقیقات متعدد نشان می‌دهد که اثر تورم بر بازار سهام، متفاوت است. به‌طوری‌که در برخی از مطالعات رابطه تورم و بازدهی سهام، منفی بدست آمده (عباسیان و همکاران، ۱۳۸۷؛ ابونوری و همکاران، ۱۳۹۲) برخی دیگر این همبستگی را مثبت ارزیابی کرده (جعفری‌صمیمی و یحیی‌زاده‌فر، ۱۳۸۰؛ وزیری، ۱۳۸۵؛ پاشایی فام و امیدی‌پور، ۱۳۸۸؛ پیرائی و شهسوار، ۱۳۸۸) و برخی نیز هیچ ارتباطی میان این دو قائل نیستند (اصولیان، ۱۳۸۴؛ رضازاده، ۱۳۹۵). لذا می‌توان به این نتیجه دست یافت که هنوز اتفاق‌نظری در این مورد در میان محققان وجود ندارد. همچنین، از آنجایی که بیشتر مطالعات در مورد ارتباط بین این دو متغیر در داخل کشور با مدل‌های خطی (ARDL و VAR) و مدل‌های تک رژیمی مانند GARCH صورت گرفته است و با توجه به اینکه در زمان‌های رخدادها یا بحران‌های مالی و اقتصادی، رفتار بازار سهام در مقایسه با دوره قبل، تغییرات قابل‌ملاحظه‌ای خواهد داشت که چنین پدیده-ای به انتقال‌های رژیمی اشاره دارد و با مدل‌های سری زمانی خطی و معادله‌های ساده قابل تبیین نیست (راعی و همکاران،۱۳۹۳) همچنین با توجه به اینکه طی سالیان اخیر،

مطالعات خارجی زیادی در خصوص اهمیت تفکیک رژیم‌های پر بازده (رژیم گاوی[1]) و کم بازده (رژیم خرسی[2]) در مطالعات مختلف در بازار بورس مطرح شده است (از جمله؛ گوردان و آمور[3]، ۲۰۰۰؛ گایدلین و تیمرمن[4]، ۲۰۰۵؛ ماهیو و همکاران[5]، ۲۰۱۲)، لذا این مطالعه، به دلیل اهمیت موضوع، نیاز به بررسی مجدد با مدل‌های با قابلیت‌های بالا احساس می‌شود که یکی از این مدل‌ها، مدل‌های چند رژیمی MRS-GARCH می‌باشند. این مدل‌ها به دلیل برتری‌هایی که نسبت به مدل‌های تک رژیمی دارا می‌باشند دارای قابلیت و کاربردهای بهتری هستند. که از این حیث نیز، مطالعه حاضر دارای جنبه نوآوری می‌باشد.

۳. مدل MRS-GARCH[6]

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 کنترل‌شده و با s_t نشان داده می‌شود. در این مدل‌ها، متغیر حالت با توجه به فرآیند زنجیره مرتبه اول مارکف با احتمال انتقال زیر، فرض می‌شود که:

$$\mathrm{P\,r}(\mathrm{s_t} = \mathrm{j}|\mathrm{s_{t-1}} = \mathrm{i}) = \mathrm{p_{ij}} \qquad (۱)$$

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

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

$$\mathrm{p} = \begin{bmatrix} \mathrm{p_{11}} & \mathrm{p_{21}} \\ \mathrm{p_{12}} & \mathrm{p_{22}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathrm{p} & (1-\mathrm{q}) \\ (1-\mathrm{p}) & \mathrm{q} \end{bmatrix} \qquad (۲)$$

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

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

$$\mathrm{r_t}\,|\,\zeta_{\mathrm{t-1}} \sim \begin{cases} \mathrm{f}\left(\theta_{\mathrm{t}}^{(1)}\right) & \mathrm{p_{1,t}} \\ \mathrm{f}\left(\theta_{\mathrm{t}}^{(2)}\right) & (1-\mathrm{p_{1,t}}) \end{cases} \qquad (۳)$$

---

[1]. Bull Regime
[2]. Bear Regime
[3]. Gordon & Amour
[4]. Guidolin & Timmermann
[5]. Maheu et al.
[6] Markov Regime Switching GARCH

که در آن $f(.)$ نشان‌دهنده یکی از توزیع‌های شرطی ممکن نرمال ازجمله توزیع t و یا GED، θ_t نشان‌دهنده بردار پارامترها در رژیم i ام 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. بطور خاص، بردار پارامترهای متغیر در طول زمان را می‌توان به سه بخش زیر تجزیه کرد:

$$\theta_t^i = \left(\mu_t^i . h_t^i . v_t^i\right) \quad (۴)$$

که در آن $\mu_t^i \equiv E(r_t|\zeta_t)$ میانگین شرطی $h_t^i \equiv \sigma_t^i \equiv Var\,(r_t|\zeta_{t-1})$ واریانس شرطی(پارامتر مقیاس) 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:

$$r_t = \mu_t^i + \varepsilon_t = \delta^i + \varepsilon_t \quad (۵)$$

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 مسیر رژیم کامل $\tilde{s_t} = (s_t . s_{t-1} . \dots)$ عبارت است از:

$$h_t^i = \sigma_t^i = v[\varepsilon_t|\tilde{s_t}\,, \zeta_{t-1}] \quad (۶)$$

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

$$\sigma_t^i = h_t^i = \alpha_0^i + \alpha_1^i \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^i h_{t-1} \quad (۷)$$

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. واریانس شرطی درواقع نه تنها به اطلاعات ζ_{t-1} در رژیم کنونی که تعیین تمام پارامترها را تعیین می‌کند، بلکه به تمام حالات گذشته ζ_{t-1} بستگی دارد. این، نیازمند ادغام بیش از یک مسیر رژیم (مشاهده نشده) است که به‌صورت نمایی با حجم نمونه رشد کرده و عملاً تخمین آن غیرممکن خواهد بود. بنابراین جهت ساده‌سازی برای جلوگیری از اینکه واریانس شرطی تابعی از کلیه شرایط گذشته باشد نیازمند ساده‌سازی در مدل هستیم. در این خصوص، کای[1] (۱۹۹۴) و همیلتون و ساسمل[2] (۱۹۹۴) برای اولین بار به این نتیجه رسیدند که این مشکل با ترکیب تغییر رژیم، با مدل ARCH رفع می‌شود. بنابراین این شرط را در GARCH در رابطه (۷) $\tilde{s}_{t-1}$ حذف کردند. با این‌حال

[1]. Cai
[2]. Hamilton & Susmel

همه این محققان بیان نمودند که وقفه‌های زیادی برای انجام چنین فرآیندی نیاز است. لذا برای اجتناب از مشکلات وابستگی به مسیر، گری[1] (۱۹۹۶) برای ادغام مسیرهای رژیم مشاهده نشده GARCH (s_{t-1}) در رابطه (۷) با استفاده از امید ریاضی شرطی واریانس گذشته را پیشنهاد کرد. گری اطلاعات قابل مشاهده در زمان t-2 را بکار برد که مدل وی به شکل زیر نشان داده می‌شود:

$$h_{t-1} = E_{t-2}\left\{h_{t-1}^{j}\right\} = p_{1,t-1}\left[\left(\mu_{t-1}^{(1)}\right)^2 + h_{t-1}^{(1)}\right] + \left(1 - p_{1,t-1}\right)\left[\left(\mu_{t-1}^{(2)}\right)^2 + h_{t-1}^{(2)}\right] - \left[p_{1,t-1}\mu_{t-1}^{(1)} + \left(1 - p_{1,t-1}\right)\mu_{t-1}^{(2)}\right] \quad (۸)$$

که در آن۲ و ۱ =j می‌باشد. در این خصوص، دوکر[2] (۱۹۹۷) با استفاده از الگوریتم کیم[3] (۱۹۹۴) برای غلبه بر مشکل وابستگی به مسیر تلاش کرد، اما به همان چارچوب گری (۱۹۹۶) رسید. همهٔ این مدل‌ها در یک چارچوبی واحد توسط لین[4] (۱۹۹۸)که تصریح زیر را برای انحراف استاندارد مشروط می‌دهد، ارائه شد.

$$\frac{\sigma_t^{v}-1}{v} = w_{s\,t_1} + \alpha_{s\,t_2}(L)_p\,\tilde{\sigma}_{t-1}^{v}\left|f(\varepsilon_{t-1})\right|^{\omega} - \lambda_{s\,t_2}\tilde{\alpha}_{t-1}^{v}\left|f(\varepsilon_{t-1})\right|^{\omega}\frac{\varepsilon_{t-1}}{|\varepsilon_{t-1}|} + \beta_{s\,t_3}(L)_q\left[\frac{\tilde{\sigma}_{t-1}^{v}-1}{v}\right] \quad (۹)$$

که در آن $t \geq t_1.t_2.t_3$ و $\widetilde{\sigma_t}$ امید ریاضی شرطی σ_t، $\alpha_{s\,t_2}(L)_p$ و $\beta_{s\,t_3}(L)_q$ نشان‌دهندهٔ چندجمله‌ای در عملگر وقفه (L) به ترتیب از p و q و $f(\varepsilon_t) = \varepsilon_t - \gamma$ هستند. لین در سال (۱۹۹۸) از رویکرد گری در سال (۱۹۹۶) برای جلوگیری از وابستگی به مسیر، پیروی نمود. کلاسن[5] (۲۰۰۲) نیز استفاده از امید شرطی واریانس شرطی وقفه-دار با مجموعه‌ای وسیع‌تر از اطلاعات گری را پیشنهاد کرد. وی به منظور ادغام رژیم‌های گذشته، عبارت زیر را برای واریانس شرطی اتخاذ کرد:

$$h_t^{i} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)}E_{t-1}\left\{h_{t-1}^{(i)}|s_t\right\} \quad (۱۰)$$

که امید در آن به‌صورت زیر محاسبه شده است:

$$E_{t-1}\left\{h_{t-1}^{(i)}|s_t\right\} = \tilde{p}_{ii,t-1}\left[\left(\mu_{t-1}^{(i)}\right)^2 + h_{t-1}^{(i)}\right] + \tilde{p}_{ji,t-1}\left[\left(\mu_{t-1}^{(j)}\right)^2 + h_{t-1}^{(j)}\right] - \left[\tilde{p}_{ii,t-1}\mu_{t-1}^{(i)} + \tilde{p}_{ji,t-1}\mu_{t-1}^{(j)}\right]^2 \quad (۱۱)$$

---

[1]. Gray
[2]. Dueker
[3]. Kim
[4] Lin
[5] klaassen

و احتمالات در رابطه (۱۱) به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$\tilde{p}_{j\,i\,,t} = P\,r(s_t = j|s_{t+1} = i, \zeta_{t-1}) = \frac{p_{ji}Pr(s_t=j|\zeta_{t-1})}{P\,r(s_{t+1}=i|\zeta_{t-1})} = \frac{p_{ji}p_{j,t}}{p_{i,t+1}} \qquad (۱۲)$$

که در آن $i\,,j = 1,2$ است.

ازآنجاکه هیچ همبستگی سریالی در بازده وجود ندارد، برای h مرحله جلوتر پیش‌بینی نااطمینانی در زمان t-1 را می‌توان به شرح زیر محاسبه کرد:

$$\hat{h}_{T\,,T\,+h} = \sum_{\tau}^{h} \widehat{h}_{\,T,T\,+\tau} = \sum_{\tau=1}^{h}\sum_{i=1}^{2} P\,r(s_\tau = i|\zeta_{T-1})\hat{h}^{(i)}_{T\,,T\,+\tau} \qquad (۱۳)$$

که در آن $\hat{h}_{T,T+h}$ نشان‌دهندهٔ جمع پیش‌بینی نااطمینانی برای h مرحله بعدی در زمان T و $\hat{h}^{(i)}_{T,T+\tau}$ پیش‌بینی h مرحله جلوتر از نااطمینانی در رژیم i بوده که در زمان T است و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{h}^{(i)}_{T\,,T\,+\tau} = \alpha_0^{(i)} + \left(\alpha_1^{(i)} + \beta_1^{(i)}\right)E_T\left\{h^{(i)}_{T,T+\tau-1}|s_{T\,+\tau}\right\} \qquad (۱۴)$$

بنابراین، پیش‌بینی نااطمینانی چند مرحله پیش رو به‌منزلهٔ میانگین وزنی پیش‌بینی نااطمینانی چند مرحله پیش رو در هر رژیم خواهد بود که در آن وزن احتمالات پیش‌بینی محاسبه شده است. پیش‌بینی نااطمینانی رژیم با فرمولی شبیه GARCH که در آن امید نااطمینانی گذشته به‌وسیلهٔ وزن دادن به نااطمینانی رژیم قبلی همراه با احتمالات رابطهٔ (۱۲) بدست می‌آید. به‌طورکلی برای پیش‌بینی فیلتر احتمال τ در دوره‌های پیش رو $Pr(s_{t\,+\tau} = i|\zeta_t) = p_{i\,,t\,+\tau} = P^{\tau}_{p\,i\,,t}$ مورد نیاز است.

به‌طور معمول، در مطالعات تغییر رژیم مارکف برای تخمین پارامترهای متعدد از برآورد حداکثر راستنمایی 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:

$$p_{1,t} = Pr[s_t = 1|\zeta_{t-1}] = (1 - q)\left[\frac{f(r_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-p_{1,t-1})}{f(r_{t-1}|s_{t-1}=1)p_{1,t-1}+f(r_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-p_{1,t-1})}\right] + p\left[\frac{f(r_{t-1}|s_{t-1}=1)p_{1,t-1}}{f(r_{t-1}|s_{t-1}=1)p_{1,t-1}+f(r_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-p_{1,t-1})}\right] \qquad (۱۵)$$

که p و q احتمالات انتقال در رابطه (۲) و $f(.)$ احتمال داده شده در رابطه (۳) است. بنابراین تابع لگاریتم راستنمایی را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$L = \sum_{t=-R+\omega+1}^{T+\omega} \log[p_{1,t}f(r_t|s_t = 1) + (1 - p_{1,t})f(r_t|s_t = 2)] \qquad (۱۶)$$

که در آن $\omega = 0.1.\ldots.n$ و $f(.|s_t = i)$ توزیع شرطی وقوع رژیم i در زمان t است.

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

اگر یک متغیر از فرایند خانواده مارکف تبعیت کند، تمام آن چیزی که برای پیش‌بینی آن نیاز داریم این است که احتمال آن‌که در دوره‌های بعدی در وضعیت موردنظر قرار بگیرد، چقدر است. این احتمال برابر احتمال دوره فعلی و مجموعه‌ای از احتمال انتقالات است. در حالت عمومی که N حالت وجود دارد، احتمال انتقال توسط ماتریس P نشان داده می‌شود. که باید شرط زیر برقرار باشد:

$$\sum_{i,j=1}^{N} P_{ij} = 1 \qquad (۱۷)$$

در این چارچوب، می‌توان احتمالات غیرشرطی مدل را نیز برآورد نمود. ازآنجایی که احتمالات ماتریس انتقال، احتمالات شرطی هستند، برای بدست آوردن احتمالات غیرشرطی باید بردار مقادیر ویژه را محاسبه کرد. مقادیر ویژه ماتریس احتمالات انتقال برای هر زنجیره انتقالی گارچ مارکف N حالته را می‌توان از حل دترمینان $|P - \lambda I_N| = 0$ بدست آورد. به‌عنوان مثال برای حالت دو رژیمه می‌توان نوشت:

$$\begin{vmatrix} P_{11} - \lambda & 1 - P_{22} \\ 1 - P_{11} & P_{22} - \lambda \end{vmatrix} = 0 \qquad (۱۸)$$

که در آن مقادیر ویژه ماتریس انتقالات عبارتند از: $\lambda_1 = 1$ و $\lambda_2 = -1 + P_{11} + P_{22}$. 1

حال بردار ویژه مرتبط با مقدار $\lambda_1 = 1$ از حل دترمینان $|P - 1I_2| = 0$ بدست می‌آید که بردار فوق خواهد بود:

$$\pi = \begin{bmatrix} (1 - p_{22}) \big/ (2 - p_{11} - p_{22}) \\ (1 - p_{11}) \big/ (2 - p_{11} - p_{22}) \end{bmatrix} \qquad (۱۹)$$

که بخش اول بردار δ نشان‌دهنده احتمال غیرشرطی ماندن در رژیم یک و عنصر دوم آن احتمال غیرشرطی ماندن در رژیم دو، می‌باشد. پس بدین ترتیب خواهیم داشت:

$$P(s_t = 1) = \frac{(1-p_{22})}{(2-p_{11}-p_{22})} \quad , P(s_t = 2) = \frac{(1-p_{11})}{(2-p_{11}-p_{22})} \qquad (۲۰)$$

[1]. Marcucci

۴. داده‌های تحقیق

این تحقیق با الهام از مطالعه فوجیه (۲۰۱۷) به بررسی پایداری بازار سهام در اثر تغییرات نرخ تورم و نااطمینانی آن بر پایه نرخ رشد شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی (CPI) بر نااطمینانی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های ماهانه از فروردین ۱۳۷۷ تا اسفند ۱۳۹۴ و با استفاده از رهیافت MRS-GARCH می‌پردازد. داده‌های شاخص کل از بورس اوراق بهادار تهران و داده‌های ماهانه نرخ تورم از شاخص‌های ماهانه بانک مرکزی اخذ شده است. تمامی تخمین‌های این مطالعه توسط دو نرم‌افزار Eviewsو Ox Metrics انجام گرفته است. نحوه‌ی محاسبه بازده شاخص کل بدین شرح می‌باشد[۱]:

$$R_t = log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100$$

قبل از برآورد مدل، باید داده‌ها ازلحاظ مانایی 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)[۲]، آزمون فیلیپس پرون (PP)[۳]، آزمون Ng-Perron و آزمون KPSS[۴] را می‌توان نام برد. در این مطالعه از میان آزمون‌های ذکرشده در فوق، از آزمون‌های ADF و PP در دو حالت با عرض از مبدأ و روند و با عرض از مبدأ بدون روند استفاده شده است. همان‌طور که نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان می‌دهند؛ متغیر نااطمینانی بازده سهام (Re Uncer) در سطح خطای ۵ درصد و متغیرهای تورم (Inf) نااطمینانی تورم (Inf Uncer) در سطح خطای یک درصد در سطح ایستا بوده و نیازی به تفاضل‌گیری ندارند.

---

[۱]. روش‌های متفاوتی برای به دست آوردن نااطمینانی وجود دارد. از جمله این روش‌ها، روش هدریک – پرسکات و استفاده از مدل‌های خانواده GARCH می‌باشد. در مطالعه حاضر جهت به دست آوردن نااطمینانی بازده سهام و تورم از مدل‌های خانواده GARCH استفاده شده است. محاسبات بخش نااطمینانی نرخ تورم و نااطمینانی بازده سهام به دلیل پرهیز از اطاله کلام و همچنین محدودیت تعداد صفحات مقاله گنجانده نشده است ولی در صورت درخواست داوران گرامی در اختیار آنان قرار گذاشته می‌شود.

[2]. Augment Dickey – Fuller

[3]. Phillips-Perron

[4]. Kwiatkowski– Philips –Schmidt – Shin

جدول ۱. آزمون مانایی متغیرها

	ADF		PP	
Variables	I	Π	I	Π
Re Uncer	-۳/۰۷**	-۴/۰۱*	-۲/۹۵**	-۴/۰۳*
Inf	-۹/۱۰*	-۹/۱۶*	-۹/۵۷*	-۹/۶۳*
Inf Uncer	-۶/۹۱*	-۶/۹۰*	-۷/۰۱*	-۷/۰۰*

I: نشان‌دهنده آزمون‌ها با عرض از مبدأ و Π بیانگر آزمون‌ها با عرض از مبدأ همراه با روند می‌باشد.
* و ** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱٪ و ۵٪ می‌باشند.
منبع: یافته‌های تحقیق

۵. یافته‌های تحقیق

قبل از مدل مارکف سوئیچنگ گارچ، مدل مارکف سوئیچنگ آرچ توسط همیلتون و ساسمل ارائه شد سپس گری و دوکر مدل تغییر رژیم انتقالی مارکف گارچ را مطرح کردند. این مدل اجازه می‌دهد میانگین و واریانس شرطی بر اساس یک زنجیره مارکف مرتبه اول بین دو حالت چرخش و انتقال یابد. هدف از استفاده مدل چرخشی مارکف گارچ این است که از طریق جزء تصادفی مدل بتوان تغییرات ناپیوسته تصادفی را مدل‌سازی کرد که اجازه می‌دهد در فرآیند پیش‌بینی از اطلاعات شرطی استفاده کرد. لازم به ذکر است که این جزء تصادفی متغیر تصادفی حالت، همان رژیم است که از فرآیند مارکف پیروی می‌کند. اما هدف مهم‌تر استفاده از آن برای پیش‌بینی دقیق‌تر است که از پیش‌بینی متغیر حالت، با توزیع وابسته به زمان شرطی استفاده می‌شود. روش کار در این مطالعه برای تعیین درجه وقفه‌های بهینه به این صورت است که برای هریک از متغیرهای موجود در مدل با در نظر گرفتن حداکثر ۵ درجه وقفه با در نظر گرفتن مینیمم مقدار آکائیک، ماکزیمم حداکثر راستنمایی، و مقایسه آماره‌های نسبت راستنمایی و از همه مهم‌تر مدل‌هایی که برای ساختار اقتصاد ایران قابل توجیه باشند، انتخاب می‌شوند، آزمون‌های تشخیصی آزمون‌های نرمالیتی خطاها، ناهمسانی واریانس و معنادار بودن ضرایب تخمین زده شده نیز از معیارهای مهم انتخاب مدل خوب می‌باشند. بر این اساس، برای برآورد بهترین حالت، مدل‌های مختلفی برآورد شدند تا از این میان آنان بهترین حالت انتخاب شود. نتایج برآورد مدل MRS-GARCH در جدول زیر ارائه شده است.

جدول۲: خلاصه برآورد پارامترهای مدل MRS-GARCH

	رژیم ۱(رژیم پر بازده)			رژیم ۲ (رژیم کم بازده)		
	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t
Re Uncer_{t-1}	۰/۹۱*	۰/۰۱	۱۳/۲	-۰/۰۳	۰/۱۵	**-۰/۲۱**
Constant	۱/۸۵*	۰/۳۵	۵/۲۹	۱/۳۲*	۰/۳۱	**۴/۱۴**
Inf	۰/۱۲**	۰/۰۴	۲/۴۷	۰/۰۱۸	۰/۰۱	**۰/۹۳**
Inf Uncer	۰/۶۹*	۰/۱۵	۴/۵۷	-۰/۰۳۱	۰/۰۳	**-۰/۹۲**
Sigma	۰/۰۹۳	۰/۰۳۵		۰/۱۰۱	۰/۰۲۱	
ARCH	۰/۰۷۸	۰/۰۲۶		۰/۶۷	۰/۱۲۵	
GARCH	۰/۵۸۱	۰/۱۳۶		۰/۱۲۰	۰/۰۳۱	
LL	**-۲۰۴/۵۰۷۳**					
LR-test	**۲۳۴/۵۴**					
DAVIES	**۰/۰۰۰**					
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٪ و ۵٪ می‌باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

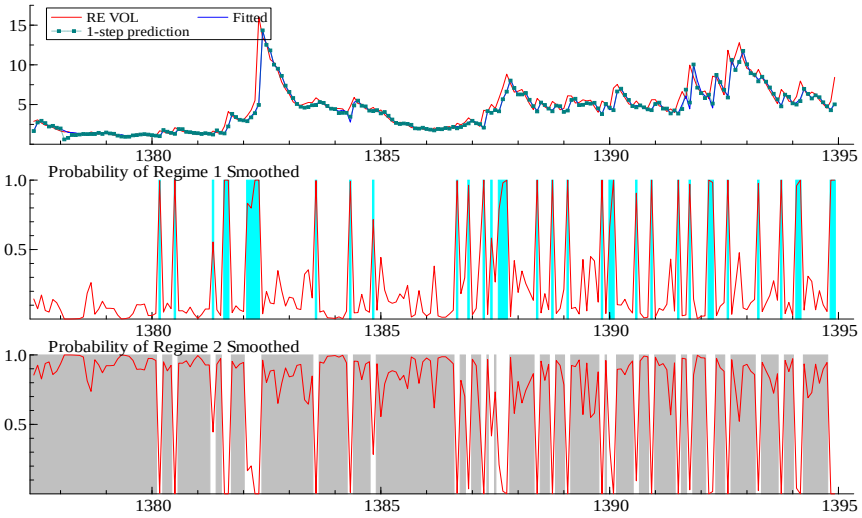
با توجه به نتایج جدول فوق، و با در نظر گرفتن اینکه آماره‌ی LR linearity test برابر با ۲۳۴/۵۴ می‌باشد و عدد P-value مربوط به آماره‌ی DAVIES کمتر از ۰/۰۵ است لذا وجود ارتباط غیرخطی بین متغیرها تأیید می‌شود. نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مربوط به مدل حاکی از آن است که دوره‌ی زمانی مورد مطالعه نااطمینانی بازده سهام قابل‌تفکیک به دو رژیم پر بازده (رژیم ۱ یا رژیم گاوی) و رژیم کم بازده (رژیم ۲ یا رژیم خرسی) است. در برخی از مطالعات خارجی در خصوص بازار سهام از رژیم پر بازده 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 ۰/۰۹۳ و انحراف معیار رژیم ۲ برابر با ۰/۱۰۱ می‌باشد که این مطلب بیانگر این است که نوسانات رژیم ۲ نسبت به رژیم ۱ بیشتر است. علاوه بر این، نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اثر نرخ تورم بر نااطمینانی بازده سهام در رژیم پر بازده مثبت و معنی‌دار است ولی در رژیم کم بازده این اثر از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. همچنین، نااطمینانی تورم دارای اثرات نامتقارنی بر نااطمینانی بازده سهام دارد بدین صورت که این اثر در رژیم پر بازده مثبت و معنادار ولی در رژیم کم بازده

منفی و بی‌معنی از لحاظ آماری بدست آمد. بنابراین این مطالعه نشان می‌دهد که یافته-های اصولیان، ۱۳۸۴ و رضازاده، ۱۳۹۵ در رژیم کم بازده بازار سهام صادق است و مطالعات (جعفری‌صمیمی و یحیی‌زاده‌فر، ۱۳۸۰؛ وزیری، ۱۳۸۵؛ پاشایی‌فام و امیدی‌پور، ۱۳۸۸) در رژیم پر بازده بازار سهام تأیید می‌شود. علاوه بر این، نااطمینانی بازده سهام با وقفه اول خود ارتباط مستقیمی و معناداری در رژیم پر بازده و ارتباط معکوس اما بی‌معنی در رژیم کم بازده دارد. وارد نمودن وقفه از این جهت اهمیت دارد که پویایی این متغیر را در تغییرات خودش نشان می‌دهد و همچنین موجب برازش بهتر مدل می‌شود. همچنین، با توجه به آزمون‌های تشخیصی در مدل برآورد شده، اجزای اخلال دارای خودهمبستگی سریالی نمی‌باشند، همچنین واریانس جملات اخلال به‌صورت همسان توزیع شده است.

در نمودار(۱) که نمودار مدل تخمینی و دوره‌های قرار گرفته در هر رژیم را نشان می‌دهد، خط آبی نمودار برازش شده مدل و خط قرمز نمودار واقعی است، همان‌طور که مشاهده می‌شود مدل برازش شده توانسته است مدل واقعی را پوشش دهد که این مطلب بیانگر بهینه بودن مدل تخمینی است. همچنین، در این نمودار دوره‌های قرار گرفته در هر رژیم مشخص است که در جدول (۳) نیز گزارش شده است.

جدول (۳) ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها را نشان داده می‌شود. سطر اول آن تعداد مشاهداتی را نشان می‌دهد که مجموع ماه‌های بررسی شده در هر یک از رژیم‌ها قرار دارد. سطر دوم احتمال قرار گرفتن در رژیم موردنظر را نشان می‌دهد و سطر سوم، میانگین طول دوره‌ها را نشان می‌دهد که مشاهدات به طور پیاپی در رژیم موردنظر قرار گرفته‌اند. همان‌طور که جدول فوق نشان می‌دهد تعداد ماه‌هایی که در رژیم کم بازده (رژیم خرسی) قرارگرفته و همچنین میانگین دوره قرار گرفتن در این رژیم، بیشتر از رژیم پر بازده (رژیم گاوی) است. بنابراین اگر به‌طور تصادفی یکی از مشاهدات را انتخاب کنیم می‌توان گفت به احتمال ۸۲ درصد در رژیم با بازده کم قرار خواهد داشت. همه این مطالب بیانگر این مفهوم هستند که نااطمینانی بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در رژیم کم بازده بیشتر از رژیم پر بازده بوده است.

نمودار ۱. روند مقادیر واقعی، برازش شده و احتمالات پیش‌بینی نااطمینانی بازده سهام



منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. ویژگی هر یک از رژیم‌ها

نوع رژیم	رژیم ۱ (رژیم پر بازده)	رژیم ۲ (رژیم کم بازده)
تعداد مشاهدات قرارگرفته در هر رژیم	۳۸	۱۷۳
فراوانی نسبی قرار گرفته در هر رژیم	۱۸/۰۱	۸۱/۹۹
میانگین دوره قرار گرفته در هر رژیم	۱/۳۶	۶/۱۸

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین جدول ۴، نتایج پایداری و ناپایداری هر یک از رژیم‌ها را در طول زمان نشان می‌دهد. بر این اساس، عناصر قطر اصلی بیانگر پایداری رژیم‌ها و بقیه عناصر بیانگر احتمالات تغییر رژیم می‌باشد. بر اساس نتایج جدول زیر، 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.

جدول ۴. احتمال ثبات و انتقال رژیم‌ها

رژیم ۲ (رژیم کم بازده) و دوره t	رژیم ۱ (رژیم پر بازده) و دوره t	
۰/۲۴۸۵	۰/۲۹۰۱	**رژیم ۱ (پر بازده) و دوره t+1**
۰/۷۵۱۴	۰/۷۰۹۸	**رژیم ۲ (کم بازده) و دوره t+1**

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین با توجه به مطالب بیان شده در بخش مبانی نظری، می‌توان احتمالات غیرشرطی که بیانگر احتمال ماندن در هر رژیم می‌باشد را محاسبه کرد که در این صورت خواهیم داشت:

$$P(s_t = 1) = \frac{(1 - 0.75144)}{(2 - 0.29014 - 0.75144)} = \ 0.2593$$

$$P(s_t = 2) = \frac{(1 - 0.29014)}{(2 - 0.29014 - 0.75144)} = 0.7406$$

با توجه به محاسبات صورت گرفته احتمال ماندن در رژیم یک (رژیم پر بازده) برابر با ۲۶ درصد و احتمال ماندن در رژیم دو (رژیم کم بازده) برابر ۷۴ درصد خواهد بود. بنابراین بردار احتمال پایدار (احتمالات غیرشرطی) در رابطه زیر صدق می‌کند:

$\sum_{i=1}^{n} \delta = 1$ و از آنجایی که رابطه‌ی زیر در بردار احتمالات غیرشرطی صادق است :

$$[x_1 \quad x_2] \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} = [X_1 \quad X_2]$$

لذا بر اساس پایداری رژیم‌ها خواهیم داشت:

$$[x_1 \quad x_2] \begin{bmatrix} 0.2901 & 0.2485 \\ 0.7096 & 0.7514 \end{bmatrix} = [X_1 \quad X_2]$$

و از آنجایی که $X_1 + X_2 = 1$ می‌باشد، بنابراین خواهیم داشت:

$$\delta \equiv [X_1 \quad X_2] = [0.2593 \quad 0.7406]$$

حال سؤالی که می‌تواند مطرح شود که مهمترین سوال پژوهش حاضر نیز هست و آن این است که اگر بازار بورس در اثر تغییرات متغیرهای توضیحی تغییر وضعیت بدهد، به‌طور متوسط چقدر طول می‌کشد تا بازار بورس به حالت اولیه خود بازگردد؟ برای پاسخ به این سؤال باید بردار احتمال پایدار را معکوس نماییم:

$$\left(\frac{1}{\delta}\right) = \left[\frac{1}{0.2593} \quad \frac{1}{0.7406}\right] = (3.85 \quad 1.35)$$

تحلیل بردار فوق به شرح زیر است:

- اگر بورس اوراق بهادار تهران در اثر تغییرات تورم و نااطمینانی آن از وضعیت رژیم پر بازده (رژیم گاوی) خارج شود و بخواهد دوباره به رژیم پر بازده بازگردد به‌طور متوسط ۳/۸۵ ماه طول خواهد کشید.

- چنان چه بازار بورس در اثر تغییرات تورم و نااطمینانی آن از وضعیت رژیم کم بازده خارج شود مجدداً وارد این رژیم شود، به‌طور متوسط ۱/۳۵ ماه طول می‌کشد.

نتایج فوق بیانگر این مفهوم است که پایداری رژیم کم بازده بیشتر از دوره رژیم پر بازده است و در صورت خارج شدن از دوره کم بازده (رژیم خرسی) و وارد شدن به دوره پر بازده (رژیم گاوی) ، بازار سریعتر به حالت اولیه باز خواهد گشت.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

یکی از مهم‌ترین پارامترهای تأثیرگذار بر میزان سرمایه‌گذاری در بورس و همچنین عملکرد بازارهای مالی به‌ویژه بازار بورس، نااطمینانی بازده سهام است. در این خصوص، آگاهی از میزان پایداری بازار سهام و عملکرد این بازار، در نتیجه تغییرات متغیرهای اقتصادی دارای حائز اهمیت فراوانی است. از این‌رو، هدف مطالعه حاضر، بررسی میزان پایداری بازار سهام در اثر تغییرات نرخ تورم و نااطمینانی آن در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۷۷:۱ – ۱۳۹۴:۱۲ با استفاده از رویکرد MRS-GARCH در رژیم‌های مختلف بازار سهام است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که نرخ تورم و نااطمینانی آن در رژیم‌های مختلف، اثرات متفاوتی بر عملکرد بازار سهام دارد. بدین‌صورت که نرخ تورم در رژیم پر بازده بازار سهام (رژیم ۱) اثر مثبت و معنادار ولی این ارتباط در رژیم کم بازده (رژیم ۲) از لحاظ آماری بی‌معنی است. همچنین نااطمینانی تورم در رژیم ۱ اثر مثبت و معنادار ولی در رژیم ۲ اثر منفی اما از لحاظ آماری بی‌معنی بر نااطمینانی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران دارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که در بازه زمانی مورد مطالعه بیشترین مشاهدات در رژیم کم بازده قرار گرفته‌اند و بر اساس پایداری رژیم‌ها پیش‌بینی می‌شود که این روند نیز ادامه داشته باشد؛ بدین‌صورت که پایداری رژیم پر بازده (رژیم ۱) کمتر از رژیم کم بازده (رژیم ۲) باشد. همچنین، میزان پایداری بازار سهام در اثر تغییرات نرخ تورم و نااطمینانی آن محاسبه گردید که بر این اساس، مدت زمان پایداری بازار سهام در صورت خروج از رژیم کم بازده (رژیم خرسی) و وارد شدن به رژیم پر بازده (رژیم گاوی) نسبت به زمان خروج از رژیم پر بازده و وارد شده به رژیم کم بازده سریع‌تر به حالت اولیه باز خواهد گشت. با توجه به نتایج تحقیق، پیشنهادات سیاستی زیر توصیه می‌شود:

با توجه به اینکه افزایش نرخ تورم و نااطمینانی‌های ناشی از آن باعث افزایش نااطمینانی بازده سهام می‌گردد و این امر ممکن است باعث کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بازار سهام گردد از این‌رو برای ضمانت حداقل عایدی سهامداران در رژیم کم بازده، نیاز به عملیاتی کردن روش‌های جدید از جمله بازار گردانی و حمایت بورس از سرمایه‌گذاران

با روش‌های مختلف از جمله: کاهش ریسک و افزایش شفافیت اطلاعات توصیه می‌شود. با در نظر داشتن اینکه بورس یکی از بااهمیت‌ترین منابع گردش مالی در اقتصاد کشور محسوب می‌شود، و با توجه به اینکه نرخ تورم باعث افزایش نااطمینانی بازده سهام در رژیم‌های پر بازده می‌شود پیشنهاد می‌شود یکی از اولویت‌های برنامه ریزان و سیاست‌گذاران کشور در بازار سهام در جهت کاهش نرخ تورم و کاهش تلاطم‌های ناشی از آن باشد. همچنین به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود که برای سرمایه‌گذاری صنایعی را انتخاب نمایند که توان پوشش تورم را داشته باشند.

فهرست منابع:

ابونوری، عباسعلی، نادری، اسماعیل،گندلی علیخانی، نادیا و عبداللهی، پرستو (۱۳۹۲)، تجزیه‌وتحلیل عدم تقارن میان شاخص سهام و نرخ تورم به کمک رویکرد هم انباشتگی پنهان، فصلنامه راهبرد اقتصادی، ۵.

اصولیان، محمد (۱۳۸۴)، بررسی تأثیر تغییرات برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص صنایع شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

پاشایی فام، رامین و امیدی پور، رضا (۱۳۸۸)، بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۵۰، ۱۱۳-۹۳.

پیرائی، خسرو و شهسوار، محمدرضا (۱۳۸۸)، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۹(۱): ۲۱-۳۸.

حیدری، حسن، رفاح-کهریز، آرش و هاشمی برنج آبادی، نیر (۱۳۹۷)، پویایی‌های رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و بی‌ثباتی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد تغییر رژیم مارکف آرما گارچ چند متغیره، فصلنامه علمی پژوهشی نظریه های کاربردی اقتصاد، (۲)۵: ۲۲۳-۲۵۰.

دارابی، رویا (۱۳۹۶)، عوامل تعیین‌کننده پایداری مالی در شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۳۶: ۳۴-۱۷.

راعی، رضا و سعیدی، علی (۱۳۹۵)، مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک، انتشارات سمت، چاپ دهم.

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

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

عباسیان، عزت‌الله، مرادپور اولادی، مهدی و عباسیون، وحید (۱۳۸۷)، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر

شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۳۶: ۱۳۵-۱۵۲.

وزیری، بروسکه صادق (۱۳۸۵)، بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه الزهرا(س).

یحیی‌زاده فر، محمود و جعفری‌صمیمی، احمد (۱۳۸۰)، بررسی رابطه تورم و بازده سهام در ایران، تحلیل نظری و مروری بر ادبیات، فصلنامه علمی پژوهشی علوم انسانی دانشگاه الزهرا (س)، ۳۷ و ۳۸: ۱۵۸-۱۱۵.

Anari, A., & Kolari, J. (2001), Stock prices and inflation. Journal of Financial Research, 24(4): 587-602.

Baldassarre, F. & Campo, R. (2016), Sustainability as a marketing tool: To be or to appear to be? Business Horizons, 59(4): 421-429.

Benderly, J. & Zwick, B. (1985), Inflation, real balances, output, and real stock returns. The American Economic Review, 75(5): 1115-1123.

Boudoukh, J. & Richardson, M. (1993), Stock returns and inflation: A long-horizon perspective. The American Economic Review, 83(5): 1346-1355.

Boyd, J. H. & Smith, B. D. (1998), Capital market imperfections in a monetary growth model. Economic Theory, 11(2): 241-273.

Branch, B. (1974), Common stock performance and inflation: an international comparison. The Journal of Business, 47(1): 48-52.

Cai, J. (1994), A Markov Model of Unconditional Variance in ARCH. Journal of Business and Economic Statistics, 12: 309-316.

Caporale, T. & Jung, C. (1997), Inflation and real stock prices. Applied Financial Economics, 7(3): 265-266.

Chatrath, A., Ramchander, S. & Song, F. (1997), Stock prices, inflation and output: evidence from India. Applied Financial Economics, 7(4): 439-445.

Cheung, A. W. K. (2011), Do stock investors value corporate sustainability? Evidence from an event study. Journal of Business Ethics, 99(2): 145-165.

Chopin, M. & Zhong, M. (2000), Stock Returns, Inflation and Macro economy: The Long-and Short-Run Dynamics.

Consolandi, C., Jaiswal-Dale, A., Poggiani, E. & Vercelli, A. (2009), Global standards and ethical stock indexes: The case of the Dow Jones Sustainability Stoxx Index. Journal of Business Ethics, 87(1): 185-197.

Constantinos, K., Andreas Ektor, L. & Emmanouil, T. (2012), Asymmetric Effects of Inflation on Stock Market Prices: New Empirical Evidence Using Greek Data. Journal of Applied Business Research, 28(3): 325-332.

Cozier, B. V. & Rahman, A. H. (1988), Stock returns, inflation, and real activity in Canada. Canadian Journal of Economics, 759-774.

de Souza Cunha, F. A. F. & Samanez, C. P. (2013), Performance analysis of sustainable investments in the Brazilian stock market: a study about the corporate sustainability index (ISE). Journal of Business Ethics, 117(1): 19-36.

Du, D. (2006), Monetary policy, stock returns and inflation. Journal of Economics and Business, 58(1): 36-54.

Dueker, M. J. (1997), Markov switching in GARCH processes and mean-reverting stock-market volatility. Journal of Business and Economic Statistics, 15(1): 26–34.
Fama, E. F. & Schwert, G. W. (1977), Asset returns and inflation. Journal of Financial Economics, 5(2): 115-146.
Flannery, M. J. & Protopapadakis, A. A. (2002), Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns. The Review of Financial Studies, 15(3): 751-782.
Fouejieu, A. (2017), Inflation targeting and financial stability in emerging markets. Economic Modelling, 60: 51-70.
Gordon, S. & St-Amour, P. (2000), A preference regime model of bull and bear markets. American Economic Review, 90(4): 1019-1033.
Graham, F. C. (1996), Inflation, real stock returns, and monetary policy. Applied Financial Economics, 6(1): 29-35.
Gray, S. F. (1996), Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process. Journal of Financial Economics, 42(1): 27–62.
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.
Gultekin, N. B. (1983), Stock market returns and inflation: evidence from other countries. The Journal of Finance, 38(1): 49-65.
Hamilton, J. D. & Susmel, R. (1994), Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. Journal of Econometrics, 64(1): 307-333.
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.
Ibrahim, T. M. & Agbaje, O. M. (2013), The relationship between stock return and inflation in Nigeria. European Scientific Journal, ESJ, 9(4).
Kim, C. J. (1994), Dynamic linear models with Markov-switching. Journal of Econometrics, 60(1-2): 1–22.
Klaassen, F. (2002), Improving GARCH volatility forecasts with regime-switching GARCH. Empirical Economics, 27(2): 363–394.
Lee, B. S. (2010), Stock returns and inflation revisited: An evaluation of the inflation illusion hypothesis. Journal of Banking & Finance, 34(6): 1257-1273.
Lee, K. & Ni, S. (1996), Stock returns, real activities and temporary and persistent inflation. Applied Financial Economics, 6(5): 433-441.
Lin, G. (1998), Nesting Regime-Switching GARCH models and stock market volatility, returns and the business cycle (Doctoral dissertation, University of California, San Diego).
López, M. V., Garcia, A. & Rodriguez, L. (2007), Sustainable development and corporate performance: A study based on the Dow Jones sustainability index. Journal of Business Ethics, 75(3): 285-300.

Madsen, J. B. (2002), Share returns and the Fisher hypothesis reconsidered. Applied Financial Economics, 12(8): 565-574.
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.
Marcucci, J. (2005), Forecasting stock market volatility with regime-switching GARCH models. Studies in Nonlinear dynamics and Econometrics, 9(4): 1-53.
Marshall, D. A. (1992), Inflation and asset returns in a monetary economy. The Journal of Finance, 47(4): 1315-1342.
Naik, P. K. (2013), Does stock market respond to economic fundamentals? Time-series analysis from Indian data. Journal of Applied Economics and Business Research, 3(1): 34-50.
Oberndorfer, U., Schmidt, P., Wagner, M. & Ziegler, A. (2013), Does the stock market value the inclusion in a sustainability stock index? An event study analysis for German firms. Journal of Environmental Economics and Management, 66(3): 497-509.
Panetta, F. (2002), The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces. Economic Notes, 31(3): 417-450.
Sariannidis, N., Giannarakis, G., Litinas, N. & Konteos, G. (2010), A GARCH Examination of Macroeconomic Effects on US Stock Market: A Distinction Between the Total Market Index and the Sustainability Index. European Research Studies, 13(1).
Solnik, B. (1983), The relation between stock prices and inflationary expectations: the international evidence. The Journal of Finance, 38(1): 35-48.
Tripathi, V. & Kumar, A. (2015), Short Run Causal Relationship between Inflation and Stock Returns-An Empirical Study of BRICS market. Asian Journal of Management Applications and Research, 5(1).