مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره بیست و نهم / زمستان ۱۳۹۵

بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر ریسک بازدهی سهام صنایع خودرو، معدن و سیمان برپایه انتقالات رژیمی مارکوف[۱]

مهدی ذوالفقاری[۲]
بهرام سحابی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۵/۲/۱۸

چکیده

در بازار سرمایه، نوسانات نرخ ارز تاثیر قابل توجهی بر تغییر قیمت دارایی‌های مالی نظیر سهام دارد. در این راستا نظر به اهمیت ریسک بازدهی سهام برای مشارکت‌کنندگان در بازار، سوالی که دراینجا مطرح می‌شود این که علاوه‌بر تاثیرگذاری نوسانات نرخ ارز بر قیمت سهام، آیا تغییرات نرخ ارز تاثیر معناداری بر ریسک بازدهی سهام در بازه‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد؟ و همچنین آیا این تاثیرات به یک میزان است یا بر حسب حالت‌های مختلف، رفتار قیمت سهام متفاوت است؟ برای پاسخ‌دهی به این سوالات، ضرورت استخراج ریسک بازدهی سهام در رژیم‌های مختلف مهم می‌باشد. از اینرو در پژوهش حاضر تلاش گردیده است تا با استفاده از مدل‌های پارامتریک مبتنی بر رهیافت سوئیچینگ مارکوف اقدام به استخراج ریسک بازدهی شاخص صنایع منتخب (خودرو، معدن، سیمان) در دو رژیم مختلف گردد. پس از استخراج سری زمانی ریسک با استفاده از مدل ARDL به بررسی تاثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نوسانات نرخ ارز بر ریسک بازدهی شاخص صنایع بر حسب رژیم‌های مختلف پرداخته شد. نتایج تحقیق نشان داد که بازدهی شاخص صنایع از انتقالات رژیمی تبعیت نموده و واکنش‌های نامتقارنی به شوک‌های بیرونی می‌دهند. همچنین ریسک بازدهی شاخص صنایع تاثیرات معنی‌دار و متفاوتی از نوسانات نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌پذیرند.

واژه‌های کلیدی: ریسک، خانواده GARCH، فرآیند زنجیره مارکوف، نرخ ارز.

۱- این مقاله برگرفته از رساله دکترای مهدی ذوالفقاری تحت عنوان «بررسی و تحلیل ریسک نوسانات نرخ ارز با استفاده از فرایند مارکوف و ارائه الگوی مالی-اسلامی جهت مدیریت ریسک آن» به راهنمایی دکتر بهرام سحابی است.

۲- دانشجوی دکترای اقتصاد مالی دانشگاه تربیت مدرس mehdizolfaghari1985@gmail.com
۳- عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس bsahabi@gmail.com

۱- مقدمه

در ادبیات اقتصاد مالی، محوری‌ترین موضوع در سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی، مسئله ریسک-بازدهی می‌باشد. در واقع سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی به دنبال اتخاذ استراتژی هستند که با کمترین ریسک، بیشترین بازدهی را به دست آورند. با این وجود نوسانات قیمت دارایی‌های مالی از یکسو از نوسانات متغیرهای مستقل خارجی تاثیر می‌پذیرند (ریسک سیستماتیک) و از سوی دیگر از قیمت‌گذاری‌های ناصحیح موقتی در میان معامله‌گران در داخل بازار (ریسک غیرسیستماتیک)(برزگر، ۱۳۹۳). با این وجود اگرچه با متنوع‌سازی دارایی‌های مالی می‌توان از میزان ریسک غیرسیستماتیک کاست، با این وجود ریسک سیستماتیک کماکان پار برجاست. در کشوری نظیر ایران، یکی از متغیرهای کلان تاثیرگذار بر بازدهی دارایی‌های مالی نظیر سهام، طلا، نرخ ارز می‌باشد. اهمیت این متغیر در سال‌های اخیر به دلیل نوسانات چشمگیر آن در داخل کشور بیش از پیش برجسته بوده است. با مروری بر مطالعات صورت گرفته در خصوص بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر بازدهی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس مشاهده می‌گردد که اکثر این تحقیقات بر تاثیر معنادار کوتاه‌مدت نرخ ارز در بازدهی شاخص بورس و سایر صنایع تاکید داشته و نتایج برخی تحقیقات نیز حتی تاثیرات بلندمدت نرخ ارز را نیز توجیه نموده‌اند. در این رابطه مسئله‌ای که مطرح می‌شود این است که علاوه بر تاثیر نرخ ارز بر قیمت یا بازدهی سهام شرکت‌ها، آیا می‌توان تاثیرات نرخ ارز را بر روی ریسک بازدهی شاخص صنایع را نیز محاسبه نمود.

اهمیت این مسئله در این است که بسیاری از سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار، استراتژی معاملاتی خود را براساس میزان ریسک بازدهی سهام شرکت‌ها پایه‌گذاری می‌کنند. اهمیت این موضوع به حدی است که در این بازارها، طی سالیان گذشته بسیاری از روش‌ها و الگوهای آماری و بنیادی برای اندازه‌گیری کمّی ریسک ارائه شده است. حال با توجه به اهمیت مسئله ریسک بازدهی برای اتخاذ استراتژی‌های معاملاتی، این سوال مطرح می‌گردد که آیا نوسانات نرخ ارز علاوه بر تاثیرگذاری بر قیمت سهام، می‌تواند بر ریسک بازدهی سهام شرکت‌ها نیز تاثیرگذار باشد؟ برای پاسخگویی به این سوال بایستی در ابتدا اقدام به استخراج ریسک بازدهی شاخص سهام شرکت‌ها نموده و پس از استخراج آن تاثیر نوسانات نرخ ارز بر روی این سری را می‌توان با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی بررسی نمود. در این رابطه مسئله پیچیده سپری‌نمودن این فرآیند، مربوط به استخراج سری زمانی ریسک است. علی‌رغم معرفی روش‌های مختلف اندازه‌گیری ریسک بازدهی سهام طی سالیان گذشته، به اعتقاد برخی از محققین، این روش‌ها دارای نواقص قابل توجه‌ای هستند. از جمله این نواقص می‌تواند به مواردی نظیر؛ تکیه صرف بر روش‌های آماری، عدم توجه به نوع توابع توزیع سری‌های زمانی (که در اکثر موارد فرض بر نرمال بودن آنها شده است)، عدم توجه به وجود واکنش‌های نامتقارن قیمت سهام به اخبار خوب و بد، عدم توجه به رفتارهای رژیمی قیمت سهام شرکت‌ها اشاره داشت(فقیهیان، ۱۳۹۴)، (برزگر، ۱۳۹۳). در این رابطه با توجه به این موضوع که تغییرات نرخ ارز از رژیم‌های مختلفی تبعیت می‌کند (حیدری، ۱۳۹۳)، ضرورت بررسی تاثیرات نرخ ارز بر رژیم‌های مختلف ریسک بازدهی سهام لازم است. در این رابطه در مقاله حاضر روش برای اندازه‌گیری ریسک بازدهی شاخص

صنایع منتخب استفاده شده است که کلیه نواقص مطرح شده در خصوص روش‌های جاری را پوشش می‌دهد. الگوی طراحی شده با بهره‌گیری از فرآیند زنجیره‌ای مارکوف[1] در مدل‌سازی خانواده GARCH[2] علاوه بر در نظرگرفتن توابع توزیع نرمال و غیر نرمال، واکنش‌های متقارن و نامتقارن بازدهی شاخص سهام را نیز درنظر می‌گیرد و بر پایه رهیافت مارکوف، انتقالات رژیمی بازده شاخص سهام را مورد بررسی قرار داده و در صورت وجود انتقالات رژیمی، سری زمانی ریسک بازده در رژیم‌های مختلف را استخراج می‌نماید. در مجموع از نوآوری‌های روش معرفی شده در این مقاله می‌توان به موارد زیر اشاره نمود: امکان رتبه‌بندی بنگاه‌ها براساس بازه‌های زمانی مختلف،

امکان تحلیل با توزیع‌های نرمال و غیر نرمال،لحاظ انتقالات سطحی ناگهانی در تلاطم‌های سری‌زمانی، امکان ملحوظ نمودن شوک‌های دیرپا، نمایش ساختار دینامیکی تلاطم‌ها، در نظر گرفتن واکنشهای نامتقارن به شوکها، در نظر گرفتن انتقالات رژیمی در مدلسازی (بجای شکست ساختاری)، امکان در نظر گرفتن پدیده کشیدگی مازاد یا دنباله پهن توزیع خطاها، درنظر گرفتن اثرات اهرمی و درنظر گرفتن اثر بازخورد اشاره داشت. بنابراین هدف اصلی پژوهش حاضر عبارت است: ۱) بررسی وجود پدیده انتقالات رژیمی در بازدهی سهام شاخص صنایع منتخب (خودرو، سیمان و معدن) و ۲) بررسی تاثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نوسانات نرخ ارز بر بازدهی سهام شاخص صنایع منتخب. سوالاتی که پژوهش حاضر به دنبال پاسخگویی به آنها است شامل موارد زیر می‌باشد:

سوال ۱) آیا بازدهی سهام شاخص صنایع منتخب از انتقالات رژیمی تبعیت می‌کند.

سوال ۲) آیا نوسانات نرخ ارز تاثیر معنی‌دار و متفاوتی بر بازدهی سهام شاخص صنایع منتخب در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد؟

۲- روش‌شناسی تحقیق

روش تحقیق حاضر به لحاظ هدف کاربردی است و از نظر ماهیت انجام تحقیق تحلیلی- توصیفی است. در این پژوهش برای جمع آوری اطلاعات از روش کتابخانه ای استفاده خواهد شد. همچنین برای رسیدن به هدف تحقیق و امکان آزمون فرضیات، از اطلاعات شاخص روزانه صنایع منتخب می‌باشد که از پایگاه اطلاعاتی شرکت بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است و شامل یک دوره ۶ ساله از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴/۴/۳۱ می‌باشد. صنایع مورد مطالعه در این مقاله شامل صنعت خودرو، سیمان و معدن می‌باشد. دلیل انتخاب این صنایع اهمیت صنایع مذکور در اقتصاد کشور و حضور آن در تجارت خارجی می‌باشد، بگونه‌ای که بخش عمده‌ای از نهاده‌های صنعت خودرو از خارج وارد می‌شود و بخش قابل توجه‌ای از محصولات دو صنعت سیمان و معدن به خارج صادر می‌گردد[3]. سری زمانی بازده شاخص صنایع نیز براساس معادله زیر استخراج شد:

$$r_t = (\frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}}) \times 100$$

در معادله فوق r_t بازدهی شاخص روزانه و p_t و p_{t-1} به ترتیب شاخص روز جاری و روز قبل صنایع می‌باشد.

در پژوهش حاضر پس از استخراج سری زمانی ریسک بازده شاخص سهام در نرم‌افزارهای EVIEWS و MATLAB، تاثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نوسانات نرخ ارز با استفاده از مدل (ARDL) در نرم‌افزار MICROFIT برآورد و تحلیل می‌گردد. با توجه به فضای محدود مقاله حاضر برای بیان مبانی نظری مدل‌های خانواده GARCH، سوئیچینگ مارکوف و توابع توزیع و ارزش در معرض ریسک، و همچنین پیشینه تحقیق از ارائه آن صرفنظر شده و پیشنهاد می‌گردد برای مطالعه بیشتر این موارد به منبع شماره (۴) مراجعه گردد.

۳- فرضیات تحقیق

با توجه به اهداف و پرسش‌های مطرح شده در بخش مقدمه، فرضیات زیر استخراج گردید:

فرضیه ۱) انتقالات رژیمی در بازدهی سهام شاخص صنایع منتخب وجود دارد.

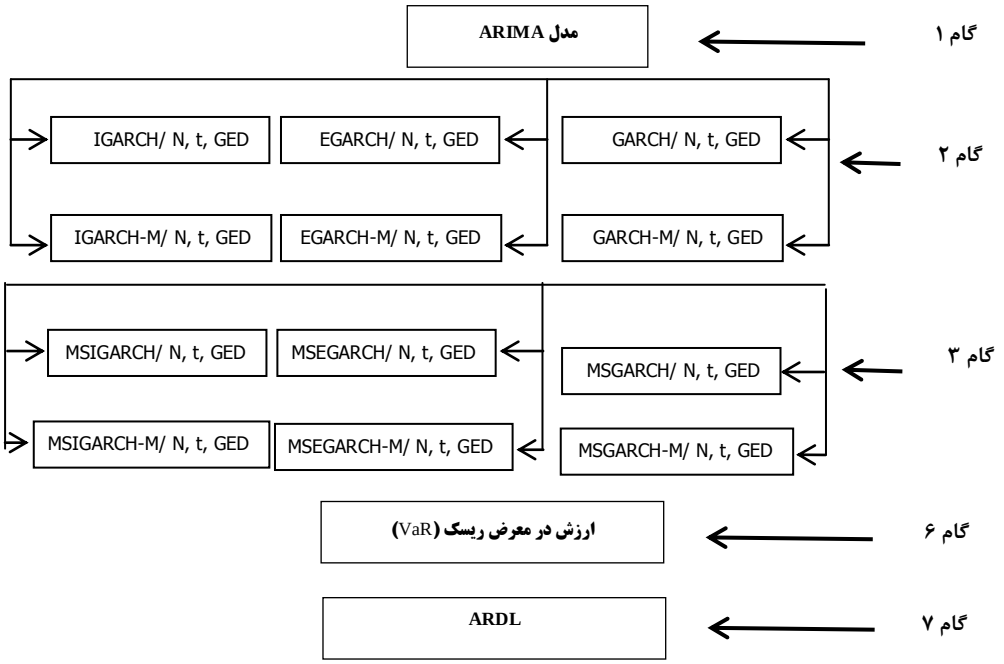
فرضیه ۲) نوسانات نرخ ارز تاثیر معنی‌دار و متفاوتی بر بازدهی سهام شاخص صنایع منتخب در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد.

۴- یافته‌های تحقیق

۴-۱ استخراج ریسک بازدهی شاخص صنایع

ساختار الگوی طراحی شده در پژوهش، شامل مجموعه‌ای از مدل‌های مختلفی می‌باشد که در شکل زیر آورده شده است. با توجه به فضای محدود مقاله حاضر برای بیان مبانی نظری این مدل‌ها به منبع شماره (۴) مراجعه گردد.

نکته: در شکل (۱) منظور از پارامترهای GED,t ,N به ترتیب توزیع‌های نرمال،تی-استیودنت و توزیع خطا تعمیم‌یافته می‌باشد.



شکل (۱) مدل‌های مورد استفاده در الگوی طراحی شده برای اندازه‌گیری ریسک بازده صنایع

فرآیند استخراج سری زمانی ریسک بازده شاخص صنایع به صورت شامل ۷ گام زیر می‌باشد:

گام ۱) تخمین مدل ARIMA

در ابتدا بر اساس مبانی نظری، متغیر بازدهی شاخص صنایع استخراج شده و پس از بررسی مانایی آن، فرآیند مدل‌سازی ARIMA با استفاده از مراحل سه گانه رهیافت باکس جنکینز آغاز گردید. سپس براساس معیار حنان‌کوئین[۴] مورد بازبینی قرار گرفت. مدل نهایی شاخص صنایع بصورت زیر می‌باشد:

- صنعت خودرو ARMA(0,1)

$$y_t = 001 + 0.36u_{t-1}$$
(۲,۱) (۱۳,۵)

- صنعت سیمان ARMA(1,3)

$$y_t = .01 + 0.95y_{t-1} - 0.45u_{t-1} - 0.3u_{t-2} - 0.08u_{t-3}$$
(۱,۷) (۳۰,۶) (-۱۰,۲) (-۸,۶) (-۲,۷)

- صنعت معدن ARMA(1,0)

$$y_t = 001 + 0.31y_{t-1}$$
(۲,۹۴) (۱۱,۰۱)

با بررسی مدل‌های میانگین بازدهی شاخص صنایع مشاهده می‌شود که ساختار بازدهی صنایع تا حدودی متفاوت از هم می‌باشد، بگونه‌ای که بازدهی شاخص صنعت سیمان یک روز گذشته و سه وقفه جزء اخلال خود تبعیت می‌کنند و صنعت معدن صرفاً از بازده روز گذشته خود تبعیت می‌کنند.

گام ۲) تخمین مدل‌های خانواده GARCH

پس از تخمین مدل ARMA، اثرات ARCH و GARCH مدل مربوطه، مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصله از آزمون مربوطه نشان داد که بر اساس آماره F و χ^2 سری زمانی بازدهی هر سه شاخص مورد مطالعه دارای اثر ARCH می‌باشد. از این رو در ادامه ۶ مدل از خانواده GARCH$^{\Delta}$ براساس سه توزیع نرمال، t و GED برآورد گردید که در مجموع ۱۸ مدل می‌باشند. جدول (۱) مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده شاخص صنعت سیمان را نشان می‌دهد. مدل‌های برآورد شده دو صنعت خودرو و معدن در پیوست (الف) ارائه شده است.

جدول(۱): مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورده شدهِ صنعت سیمان

مدل	توزیع	میانگین شرطی	واریانس شرطی
GARCH	نرمال	$y_t = .001 + 0.9y_{t-1} - 0.45u_{t-1} - 0.22u_{t-2} - 0.03u_{t-3}$ (۰,۶۴) (۲۶,۳) (-۹,۶) (-۵,۴) (-۰,۸۱)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.21\varepsilon_{t-1}^2 + 0.77\sigma_{t-1}^2$ (۷,۸۹) (۱۰,۷) (۴۸,۴)
	t	$y_t = -.01 + 0.87y_{t-1} - 0.4u_{t-1} - 0.19u_{t-2} - 0.08u_{t-3}$ (-۱,۵) (۱۷,۴) (-۶,۸) (-۴,۶) (-۲,۲)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.28\varepsilon_{t-1}^2 + 0.79\sigma_{t-1}^2$ (۲,۶) (۴,۸) (۲۸,۹)
	GED	$y_t = -.01 + 0.84y_{t-1} - 0.36u_{t-1} - 0.17u_{t-2} - 0.05u_{t-3}$ (-۲,۲) (۱۶,۹) (-۶,۳) (-۴,۴) (-۱,۰۸)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.25\varepsilon_{t-1}^2 + 0.77\sigma_{t-1}^2$ (۳,۱) (۵,۶) (۲۵,۳)
GARCH-M	نرمال	$y_t = .01 + 0.9y_{t-1} - 0.45u_{t-1} - 0.22u_{t-2} - 0.03u_{t-3} - 0.03\sigma$ (۰,۶) (۲۶,۱) (-۹,۸) (-۵,۴) (-۰,۸) (-۰,۲)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.22\varepsilon_{t-1}^2 + 0.77\sigma_{t-1}^2$ (۷,۴) (۱۰,۶) (۴۸,۱)
	t	$y_t = -.01 + 0.87y_{t-1} - 0.4u_{t-1} - 0.19u_{t-2} - 0.08u_{t-3} - 0.01\sigma$ (-۱,۵) (۱۶,۴) (-۶,۶) (-۴,۵) (-۲,۱) (-۰,۶)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.28\varepsilon_{t-1}^2 + 0.79\sigma_{t-1}^2$ (۲,۶) (۴,۸) (۲۸,۹)
	GED	$y_t = -.01 + 0.84y_{t-1} - 0.35u_{t-1} - 0.17u_{t-2} - 0.05u_{t-3} - 0.06\sigma$ (-۱,۷) (۱۶,۷) (-۶,۲) (-۴,۵) (-۱,۶۶) (-۰,۸۷)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.24\varepsilon_{t-1}^2 + 0.74\sigma_{t-1}^2$ (۳,۱) (۵,۶) (۳۵,۷)
EGARCH	نرمال	$y_t = .01 + 0.93y_{t-1} - 0.49u_{t-1} - 0.22u_{t-2} - 0.07u_{t-3}$ (۱,۴) (۳۵,۶) (-۱۳,۱) (-۶,۱) (-۲,۱)	$ln\sigma_t^2 = -.77 + 0.29\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\| + 0.11\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.94ln\sigma_{t-1}^2$ (-۱۱,۱) (۱۲,۶) (۷,۵) (۱۶۱,۱)
	t	$y_t = -.01 + 0.9y_{t-1} - 0.43u_{t-1} - 0.18u_{t-2} - 0.1u_{t-3}$ (-۰,۳) (۲۳,۷) (-۹,۱) (-۵,۱) (-۳,۱)	$ln\sigma_t^2 = -.24 + 0.2\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\| + 0.12\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.98ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴,۵) (۶,۱) (۵,۲) (۲۱۳,۹)
	GED	$y_t = -.01 + 0.85y_{t-1} - 0.38u_{t-1} - 0.16u_{t-2} - 0.06u_{t-3}$ (-۰,۹) (۱۸,۲) (-۷,۱) (-۴,۵) (-۲,۱)	$ln\sigma_t^2 = -.45 + 0.25\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\| + 0.11\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.97ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴,۹) (۶,۸) (۴,۵) (۱۲۸,۵)
EGARCH-M	نرمال	$y_t = .01 + 0.91y_{t-1} - 0.48u_{t-1} - 0.21u_{t-2} - 0.07u_{t-3} + 0.12\sigma$ (۲۴,۱) (-۱۰,۴) (-۵,۷) (-۱,۸۸) (۱,۱) (۱,۱۴)	$ln\sigma_t^2 = -.78 + 0.3\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\| + 0.11\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.94ln\sigma_{t-1}^2$ (-۱۱,۲) (۱۲,۷) (۷,۷) (۱۶۰,۱)
	t	$y_t = -.01 + 0.89y_{t-1} - 0.43u_{t-1} - 0.18u_{t-2} - 0.1u_{t-3} + 0.02\sigma$ -۰,۲۶) (۲۰,۱) (-۸,۲) (-۴,۱) (-۲,۹) (۰,۲۹) (	$ln\sigma_t^2 = -.24 + 0.2\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\| + 0.12\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.99ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴,۴) (۶,۱) (۵,۳) (۲۱۲,۷)
	GED	$y_t = -.01 + 0.86y_{t-1} - 0.39u_{t-1} - 0.16u_{t-2} - 0.06u_{t-3} + 0.04\sigma$ (-۰,۹) (۱۸,۹) (-۷,۵) (-۴,۷) (-۲,۲) (-۰,۶)	$ln\sigma_t^2 = -.45 + 0.25\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\| + 0.11\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.97ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴,۹) (۶,۷) (۴,۴) (۱۲۹,۱)
IGARCH	نرمال	$y_t = .01 + 0.89y_{t-1} - 0.44u_{t-1} - 0.21u_{t-2} - 0.02u_{t-3}$	$\sigma_t^2 = 0.09\varepsilon_{t-1}^2 + 0.91\sigma_{t-1}^2$

مدل	توزیع	میانگین شرطی	واریانس شرطی
		(۰,۶) (-۶,۷) (-۱۰,۹) (۲۸,۳) (۱,۷)	(۲۵۴,۱) (۲۵,۶)
	t	$y_t = -.01 + 0.87y_{t-1} - 0.39u_{t-1} - 0.18u_{t-2} - 0.09u_{t-3}$ (۲,۶) (-۴,۷) (-۷,۱) (۱۸,۳) (۱,۴)	$\sigma_t^2 = 0.11\varepsilon_{t-1}^2 + 0.89\sigma_{t-1}^2$ (۸۷,۶) (۱۰,۵)
	GED	$y_t = -.01 + 0.82y_{t-1} - 0.33u_{t-1} - 0.15u_{t-2} - 0.06u_{t-3}$ (۲,۱) (-۴,۳) (-۵,۹) (۱۶,۲) (-۲,۳)	$\sigma_t^2 = 0.1\varepsilon_{t-1}^2 + 0.9\sigma_{t-1}^2$ (۱۰۱,۳) (۱۰,۸)
IGARCH-M	نرمال	$y_t = .01 + 0.9y_{t-1} - 0.45u_{t-1} - 0.22u_{t-2} - 0.02u_{t-3} - 0.06\sigma$ (۰,۰۷) (-۰,۷) (-۶,۸) (-۱۱,۴) (۲۸,۴) (۱,۰۷)	$\sigma_t^2 = 0.09\varepsilon_{t-1}^2 + 0.11\sigma_{t-1}^2$ (۲۴۸,۱) (۲۵,۱)
	t	$y_t = -.01 + 0.87y_{t-1} - 0.39u_{t-1} - 0.18u_{t-2} - 0.09u_{t-3} - 0.01\sigma$ (۰,۰۸) (-۲,۵) (-۴,۶) (-۶,۹) (۱۷,۳) (-۱,۲)	$\sigma_t^2 = 0.11\varepsilon_{t-1}^2 + 0.89\sigma_{t-1}^2$ (۸۷,۶) (۱۰,۴)
	GED	$y_t = -.01 - 0.61y_{t-1} + 1.11u_{t-1} + 0.49u_{t-2} + 0.13u_{t-3} - 0.01\sigma$ (۰,۲۴) (۳,۶۳) (۴,۸۹) (۵,۴۲) (۳,۰۱) (-۳,۱) (	$\sigma_t^2 = 0.11\varepsilon_{t-1}^2 + 0.89\sigma_{t-1}^2$ (۹۹,۹) (۱۱,۱)

(اعداد داخل پرانتز، آماره t-statistic می‌باشد.)

با نگاهی بر مدل‌های برآورد شده صنایع بر اساس ۶ مدل خانواده GARCH بر حسب توابع توزیع نرمال، t و GED مشاهده می‌گردد که واریانس شرطی کلیه صنایع از ساختار GARCH تبعیت می‌کنند. برای تفسیر بهتر مدل‌های برآورد شده به بررسی نتایج برآورد مدل‌های صنعت سیمان پرداخته می‌شود، شایان ذکر است که تفسیر ضریب شاخص معدن و خودرو نیز براین اساس صورت می‌گیرد.

- GARCH

بر اساس سه توزیع نرمال، t و GED تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده مشاهده نمی‌گردد و اکثر ضرایب معنادار می‌باشد.

- GARCH-M

بر اساس سه توزیع نرمال، t و GED تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده مشاهده نمی‌گردد و کلیه ضرایب (باستثنای ضریب انحراف معیار در مدل‌های میانگین) معنادار می‌باشد. بنابراین با توجه به معنادار نبودن ضریب σ «اثر بازخورد[۶]» مشاهده نمی‌شود.

- EGARCH

بر اساس سه توزیع نرمال، t و GED تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده مشاهده نمی‌گردد و کلیه ضرایب معنادار می‌باشد. همچنین با توجه به معناداری ضریب ($\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$) بازده شاخص صنعت سرمایه‌گذاری واکنش نامتقارنی به شوک‌های خارجی نشان می‌دهد و دارای «اثر اهرمی[۷]» است.

- EGARCH-M

بر اساس سه توزیع نرمال، t و GED تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده مشاهده نمی‌گردد و کلیه (باستثنای ضریب انحراف معیار در مدل‌های میانگین) معنادار می‌باشد. بنابراین با توجه به معنادار نبودن ضریب σ «اثر بازخورد» مشاهده نمی‌شود. اما اثر اهرمی مورد تایید قرار گرفت.

- IGARCH

بر اساس سه توزیع نرمال، t و GED تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده مشاهده نمی‌گردد و اکثر ضرایب معنادار می‌باشند. شایان ذکر است که در این مدل و مدل بعدی (IGARCH-M) قید برابری مجموع ضرایب واریانس شرطی با ۱ لحاظ شده است.

- IGARCH-M

بر اساس سه توزیع نرمال، t و GED تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده مشاهده نمی‌گردد و کلیه ضرایب معنادار می‌باشد. همچنین با توجه به معنادار نبودن ضریب σ، اثر بازخورد مشاهده نمی‌گردد.

گام ۳) تخمین مدل‌های خانواده سوئیچینگ مارکوف

پس از تخمین مدل‌های خانواده GARCH، هر یک از مدل‌های مذکور توسط رژیم سوئیچینگ مارکوف برآورد گردیدند. جداول (۲) مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده صنعت سیمان را بر حسب رژیم سوئیچینگ مارکوف نشان می‌دهد. مدل‌های برآورد شده دو صنعت خودرو و معدن در پیوست (ب) ارائه شده است.

جدول (۲): مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورده شدهِ صنعت سیمان با احتساب اثر سوئیچینگ

مدل		توزیع	μ_1	μ_2	λ_1	λ_2	b_{01}	b_{02}	b_{11}	b_{12}	b_{21}	b_{22}	b_{31}	b_{32}	p_{11}	p_{22}	Log_like
GARCH	ساده	نرمال	-0.09261	0.243075			0.0357	0.128272	0.1854	0.1539	0.084213	0.788189			0.82	81	-1022.01
		t	0.670584	-0.08604			0.0314	0.01167	0.1541	0.2740	0.845829	0.623321			0.81	0.90	-990.159
		GED	-0.07955	0.785113			0.0129	0.017051	0.2591	0.1404	0.605657	0.859548			0.76	0.91	-994.801
	میانگین	نرمال	-0.1506	0.163866	0.292464	-1.35833	0.0057	0.124191	0.0023	0.0968	0.385683	0.984953			0.90	0.89	-1025.66
		t	-0.26948	-0.39145		1.295916	0.0319	0.064196	0.4595	0.2203	0.446563	0.779621			0.087	0.88	-933.23
		GED	-0.16872	0.044099	1.326456	-0.44912	0.0349	0.02712	0.1559	0.3390	0.794593	0.40349			0.87	0.88	-943.463
EGARCH	ساده	نرمال	0.619063	-0.0858			-0.204	-0.80199	0.3850	0.5270	-0.12022	-0.031215	0.9784	0.9899	0.81	0.93	-1041.34
		t	0.588292	-0.08686			-0.194	-0.61254	0.4302	0.5594	-0.10269	0.036121	0.9856	0.9745	0.85	0.95	-997.371
		GED	0.921574	-0.07147			-0.286	-0.70623	0.2975	0.5560	-0.09855	0.046441	0.9895	0.9568	0.83	0.96	-999.392
	میانگین	نرمال	-3.02849	-0.81709	3.081213	2.462593	0.1684	-0.1182	-0.034	-1.045	0.262534	1.079665	0.0635	0.9322	0.91	0.95	-965.479
		t	-0.06625	0.074241	1.15178	-0.39856	0.1963	-0.26256	-0.335	0.2236	0.366498	-0.390647	0.8926	0.9065	0.77	0.93	-922.865
		GED	-4.24005	-0.88617	3.94978	2.056481	0.2532	-0.19854	0.0138	-0.232	0.207744	0.872804	0.0652	0.9182	0.98	0.99	-898.241
IGARCH	ساده	نرمال	0.2134	0.4521			0.0567	0.1467	0.4623	0.0678	0.5377	0.9322			0.91	0.82	-1056.32
		t	0.4562	0.7134			0.3656	0.2371	0.3675	0.0567	0.6325	0.9433			0.92	0.87	-1708.342
		GED	-0.1435	0.3451			0.0683	0.2156	0.1643	0.0285	0.8357	0.97144			0.87	0.75	-1798.23
	میانگین	نرمال	-0.16418	0.220757	0.299573	-1.3978	0.0142	0.1117	0.5465	0.0572	0.45346	0.94273			0.85	0.80	-1027.51
		t	0.2453	0.6783	0.4623	-0.3454	0.4067	0.2101	0.3245	0.0456	0.6755	0.9544			0.88	0.74	-1809.784

-1022.01	0.83	0.83			0.84607	0.8146	0.1539	0.1854	0.1282	0.0357	-0.3964	0.2567	0.243075	-0.09261	GED		

در جدول فوق سری زمانی بازده شاخص صنعت سیمان بر اساس ۶ مدل خانواده GARCH و بر حسب سه توزیع؛ نرمال، t و GED ارائه شده است. ستون‌های مربوط به μ_1 و μ_2 معادله میانگین بازده را بر حسب رژیم ۱ و ۲ نشان می‌دهد. ستون‌های مربوط به λ_1 و λ_2 بیانگر وجود «اثر بازخورد» در مدل‌های GARCH-M, EGARCH-M, IGARCH-Mمی‌باشد. در این مدل کلیه ضرایب این دو پارامتر معنادار می‌باشند. شایان ذکر است که با توجه به فشردگی گنجایش ضرایب در دو رژیم، امکان اضافه نمودن آماره t_statistic در جدول وجود نداشت.

پارامترهای مربوط به b_{01} و b_{02} مربوط به مقادیر عرض‌از مبدا مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ می‌باشد. همچنین پارامترهای مربوط به b_{11} و b_{12} در 4 مدل (GARCH, GARCH-M IGARCH, IGARCH-M) مربوط به مقادیر مجذور جمله اخلال دوره قبل (ε_{t-1}^2) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ می‌باشد. این پارامترها در ۲ مدل (EGARCH, EGARCH-M) برابر است با ضرایب متغیر $\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right|$ می‌باشد.

همچنین پارامترهای مربوط به b_{21} و b_{22} در 4 مدل (GARCH, GARCH-M IGARCH, IGARCH-M) مربوط به مقادیر واریانس شرطی دوره قبل (σ_{t-1}^2) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ می‌باشد. این پارامترها در ۲ مدل (EGARCH, EGARCH-M) برابر با ضرایب متغیر $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ می‌باشد، که بیانگر اثر اهرمی می‌باشد.

در پایان نیز پارامترهای مربوط به b_{31} و b_{32} مربوط به مقادیر لگاریتم واریانس شرطی دوره قبل ($ln\sigma_{t-1}^2$) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ می‌باشد. به عنوان نمونه برآورد میانگین و واریانس شرطی بازده صنعت سیمان بر حسب مدل EGARCH-M_t بصورت زیر می‌باشد:

رژیم ۱) $y_t - 0.06625 + 1.151785\sigma; \quad ln\sigma_t^2 = 0.196 - 0.33\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + 0.36\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.89ln\sigma_{t-1}^2$

رژیم ۲) $y_t = 0.742 - 0.398\sigma; \quad ln\sigma_t^2 = -0.262 + 0.22\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| - 0.39\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.90ln\sigma_{t-1}^2$

همانگونه که از دو معادله فوق مشاهده می‌گردد، پارامتر ضرایب میانگین و واریانس شرطی بازده صنعت بیمه در هر رژیم متفاوت می‌باشد که این امر نشان دهنده وجود انتقالات رژیمی (بطور ضمنی) در این دو معادله است.

در این معادله در صورت قرار گرفتن در رژیم ۱ اثر بازخورد مثبت و معنادار است. یعنی با افزایش نوسانات بازده، میانگین بازده افزایش می‌یابد و تئوری مارکویتز را تایید می‌نماید. همچنین در این رژیم اثر اهرمی نیز معنی‌دار می‌باشد و بیانگر تاثیرپذیری نامتقارن بازده صنعت بیمه از اخبار خوب و بد می‌باشد. شایان ذکر است که اثر اخبار خوب برابر با ضریب $\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right|$ می‌باشد، در حالی که اثر اخبار بد از جمع ضریب $\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right|$ و $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ بدست می‌آید.

اما اگر در رژیم ۲ قرار داشته باشیم، اثر بازخورد منفی و معنادار است. یعنی با افزایش نوسانات بازده، میانگین بازده کاهش می‌یابد و تئوری مارکویتز رد می‌گردد. همچنین اثر اهرمی نیز معنی‌دار می‌باشد و بیانگر تاثیرپذیری نامتقارن بازده صنعت بیمه از اخبار خوب و بد می‌باشد.

ستون‌های مربوط به p_{11} و p_{11} مربوط به احتمال انتقال بازده صنعت بیمه از رژیمی به رژیم دیگر است. در صورتی که فضای حالت (رژیم) شامل i,j=1,2 باشد، احتمال انتقال یک مرحله‌ای تخمین زده شده از مدل فوق بصورت زیر می‌باشد:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix}$$

برای مدل EGARCH-M_t ماتریس فوق به صورت زیر می‌باشد:

$$P = \begin{bmatrix} 0.77 & 0.07 \\ 0.23 & 0.93 \end{bmatrix}$$

تحلیل رابطه فوق بصورت زیر است:

- درصورتی که بازده صنعت بیمه در رژیم ۱ قرار داشته باشد، به احتمال ۷۷ درصد (p_{11}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۱ قرار خواهد داشت[۸]. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۱ به ۲ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۱ آغاز شده باشد برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1 - p_{11}} = 4.34\ days$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۱ (حالت رکود) برابر با ۴,۳۴ روز می‌باشد.

- درصورتی که بازده صنعت بیمه در رژیم ۲ قرار داشته باشد، به احتمال ۹۳ درصد (p_{22}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۲ قرار خواهد داشت[۹]. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۲ به ۱ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۲ آغاز شده باشد برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1 - p_{22}} = 14.2\ days$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۲ (حالت رونق) برابر با ۱۴,۲ روز می‌باشد. لازم به ذکر است مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۱ به ۲ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۱ آغاز شده باشد، همان مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۱ می‌باشد. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال ار رژیم ۲ به ۱ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۲ آغاز شده باشد، همان مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۲ می‌باشد.

گام ۴) آزمون نرمالیتی

پس از تخمین مدل‌های خانواده GARCH و خانواده سوئیچینگ مارکوف (در مجموع ۲۴ مدل)، در این مرحله با استفاده از آزمون جارک-برا، نرمال بودن توزیع متغیر بازدهی شاخص در هر یک از مدل‌های برآورد شده مورد آزمون قرار می‌گیرد. در صورت تایید تبعیت سری زمانی بازدهی شاخص از توزیع نرمال در مدل‌های برآورد شده، این مدل‌ها به گام بعدی منتقل می‌شوند. در غیر این صورت توزیع مناسب (بین t و GED) متغیر در مدل‌ها بر حسب توزیع آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون (LR_{PG})انتخاب می‌شوند.
برای شروع این گام ابتدا نرمالیتی پسماندهای مدل‌های مبتنی بر توزیع نرمال را با استفاده از آزمون جارک-برا مورد بررسی قرار می‌گیرد. جداول (۴) نتایج این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول(۳): نتایج آزمون جارک-برا در مدل‌های خانواده GARCH

صنعت	GARCH		EGARCH		IGARCH	
	ساده	میانگین	ساده	میانگین	ساده	میانگین
خودرو	۱۳۶,۹ (۰,۰۰۰)	۱۳۹,۶ (۰,۰۰۰)	۱۳۵ (۰,۰۰۰)	۱۳۴,۱ (۰,۰۰۰)	۱۳۳,۸ (۰,۰۰۰)	۱۴۴,۷ (۰,۰۰۰)
سیمان	۶۸۱,۲ (۰,۰۰۰)	۶۹۵,۸ (۰,۰۰۰)	۶۸۱,۳ (۰,۰۰۰)	۶۳۲,۶ (۰,۰۰۰)	۶۷۵,۹ (۰,۰۰۰)	۷۰۹,۱ (۰,۰۰۰)
معدن	۱۳۶۴۰,۳ (۰,۰۰۰)	۱۴۳۶۱,۵ (۰,۰۰۰)	۱۳۶۵۲,۳ (۰,۰۰۰)	۱۴۴۳۷,۲ (۰,۰۰۰)	۱۳۶۴۵ (۰,۰۰۰)	۶۵۲۸,۶ (۰,۰۰۰)

همان‌طور که از نتایج جدول فوق مشاهده می‌گردد، نرمال بودن پسماندهای مدل‌های برآوردی بر حسب توزیع نرمال برای بازدهی هر سه شاخص با فرض توزیع نرمال رد گردید. نتایج آزمون مدل‌های با احتساب اثر سوئیچینگ نیز این موضوع را تایید نمود[۱۰].

پس از آزمون نرمالیتی و رد تبعیت متغیر بازدهی شاخص در مدل‌های برآورد شده از توزیع نرمال، با استفاده از آزمون درستنمایی (LR_{PG}) پیشنهاد شده توسط گارسیا و پرون[۱۱] (۱۹۹۶) مدل منتخب از میان توزیع‌های t و GED انتخاب گردید. در آزمون درستنمایی (LR_{PG}) L_0 به عنوان ارزش لگاریتم درستنمایی تحت فرضیه صفر و L_1 به عنوان ارزش لگاریتم درستمایی تحت فرضیه جایگزین، آماره آزمون خود را به صورت $LR_{PG} = 2 \times (L_1 - L_0)$ تعریف می‌گردد. درصورتی که بخواهیم مدل بهینه را در میان ۶ مدل بر حسب دو نوع توزیع انتخاب نماییم، ابتدا مدلی که دارای بیشترین مقدار ارزش لگاریتم درستمایی است را انتخاب نموده و پس از انتخاب مدل بهینه، آزمون LR_{PG} را برای توابع توزیع آن مدل بصورت موارد ذکر شده در فوق انجام و با مقایسه آماره LR_{PG} با مقدار آماره χ^2، توزیع بهینه مدل منتخب انتخاب می‌گردد. جدول (۴) مدل بهینه را برای هر دو گروه مدل‌های خانواده GARCH فاقد اثر سوئیچینگ و مدل‌های خانواده GARCH دارای اثر سوئیچینگ نشان می‌دهد.

جدول (۴): نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون در مدل‌های خانواده GARCH بدون لحاظ نمودن اثر سوئیچینگ

صنعت	GARCH					
	ساده			میانگین		
	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون
خودرو	3363.9	3348.3	31.2	3365.0	3348.4	33.2
سیمان	4624.4	4626.3	3.9	4624.4	4626.6	4.4
معدن	3865.8	3821.6	88.4	3865.8	3822.3	86.9
صنعت	EGARCH					
خودرو	3369.9	3353.3	33.2	3372.2	3354.0	36.4
سیمان	4639.0	4635.9	6.1	4639.0	4636.1	5.8
معدن	3836.6	3820.6	32.0	3836.8	3821.1	31.4
صنعت	IGARCH					
خودرو	3354.2	3336.9	34.6	3354.7	3336.9	35.6
سیمان	4610.1	4610.5	0.8	4610.1	4598.7	22.7
معدن	3837.1	3794.3	85.6	3837.1	3795.2	83.7

جدول (۵): نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون در مدل‌های خانواده GARCH با لحاظ نمودن اثر سوئیچینگ

صنعت	GARCH					
	ساده			میانگین		
	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون
خودرو	-2218.2	-2233.5	30.5	-2192.3	-2210.2	35.9
سیمان	-990.2	-994.8	9.3	-933.2	-943.5	20.4
معدن	-1719.5	-1726.3	13.6	-1705.7	-1716.1	20.9
صنعت	EGARCH					
خودرو	-2217.5	-2230.5	26.1	-2169.0	-2170.0	2.1
سیمان	-997.4	-999.4	4.0	-922.9	-898.2	49.2
معدن	-1742.0	-1763.0	42.0	-1676.0	-1681.1	10.1
صنعت	IGARCH					
خودرو	-2198.4	-2201.5	3.1	-2207.1	-2244.4	74.5
سیمان	-1708.3	-1098.2	89.9	-1809.8	-1722.0	87.7
معدن	-1721.1	-1726.5	10.8	-1719.4	-1735.5	32.1

با توجه به جدول فوق مشاهده می‌گردد که مدل منتخب برای صنعت خودرو در هر دو الگو، مربوط به مدل نامتقارن EGARCH میانگین می‌باشد، با این تفاوت که در مدل فاقد اثر سوئیچینگ توزیع مدل منتخبt می‌باشد در حالی که در مدل منتخب دارای اثر سوئیچینگ توزیع GED به عنوان توزیع بهینه انتخاب گردید. مدل منتخب برای صنعت سیمان در گروه فاقد اثر سوئیچینگ EGARCH ساده با توزیع GED می‌باشد. در حالی که در مدل منتخب گروه دارای اثر سوئیچینگ EGARCH میانگین با توزیع GED می‌باشد. مدل منتخب برای صنعت معدن در گروه فاقد اثر سوئیچینگ GARCH ساده با توزیع t می‌باشد. در حالی که در مدل منتخب گروه دارای اثر سوئیچینگ EGARCH میانگین با توزیع t می‌باشد.

گام۵) انتخاب مدل بهینه

پس از برآورد مدل‌های خانواده GARCH و خانواده سوئیچینگ مارکوف و همچنین انتخاب مدل بهینه برای صنایع در هر یک از گروه‌ها، در این مرحله با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون (LR_{PG}) مدل‌های مناسب صنعت از میان مدل‌های منتخب سوئیچینگ و فاقد سوئیچینگ انتخاب گردید. جدول (۵) مدل بهینه صنایع را نشان می‌دهد.

جدول (۶): نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون برای انتخاب مدل بهینه

صنعت	بدون سوئیچینگ		FH سوئیچینگ		LR_{PG}
	مدل واریانس‌شرطی/ توزیع	L_0	مدل واریانس‌شرطی/ توزیع	L_1	
خودرو	EGARCH-M /t	3372.205	EGARCH-M / GED	-2170.0	-11084.4
سیمان	EGARCH / GED	4635.92	EGARCH-M / GED	-898.2	-11068.2
معدن	GARCH / t	3865.783	EGARCH-M /t	-1676.0	-11083.6

در جدول (۵) همانگونه که مشاهده می‌گردد L_1 به عنوان ارزش لگاریتم درستنمایی مدل‌های واریانس‌شرطی منتخب با درنظر گرفتن اثر سوئیچینگ و L_0 به عنوان ارزش لگاریتم درستنمایی مدل‌های واریانس‌شرطی منتخب بدون درنظر گرفتن اثر سوئیچینگ لحاظ شده است. ستون پایانی آماره آزمون LR_{PG} را نشان می‌دهد که برای هر سه صنعت مقدار آن کمتر از آماره χ^2 در سطح ۵ درصد می‌باشد. لذا مدل واریانس شرطی با درنظر گرفتن اثر سوئیچینگ به عنوان مدل بهینه صنایع انتخاب گردید.

به عنوان یک نتیجه، طبق نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون، کلیه مدل‌های منتخب، مبتنی بر سوئیچینگ مارکوف بوده و تصریح بهتری از بازدهی شاخص صنایع دارند. بنابراین روشن است که مدارکی قوی دال بر وجود انتقالات رژیمی در بازدهی شاخص این صنایع وجود دارد.

- **صنعت خودرو**

رژیم ۱) $y_t = 0.87 - 0.37\sigma; \quad ln\sigma_t^2 = 0.16 + 0.01\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| - 0.01\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 088ln\sigma_{t-1}^2$

رژیم ۲) $y_t = -5.7 + 4.4\sigma; \quad ln\sigma_t^2 = 0.33 + 0.10\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + 0.17\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.14ln\sigma_{t-1}^2$

در این معادله در صورت قرار گرفتن در رژیم ۱ و ۲ اثر بازخوردبه ترتیب منفی و مثبت می‌باشد. اثر اهرمی در رژیم ۱ معنادار نبوده و در رژیم ۲ معنادار می‌باشد. ماتریس احتمال انتقالات نیز بصورت زیر می‌باشد:

$$P = \begin{bmatrix} 0.93 & 0.09 \\ 0.07 & 0.91 \end{bmatrix}$$

- درصورتی که بازده صنعت خودرو در رژیم ۱ قرار داشته باشد، به احتمال ۹۳ درصد (p_{11}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۱ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۱ به ۲ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۱ آغاز شده باشد برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1 - p_{11}} = 14.2\ days$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۱ (حالت رکود) برابر با ۱۴,۲ روز می‌باشد.

- درصورتی که بازده صنعت خودرو در رژیم ۲ قرار داشته باشد، به احتمال ۹۱ درصد (p_{22}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۲ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۲ به ۱ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۲ آغاز شده باشد برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1 - p_{22}} = 11.1\ days$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۲ (حالت رونق) برابر با ۱۱,۱روز می‌باشد.

- **صنعت سیمان**

رژیم ۱) $y_t = -4.24 + 3.94\sigma; \quad ln\sigma_t^2 = 0.25 + 0.013\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + 0.20\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.07ln\sigma_{t-1}^2$

رژیم ۲) $y_t = -0.88 + 2.05\sigma; \quad ln\sigma_t^2 = -0.19 - 0.23\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + 0.87\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.92ln\sigma_{t-1}^2$

در این معادله در صورت قرار گرفتن در رژیم ۱ و ۲ اثر بازخورد مثبت و معنادار می‌باشد. اثر اهرمی در هر دو رژیم نیز مثبت و معنادار می‌باشد. ماتریس احتمال انتقالات نیز بصورت زیر می‌باشد:

$$P = \begin{bmatrix} 0.98 & 0.01 \\ 0.02 & 0.99 \end{bmatrix}$$

- درصورتی که بازده صنعت سیمان در رژیم ۱ قرار داشته باشد، به احتمال ۹۸ درصد (p_{11}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۱ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۱ به ۲ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۱ آغاز شده باشد برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1-p_{11}} = 50\ days$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۱ (حالت رکود) برابر با ۵۰ روز می‌باشد.

- درصورتی که بازده صنعت سیمان در رژیم ۲ قرار داشته باشد، به احتمال ۹۹ درصد (p_{22}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۲ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۲ به ۱ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۲ آغاز شده باشد برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1-p_{22}} = 100\ days$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۲ (حالت رونق) برابر با ۱۰۰روز می‌باشد.

- **صنعت معدن**

رژیم ۱) $y_t = -11.6 + 6.854\sigma; \qquad ln\sigma_t^2 = 0.96 + 0.06\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + 0.07\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.11ln\sigma_{t-1}^2$

رژیم ۲) $y_t = 0.04 - 0.27\sigma; \qquad ln\sigma_t^2 = -0.59 - 0.23\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| - 0.31\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.97ln\sigma_{t-1}^2$

در این معادله در صورت قرار گرفتن در رژیم ۱ و ۲ اثر بازخورد به ترتیب مثبت و منفی می‌باشد. اثر اهرمی در هر دو رژیم نیز معنادار و به ترتیب مثبت و منفی می‌باشد. ماتریس احتمال انتقالات نیز بصورت زیر می‌باشد:

$$P = \begin{bmatrix} 0.78 & 0.20 \\ 0.22 & 0.80 \end{bmatrix}$$

- درصورتی که بازده صنعت معدن در رژیم ۱ قرار داشته باشد، به احتمال ۷۸ درصد (p_{11}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۱ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۱ به ۲ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۱ آغاز شده باشد برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1-p_{11}} = 4.54\ days$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۱ (حالت رکود) برابر با ۴,۵۴ روز می‌باشد.

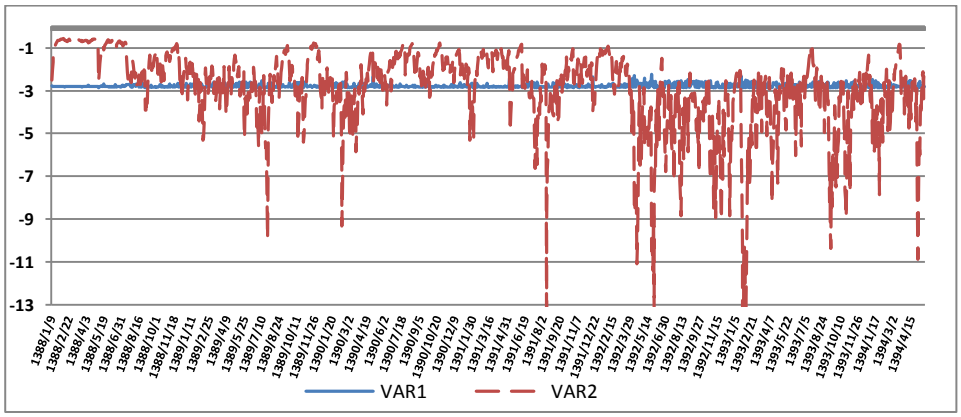
- درصورتی که بازده صنعت معدن در رژیم ۲ قرار داشته باشد، به احتمال ۸۰ درصد (p_{22}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۲ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۲ به ۱ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۲ آغاز شده باشد برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1-p_{22}} = 5\ days$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۲ (حالت رونق) برابر با ۵ روز می‌باشد.

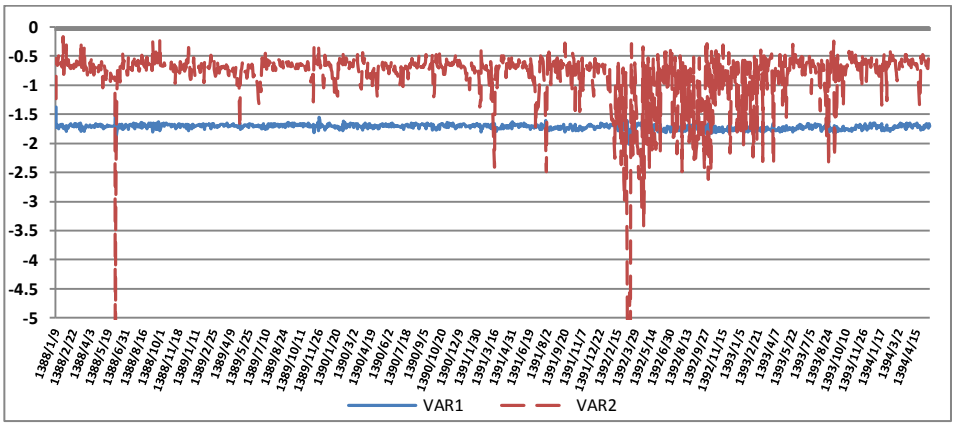
گام ۶) اندازه‌گیری ارزش در معرض خطر(VaR)

پس از آنکه مدل‌های بهینه صنایع، بر حسب توزیع بهینه و با تبعیت از اثر سوئیچینگ انتخاب گردید، در این بخش با استخراج سری زمانی واریانس شرطی از مدل بهینه، سری زمانی نااطمینانی را تولید می‌نماییم. با تولید این سری (h)، مقادیر ارزش در معرض ریسک (VaR) استخراج می‌گردد. نمودار (۲) تا (۴) سری زمانی ریسک صنایع را در دو رژیم نشان می‌دهد.



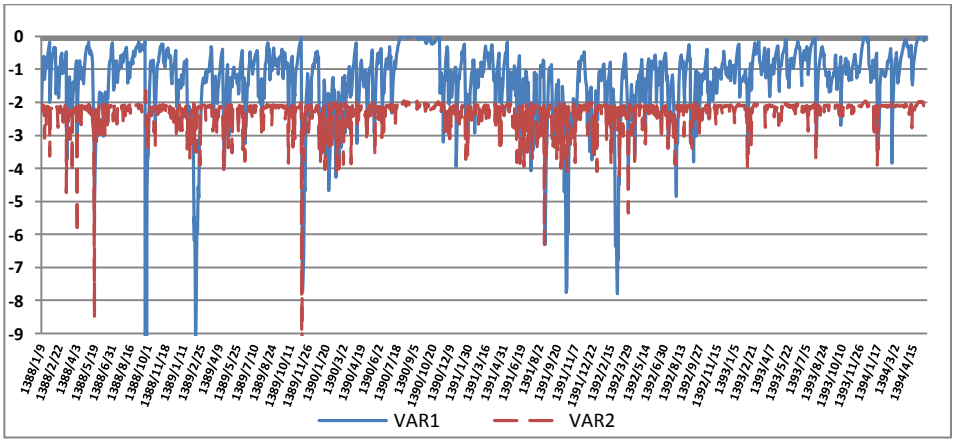
نمودار (۲): ارزش در معرض ریسک صنعت خودرو

ریسک این صنعت در دو رژیم، رفتارهای متفاوتی از خود نشان داده است، بگونه‌ای که در رژیم ۱ در حوالی زیان ۲/۵ درصد در جریان بود اما در رژیم ۲ ما شاهد نوسانات ناپایدار می‌باشیم بگونه‌ای که بر اساس این رژیم ریسک این صنعت تا اواسط ۹۱ در اثر روزها کمتر از رژیم ۱ بوده و در حوالی ۲ درصد می‌باشد، اما در سال‌های ۹۲ تا ۹۴ ما شاهده ریسک‌ها بسیار بالا در این صنعت می‌باشیم که به نظر می‌رسد این صنعت یکی از پرریسک‌ترین صنایع در حال حاضر باشد.



نمودار (۳): ارزش در معرض ریسک صنعت سیمان

روند ریسک این صنعت طی دوره زمانی مورد مطالعه در رژیم ۱ در اکثر دوره‌ها بیشتر از رژیم ۲ می‌باشد. با بررسی نمودار فوق مشاهده می‌گردد که از اوایل سال ۱۳۹۲ ریسک این صنعت در رژیم ۲ با گذر از زیان ۲ درصدی تا ۵ درصد نیز در ۷ خرداد ۹۲ نیز افزایش یافت، اما با آغاز سال ۹۳ به شدت از ریسک این صنعت کاسته شد و به حوالی زیان ۰/۵ درصد در رژیم ۲ کاسته شد. ریسک این صنعت در رژیم ۱ نیز پایدار بوده و در حوالی زیان ۱/۷ درصد در نوسان بود. با بررسی نمودار فوق مشاهده می‌گردد که تحولات بازارهای مالی در سال ۱۳۹۲ تاثیر قابل توجه‌ای ریسک این صنعت در رژیم ۲ گذاشت. متوسط ریسک این صنعت در ۲ نیز بجز سال ۹۲ در حوالی زیان ۰/۷ درصد بود.



نمودار (۴): ارزش در معرض ریسک صنعت معدن

ریسک این صنعت در رژیم ۲ به مراتب بیشتر از رژیم ۱ می‌باشد متوسط ریسک این صنعت در رژیم ۲ در حوالی زیان ½ درصد و متوسط ریسک این صنعت در رژیم ۱ حوالی ۱/۱ درصد می‌باشد. تحوالات سال ۹۱ و ۹۲ بر ریسک این صنعت نیز تاثیر معناداری داشته است. البته ریسک این صنعت در پایان دوره مورد مطالعه کاهش قابل توجه‌ای داشته است بگونه‌ای که ریسک این صنعت در رژیم ۱ و ۲ به ترتیب در حوالی زیان نزدیک به صفر و ۲ درصد در جریان بود.

۴-۲- بررسی تاثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت نوسانات نرخ ارز بر ریسک بازدهی شاخص صنایع

پس از استخراج سری زمانی ریسک بازدهی صنایع، این متغیر با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، به عنوان متغیر وابسته برحسب سری زمانی نرخ ارز در نرم افزار MICROFIT مدل‌سازی گردید. ضرایب بدست آمده (کوتاه‌مدت و بلندمدت) از متغیر مستقل سری زمانی نرخ ارز، بیانگر میزان تاثیرپذیری ریسک هر یک از صنایع از نرخ ارز می‌باشد. جداول (۷) و (۸) میزان تاثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت ریسک صنایع از نوسانات نرخ ارز را نشان می‌دهد.

جدول (۷): تاثیرات کوتاه‌مدت ریسک صنایع منتخب از نوسانات نرخ ارز

صنعت	رژیم ۱	رژیم ۲
خودرو	-۰,۰۴۸۷۰	-۰,۰۰۲۶۱
معدن	۰,۰۲۷	-
سیمان	-۰,۰۰۴۳۰	-۰,۰۰۲۵۳

جدول (۸): تاثیرات بلندمدت ریسک صنایع منتخب از نوسانات نرخ ارز

صنعت	رژیم ۱	رژیم ۲
خودرو	-۰,۰۱۰۵	-۰,۰۰۳۲
معدن	-	-
سیمان	-۰,۰۴۵۸	-۰,۰۴۴۳

با بررسی ضرایب بدست آمده در جداول فوق مشاهده می‌گردد که ریسک بازدهی شاخص صنعت خودرو در کوتاه‌مدت در هر دو رژیم تاثیر معنی‌دار و منفی از نوسانات نرخ ارز می‌پذیرد. البته تاثیرپذیری در رژیم ۱ بیشتر از رژیم دو می‌باشد. در بلندمدت نیز ریسک بازدهی این صنعت تاثیرات منفی و معنی‌داری از نوسانات نرخ ارز می‌پذیرد، به اینصورت که با افزایش نرخ ارز از ریسک بازدهی شاخص این صنعت کاسته می‌شود.

ریسک بازدهی شاخص صنعت معدن در کوتاه‌مدت صرفاً در رژیم ۱ تاثیر معنی‌دار و مثبتی از نوسانات نرخ ارز می‌پذیرد. در این رژیم با افزایش نرخ ارز، ریسک بازدهی این صنعت افزایش می‌یابد. در بلندمدت نیز ریسک بازدهی این صنعت تاثیرات معنی‌داری در هیچ یک از رژیم‌ها نمی‌پذیرد.

ریسک بازدهی شاخص صنعت سیمان در کوتاه‌مدت در هر دو رژیم تاثیر معنی‌دار و منفی از نوسانات نرخ ارز می‌پذیرد. البته تاثیرپذیری در رژیم ۱ بیشتر از رژیم دو می‌باشد. در بلندمدت نیز ریسک بازدهی این صنعت تاثیرات منفی و معنی‌داری از نوسانات نرخ ارز می‌پذیرد، به اینصورت که با افزایش نرخ ارز از ریسک بازدهی شاخص این صنعت کاسته می‌شود. شایان ذکر است که تاثیرپذیری ریسک این صنعت در بلندمدت به مراتب بیشتر از کوتاه‌مدت می‌باشد.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

در مقاله حاضر به بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر ریسک بازدهی شاخص صنایع خودرو، معدن و سیمان پرداخته شد. در این فرآیند در مرحله اول اقدام به استخراج میزان کمّی ریسک بازدهی شاخص صنعت شد و پس از استخراج ریسک، در مرحله دوم به بررسی تاثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نوسانات نرخ ارز بر سری زمانی ریسک بازدهی شاخص صنایع منتخب پرداخته شد. در این فرآیند ابتدا پس از استخراج سری زمانی بازدهی شاخص صنایع منتخب، در گام نخست به تخمین مدل میانگین شرطی ARIMA پرداخته شد. در گام دوم پس از بررسی اثر ARCH با استفاده از ۶ مدل از خانواده GARCH به مدل‌سازی واریانس شرطی بازدهی شاخص صنایع منتخب بر حسب سه توزیع نرمال، t و GED پرداخته شد. در گام سوم نیز ۶ مدل از خانواده GARCH برحسب رهیافت رژیمی سوئیچینگ مارکوف بر حسب سه توزیع نرمال، t و GED مدل‌سازی شد. در گام چهارم پس از بررسی نرمالیتی مدل‌های برآورد شده، مشخص شد که مدل‌های مذکور از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند. بنابراین در ادامه بر حسب آزمون گارسیا و پرون، مدل بهینه دو گروه فاقد اثر سوئیچینگ و دارای اثر سوئیچینگ انتخاب شد. در گام پنجم نیز نتیجه آزمون گارسیا و پرون نشان داد که مدل بهینه صنایع منتخب دارای اثر سوئیچینگ می‌باشد و بصورت نامتقارن دارای هر دو اثر اهرمی و بازدخورد می‌باشد. سپس در ادامه سری زمانی ریسک بازده شاخص صنایع منتخب استخراج شد که نشان دهنده نوسانات ریسک این صنعت طی دوره مورد مطالعه می‌باشد.

در مرحله دوم با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، به بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر سری زمانی ریسک بازده شاخص صنایع در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته شد. نتایج مدل‌سازی نشان داد که دو سری زمانی ریسک بازده شاخص صنعت خودرو و سیمان در کوتاه‌مدت و بلندمدت تاثیر منفی و معناداری از نوسانات نرخ ارز در هر دو رژیم می‌پذیرند. بازدهی شاخص صنعت معدن در کوتاه‌مدت صرفاً در رژیم ۱ تاثیر معنی‌دار و مثبتی از نوسانات نرخ ارز می‌پذیرد. در این رژیم با افزایش نرخ ارز، ریسک بازدهی این صنعت افزایش می‌یابد. در بلندمدت نیز ریسک بازدهی این صنعت تاثیرات معنی‌داری در هیچ یک از رژیم‌ها نمی‌پذیرد.

در پایان پیشنهاد می‌گردد با توجه به اهمیت اندازه‌گیری ریسک بازده شاخص صنایع از یکسو و فقدان مدل‌های جامع برای اندازه‌گیری آن، استفاده از چارچوب پیشنهادشده در این پژوهش برای آگاهی از میزان نسبتاً دقیق ریسک سایر صنایع مناسب می‌باشد. سازوکار پیشنهادشده دارای قابلیت‌های فراوانی نظیر امکان تحلیل با توزیع‌های نرمال و غیر نرمال، لحاظ انتقالات سطحی ناگهانی در تلاطمهای سری زمانی، امکان ملحوظ نمودن شوک‌های دیرپا، نمایش ساختار دینامیکی تلاطم‌ها، درنظر گرفتن واکنشهای نامتقارن به شوکها، درنظر گرفتن انتقالات رژیمی در مدلسازی (بجای شکست ساختاری)، امکان درنظر گرفتن پدیده کشیدگی مازاد یا دنباله پهن توزیع خطاها امکان درنظر گرفتن اثرات بازخورد و اثرات اهرمی و.... برخودار می‌باشد.

در این رابطه نهادهای مختلفی می‌توانند از قابلیت‌های این مدل استفاده نمایند. از جمله این نهادها می‌توان به مجموعه مدیران شرکت‌های بیمه، بازار سرمایه و سهامداران، نظام بانکی، صندوق‌های سرمایه‌گذاری، شرکتهای بیمه، مشتریان محصولات، سازمان‌های مالی بین‌المللی و سرمایه‌گذاران خارجی اشاره نمود. در نهایت پیشنهاد می‌گردد در تحقیقات آتی، مدل‌های حافظه بلندمدت نظیر مدل‌های FIGARCH نیز جهت بهبود کارایی شاخص طراحی شده درنظر گرفته شود و همچنین تاثیر سایر متغیرهای کلان نظیر قیمت جهانی طلا، نفت و... بر ریسک بازدهی شاخص صنایع درنظر گرفته شود.

فهرست منابع

* برزگر، مهدی. نقدی بر مدل‌های تک رژیمی در بازارهای مالی ایران و مروری بر رفتارهای رژیمی صنایع منتخب. پایان‌نامه کارشناسی ارشد مهندسی مالی. ۱۳۹۴. مدرسه کسب و کار استیونس آمریکا.
* خالوزاده، حمید و نسیبه امیری.تعیین سبد سهام بهینه در بازار بورس ایران بر اساس نظریه ارزش در معرض ریسک. تحقیقات اقتصاد. ۱۳۸۵. شمارهٔ ۷۳: ۲۱۱-۲۳۲.
* ذوالفقاری، مهدی. بررسی انواع ریسک مالی و شیوه‌های مدیریت آن در بازارهای مالی: مبانی تئوریکی و مرور تجربیات کشورها. دفتر مطالعات اقتصادی وزارت صنعت، معدن و تجارت. ۱۳۹۲.
* ذوالفقاری، مهدی. بررسی و تحلیل ریسک نوسانات نرخ ارز با استفاده از فرایند مارکوف و ارائه الگوی مالی-اسلامی جهت مدیریت ریسک آن. رساله دکترای اقتصاد مالی. دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس. ۱۳۹۴.
* فقیهیان، فاطمه. بررسی انتقالات رژیمی در بازارهای مالی ایران در حوزه صنایع غذایی. رساله دکترای مدیریت مالی. دانشگاه ازمیر. ترکیه. ۱۳۹۴.
* احمدزاده، عزیز. بررسی کارایی بازار بورس اوراق بهادار تهران، رساله دکترای اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تهران. ۱۳۹۱.
* شاهمرادی اصغر، زنگنه محمد. محاسبهٔ ارزش در معرض خطر برای شاخص های عمده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پارامتریک، تحقیقات اقتصادی. ۱۳۸۶. شمارهٔ ۸۶: ۱۴۹-۱۲۱.

* کشاورز حداد، غلامرضا و باقر صمدی. برآورد و پیشبینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش ها در تخمین ارزش در معرض خطر. مجله تحقیقات اقتصادی. ۱۳۸۹. شماره ۸۶: ۲۳۵-۱۹۵.
* لطفعلی، بابک. اندازه گیری ریسک بازار با ارزش در معرض خطر برای سبد سهام در بانک صنعت و معدن، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد. پایان نامهٔ کارشناسی ارشد. ۱۳۸۵.
* Caporin, M. FIGARCH models: stationarity, estimation methods and the identification problem. GRETA Working Paper. 2009. no.02.02.
* David Leblang, Bumba Mukherjee. Presidential Elections and the Stock Market: Comparing Markov-Switching and Fractionally Integrated GARCH Models of Volatility. Political Analysis. 2011:296–322.
* Engel, R. The Use of ARCH/GARCH Models in Applied, Journal of Economic Perspectives. 2010. Volume 15, Number 4: 157- 168.
* Engle, R.F. and T. Bollerslev. Modeling the Persistence of Conditional Variances. Econometric Reviews. 1986. 5: 1-50.
* Geetesh hardwaj, Norman R. Swanson. An empirical investigation of the usefulness of ARFIMA models for predicting macroeconomic and financial time series. Journal of Econometrics. 2012. vol 131: 539–578.
* Hamilton, J.D.A new approach to the economic analysis of no stationary time series and the business. Economical. 1989. 57:357-384.
* Guillermo Benavides, Banco de México. GARCH Processes and alue at Risk: An Empirical Analysis for Mexican Interest Rates Futures. Banking & Finance. vol 28. 2010: 2541–2563.
* Ping-Tsung Wu a, Shwu-Jane Shieh. Value-at-Risk analysis for long-term interest rate futures:Fat-tail and long memory in return innovations. Journal of Empirical Finance. 2007. vol 14: 248–259.
* Mike K. P. and Philip L. H. Yu. Empirical Analysis of GARCH Models in Value at Risk Estimation. Journal of International Financial Markets. Institutions and Money, 2008. Vol. 16: 180-197.
* Stavros Degiannakis. Forecasting Value-at-Risk (VaR) using Fractionally Integrated Models of Conditional Volatility. Department of Economics. University of Portsmouth. 2010.

یادداشت‌ها

[1] Markov Chains
[2] Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
[۳] با توجه به اینکه صنعت پتروشیمی در مطالعه‌ی سایر نویسندگان وجود داشته است، از آوردن آن صرفنظر شد.
[4] Hannan-Quinn Criter
[۵] شامل: GARCH ساده، GARCH میانگین، EGARCH ساده، EGARCH میانگین، IGARCH ساده، IGARCH میانگین
[6] Feedback Effect
بازخورد نوسانات، توسط پیندیك (۱۹۸٤) معرفي شد. طبق بازخورد نوسانات، نوسانات بازده، تاثیر معناداری بر بازده سهام دارد.
[7] Leverage effect
اثر اهرمی بیانگر این مطلب است که بازدهی شاخص، واکنش‌های متفاوتی به اخبار خوب و بد نشان می‌دهد. در صورتی که ضریب این متغیر منفی باشد، اثر اخبار بد بیشتر از اخبار خوب بر بازدهی شاخص تاثیرگذار است و در صورتی که ضریب این متغیر منفی باشد، اثر اخبار خوب بیشتر از اخبار بد بر بازدهی شاخص تاثیرگذار است.
[۸] و به احتمال ۲۳ درصد ($p_{21} = 1 - p_{11}$) به رژیم ۲ منتقل می‌شود.
[۹] و به احتمال ۱۸ درصد ($p_{21} = 1 - p_{22}$) به رژیم ۱ منتقل می‌شود.

[۱۰] در واقع مقادیر آورده شده مربوط به هر صنعت در هر یک از مدل‌ها از دو عدد تشکیل می‌شوند. رقم نخست مربوط به آماره آزمون جارک-برا[۱۱] می‌باشد و رقم داخل پرانتز مربوط به احتمال نرمال بودن توزیع جمله اخلال می‌باشد.

[۱۱] Garcia and Perron