فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال دوازدهم / شماره ۴۹/ تابستان ۱۳۹۵/ صفحات ۱۰۱-۷۱

اندازه‌گیری ریسک بازاری شاخص صنایع فرآورده‌های نفتی، شیمیایی و لاستیک مبتنی بر رهیافت انتقالات رژیمی[1]

مهدی ذوالفقاری
دکترای اقتصاد مالی دانشگاه تربیت مدرس، mehdizolfaghari1985@gmail.com
بهرام سحابی[2]
عضو هیأت علمی گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، sahabi_b@modares.ac.ir
تاریخ دریافت: ۹۴/۰۷/۰۵ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۱/۲۹

چکیده

صنایع فعال در حوزه نفت و پتروشیمی به‌عنوان یکی از صنایع مهم پیشران اقتصاد کشور مطرح بوده و بسیاری از سرمایه‌گذاران تمایل دارند در این صنعت سرمایه‌گذاری نمایند. با توجه به امکان معامله بخش عمده‌ای از سهام شرکت‌های فعال در این صنعت در بورس، زمینه حضور سرمایه‌گذاران در این حوزه از طریق خرید و معامله ارزش دارایی‌های این شرکت‌ها محقق گردیده است. با این وجود یکی از چالش‌های اصلی در حوزه سرمایه‌گذاری در این صنعت، عدم آگاهی از میزان ریسک بازاری صنایع فعال در این حوزه در مقایسه با سایر حوزه‌ها می‌باشد. از این‌رو در پژوهش حاضر تلاش شده تا با ارائه الگویی توسعه یافته، ریسک بازاری سهام صنایع فعال در حوزه نفت و فرآورده‌های نفتی استخراج گردیده و با ریسک بازاری متوسط صنایع مقایسه شود. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بازدهی شاخص سهام صنایع فعال در حوزه نفت و فرآورده‌های نفتی از انتقالات رژیمی تبعیت نموده و ساختاری نامتقارن مبتنی بر توزیع‌های غیرنرمال دارد. همچنین ریسک بازدهی دو صنعت لاستیک و فرآورده‌های نفتی کمتر از ریسک بازدهی شاخص کل بود، اما ریسک بازدهی صنعت شیمیایی بیشتر از ریسک بازدهی شاخص کل بود.

طبقه‌بندی JEL: F30, G33, K01

کلیدواژه: ارزش در معرض خطر، فرآیند زنجیره مارکوف، نفت و فرآورده‌های نفتی

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- نویسنده مسئول

۱- مقدمه

در اقتصادهای نفتی نظیر اقتصاد ایران که دارای منابع عظیم نفت و گاز هستند، یکی از حوزه‌های دارای مزیت، سرمایه‌گذاری در صنایع نفت و گاز است. در این رابطه هزینه‌های بالای سرمایه‌گذاری و محدودیت‌های حقوقی، از جمله قیدهایی است که امکان سرمایه‌گذاری مستقیم در این پروژه‌ها را دشوار نموده است. اما با توجه به اینکه بخش قابل‌توجهی از سهام شرکت‌های فعال در حوزه‌های نفتی، در بورس و اوراق بهادار معامله می‌شوند، سرمایه‌گذاران می‌توانند با خرید و معامله سهام این شرکت‌ها به‌صورت غیرمستقیم در حوزه نفت گاز سرمایه‌گذاری نموده و از منافع حاصل از فعالیت‌های این شرکت‌ها منتفع گردند. با این اوصاف سرمایه‌گذاری در این صنعت همانند سرمایه‌گذاری در سایر صنایع نیازمند آگاهی از وضعیت مالی این بنگاه‌ها را می‌باشد.

در بازارهای مالی، مشارکت و فعالیت سرمایه‌گذاران بر اساس اصل "حداکثر سازی منافع با حداقل ریسک بازاری" انطباق دارد (رادپور و همکاران، ۱۳۸۸). بنابراین مسئله آگاهی از میزان کمّی ریسک بازاری صنایع به‌عنوان یکی از محورهای تعیین‌کننده استراتژی‌های معاملاتی درنظر گرفته می‌شود. ریسک بازاری در یک تعریف عبارت است از ریسک ناشی از حرکات و نوسانات غیرمنتظره قیمت‌ها در بازار (رادپور و همکاران، ۱۳۸۸) که می‌توان از آن به‌عنوان ریسک بازدهی قیمت سهام نیز نام برد. با توجه به اهمیت مسئله اندازگیری کمّی ریسک بازاری در سال‌های اخیر روش‌های مختلفی برای این موضوع ارائه شده است. با این وجود بسیاری از این روش‌ها از دیدگاه صاحب‌نظران اقتصادی و مالی دارای نواقص قابل‌توجهی دارند. ازجمله این نواقص می‌توان به تکیه صرف بر روش‌های آماری، عدم توجه به نوع توابع توزیع سری‌های زمانی (که در اکثر موارد فرض بر نرمال بودن آن‌ها است)، عدم توجه به وجود واکنش‌های نامتقارن قیمت سهام به اخبار خوب و بد و عدم توجه به رفتارهای رژیمی قیمت سهام شرکت‌ها اشاره داشت (فقیهیان، ۱۳۹۴ و برزگر، ۱۳۹۳). ازاین‌رو با توجه به اهمیت مسئله آگاهی از میزان کمّی ریسک از یکسو و نواقص مطرح شده در خصوص روش‌های جاری از سوی دیگر، در پژوهش حاضر تلاش شده با ارائه یک مکانیسم چند مرحله‌ای ریسک بازاری شرکت‌های فعال در حوزه نفت و فراورده‌های نفتی استخراج گردد. این مکانیسم نه‌تنها کلیه نواقص مطرح شده فوق را برطرف می‌نماید، بلکه

ویژگی‌هایی نظیر درنظر گرفتن اثرات بازخورد، اثرات اهرمی، انتقالات رژیمی[۱] و.... را در اندازه‌گیری ریسک بازاری شاخص سهام شرکت‌های فعال در حوزه نفت و فرآورده‌های لحاظ می‌نماید. این سازوکار با استفاده از روش «ارزش در معرض ریسک[۲]» و با بهره‌گیری از رهیافت مارکوف[۳] در مدل‌سازی خانواده واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم یافته (GARCH[۴]) طراحی گردیده است. در این پژوهش علاوه بر استخراج ریسک صنایع فعال در حوزه نفت و گاز، با استخراج ریسک بازدهی شاخص کل، امکان مقایسه ریسک این صنایع با ریسک متوسط بازار نیز فراهم می‌آید.

در این مقاله در بخش دوم پیشینه تحقیق و در بخش سوم مبانی نظری بیان می‌شود. در بخش چهارم با طراحی و تشریح الگوی جدید ریسک بازدهی شاخص کل و سه صنعت فعال در حوزه نفت و فرآورده‌های نفتی شامل: صنعت فرآورده‌های نفتی، شیمیایی و لاستیک اندازه‌گیری با یکدیگر مقایسه می‌شوند. در پایان نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌گردد. داده‌های شاخص‌های موردمطالعه از پایگاه اطلاعاتی شرکت بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده و شامل یک دوره ۶ ساله از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴/۴/۳۱ است.

۲- پیشینه تحقیق

با بررسی مطالعات داخلی و خارجی مشاهده می‌شود که مطالعات محدودی در خصوص اندازه‌گیری ریسک با استفاده از مدل‌های پارامتریک بر اساس معیار "ارزش در معرض خطر" در بازارهای مالی صورت گرفته است. در ادامه به برخی از مطالعات نزدیک به موضوع تحقیق حاضر اشاره می‌شود.

۱- انتقالات رژیمی (Regime Transfers) اصطلاحی است که بیانگر تغییر حرکت یک متغیر سری زمانی از حالتی به حالت دیگر است. در واقع درصورتی که رفتار متغیر سری زمانی در طول زمان از دو مسیر (رژیم) تبعیت کند، در شرایطی از رفتار آن از مسیری به مسیر دیگر انتقال یابد، در اصطلاح به این انتقال، انتقال رژیمی گفته می‌شود.

2- Value at Risk (VaR)
3- Markov Chains
4- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

کابـدو و مویـا[1] (۲۰۰۳)، در مطالعـه‌ای بـه روش اسـتاندارد شـبیه‌سـاز تـاریخی، شبیه‌سازی تاریخی همراه با ARMA ((HSAF) و روش واریانس-کواریانس مبتنـی بـر واریانس ناهمسانی شـرطی خودرگرسـیون (ARCH) را بـرای محاسـبه ریسـک قیمـت نقدی نفت برنت با فرض توزیع نرمال برای بازدهی قیمت نفت انجام دادند. نتـایج نشـان داد که روش واریـانس-کواریـانس مبتنـی بـر ناهمسـانی شـرطی خودرگرسـیون، دارای کمی ّت ریسک کارا و انعطاف‌پذیری است.

اسماعیل و عیسی[2] (۲۰۰۸)، مدل MS-AR دو رژیمی را برای درنظر گرفتن رفتـار انتقالات رژیم در میانگین و واریانس در بازار سهام مالزی پیشنهاد دادند. آن‌هـا بـه ایـن نتیجه رسیدند که مـدل MS-AR مـی‌توانـد زمـان‌بنـدی انتقـالات رژیمـی را در دوره ۲۰۰۳-۱۹۷۴ توسط شوک نفتی (۱۹۷۴)، سقوط بـازار سـهام (۱۹۸۷) و بحـران مـالی آسیا (۱۹۹۷) در نظر بگیرید.

سادورسکی[3] (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای به مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت و فرآورده‌های نفتی در بازارهای انرژی جهان براساس مـدل‌هـای خـانواده GARCH پرداخـت. نتـایج تحقیقات وی نشان داد که مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسـیون تعمـیم‌یافتـه آستانه‌ای (TGARCH[4]) سازگاری کاملی با نوسانات گاز طبیعی و نفت حرارتی و مـدل GARCH سازگاری کاملی با نوسانات نفت خام و بنزین دارد، با ایـن وجـود مـدل‌هـای غیرپارامتریک عملکرد بهتری از مدل‌هـای پارامتریـک در پـیش‌بینـی ارزش در معـرض خطر قیمت نفت و فرآورده‌های نفتی دارد.

کارل[5] (۲۰۱۵)، پرتفوی دو متغیره‌ای را برای پیش‌بینـی ارزش در معـرض خطـر بـا استفاده از کالیبراسیون برآوردگرهای ساده غیرپارامتریک پیشنهاد داده و نتـایج آن را بـا مدل‌های GARCH مورد آزمون قرار دادند. نتایج مطالعه نشان از برتری مـدل طراحـی شده آنها داشت.

1- Cabedo and Moya
2- Ismail and Isa
3- Sadorsky
4- Threshold eneralized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
5- Karl

هاگنبوم و همکاران (۲۰۱۵)، ارزش در معرض خطر را برای داده‌های تاریخی بر مبنای تابع توزیع پوآسن برآورد نمود و واکنش قیمت سهم را برمبنای انواع مختلف اخبار محاسبه نمود. نتایج مطالعه نشان داد اخبار به‌ندرت موجب انحراف قیمت سهام از روند خود می‌شود.

در مطالعات داخلی نیز راعی و همکاران (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای، انتقال‌های رژیمی در بازده و نوسان‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از شاخص قیمت و بازده نقدی و نیز آثار شوک‌های مثبت و منفی نفت خام و نوسان‌های قیمت طلا را بر تغییرات رژیمی بازار سهام با استفاده از مدل گارچ‌نمایی سوئیچینگ مارکوف با فرض توزیع t برای دوره ۱۳۷۸/۰۳/۰۱ تا ۱۳۹۰/۰۹/۲۹ بررسی نمودند. نتایج تحقیق بیانگر مدارک معناداری از سوئیچینگ رژیمی در بازده و نوسان‌های آن بود.

سحابی و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای نسبت به تدوین شاخص ارزیابی و رتبه‌بندی شرکت‌های فعال در حوزه نفت و فرآورده‌های نفتی پذیرفته‌شده در بورس و اوراق بهادار برحسب ریسک نوسانات نرخ ارز با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH اقدام نمودند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که قیمت سهام اکثر شرکت‌ها از توزیع خطای تعمیم‌یافته (GED[1]) تبعیت کرده و به‌صورت نامتقارن از شوک‌های قیمتی تأثیر می‌پذیرند. همچنین آنها دریافتند که استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، دقت برازش مدل‌ها را بهبود می‌بخشد. نتایج رتبه‌بندی شرکت‌ها نیز نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت به ترتیب شرکت‌ها با نماد پارسان، شیراز و مارون و در بلندمدت شرکت‌ها با نماد شبریز، شپنا و پارسان بیشترین تأثیر را از نوسانات نرخ ارز می‌پذیرند.

برزگر (۱۳۹۳)، در رساله دکترای خود بر اهمیت در نظر گرفتن انتقالات رژیمی در مدل‌های سری زمانی GARCH و مدل‌های ساختاری VAR تأکید نموده و با بررسی انتقالات قیمت سهام شرکت‌های پتروشیمی، ادعا نمود که شاخص سهام بسیاری از صنایع در بازار مالی کشور از انتقالات رژیمی تبعیت می‌کند.

فقیهیان (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای با بررسی وضعیت سهام شرکت‌های فعال در حوزه صنایع غذایی و مقایسه شاخص این صنعت با شاخص کل بازار با استفاده از مدل

1- Generalized Error Distribution

ARCH بر این مسئله تأکید نمود که رفتار نوسانات شاخص بازار و شاخص صنایع غذایی از الگوی سوئیچینگی هامیلتون تبعیت می‌کند.

با توجه دو مطالعه اخیر که با استفاده از رهیافت سوئیچینگی انجام شده است، نویسندگان مقاله حاضر از مدل‌های متقارن GARCH بر اساس توزیع نرمال استفاده نموده‌اند. این در حالی است که در این مطالعه ۶ مدل متقارن و نامتقارن GARCH برحسب سه توزیع نرمال، t و GED (در مجموع ۳۶ مدل) برای استخراج ریسک بازدهی شاخص صنایع فعال در حوزه نفت و فرآورده‌های نفتی به‌کار گرفته‌شده است. همچنین اثرات بازخورد و اثرات اهرمی به همراه احتمال انتقالات بین دوره‌ای نیز مدنظر قرار گرفته است.

۳- مراحل استخراج ریسک

مراحل استخراج ریسک بازدهی شاخص کل و شاخص صنایع فعال در حوزه نفت و فرآورده‌های نفتی به ترتیب زیر است:

مرحله ۱): استخراج میانگین شرطی با استفاده از مدل‌های سری زمانی ARIMA

مرحله ۲): مدل‌سازی واریانس شرطی برحسب ۶ مدل از خانواده GARCH برحسب سه توزیع نرمال، t و GED

مرحله ۳): مدل‌سازی واریانس شرطی برحسب ۶ مدل از خانواده GARCH برحسب سه توزیع نرمال، t و GED با درنظر گرفتن اثر سوئیچینگ مارکوف

مرحله ۴): آزمون نرمالیتی براساس معیار جارک‌برا

مرحله ۵): انتخاب مدل بهینه بر اساس معیار درستنمایی گارسیا و پرون

مرحله۶): استخراج سری زمانی ریسک بازدهی شاخص صنایع و شاخص کل با استفاده از روش ارزش در معرض ریسک (VaR) و مقایسه آن‌ها

مرحله ۷) مقایسه ریسک صنایع منتخب با ریسک شاخص کل

با توجه به فضای محدود مقاله حاضر برای بیان مبانی نظری مدل‌های خانواده GARCH، سوئیچینگ مارکوف و توابع توزیع و ارزش در معرض خطر، پیشنهاد می‌گردد به منبع شماره (۴) در بخش منابع و مأخذ مراجعه گردد.

۴- مدل‌سازی و تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

فرآیند استخراج سری زمانی ریسک بازده شاخص کل و صنایع منتخب طی مراحل زیر صورت می‌گیرد:

مرحله نخست: استخراج سری زمانی ARIMA

در مرحله نخست قبل از مدل‌سازی، مانایی بازدهی شاخص کل و صنایع منتخب، براساس آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] و فیلیپس پرون[2] مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این دو آماره نشان داد که کلیه سری‌های زمانی موردنظر در سطح مانا می‌باشند. سپس تعداد جملات خودرگرسیون (p) و جملات میانگین متحرک (q)، با استفاده از توابع خودهمبستگی (AC) و خودهمبستگی‌جزئی (PAC) بر اساس مراحل سه‌گانه باکس-جنکینز محاسبه و سپس براساس معیار حنان‌کوئین[3] مورد بازبینی قرار گرفت. مدل میانگین بازدهی شاخص کل و صنایع به‌صورت جدول (۱) به دست آمد:

جدول ۱- مدل میانگین سری زمانی بازده صنایع منتخب

صنعت	مدل	ضرایب مدل میانگین سری زمانی بازده صنایع منتخب
شاخص کل	ARMA(۲،۱)	$y_t=0.001+0.92y_{t-1}-0.54u_{t-1}-0.27u_{t-2}$ (۳.۱۳) (۲۹.۱) (-۱۲.۷) (-۸.۸۵)
شیمیایی	ARMA(۲،۱)	$y_t = 002 + 0.93y_{t-1} - 0.57u_{t-1} - 0.28u_{t-2}$ (۳.۵۳) (۱۸.۳۸) (-۹.۴۲) (-۷.۳۴)
فرآورده‌های نفتی	ARMA(۰،۱)	$y_t = 001 + 0.17y_{t-1}$ (۳.۳۹) (۵.۸۵)
لاستیک	ARMA(۱،۱)	$y_t = 002 + 0.97y_{t-1} - 0.95u_{t-1}$ (۱.۹۸) (۵۹.۸) (-۴۱.۳۴)

منبع: یافته‌های تحقیق

با بررسی مدل‌های میانگین بازدهی شاخص صنایع مشاهده می‌شود که ساختار بازدهی صنایع تا حدودی متفاوت از هم است، اگرچه بازدهی کلیه صنایع از بازده روز

1-Augmented Dickey-Fuller test statistic
2- Phillips Perron
3- Hannan-Quinn Criter

گذشته خود تبعیت می‌کنند اما تبعیت بازده‌های صنایع از جزء اخلال دوره‌های گذشته متفاوت می‌باشد. شایان‌ذکر است که در مدل‌های فوق کلیه ضرایب در سطح خطای ۱ درصد معنی‌دار هستند.

مرحله دوم: مدل‌سازی خانواده GARCH

پس از استخراج معادله میانگین با استفاده از آزمون اثرات ARCH به بررسی آزمون ناهمسانی واریانس جزء اخلال مدل‌های میانگین شاخص صنایع منتخب پرداخته شد. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس جزء اخلال برای صنایع منتخب در جدول (۲) نشان داده‌شده است:

جدول ۲- نتیجه بررسی آزمون ناهمسانی شرطی میانگین بازده صنایع

صنعت	آزمون ناهمسانی ARCH	مقدار آماره	احتمال
شاخص کل	F	۱۴۲/۸۲۱۷	۰/۰۰۰
	χ^2	۱۳۰/۸۷۰۱	۰/۰۰۰
شیمیایی	F	۶/۷۳۷۱	۰/۰۰۹۶
	χ^2	۶/۷۱۰۷	۰/۰۰۹۶
فرآورده‌های نفتی	F	۰/۸۳۳۲	۰/۳۶۱۵
	χ^2	۰/۸۳۴۰	۰/۳۶۱۴
لاستیک	F	۰/۰۰۰۹	۰/۹۷۵۵
	χ^2	۰/۰۰۰۹	۰/۹۷۵۵

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طورکه از جدول (۲) مشاهده می‌گردد بر اساس آماره F و χ^2 دو شاخص کل و شاخص صنعت شیمیایی دارای اثر ARCH می‌باشند[۱]. اما دو شاخص فرآورده‌های نفتی و لاستیک دارای اثر ARCH نمی‌باشند. برای صنایعی که وجود اثر ARCH در آن‌ها تأیید شده می‌توان این‌گونه تفسیر نمود که سری زمانی این صنایع دارای واریانس همسان نمی‌باشند، بنابراین برای مدل‌سازی آن‌ها بایستی از مدل‌هایی استفاده شود که

۱- در واقع صنایعی که در آن میزان احتمال آزمون آماره F و χ^2 کمتر از ۵ درصد باشد، دارای اثر ARCH می‌باشند

شروط ناهمسانی را در برازش این نوع سری‌های زمانی درنظر می‌گیرد (ابراهیمی، ۱۳۸۵). معروف‌ترین نوع این مدل‌ها، مدل‌های خانواده GARCH می‌باشند. بنابراین در ادامه دو شاخصی که دارای اثر ARCH نبودند به مرحله ۶ انتقال یافته و دو شاخص باقیمانده بر اساس ۶ مدل از خانواده GARCH[۱] برحسب توابع توزیع نرمال، t و GED مدل‌سازی می‌گردند. جدول (۳) مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده شاخص صنعت شیمیایی را نشان می‌دهد. مدل برآورد شده شاخص کل در پیوست (الف) ارائه شده است.

۱- شامل: GARCH ساده، GARCH میانگین، EGARCH ساده، EGARCH میانگین، IGARCH ساده، IGARCH میانگین

جدول ۳- مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورده شده ِ صنعت شیمیایی

مدل	توزیع	میانگین شرطی	واریانس شرطی
GARCH	نرمال	$y_t = .001 + 0.89y_{t-1} - 0.51u_{t-1} - 0.28u_{t-1}$ (۲.۶) (۱۳.۰۱) (-۶.۹۶) (-۶.۰۸)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.03\varepsilon_{t-1}^2 + 0.94\sigma_{t-1}^2$ (۴.۹) (۴.۳۲) (۸۲.۵)
	t	$y_t = .001 + 0.84y_{t-1} - 0.45u_{t-1} - 0.25u_{t-1}$ (۱.۲) (۱۲.۵) (-۶.۲) (-۵.۹)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.79\varepsilon_{t-1}^2 + 0.74\sigma_{t-1}^2$ (۱.۴۸) (۱.۵۳) (۲۳.۵)
	GED	$y_t = .001 + 0.83y_{t-1} - 0.43u_{t-1} - 0.25u_{t-1}$ (۰.۶) (۱۷) (-۷.۶) (-۸.۴)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.22\varepsilon_{t-1}^2 + 0.8\sigma_{t-1}^2$ (۳.۱) (۴.۵) (۲۵.۱)
GARCH-M	نرمال	$y_t = .001 + 0.89y_{t-1} - 0.49u_{t-1} - 0.28u_{t-1} + .12\sigma$ (۰.۳) (۱۲.۱) (-۶.۱) (-۵.۷) (۰.۶)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.04\varepsilon_{t-1}^2 + 0.92\sigma_{t-1}^2$ (۶.۶) (۴.۸) (۷۱.۷)
	t	$y_t = -001 + 0.77y_{t-1} - 0.39u_{t-1} - 0.23u_{t-1} + .09\sigma$ (۱.۲) (۵.۸) (-۲.۸) (-۳.۴) (۲.۷)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.89\varepsilon_{t-1}^2 + 0.73\sigma_{t-1}^2$ (۱.۴) (۱.۴) (۲۴.۱)
	GED	$y_t = .001 + 0.05y_{t-1} + 0.36u_{t-1} + 0.07u_{t-1} + .21\sigma$ (۲.۶) (۰.۲۸) (۲.۱) (۱.۰۵) (۵.۰۶)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.29\varepsilon_{t-1}^2 + 0.74\sigma_{t-1}^2$ (۶.۶) (۴.۷) (۲۰.۴۸)
EGARCH	نرمال	$y_t = .002 + 0.90y_{t-1} - 0.53u_{t-1} - 0.28u_{t-1}$ (۳.۷) (۱۵.۹) (-۸.۵) (-۷.۱۶)	$ln\sigma_t^2 = -.37 + 0.05\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\rvert + 0.07\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.96ln\sigma_{t-1}^2$ (-۶.۸) (۴.۷) (۶.۱) (۱۸۳.۵)
	t	$y_t = .001 + 0.86y_{t-1} - 0.50u_{t-1} - 0.25u_{t-1}$ (۲.۰۲) (۱۶.۶) (-۸.۸) (-۷.۵۴)	$ln\sigma_t^2 = -.22 + 0.23\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\rvert + 0.007\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.98ln\sigma_{t-1}^2$ (-۳.۴) (۴.۷) (۰.۳۴) (۱۵۳.۵)
	GED	$y_t = .001 + 0.86y_{t-1} - 0.49u_{t-1} - 0.26u_{t-1}$ (۱.۵۳) (۲۱.۳) (-۱۰.۵) (-۹.۴۱)	$ln\sigma_t^2 = -.40 + 0.20\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\rvert + 0.015\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.97ln\sigma_{t-1}^2$ (-۳.۸) (۴.۹) (۰.۵) (۱۰۱.۹)

مدل	توزیع	میانگین شرطی	واریانس شرطی
EGARCH-M	نرمال	$y_t = .001 + 0.90y_{t-1} - 0.53u_{t-1} - 0.29u_{t-1} + 0.12\sigma$ (۰.۵۳) (۱۴.۸) (-۷.۹) (-۷.۳۰) (۰.۷)	$ln\sigma_t^2 = -.37 + 0.06\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\rvert + 0.07\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.96ln\sigma_{t-1}^2$ (-۵.۶) (۴.۷) (۶.۳) (۱۴۵.۵)
	t	$y_t = .001 + 0.82y_{t-1} - 0.45u_{t-1} - 0.25u_{t-1} + 0.11\sigma$ (۰.۶) (۹.۳) (-۴.۹) (-۵.۴) (۲.۲۶)	$ln\sigma_t^2 = -.38 + 0.33\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\rvert + 0.01\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.98ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴.۱) (۴.۴۱) (۰.۳۲) (۱۰۵.۵)
	GED	$y_t = -.001 + 0.77y_{t-1} - 0.39u_{t-1} - 0.26u_{t-1} + 0.2\sigma$ (-۲.۱۷) (۶.۱۲) (-۲.۹۹) (-۴.۴۹) (۳.۸۴)	$ln\sigma_t^2 = -.69 + 0.28\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\rvert + 0.12\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.94ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴.۵) (۵.۹) (۰.۳۷) (۶۳.۵)
IGARCH	نرمال	$y_t = .001 + 0.95y_{t-1} - 0.58u_{t-1} - 0.31u_{t-1}$ (۱.۴) (۴۳.۷) (-۱۸.۷) (-۱۰.۹)	$\sigma_t^2 = 0.021\varepsilon_{t-1}^2 + 0.979\sigma_{t-1}^2$ (۱۶.۵) (۷۸۰.۹)
	t	$y_t = .001 + 0.87y_{t-1} - 0.5u_{t-1} - 0.26u_{t-1}$ (۲.۰۷) (۱۷.۹۷) (-۹.۳) (-۷.۹)	$\sigma_t^2 = 0.072\varepsilon_{t-1}^2 + 0.928\sigma_{t-1}^2$ (۸.۴) (۱۱۰.۱)
	GED	$y_t = .001 + 0.34y_{t-1} + 0.06u_{t-1} - 0.04u_{t-1}$ (۲.۹) (۲.۰۴) (-۰.۳۷) (-۰.۶۱)	$\sigma_t^2 = 0.052\varepsilon_{t-1}^2 + 0.948\sigma_{t-1}^2$ (۷.۵) (۱۳۵.۵)
IGARCH-M	نرمال	$y_t = .03 - 0.99y_{t-1} + 1.33u_{t-1} + 0.33u_{t-1} + 4.08\sigma$ (-۱۲.۲) (۲۲۹) (۶۹.۷) (۱۷.۸) (۱۶.۲)	$\sigma_t^2 = 0.01\varepsilon_{t-1}^2 + 0.99\sigma_{t-1}^2$ (۲.۷۱) (۹۸۹۷)
	t	$y_t = .04 + 0.99y_{t-1} - 0.65u_{t-1} - 0.34u_{t-1} + 0.22\sigma$ (۰.۱) (۲۵۶) (-۱۴۱.۱) (-۱۴۱.۱) (۱.۹)	$\sigma_t^2 = 0.04\varepsilon_{t-1}^2 + 0.96\sigma_{t-1}^2$ (۹.۱) (۲۵۵)
	GED	$y_t = .001 + 0.83y_{t-1} - 0.45u_{t-1} - 0.25u_{t-1} + 0.08\sigma$ (۰.۰۶) (۱۴.۴) (-۷.۳) (-۸.۱۸) (۱.۹۶)	$\sigma_t^2 = 0.06\varepsilon_{t-1}^2 + 0.94\sigma_{t-1}^2$ (۷.۸) (۱۲۳)

منبع: یافته‌های تحقیق – اعداد داخل پرانتز، آماره t-statistic است.

با نگاهی بر مدل‌های برآورد شده خانواده GARCH شاخص صنعت شیمیایی، مشاهده می‌شود که واریانس شرطی کلیه صنایع از ساختار GARCH تبعیت می‌کنند. در ادامه به توضیح خلاصه‌ای از نتایج برآورد مدل‌های مذکور می‌پردازیم. تفسیر ضرایب شاخص کل نیز مشابه موارد زیر است:

GARCH: تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده بر اساس سه توزیع نرمال، t و GED مشاهده نمی‌گردد و کلیه ضرایب معنادار هستند.

GARCH-M: کلیه ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی (بجز ضریب انحراف معیار در توزیع نرمال) معنی‌دار است. معنی‌داری ضریب انحراف معیار در دو توزیع t و GED بدان معنا است که اثر بازخورد[1] در این صنعت مشاهده می‌شود.

EGARCH: اکثر ضرایب مدل‌ها بر اساس توابع توزیع، معنادار است. همچنین با توجه به معناداری ضریب ($\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$) بر اساس توزیع نرمال، این مدل با توزیع مربوطه واکنش نامتقارنی به اخبار خوب و بد نشان می‌دهد و دارای اثر اهرمی[2] می‌باشد.

EGARCH-M: اکثر ضرایب مدل‌ها معنادار می‌باشد. ضریب انحراف معیار برای مدل میانگین شرطی در دو توزیع t و GED معنی‌دار نمی‌باشد و این بدان معنا است که اثر بازخورد مشاهده می‌شود. اما براساس توزیع نرمال، در مدل مذکور اثر اهرمی مشاهده می‌شود.

1- Feedback Effect

اثر بازخورد ، توسط پیندیک (۱۹۸۴) معرفی شد. طبق اثر بازخورد ، نوسانات بازده، تأثیر معناداری بر بازده سهام دارد. در زمینه توضیح اثر بازخورد می‌توان بیان داشت که طبق تئوری مارکویتز بین ریسک و بازدهی رابطه مستقیمی وجود دارد، بگونه‌ای که با افزایش ریسک، بازدهی افزایش می‌یابد.

2- Leverage effect

اثر اهرمی بیانگر این مطلب است که بازدهی شاخص، واکنش‌های متفاوتی به اخبار خوب و بد نشان می‌دهد. در صورتی که ضریب متغیر مربوطه معنادار و مثبت باشد، اثر اخبار بد بیشتر از اخبار خوب بر بازدهی شاخص تأثیرگذار است و در صورتی که ضریب این متغیر معنادار و منفی باشد، اثر اخبار خوب بیشتر از اخبار بد بر بازدهی شاخص تأثیرگذار است.

IGARCH: تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده مشاهده نمی‌شود و اکثر ضرایب معنادار هستند.

IGARCH-M: کلیه ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی معنی‌دار می‌باشد. معنی‌دار بودن ضریب انحراف معیار در کلیه توزیع‌ها بیانگر وجود «اثر بازخورد» در این مدل می‌باشد.

مرحله سوم: مدل‌سازی خانواده GARCH براساس رهیافت سوئیچینگ مارکوف

پس از تخمین مدل‌های خانواده GARCH، هر یک از مدل‌های شاخص‌های مذکور، توسط رژیم سوئیچینگ مارکوف برآورد گردیدند. جدول (۴) مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده شاخص صنعت شیمیایی را بر حسب رژیم سوئیچینگ مارکوف نشان می‌دهد. مدل‌های برآورد شده شاخص کل در پیوست (ب) ارائه شده است.

جدول ۴- مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورده شده ِ شاخص صنعت شیمیایی با احتساب اثر سوئیچینگ

مدل	نوع	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	۰/۳۶۷	-۰/۰۸			۱/۹۵۹	۰/۰۲۳	۰/۰۰۱	۰/۲۲۲	۰/۰۰۱	۰/۱۱۸			۰/۷۶	۰/۸۶	-۱۵۷۱/۵۸۵
		t	۰/۵۰۹	-۰/۰۴			۰/۰۷۸	۰/۱۳۰	۰/۰۰	۰/۹۳۴	۰/۹۹۸	۰/۰۶۶			۰/۶۸	۰/۸۵	-۱۵۲۹/۲۵۳
		GED	-۰/۰۳	۰/۸۸۷			۰/۰۴۹	۱/۶۹۷	۰/۶۰۲	۰/۰۲۲	۰/۳۵۱	۰/۰۱۵			۰/۶۴	۰/۸۵	-۱۵۳۴/۷۵۵
	میانگین	نرمال	-۶/۴۹	-۶/۸۹۶	۴/۹۱۸	۱۳/۶۴۰	۱/۹۵۵	۰/۰۰	۰/۰۱۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۹۳			۰/۷۸	۰/۹۱	-۱۵۶۷/۸۶۸
		t	۰/۰۵۵	۰/۰۱۱	-۰/۰۸۲	۰/۵۶۸	۰/۰۰	۰/۰۵۳	۰/۰۵۸	۰/۰۰۸	۰/۹۴۲	۰/۹۹۲			۰/۸۷	۰/۹۱	-۱۵۲۰/۴۴۸
		GED	-۲/۰۶	۰/۰۰۳	۲/۰۹۷	-۰/۱۵۱	۰/۷۶۲	۰/۰۱۱	۰/۰۱۸	۰/۵۰۴	۰/۶۰۳	۰/۱۷۹			۰/۷۶	۰/۹۰	-۱۵۲۳/۰۳۱
EGARCH	ساده	نرمال	۱/۴۷	-۰/۰۲			۰/۷۶۲	-۰/۸۰۸	-۰/۱۳۹	۰/۵۰۸	-۰/۳۱۹	-۰/۰۵۵	۰/۰۳۰	۰/۹۸۵	۰/۶۷	۰/۹۳	-۱۵۳۷/۲۵۹
		t	۱/۳۳۹	-۰/۰۸			۰/۱۲۳	-۰/۲۶۵	۰/۴۴۷	۰/۶۵۱	-۰/۰۸۷	-۰/۲۰۰	۰/۹۸۴	۰/۹۸۲	۰/۶۸	۰/۹۳	-۱۵۲۸/۹۶۷
		GED	۱/۴۷۱	۰/۰۲			۰/۷۶۲	-۰/۸۰۸	-۰/۱۳۹	۰/۵۰۸	-۰/۳۱۹	-۰/۰۵۵	۰/۰۳۰	۰/۹۸۳	۰/۶۷	۰/۹۳	-۱۵۳۷/۲۵۹
	میانگین	نرمال	-۰/۳۴	-۱۲/۵	۱/۴۱۷	۹/۷۳۸	-۰/۹۶	۰/۵۳۴	-۰/۹۷۵	۰/۰۱۰	۰/۹۸۷	۰/۰۵۸	۰/۵۶۹	۰/۰۲۶	۰/۸۱	۰/۸۵	-۱۵۱۵/۶۴۹
		t	-۱۲/۱	۱/۶۴۲	۱۰/۲۹۵	-۱/۴۵۴	۰/۳۵	۰/۲۳۰	۰/۰۱۰	-۰/۲۱۵	۰/۰۶۴	-۰/۲۹۸	۰/۰۳۱	۰/۲۲۳	۰/۹۳	۰/۹۱	-۱۴۵۰/۱۸۴
		GED	۱/۱۷۴	-۲/۲۴	-۲/۰۰۹	۳/۳۲۳	-۰/۴۰۵	-۰/۲۹۰	۰/۳۲۸	۰/۱۱۹	-۰/۳۲۲	۰/۲۷۱	۰/۸۶۴	۰/۵۸۴	۰/۶۴	۰/۷۴	-۱۵۵۶/۳۶۲
IGARCH	ساده	نرمال	۲/۳۲۱	۷/۰۹۶			۰/۹۶۳	۰/۰۰۲	۰/۹۳۲	۰/۷۴۵	۰/۰۶۸	۰/۲۵۵			۰/۸۵	۰/۷۹	-۱۵۲۳/۵۲۴
		t	۰/۶۳۱	۰/۲۶۹			۰/۱۲۵	۰/۱۵۹	۰/۰۲۵	۰/۹۶۳	۰/۹۷۵	۰/۰۳۷			۰/۸۴	۰/۷۹	-۱۵۶۳/۲۳۵
		GED	-۰/۹۶	۰/۲۶۳			۰/۰۲۳	۰/۰۹۸	۰/۸۶۸	۰/۰۹۶	۰/۱۳۲	۰/۹۰۴			۰/۸۷	۰/۷۸	-۱۶۲۱/۷۲۳
	میانگین	نرمال	۶/۳۸۸	۶/۰۳۴	-۴/۱۸۵	-۶/۸۰۶	۱/۹۶۱	۰/۰۰۱	۰/۹۶۳	۰/۸۸۰	۰/۰۳۷	۰/۱۲۰			۰/۸۷	۰/۷۵	-۱۵۶۹/۷۹۹
		t	۰/۵۳۰	۰/۱۳۳	۰/۰۰۲	-۰/۴۰۰	۰/۰۸۹	۰/۱۱۷	۰/۰۱۵	۰/۹۹۳	۰/۹۸۵	۰/۰۰۷			۰/۸۷	۰/۷۸	-۱۵۱۹/۶۵۳
		GED	-۰/۱۱	۰/۱۰۴	۱/۰۸۰	-۰/۲۸۹	۰/۰۰۶	۰/۰۴۷	۰/۹۳۷	۰/۰۲۱	۰/۰۶۳	۰/۹۷۹			۰/۸۶	۰/۷۹	-۱۶۳۵/۷۴۳

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول فوق ستون‌های مربوط به μ_1 و μ_2 معادله میانگین بازده را برحسب 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-M است. در این مدل‌ها کلیه ضرایب این دو پارامتر معنادار می‌باشند. شایان‌ذکر است که با توجه به فشردگی گنجایش ضرایب در دو رژیم، امکان اضافه نمودن آماره t_tatistic در جدول وجود نداشت.

پارامترهای مربوط به b_{01} و b_{02} مربوط به مقادیر عرض‌از مبدأ مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ است. همچنین پارامترهای مربوط به b_{11} و b_{12} در ۴ 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 است. این پارامترها در ۲ مدل (EGARCH, EGARCH-M) برابر است با ضرایب متغیر $\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right|$ برابر است. همچنین پارامترهای مربوط به b_{21} و b_{22} در ۴ 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 است. این پارامترها در ۲ مدل (EGARCH, EGARCH-M) برابر با ضرایب متغیر $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ می‌باشد، که بیانگر اثر اهرمی است. در پایان نیز پارامترهای مربوط به b_{31} و b_{32} مربوط به مقادیر لگاریتم واریانس شرطی دوره قبل ($\mathrm{l\,n}\sigma_{t-1}^2$) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ می‌باشد.

ستون‌های مربوط به p_{11} و p_{11} مربوط به احتمال انتقال بازده شاخص از رژیمی به رژیم دیگر است. در صورتی که فضای حالت (رژیم) شامل i,j= ۱،۲ باشد، احتمال انتقال یک مرحله‌ای تخمین زده شده از مدل فوق به‌صورت زیر می‌باشد:

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

مرحله چهارم: آزمون نرمالیتی

پس از تخمین مدل‌های خانواده GARCH و خانواده سوئیچینگ مارکوف (در مجموع ۳۶ 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) بازده شاخص در مدل‌ها بر حسب آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون (LR_{PG}) انتخاب می‌شوند.

نتایج آزمون جارک-برا، نرمال بودن پسماندهای مدل‌های برآوردی بر حسب توزیع نرمال برای بازدهی شاخص‌های کل و شیمیایی در هر ۶ مدل با فرض توزیع نرمال را رد می‌نماید.

نتایج آزمون مدل با احتساب اثر سوئیچینگ نیز این موضوع را تایید نمود. بنابراین برای انتخاب مدل بهینه در ادامه از آزمون درستنمایی (LR_{PG}) پیشنهاد شده توسط گارسیا و پرون[1] (۱۹۹۶) استفاده شد. آنها برای آزمون پیشنهادی خود از رویکرد حد بالایی داویس[2] (۱۹۸۷) استفاده نمودند و با تعریف L_0 به عنوان ارزش لگاریتم درستنمایی تحت فرضیه صفر و L_1 به عنوان ارزش لگاریتم درستنمایی تحت فرضیه جایگزین، آماره آزمون خود را به صورت $LR_{PG} = 2 \times (L_1 - L_0)$ تعریف نمودند. جدول (۵) و (۶) مدل بهینه را برای هر دو گروه مدل‌های خانواده GARCH فاقد اثر سوئیچینگ و مدل‌های خانواده GARCH دارای اثر سوئیچینگ برای دو شاخص کل و صنعت شیمیایی نشان می‌دهد.

1- Garcia and Perron
2- Davies

جدول ۵- نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون در مدل‌های خانواده GARCH بدون لحاظ نمودن اثر سوئیچینگ

صنعت	GARCH						EGARCH						IGARCH					
	ساده			میانگین			ساده			میانگین			ساده			میانگین		
	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون
شاخص	۵۶۹۱/۵	۵۶۷۶/۵	۲۹/۹	۵۶۹۱/۶	۵۶۷۶/۹	۲۹/۳	۵۶۹۵/۶	۵۶۴۷/۳	۹۶/۸	۵۶۹۵/۷	۵۶۸۴	۲۳/۴	۵۶۱۰/۹	۵۵۹۱/۹	۳۷/۸	۵۵۷۱/۶	۵۵۷۱/۵	۰/۲۳
شیمیایی	۴۰۵۳/۲	۴۰۵۰/۲	۶/۰۱	۴۰۵۷/۹	۴۰۵۵/۵	۴/۹۱	۴۰۵۶/۱	۴۰۵۵/۳	۱/۷۸	۴۰۵۸/۸	۴۰۵۹/۱	۰/۲۶	۴۰۳۳/۳	۴۰۳۳/۶	۰/۵۳	۳۹۵۷/۴	۴۰۳۷/۴	۱۵۹

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۶- نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون در مدل‌های خانواده GARCH با لحاظ نمودن اثر سوئیچینگ

صنعت	GARCH						EGARCH						IGARCH					
	ساده			میانگین			ساده			میانگین			ساده			میانگین		
	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون
شاخص کل	-۱۴۸۲/۸	-۱۴۸۸	۱۱/۴	-۱۵۶۰	۱۴۸۸	۱۴۴	-۱۴۸۵	-۱۴۹۴	۱۸	-۱۴۴۹/۸	-۱۴۳۹/۲	۲۱	-۱۵۹۶/۷	-۱۵۹۶/۱	۱/۲	-۱۵۹۳/۸	-۱۵۹۸/۵	۹/۴
شیمیایی	-۱۵۲۹/۳	-۱۵۳۴	۱۱/۱	-۱۵۲۰	-۱۵۲۳	۵/۲	-۱۵۲۹	-۱۵۳۷	۱۶/۶	-۱۴۵۰/۲	-۱۵۵۶/۴	۲۱۲/۴	-۱۵۶۳/۲	-۱۶۲۱/۷	۵۸/۴	-۱۵۱۹/۷	-۱۶۳۵/۷	۲۳۲

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جداول فوق مشاهده می‌شود که مدل منتخب شاخص کل و صنعت شیمیایی در هر دو گروه مدل‌های فاقد اثر سوئیچینگ و دارای اثر سوئیچینگ مربوط به مدل نامتقارن EGARCH میانگین است که دارای هر دو اثر بازخورد و اثر اهرمی می‌باشد، با این تفاوت که در شاخص کل در گروه فاقد اثر سوئیچینگ مدل EGARCH میانگین با توزیع t می‌باشد، در حالی که در گروه دارای اثر سوئیچینگ، مدل منتخب، مدل EGARCH میانگین با توزیع GED می‌باشد. توزیع مدل منتخب برای شاخص صنعت شیمایی در هر دو گروه دارای توزیع t می‌باشد.

مرحله پنجم: انتخاب مدل بهینه

پس از برآورد مدل‌های خانواده GARCH و خانواده سوئیچینگ مارکوف و همچنین انتخاب مدل بهینه در هر یک از گروه‌ها، در این مرحله با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون (LR_{PG}) مدل نهایی شاخص از میان مدل‌های منتخب سوئیچینگ و فاقد سوئیچینگ انتخاب گردید. نتایج این آزمون در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷- نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون برای انتخاب مدل بهینه

صنعت	فقد سوئیچینگ		دارای سوئیچینگ		LR_{PG}
	مدل واریانس‌شرطی/ توزیع	L_0	مدل واریانس‌شرطی/ توزیع	L_1	
شاخص کل	EGARCH-M/t	۵۶۹۵/۷	EGARCH-M / GED	-۱۴۳۹/۱	-۱۴۲۶۹/۸
شیمیایی	EGARCH-M /t	۴۰۵۸/۸	EGARCH-M /t	-۱۴۵۰/۲	-۱۱۰۱۸/۲

منبع: یافته‌های تحقیق

همانگونه که در جدول (۷) مشاهده می‌شود 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 دو شاخص 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 برای هر دو شاخص انتخاب گردید. بنابراین مدل نهایی بازده شاخص‌های مذکور به‌صورت ذیل می‌باشد:

- شاخص کل

رژیم ۱) $y_t = 17.58 + 19.2\sigma; \quad ln\sigma_t^2 = -.15 + 0.03\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + 0.04\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.01ln\sigma_{t-1}^2$

رژیم ۲) $y_t = 2.49 - 4.9\sigma; \quad ln\sigma_t^2 = -.61 + 0.06\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| - 0.35\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.57ln\sigma_{t-1}^2$

در این معادله در صورت قرار گرفتن در رژیم ۱ اثر بازخورد مثبت و در رژیم ۲ اثر بازخورد منفی می‌باشد. اثر اهرمی در هر دو رژیم بیانگر تأثیرپذیری نامتقارن بازده شاخص کل از اخبار خوب و بد می‌باشد. ماتریس احتمال انتقالات نیز به‌صورت زیر می‌باشد:

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

- درصورتی که بازده صنعت سرمایه‌گذاری در رژیم ۱ قرار داشته باشد، به احتمال ۹۹ 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:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1-p_{11}} = 100\ days$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۱ (حالت رکود) برابر با ۱۰۰ روز می‌باشد.

- درصورتی که بازده صنعت سرمایه‌گذاری 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:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1-p_{22}} = 50\ days$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۲ (حالت رونق) برابر با ۵۰ روز می‌باشد.

- صنعت شیمیایی

رژیم ۱) $y_t = -12.1 + 10.3\sigma; \quad ln\sigma_t^2 = 0.35 + 0.01\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + 0.06\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.03ln\sigma_{t-1}^2$

رژیم ۲) $y_t = 1.64 - 1.45\sigma; \quad ln\sigma_t^2 = 0.23 - 0.22\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| - 0.3\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.22ln\sigma_{t-1}^2$

در این معادله در صورت قرار گرفتن در رژیم ۱ اثر بازخورد منفی و در رژیم ۲ اثر بازخورد مثبت می‌باشد. اثر اهرمی در رژیم ۱ معنادار می‌باشد و در رژیم ۲ معنادار بوده و بیانگر اثرات بیشتر اخبار بد نسبت به اخبار خوب بر بازده صنعت است. ماتریس احتمال انتقالات نیز به‌صورت زیر می‌باشد:

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

- درصورتی که بازده صنعت شیمیایی 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 شیمیایی 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 به‌شرط 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 ۱۱.۱ روز است.

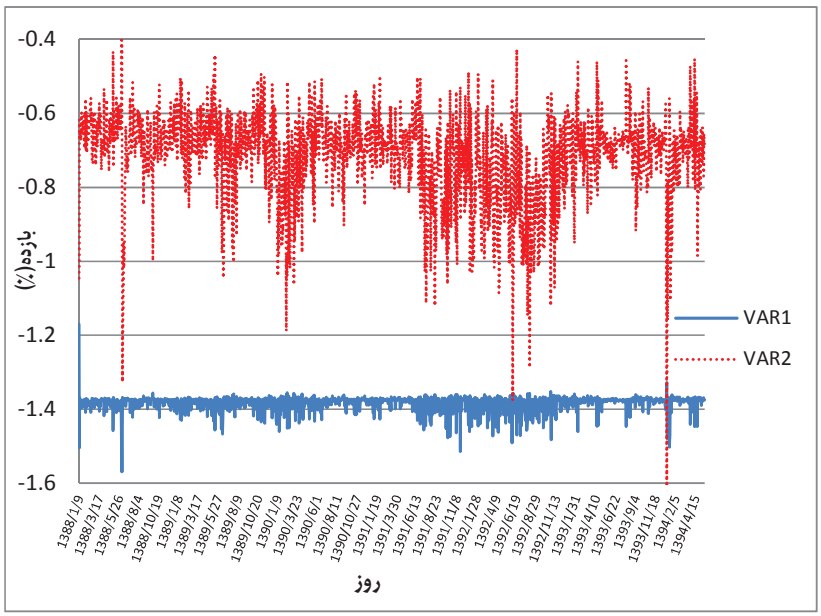
مرحله پنجم: اندازه‌گیری ارزش در معرض خطر (VAR)

پس از آنکه مدل بهینه، برحسب 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 تولید می‌گردد. با تولید این سری (h)، مقادیر ارزش در معرض ریسک (VaR) براساس معادله زیر ایجاد می‌گردد.

$$VAR = \mu - 1.64\sqrt{h}$$

در معادله فوق، μ میانگین بازدهی شاخص صنعت و h سری زمانی نااطمینانی بازده شاخص است. شایان‌ذکر است که عبارت $\sqrt{h}$ برای صنایعی که دارای اثر ARCH نداشتند، برابر با قدر مطلق جزء خطاست، زیرا ارتباطی بین واریانس جزء اخلال این صنایع با مقادیر دوره گذشته خود مشاهده نشد. نمودارihd (۱) تا (۴) سری زمانی ریسک شاخص کل، شیمیایی، فرآورده‌های نفتی و لاستیک را در دو رژیم نشان می‌دهد.

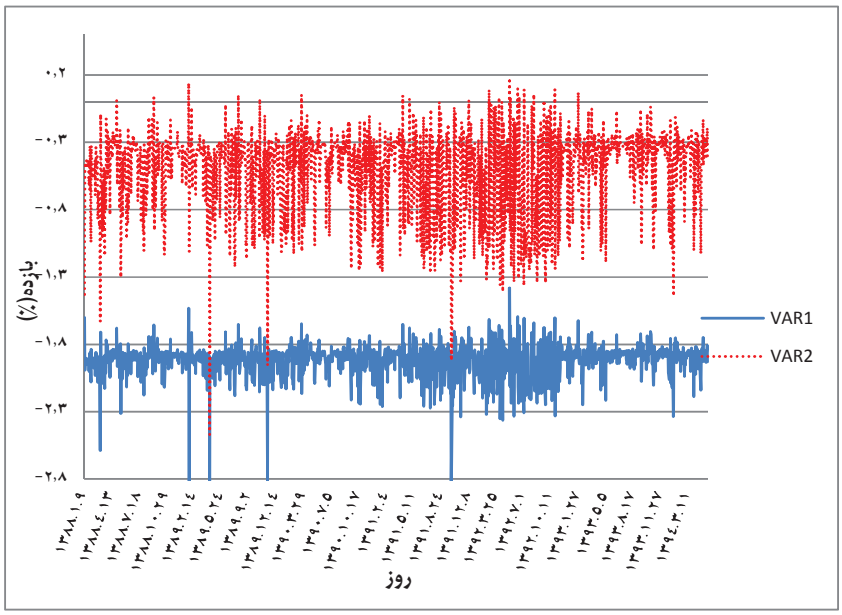


نمودار ۱- ارزش در معرض خطر شاخص کل

منبع: یافته‌های تحقیق

با نگاهی بر سری زمانی ریسک شاخص کل مشاهده می‌شود که ریسک شاخص در رژیم ۱ بیشتر از رژیم ۲ است و از اواسط سال ۱۳۹۱ تا اواخر سال ۹۲ ریسک شاخص نسبت به‌سایر دوره‌های زمانی بالاتر است. البته در برخی از مقاطع زمانی (نظیر ۱۳۹۳/۱۲/۲۷) ما شاهد ظهور ریسک‌های بسیار بالایی هستیم. با این وجود بر اساس

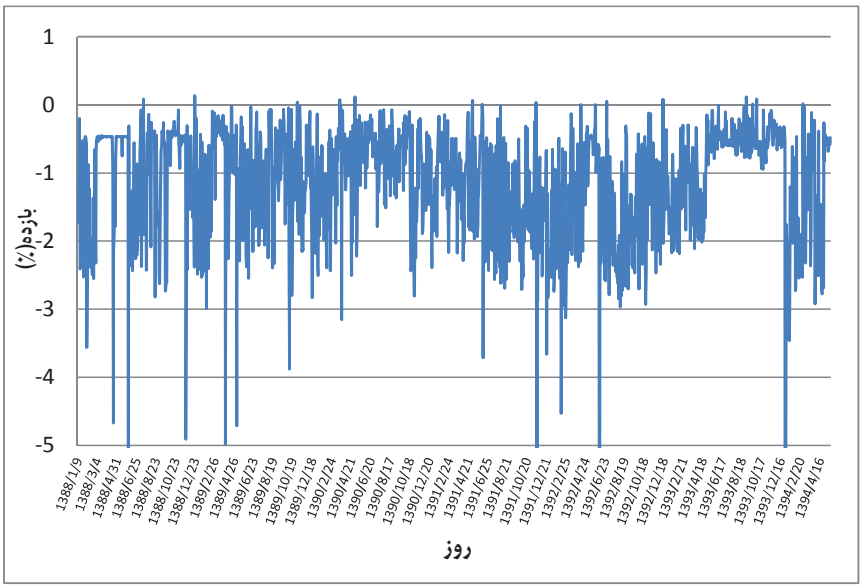
رژیم ۲ مشاهده می‌گردد که در سال ۱۳۹۳ از میزان ریسک بازدهی شاخص کاسته شده است، البته در اوایل سال ۱۳۹۴ نیز علی‌رغم افزایش ریسک بازدهی شاخص، در روزهای پایانی دوره مورد مطالعه مجدداً از ریسک بازدهی شاخص کاسته شد. در پایان نیز باید اشاره کرد که متوسط ریسک شاخص در این رژیم حوالی زیان ۰/۷ درصد است. ریسک بازدهی شاخص کل نیز در رژیم ۲ در حوالی ۱/۴- است.



نمودار ۲- ارزش در معرض خطر صنعت شیمیایی

منبع: یافته‌های تحقیق

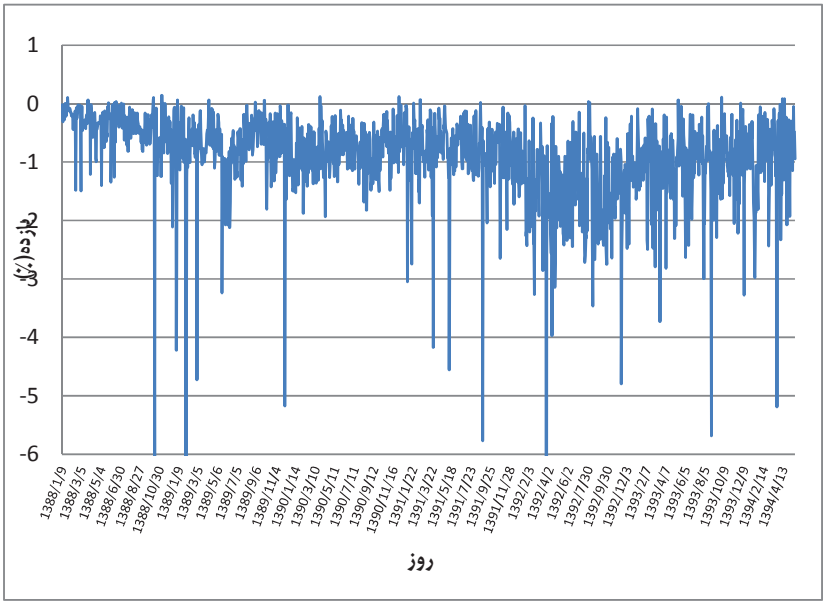
با نگاهی به سری زمانی ریسک این صنعت مشاهده می‌گردد که ریسک این صنعت در دو رژیم کاملاً متفاوت در نوسان هستند به‌گونه‌ای که ریسک بازدهی در رژیم یک به‌مراتب بیشتر از رژیم ۲ است. در رژیم یک ریسک این صنعت در حوالی بازدهی منفی ۱/۹ در جریان است و در رژیم ۲ در حوالی بازدهی منفی ۰/۵ در جریان است. در پایان دوره مورد مطالعه بخشی از ریسک این صنعت در هر دو رژیم کاهش اندکی داشته است.



نمودار ۳- ارزش در معرض خطر صنعت فرآورده‌های نفتی

منبع: یافته‌های تحقیق

همانند صنعت محصولات فلزی، ریسک این صنعت تک رژیمی بـوده و اثـر ARCH در آن مشاهده نگردیده است. ریسک این صنعت در سال‌های گذشته در حوالی ۱ درصد در جریان بود، اما از تیرماه ۹۳ تا اوایل سال ۹۴ ریسک این صنعت به کمتر از ۱ درصـد و در حوالی ۰/۵ درصد کاهش یافت اما در ماه‌های بعدی سال ۹۴ ما شاهد افزایش قابل توجه در ریسک بازدهی این شاخص هستیم.

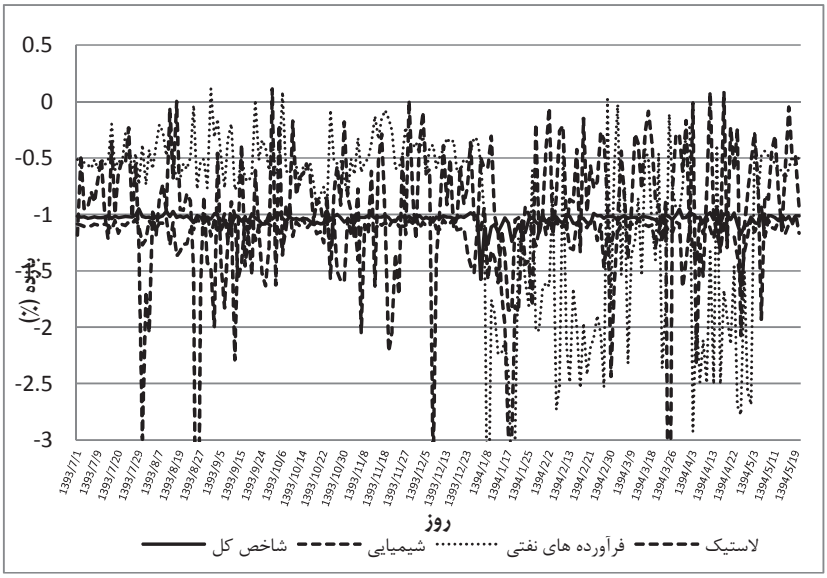


نمودار ۴- ارزش در معرض خطر صنعت لاستیک

منبع: یافته‌های تحقیق

همانند صنعت محصولات فلزی، ریسک این صنعت تک رژیمی بوده و اثر ARCH در آن مشاهده نشده است. ریسک این صنعت در سال‌های گذشته در حوالی ۱ درصد در جریان بود، اما از اوایل ۱۳۹۱ بر ریسک این صنعت افزوده شد و در برخی از روزها ما شاهد ریسک‌های بسیار بالایی نزدیک به ۵ درصد نیز هستیم. البته در اوایل سال‌های ۹۳ تا حدودی از ریسک این صنعت کاسته شد و متوسط آن به زیر ۱ درصد رسید.

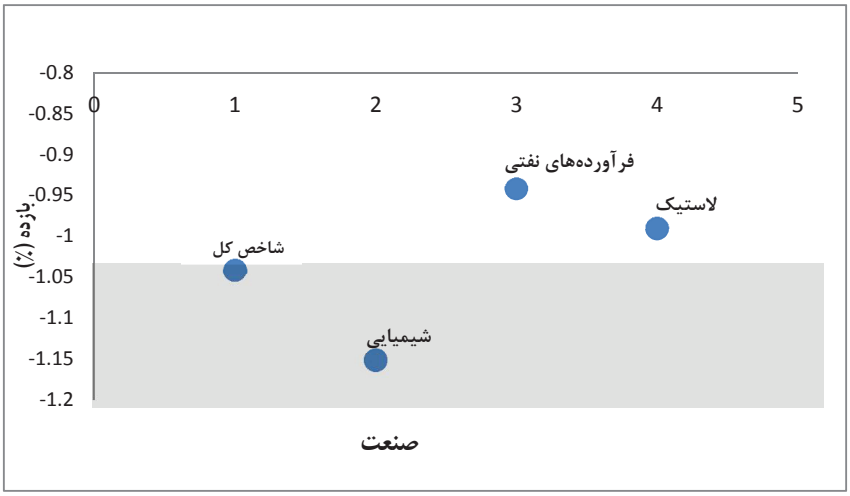
پس از استخراج سری زمانی ریسک شاخص صنایع، در ادامه ریسک متوسط این صنایع (تلفیق دو رژیم) استخراج گردید. نمودار (۵) ریسک بازدهی صنایع منتخب برای یک‌ساله پایانی دوره مورد مطالعه را نشان می‌دهد.



نمودار ۵- ریسک بازدهی صنایع منتخب برای دوره ۱۳۹۳/۶/۳۰ تا ۱۳۹۴/۷/۳۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۶) موقعیت متوسط ریسک بازدهی صنایع منتخب برای یک‌ساله پایانی دوره مورد مطالعه را نشان می‌دهد.



نمودار ۶- متوسط ریسک بازدهی صنایع منتخب برای دوره ۱۳۹۳/۶/۳۰ تا ۱۳۹۴/۷/۳۰

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که در نمودار فوق مشاهده می‌شود، برای دوره مورد مطالعه، ریسک دو صنعت فرآورده‌های نفتی و لاستیک کمتر از ریسک شاخص کل است. بنابراین ریسک دو صنعت مذکور کمتر از ریسک متوسط بازار است. اما ریسک صنعت شیمیایی بیشتر از ریسک شاخص کل است که به‌عنوان یک صنعت پرریسک درنظر گرفته می‌شود. در میان دو صنعت کم ریسک نیز ریسک صنعت فرآورده‌های نفتی به‌مراتب کمتر از ریسک صنعت لاستیک است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

سرمایه‌گذاری در حوزه انرژی به‌عنوان یکی از حوزه‌های مزیت‌دار در اقتصاد کشور است که به اعتقاد بسیاری از صاحب‌نظران، منافع مالی قابل‌توجهی را نصیب سرمایه‌گذاران می‌کند. اما محدودیت‌های مالی و مقرراتی موجود، اجازه سرمایه‌گذاری مستقیم در این حوزه را به سرمایه‌گذاران نمی‌دهد، البته سرمایه‌گذاران می‌توانند به‌طور غیرمستقیم از طریق بازار بورس و اوراق بهادر در پروژه‌های نفتی و فرآورده‌های نفتی با خریدوفروش سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در این بازار، سرمایه‌گذاری کنند. با این وجود این سرمایه‌گذاری در معرض ریسک بازاری این شرکت‌ها قرار دارند. از این‌رو آگاهی از میزان ریسک بازاری این شرکت‌ها و مقایسه آن با سایر حوزه‌ها اهمیت فراوانی دارد. در این رابطه در پژوهش حاضر تلاش گردید مکانیزیمی ارائه شود که نه‌تنها قادر به اندازه‌گیری ریسک بازاری شرکت‌هاست، بلکه زمینه مقایسه ریسک بین این شرکت‌ها را نیز فراهم می‌سازد. نتایج تحقیق حاضر نشان می‌دهد که بازدهی شاخص صنایع فعال در حوزه نفتی برای صنایع زیرگروه صنعت شیمیایی از انتقالات رژیمی تبعیت می‌کند و واکنش نامتقارنی به شوک‌های خارجی می‌دهد. همچنین تابع توزیع بازدهی این شاخص همانند شاخص کل غیر نرمال است. با استخراج و مقایسه ریسک صنایع منتخب مشاهده گردید که متوسط ریسک دو صنعت فرآورده‌های نفتی و لاستیک در سال پایانی مورد مطالعه (۱۳۹۳/۶/۳۰ تا ۱۳۹۴/۶/۳۰) کمتر از متوسط ریسک بازده شاخص کل است، اما متوسط ریسک بازدهی شاخص شیمیایی برای این دوره بیشتر از متوسط ریسک بازدهی شاخص کل است. 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 است. درنهایت پیشنهاد می‌گردد در تحقیقات

آتی، مدل‌های حافظه بلندمدت جهت بهبود کارایی شاخص طراحی‌شده درنظر گرفته شود.

فهرست منابع

برزگر، مهدی (۱۳۹۴)، نقدی بر مدل‌های تک رژیمی در بازارهای مالی ایران و مروری بر رفتارهای رژیمی صنایع منتخب، پایان‌نامه کارشناسی ارشد مهندسی مالی، مدرسه کسب‌وکار استیونس آمریکا.

سحابی، بهرام، ذوالفقاری، مهدی، مهرگان، نادر و علیرضا سارنج (۱۳۹۴)، تدوین شاخص ارزیابی و رتبه‌بندی شرکت‌های فعال در حوزه نفت و فرآورده‌های نفتی برحسب ریسک نوسانات نرخ ارز، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۴۴.

ذوالفقاری، مهدی (۱۳۹۴)، 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 دانشگاه تربیت مدرس

راعی، رضا محمدی، شاپور و علیرضا سارنج (۱۳۹۳) «پویایی‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل گارچ‌نمایی در میانگین سوئیچینگ مارکوف» تحقیقات مالی، دوره ۱۶، شماره ۱، صص ۹۸-۷۷

فقیهیان، فاطمه (۱۳۹۴)، بررسی انتقالات رژیمی در بازارهای مالی ایران در حوزه صنایع غذایی، رساله دکترای مدیریت مالی، دانشگاه ازمیر، ترکیه.

کشاورز حداد، غلامرضا و باقر صمدی (۱۳۸۹)، برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۶، صص ۲۳۵-۱۹۵.

Cabedo, J.D. & Moya, I. (2003a). Estimating oil price ‘Value at Risk’ using the historical simulation approach. Energy Economics, 25, 239-253.

Dueker, M., Neely, C.,J., (2009) “can marcov switching models predict excess foreign exchange rate?” Journal of banking and finance, Vol. 31, pp.279-296.

Hamilton, J.D. (1989) "A new approach to the economic analysis of no stationary time fild and the business" economical, Volume 57, pp.357-384.

Ismail and Isa (2008) “Identifying Regime Shifts in Malaysian Stock Market Returns” Journal of Finance and Economics, , pp.44– 57.

Ismail and Isa (2008) “Identifying Regime Shifts in Malaysian Stock Market Returns” Journal of Finance and Economics, , pp.44– 57.

Karl, F. (2015) "Forecasting portfolio-Value-at-Risk with nonparametric lower tail dependence estimates" Journal of Banking & Finance, Volume 54, Pages 129–140

Frederik Hogenbooma, Michael de Wintera, Flavius Frasincara, Uzay Kaymak, L. (2015) "A news event-driven approach for the historical value at risk method" Expert Systems with Applications, Volume 42, Issue 10, pp. 4667–4675.

Sadorsky, P., (2011) "modeling and forecasting petroleum futures volatility" Journal of energy economics, Volume 28, pp.467-488.

Tang & Shieh, (۲۰۱۰) "Forecasting volatility and volume in the Tokyo Stock Market: Long memory, fractality and regime switching" Journal of Economic Dynamics & Control , Volume 31, pp.1808– 1843.

پیوست الف): مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورده شده ِ شاخص کل

مدل	توزیع	میانگین شرطی	واریانس شرطی
GARCH	نرمال	$y_t = .003 + 1.03y_{t-1} - 0.58u_{t-1} - 0.39u_{t-2}$ (۲.۴) (۷۳۳.۲) (-۲۱.۳) (-۱۳.۹)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.24\varepsilon_{t-1}^2 + 0.69\sigma_{t-1}^2$ (۶.۸) (۸.۴) (۲۳.۱)
	t	$y_t = .001 + 0.95y_{t-1} - 0.51u_{t-1} - 0.35u_{t-2}$ (۱.۹۴) (۵۸.۱) (-۱۶.۸) (-۱۲.۶)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.16\varepsilon_{t-1}^2 + 0.82\sigma_{t-1}^2$ (۳.۳۱) (۵.۸) (۳۱.۳)
	GED	$y_t = .001 + 0.95y_{t-1} - 0.51u_{t-1} - 0.35u_{t-2}$ (۱.۷۵) (۶۲.۶) (-۱۷.۱۹) (-۱۳.۵)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.17\varepsilon_{t-1}^2 + 0.79\sigma_{t-1}^2$ (۳.۷) (۵.۲) (۲۳.۴)
GARCH-M	نرمال	$y_t = .001 + 1.001y_{t-1} - 0.58u_{t-1} + 0.39u_{t-2} + 0.13\sigma$ (۰.۸۷) (۶۵۶.۵) (-۲۱.۲) (-۱۳.۹۱) (۱.۲۸)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.24\varepsilon_{t-1}^2 + 0.69\sigma_{t-1}^2$ (۶.۷) (۸.۱) (۲۲.۱)
	t	$y_t = .01 + 0.95y_{t-1} - 0.50u_{t-1} - 0.35u_{t-2} + 0.03\sigma$ (۰.۰۱) (۵۳.۵) (-۱۶.۳) (-۱۲.۴) (۰.۳۸)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.17\varepsilon_{t-1}^2 + 0.81\sigma_{t-1}^2$ (۳.۳) (۵.۸) (۳۰.۸)
	GED	$y_t = .001 + 0.95y_{t-1} + 0.51u_{t-1} + 0.36u_{t-2} + 0.07\sigma$ (۱.۳۷) (۵۶.۱) (۱۷.۱) (۱۳.۴) (۰.۹)	$\sigma_t^2 = .001 + 0.18\varepsilon_{t-1}^2 + 0.78\sigma_{t-1}^2$ (۳.۸) (۵۲.۱) (۲۱.۹)
EGARCH	نرمال	$y_t = .001 + 1.03y_{t-1} - 0.59u_{t-1} - 0.39u_{t-2}$ (۱.۶۴) (۷۹۵.۵) (-۲۲.۱) (-۱۴.۳)	$ln\sigma_t^2 = -1.5 + 0.42\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\rvert + 0.04\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.88ln\sigma_{t-1}^2$ (-۸.۳) (۱۲.۹) (۲.۹) (۵۳.۳)
	t	$y_t = .001 + 0.95y_{t-1} - 0.51u_{t-1} - 0.35u_{t-2}$ (۲.۴۴) (-۵۶.۷) (-۱۷.۱) (-۱۲.۹)	$ln\sigma_t^2 = -0.64 + 0.28\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\rvert + 0.02\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.95ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴.۸) (۸.۲۱) (۱.۳) (۸۲.۵)
	GED	$y_t = .001 + 0.97y_{t-1} - 0.55u_{t-1} - 0.35u_{t-2}$ (۱.۰۲) (۱۲۴.۵) (-۲۴.۱) (-۱۴.۷)	$ln\sigma_t^2 = -0.31 + 0.29\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\rvert - 0.02\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.99ln\sigma_{t-1}^2$ (-۵۲.۴۹) (۱۲.۴) (-۱.۰۲) (۶۱۵.۶)
EGARCH-M	نرمال	$y_t = -.21 + 0.99y_{t-1} - 0.59u_{t-1} - 0.38u_{t-2} + 0.13\sigma$ (۰.۰۴) (۱۶۷۷.۷) (-۲۲.۵) (-۱۵.۰۷) (۱.۶۵)	$ln\sigma_t^2 = -1.49 + 0.41\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\rvert + 0.05\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.89ln\sigma_{t-1}^2$ (-۸.۱) (۱۲.۵) (۳.۱) (۵۲.۵)
	t	$y_t = .001 + 0.95y_{t-1} - 0.51u_{t-1} - 0.36u_{t-2} + 0.02\sigma$ (۲.۰۶) (۵۳.۴) (-۱۶.۸) (-۱۲.۸) (۰.۳۷)	$ln\sigma_t^2 = 0.66 + 0.29\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\rvert + 0.03\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.95ln\sigma_{t-1}^2$

مدل	توزیع	میانگین شرطی	واریانس شرطی
			(۸۰.۳) (۱.۲۲) (۸.۱) (-۴.۸)
	GED	$y_t = .001 + 0.95y_{t-1} - 0.51u_{t-1} - 0.36u_{t-2} + 0.13\sigma$ (۱.۲۸) (۵۱.۱) (-۱۶.۸) (-۱۳.۲) (۱.۴۸)	$ln\sigma_t^2 = -1.07 + 0.35\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\rvert + 0.04\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.92ln\sigma_{t-1}^2$ (-۵.۱) (۷.۷) (۱.۵۸) (۴۸.۹)
IGARCH	نرمال	$y_t = .02 + 0.99y_{t-1} - 0.57u_{t-1} - 0.32u_{t-2}$ (۹.۴) (۶۳۵۵۲۹.۲) (-۳۹.۱) (-۱۹.۹)	$\sigma_t^2 = 0.01\varepsilon_{t-1}^2 + 0.99\sigma_{t-1}^2$ (۱۹.۹۱) (۳۷۵۹.۲)
	t	$y_t = .25 + 0.99y_{t-1} - 0.53u_{t-1} - 0.34u_{t-2}$ (۵.۵۶) (۷۲۴۵۹۱.۷) (-۲۸.۰۱) (-۱۷.۵)	$\sigma_t^2 = 0.02\varepsilon_{t-1}^2 + 0.98\sigma_{t-1}^2$ (۶.۷) (۵۶۲.۳)
	GED	$y_t = .16 + 0.99y_{t-1} - 0.61u_{t-1} - 0.31u_{t-2}$ (۶.۶) (۶۶۸۲۴۵.۹) (-۳۴.۲) (-۱۷.۵)	$\sigma_t^2 = 0.01\varepsilon_{t-1}^2 + 0.99\sigma_{t-1}^2$ (۵.۸) (۸۴.۶)
IGARCH-M	نرمال	$y_t = .001 + 0.99y_{t-1} - 0.61u_{t-1} - 0.35u_{t-2} + 0.98\sigma$ (۱.۹۵) (۵۰۲۲۴.۵) (-۳۷.۸) (-۱۹.۸۵) (۳.۲)	$\sigma_t^2 = -0.01\varepsilon_{t-1}^2 + 0.99\sigma_{t-1}^2$ (-۶.۱) (۲۵۲۶.۳)
	t	$y_t = .05 + 0.99y_{t-1} - 0.56u_{t-1} - 0.36u_{t-2} + 0.89\sigma$ (۵.۹) (۵۸۰۸۸) (-۳۱.۲) (-۱۹.۸) (۳.۳)	$\sigma_t^2 = -0.01\varepsilon_{t-1}^2 + 0.99\sigma_{t-1}^2$ (-۱.۱۴) (۱۹۳۹.۴)
	GED	$y_t = .02 + 0.99y_{t-1} - 0.58u_{t-1} - 0.37u_{t-2} + 0.47\sigma$ (۴.۶) (۹۰۲۰.۱) (-۳۴.۴) (-۲۱.۹) (۲.۲)	$\sigma_t^2 = 0.01\varepsilon_{t-1}^2 + 0.99\sigma_{t-1}^2$ (۰۲۶) (۱۶۹۷.۱)

پیوست ب) مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورده شده ِ شاخص کل با احتساب اثر سوئیچینگ

مدل	نوع	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	۰//۴۵۲	-۰/۰۴۷			۰/۱۷۳	۰/۰۹۷	۰/۱۱۳	۰/۵۰۵	۰/۶۷۳	۰/۲۱۶			۰/۸۹	۰/۹۳	-۱۵۵۰/۱۸۸
		t	۰/۴۷۳	-۰/۰۹۱			۰/۰۱۰	۰/۰۴۵	۰/۱۵۱	۰/۴۲۴	۰/۸۴۹	۰/۴۴۶			۰/۸۹	۰/۹۲	-۱۴۸۲/۸۸۱
		GED	-۰/۰۶۹	۰/۵۶۰			۰/۰۲۸	۰/۰۳۷	۰/۳۲۹	۰/۲۰۹	۰/۵۷۰	۰/۶۵۵			۰/۸۸	۰/۹۰	-۱۴۸۸/۵۸۰
	میانگین	نرمال	-۰/۴۱۸	۰/۰۸۱	۰/۸۲۷	-۳/۲۵۱	۰/۰۰	۰/۸۲۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۳۰۶	۰/۹۸۶			۰/۷۸	۰/۸۲	-۱۵۶۰/۷۱۷
		t	۰/۱۸۹	-۰/۰۱۲	۰/۴۸۲	-۰/۱۷۵	۰/۰۰۳	۰/۰۴۱	۰/۰۸۰	۰/۴۱۴	۰/۹۲۰	۰/۴۴۱			۰/۷۴	۰/۸۱	-۱۵۶۰/۷۱۷
		GED	۰/۱۵۹	۰/۰۰۱	۰/۵۰۳	-۰/۱۸۴	۰/۰۶۰	۰/۰۴۹	۰/۱۵۹	۰/۴۲۱	۰/۷۳۳	۰/۴۲۳			۰/۷۴	۰/۸۰	-۱۴۸۸/۵۸۰
EGARCH	ساده	نرمال	-۱۸/۶۷۶	-۱/۵۲۲	۲۰	۳/۶۳۴	-۰/۱۱۷	-۰/۷۰۹	۰/۰۲۴	-۰/۱۱۶	۰/۰۳۷	۰/۵۵۵	۰/۰۸۷	۰/۵۷۰	۰/۹۶	۰/۹۷	-۱۵۵۲/۰۰۷
		t	۰/۴۹۶	-۰/۰۷۹			-۰/۳۱۶	-۰/۵۵۴	۰/۲۷۹	۰/۴۱۲	۰/۰۴۹	-۰/۱۰۲	۰/۹۹۰	۰/۹۹۰	۰/۸۹	۰/۹۹	-۱۴۸۵/۷۵۳
		GED	۰/۴۹۶	-۰/۰۷۱			-۰/۳۵۴	-۰/۶۸۲	۰/۲۹۸	۰/۴۹۷	۰/۰۵۹	-۰/۰۸۳	۰/۹۳۰	۰/۹۲۹	۰/۹۰	۰/۵۰	-۱۴۹۴/۷۴۷
	میانگین	نرمال	-۱۸/۶۷۶	-۱/۵۲۲	۲۰	۳/۶۳۴	-۰/۱۱۷	-۰/۷۰۹	۰/۰۲۴	-۰/۱۱۶	۰/۰۳۷	۰/۵۵۵	۰/۰۸۷	۰/۵۷۰	۰/۹۶	۰/۹۷	-۱۴۶۶/۸۹۵
		t	۱۳/۵۵۹	-۲/۱۱۲	۱۳/۹۵۶	۴/۴۶۹	-۰/۰۷۰	-۰/۷۲۶	-۰/۰۲۱	-۰/۰۴۲	-۰/۰۵۳	۰/۴۰۵	۰/۱۵۷	۰/۵۰۳	۰/۹۹	۰/۹۹	-۱۴۴۹/۸۱۸
		GED	-۱۷/۵۸۳	۲/۴۹۷	۱۹/۱۸۵	-۴/۹۶۸	-۰/۱۵۷	-۰/۶۱۷	۰/۰۲۶	-۰/۰۵۸	۰/۰۳۷	-۰/۳۴۹	۰/۰۰	۰/۵۶	۰/۹۹	۰/۹۹	-۱۴۳۹/۱۸۵
IGARCH	ساده	نرمال	-۰/۱۵۷	۰/۰۱۶			۰/۰۰۱	۰/۱۲۶	۰/۷۸۵	۰/۰۰۵	۰/۲۱۵	۰/۹۹			۰/۶۳	۰/۸۱	-۱۵۹۶/۷۳۵
		t	۰/۳۸۷	۰/۰۶۲			۰/۰۰۳	۰/۰۰۹	۰/۳۶۵	۰/۳۷۰	۰/۶۳۵	۰/۶۳۰			۰/۶۲۰	۰/۸۶	-۱۵۹۶/۷۳۳
		GED	۰/۳۴۹	۰/۰۴۸			۰/۰۰۲	۰/۰۰۶	۰/۱۴۵	۰/۶۴۰	۰/۸۵۵	۰/۳۶۱			۰/۶۹۰	۰/۸۲	-۱۵۹۶/۱۲۶
	میانگین	نرمال	-۰/۱۴۴	۰/۰۱۶	۰/۲۹۰	۳/۹۱۵	۰/۰۰۹	۰/۱۰۷	۰/۷۲۲	۰/۰۰۲	۰/۲۷۹	۰/۹۹۸			۰/۸۹۰	۰/۸۹	-۱۶۱۰/۴۹۵
		t	۰/۴۷۸	۰/۰۷۰	۰/۳۸۲	-۰/۱۷۵	۰/۰۰۱	۰/۰۱۰	۰/۲۲۱	۰/۲۵۸	۰/۷۷۹	۰.۷۴۲			۰/۸۵۰	۰/۸۷	-۱۵۹۳/۸۲۸
		GED	۰/۴۷۷	۰/۰۵۲	۰/۲۰۹	-۰/۱۳۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۱۰۳	۰/۲۳۷	۰/۸۹۷	۰.۷۶۳			۰/۸۶۰	۰/۸۷	-۱۵۹۸/۵۵۸

Measuring the Market Risk of Indicators of Petroleum Products, Chemicals and Rubber Industries Based on Regime Transfers Approach

Mehdi Zolfagari
Tarbiat Modarres University PhD in Financial Economics, mehdizolfaghari1985@gmail.com

Bahram Sahabi[1]
Faculty Member of Tarbiat Modarres University Economics, sahabi_b@modares.ac.ir
Received: 2015/09/27 Accepted: 2016/04/17

Abstract

Many investors are interested in investing in the oil and petrochemical sector as a driving force of Iran's economy. The privatization of large segments of the industry has provided investors with an opportunity to invest in the shares of companies active in this sector. However, a major challenged faced by potential investors is lack of knowledge about the relative market risks of these shares. This present study provides a model to estimate the stock market risks of companies active in the field of oil and oil products and compare it to the risks of companies active in other sectors. Our model results show that the return of companies active in the oil and oil products sector exhibit regime transfers and have an asymmetric structure based on abnormal distributions. The results further indicate that the return risk of the rubber and petroleum industries was less than the return risk of the total index, but the risk of the chemical industry was greater than that of the total index.

JEL Classification: F30, G33, K01

Keywords: Value at Risk, Markov Chain Process, Oil and Petroleum Products

1- Corresponding author