فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۸ / شمارهٔ ۱ (پیاپی ٦٦)/ بهار ۱٤۰۳
صفحه ۰۱ تا ۲۵

https://doi.org/10.30495/fed.2023.1978478.2893

بهینه‌سازی سبد سهام صنایع مختلف در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از گارچ متعامد

سحر عابدینی[۱]
اسمعیل ابونوری[۲]✉
غلامرضا کشاورز حداد[۳]

تاریخ دریافت: ۱٤۰۲/۰۹/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۲/۱۱/۰۸

چکیده

توسعه بازارهای مالی و بازار سهام نقش اساسی در توسعه اقتصادی دارد. با توجه به اینکه بازارهای مالی همواره با ریسک و نااطمینانی همراه می‌باشند و شوک و تلاطم در یک بازار بر بازارهای دیگر اثر می‌گذارد لذا از اهداف اصلی تحقیق حاضر شناسایی نوع توزیع سری‌های مالی (بازدهی سهام صنایع مختلف) و برآورد نااطمینانی و ریسک (تلاطم) آنها، تعیین وزن سهام در سبد سرمایه‌گذاری و همچنین شناسایی دقیق چگونگی تغییرات تلاطم و شدت همبستگی و تعاملات میان سهام صنایع مختلف طی زمان جهت حداکثرسازی منافع سرمایه‌گذاران و ارائه راهکارهای لازم به برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران برای مدیریت و توسعه بازار سهام می‌باشد. به منظور بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری، از آمار داده‌های هفتگی شاخص قیمت ۶ صنعت منتخب (انبوه‌سازی، بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، شیمیایی، خودرو، دارویی و فلزات اساسی) در بازه زمانی ۱۳۸۹/۰۱/۰۷ تا ۱۳۹۹/۱۰/۲۹ استفاده شده است. بدین منظور با استفاده از مدل گارچ متعامد و داده‌های هفتگی شاخص قیمت سهام صنایع مختلف، عناصر ماتریس واریانس– کواریانس شرطی بازدهی سهام (تلاطم) برآورد گردید، سپس اوزان بهینه سبد سهام با استفاده از اطلاعات بدست آمده و توزیع جنرال هیپربولیک t چوله (بعنوان نزدیکترین توزیع به توزیع بازدهی سهام مورد مطالعه بر اساس نتایج برآورد توزیع داده‌ها)، در چارچوب مدل‌های میانگین–واریانس کلاسیک ایستا و پویا و همچنین مدل میانگین–ارزش در معرض خطر شرطی ایستا، محاسبه و با هم مقایسه شد. بر اساس مدل میانگین-واریانس کلاسیک پویا (بعنوان مناسب‌ترین مدل)، بیشترین وزن در سبد سهام در دوره مورد مطالعه بترتیب مربوط به صنعت دارویی (0/6336) و صنعت شیمیایی (0/3539) بوده است.

واژه‌های کلیدی: بهینه‌سازی سبد سهام، گارچ متعامد، میانگین- ارزش در معرض خطر شرطی، میانگین-واریانس
طبقه بندی JEL: C61, G32, G11

۱- گروه اقتصاد-اقتصادسنجی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. s_abedini@semnan.ac.ir
۲- گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران، (نویسنده مسئول).esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir
۳- گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران. G.K.Haddad@Sharif.edu

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

از جمله مهم‌ترین اهدافی که همه کشورها به دنبال آن هستند، رشد و توسعه اقتصادی است. دستیابی به این اهداف، نیازمند سرمایه‌گذاری‌های کلان می‌باشد. بازارهای مالی فرآیند تشکیل سرمایه را سرعت می‌بخشند، همچنین بازار سهام می‌تواند به عنوان ابزاری مهم در جهت کنترل نرخ تورم، افزایش نرخ رشد پس‌انداز، توزیع ریسک و ... عمل نماید و نقش مهمی در اقتصاد هر جامعه‌ای ایفا نماید. در ایران مانند بسیاری از کشورهای درحال توسعه بنا به دلایلی، از ابزارهای نوین مالی جهت جذب سرمایه استفاده نمی‌شود و یا به صورت محدود استفاده می‌گردد. از این رو بازار سهام به عنوان یک بازار مالی سنتی، ساختار اصلی بازارهای مالی کشور را تشکیل داده است.

به دلیل وجود شرایط عدم اطمینان و ریسک در بازار مالی، مسئله تنوع‌بخشی مجموعه دارایی‌ها و انتخاب نوع و میزان سرمایه‌گذاری در هر صنعت (سبد سهام بهینه[۱]) از اهمیت خاصی برخوردار است. در مسائل بهینه‌سازی، از آنجایی‌که یک صنعت می‌تواند نهاده یک یا چند صنعت را تأمین و نهاده یک یا چند صنعت را مصرف نماید و یا اینکه سرمایه‌گذاران در شرایط مختلف میزان سرمایه‌گذاری در سهام برخی از صنایع را کاهش و در مقابل سرمایه‌گذاری در سهام برخی صنایع دیگر را افزایش دهند، لذا صنایع در بازار با همدیگر ارتباط دارند بطوریکه شوک و تلاطم وارده به یک صنعت به دیگری نیز سرایت می‌نماید. بدین منظور برای سرمایه‌گذاران اطلاع از چگونگی رفتار تلاطم و اثرات آن بر همدیگر اهمیت دارد، چرا که تنوع‌بخشی کارای سبد سهام بدون آگاهی از رفتار فعالان بازار و روابط بین صنایع موردنظر امکان‌پذیر نخواهد بود.

بهینه‌سازی سبد دارایی‌های مالی[۲] نیازمند آگاهی از میزان سرایت و چگونگی تغییرات تلاطم در بازارهای مالی می‌باشد که این تلاطم از طریق مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی (خانواده گارچ) قابلیت محاسبه دارند. برآورد مدل‌های گارچ چندمتغیره برای بدست آوردن ماتریس واریانس-کواریانس شرطی با ابعاد زیاد، به دلیل حضور تعداد زیاد پارامترها اغلب دشوار است و در موارد متعدد، رسیدن (پارامترها) به هم‌گرایی لازم به سادگی میسر نمی‌باشد. بنابراین جهت فائق آمدن بر این مشکلات، روش‌های جایگزینی مورد نیاز است. یک روش مناسب، توسعه مدل گارچ تک متغیره به مدل چند متغیره در قالب گارچ متعامد[۳] است که بر مبنای گارچ تک متغیره و تحلیل مؤلفه‌های اصلی[۴] می‌باشد.

شواهد تجربی متعددی توزیع‌های نرمال را به دلیل عدم کارایی در مدل‌سازی ویژگی‌های مهم داده‌های مالی مانند چولگی، دم پهن بودن و ساختار وابستگی پیچیده، مورد انتقاد قرار داده است. در مقایسه با توزیع نرمال، توزیع‌هایی نظیر جنرال هیپربولیک، می‌توانند توزیع مناسب‌تری برای داده‌های بازده دارایی‌های مالی باشند، که از جمله دلایل آن می‌توان به انعطاف‌پذیری بیشتر این توزیع با توجه به تعدد پارامترهای تابع چگالی در این توزیع در مقایسه با توزیع‌های نرمال، t

[۱] خرید و نگهداری چند سهم به جای یک سهم به‌منظور کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و تصمیم‌گیری در ارتباط با میزان سرمایه‌گذاری در هر سهم صنعت برای رسیدن به بالاترین بازدهی با حداقل ریسک

[۲] خرید و نگهداری چند دارایی مالی (سهام، سکه، دلار و ...) به جای یک دارایی به‌منظور کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و تصمیم‌گیری در ارتباط با میزان سرمایه‌گذاری در هر دارایی برای رسیدن به بالاترین بازدهی با حداقل ریسک

[3] Orthogonal GARCH

[4] Principal Component Analysis

و ... اشاره نمود. در این میان توزیع t چوله[1] بعنوان نوعی از توزیع جنرال هیپربولیک، اغلب نتایج بیشترین مقدار حداکثر راست‌نمایی در هنگام برازش توزیع داده‌های مالی را به همراه دارند (یانگ لیو[2]،۲۰۱۲).

با توجه به اینکه بازارهای مالی همواره با ریسک همراه می‌باشند و شوک و تلاطم در یک بازار بر بازارهای دیگر اثر می‌گذارد لذا از مسائل و سوالات عمده و اساسی در این پژوهش، نحوه و چگونگی شناسایی ریسک موجود در بازار سهام صنایع مختلف، نوع تعاملات حاکم میان این بازارها و نوع و شکل توزیع سری‌های مالی مورد مطالعه به منظور متنوع‌سازی سهام جهت دستیابی به سبد سرمایه‌گذاری مناسب و همچنین چگونگی اتخاذ سیاست‌ها و برنامه‌ریزی‌های کارآمد از سوی سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در بازارهای مالی منتخب می‌باشد؛ بنابراین در تحقیق حاضر مناسب‌ترین توزیع سری‌های مالی صنایع مختلف شناسایی و سپس میزان ریسک و همبستگی سهام صنایع منتخب با استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی برآورد می‌گردد و وزن‌های بهینه در هر لحظه از زمان در این دوره محاسبه می‌شود و چگونگی تعاملات و ارتباطات میان این بازارها شناسایی می‌گردد.

در این مطالعه، ابتدا با استفاده از مدل گارچ متعامد، سری‌های زمانی عناصر ماتریس واریانس-کواریانس شرطی برآورد می‌گردد، سپس با استفاده از اطلاعات بدست آمده و انتخاب بهترین توزیع بازدهی‌ها، سری‌های میانگین شرطی و واریانس شرطی داده‌های بازدهی دارایی‌های مالی بر اساس توزیع جنرال هیپربولیک t چوله[3] برآورد می‌گردد، و در نهایت اوزان بهینه سبد سهام در چارچوب مدل‌های میانگین-واریانس کلاسیک و میانگین- ارزش در معرض خطر شرطی محاسبه می‌شود و راهکارهای لازم جهت برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری ارائه می‌گردد.

این مقاله در ۵ بخش تهیه گردید؛ در ادامه مقاله و پس از مقدمه، در قسمت دوم پیشینه پژوهش شامل مبانی نظری و تجربی بیان می‌گردد، سپس در قسمت سوم، به روش‌شناسی پژوهش پرداخته می‌شود. قسمت چهارم مطالعه، به یافته‌های پژوهش اختصاص دارد و در قسمت پایانی نیز نتیجه‌گیری تحقیق ارائه می‌شود.

۲ . پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

پیشگام نظریه‌های نوین انتخاب سبد سهام، هری مارکوویتز[4] (۱۹۵۲) است. بر اساس نظریه مدرن انتخاب سبد بهینه دارایی‌های مارکوویتز، سرمایه‌گذاران به‌دنبال حداکثرسازی بازدهی سبد دارایی‌ها در سطح معین ریسک و یا حداقل‌سازی ریسک سبد دارایی‌ها در سطح معین بازدهی می‌باشند و فرض می‌شود بین جفت دارایی‌ها همبستگی کامل وجود ندارد. در این روش واریانس بازدهی سبد دارایی‌ها بعنوان معیار اندازه‌گیری ریسک در نظر گرفته می‌شود و تمامی سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز می‌باشند و توزیع بازدهی دارایی‌ها نرمال و به صورت متقارن در نظر گرفته می‌شود، در صورتی‌که بر اساس شواهد تجربی توزیع بازدهی دارایی‌ها اغلب دم‌پهن[5] و دارای کشیدگی بیشتر از

[1] Skewed t Distribution
[2] Yang Liu
[3] General Hyperbolic (GH) Skewed t
[4] Markowitz
[5] Fat Tail

توزیع نرمال و نامتقارن می‌باشند. در این روش استفاده از واریانس جهت سنجش ریسک، بازدهی‌های بزرگ مثبت نیز همانند بازدهی‌های بزرگ منفی بعنوان ریسک و معیار نامطلوب ارزیابی می‌گردند، درصورتی‌که بازدهی‌های بزرگ مثبت برای سرمایه‌گذاران بسیار مطلوب می‌باشند. مدل‌های سبد سهام تمرکزشان را به سمت مدیریت ریسک در جهت نزولی نامتقارن تغییر داده‌اند؛ لذا در این میان "ارزش در معرض خطر (VaR[1])" و "ارزش در معرض خطر شرطی (CVaR[2])" نمایندگان مناسبتری می‌باشند (زو ک[3]،۲۰۱۴).

معیار "ارزش در معرض خطر[4]" که نقش مهمی را در مدیریت ریسک ایفا می‌کند به جای در نظر گرفتن ریسک مطلوب و نامطلوب، فقط ریسک نامطلوب را در نظر می‌گیرد. این معیار، بیشترین مقدار زیان مورد انتظار را در یک افق زمانی مشخص در سطح اطمینانی معین اندازه‌گیری می‌نماید. به عبارت دیگر حداقل مقداری است که اگر بر روی بازده سبد بگذاریم در سطح اطمینان مشخص، بازده سبد منفی نمی‌شود.

ارزش در معرض خطر سبد در سطح اطمینان $1-\alpha$ مطابق با رابطه زیر می‌باشد:

$$VaR_{1-\alpha} = min\{£ : P[(\eta + E_\tau) \geq 0] \geq 1-\alpha\} \qquad (1)$$

E_τ بازده احتمالی سبد و η مقدار عددی ارزش در معرض خطر می‌باشد.

اگر مقدار ارزش در معرض خطر به عنوان مثال در سطح اطمینان نود و نه درصد در یک هفته برابر با ۱۰۰ ریال باشد به این معنا است که تحت شرایط عادی معاملات، سرمایه‌گذار انتظار دارد با احتمال نود و نه درصد ارزش سبد سهامش در طول یک هفته بیشتر از ۱۰۰ ریال کاهش نخواهد یافت و هم‌چنین بدین معناست که شانس یک درصد وجود دارد که ارزش سبد سهام به اندازه بیشتر از ۱۰۰ ریال در طول یک هفته کاهش یابد. از جمله کاستی‌هایی که این معیار دارد این است که مشخص نمی‌کند در یک درصد موارد که زیان بیشتر از ۱۰۰ ریال می‌شود، این زیان تا چه مقدار ممکن است افزایش یابد و هم‌چنین از خاصیت جمع‌پذیری برخوردار نیست بدین معنا که به هنگام اندازه‌گیری ریسک با این معیار، ریسک سبد می‌تواند بزرگتر از مجموع ریسک تک تک دارایی‌ها شود و این موضوع اساس تنوع در سبد سهام را زیر سؤال می‌برد.

با توجه به کاستی‌های بیان شده، روکافلر و یوریاسو[5] (۱۹۹۹)، با در نظر گرفتن توزیع غیرنرمال بازدهی دارایی‌های مالی، معیاری جدید به نام ارزش در معرض خطر شرطی را معرفی کردند که تمام مزایای معیار ارزش در معرض خطر را دارا بوده و منسجم نیز هست.

[1] Vlue at Risk
[2] Conditional Vlue at Risk
[3] Zhou Ke
[4] Value at Risk
[5] Rockafellar & Uryasev

این معیار زیان مورد انتظار برابر و یا بالاتر از ارزش در معرض خطر را در سطح اطمینان مشخصی برآورد می‌کند (ارزش در معرض خطر به علاوه میانگین وقوع زیان‌های بزرگ‌تر از ارزش در معرض خطر). به بیان دیگر این معیار مشخص می‌نماید در حالت‌های بد چه انتظاری داشته باشیم و شرایط بد تا چه اندازه می‌تواند بد باشد.

در سطح اطمینان α ارزش در معرض خطر شرطی، ارزش مورد انتظار همه $\alpha - 1$ درصد زیان است و می‌تواند با استفاده از تابع زیر محاسبه شود:

$$CVaR_{\alpha}(X,\eta) = \eta + (1-\alpha)^{-1}\int [f(X,\xi) - \eta]^{+}\, p(\xi)d\xi \qquad (2)$$

$f(X,\xi)$ تابع زیان سبد سهام، زیان بر حسب بازدهی (درصد) ، η مقدار ارزش در معرض خطر سبد سهام، $\xi \epsilon R^n$ متغیر تصادفی و $[f(X,\xi) - \eta]^{+}$ برابر با حداکثر $\{f(X,\xi) - \eta, 0\}$ می‌باشد.

۲-۲. پیشینه تجربی

بولرسو، انگل و ولدریج[1] (۱۹۸۸)، دریافتند که ماتریس کواریانس شرطی بازده دارایی‌ها، به شدت خودرگرسیو است و از فرآیند GARCH تبعیت می‌کند. تز و تسو[2] (۱۹۹۸) نشان دادند، همبستگی شرطی بین دارایی‌های یک پرتفوی ثابت نیست.

رواکافلر و یوریاسو (۱۹۹۹) نشان دادند که بهینه‌سازی پرتفوی توسط CVaR از بهینه‌سازی توسط VaR بهتر بوده و سبدهایی که CVaR پایینی دارند دارای VaR پایینی نیز هستند و وقتی توزیع داده‌ها نرمال باشد، نتایج حاصل از CVaR و VaR یکسان بوده و سبدهای دارایی یکسانی را تشکیل می‌دهند.

باونز[3] (۲۰۰۵) یک طبقه جدیدی از توزیع‌های استیودنت-چوله چند متغیره را با یک مدل گارچ چندمتغیره ترکیب نمود. نتایج تجربی نشان می‌دهد که استیودنت-چوله چند متغیره، پیش‌بینی ارزش در معرض خطر برای سبدهای سهام متعددی را بهبود بخشیده است.

ژانگ و ایدزورک[4] (۲۰۱۰)، در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که وقتی توزیع بازده‌ها نرمال باشد، بهینه-سازی سبد دارایی به روش مارکوویتز و روش Mean-CVaR نتایج تقریباً یکسانی دارد ولی اگر توزیع بازدهی‌ها نرمال نباشد، بهینه‌سازی سبد دارایی به روش Mean-CVaR در مقایسه با روش مارکوویتز عملکرد بهتری خواهد داشت.

لیو، سکو و بیل وو[5] (۲۰۱۵) به بررسی و مقایسه سبد سهام انتخاب شده با استفاده از مدل‌های گارچ متعامد، مارکوف سوئیچینگ و میانگین متحرک وزنی نمایی[6] و به روش میانگین – واریانس پرداخته‌اند تا میزان حداکثر

[1] Bollerslev, Engle & Wooldridge
[2] Tse & Tsui
[3] Bauwens
[4] Xiong & Idzorek
[5] Luo, Seco & Bill wu
[6] Weighted Moving Average

کارایی آن‌ها را با استفاده از الگوهای مطرح شده مشخص نمایند. نتایج نشان‌دهنده بهترین عملکرد سبد بهینه و بالاترین نسبت شارپ برای مدل گارچ متعامد بوده است. علاوه بر این، تحلیل حساسیت[1] انجام شده برای پارامترهای مدل گارچ متعامد، نشان داد که وزن دارایی در پرتفوی بهینه انتخاب شده توسط این مدل، به تغییرات جزئی در پارامترهای ورودی بسیار حساس است.

کومار و ناجمود[2] (۲۰۱۸) برای حل مسئله انتخاب سبد سهام بهینه، یک چارچوب جدید پیشنهاد دادند که به طور ابتکاری از دو پارامتر جدید بدست آمده از مدل میانگین واریانس اصلی موجود استفاده کرده است. این چارچوب اثربخشی مدل میانگین واریانس و ارزش در معرض خطر شرطی را ترکیب کرده است.

میشرا[3] (۲۰۱۸) برای بازارهای مالی ژاپن و هند با استفاده از تحلیل همبستگی شرطی پویا، به بررسی نوسانات و سرریز نفت خام، بازار سهام و بازده ارز پرداختند. نتایج نشان داد که شواهدی از اثر گارچ و آرچ در بازده همه متغیرها وجود داشته و از میانگین خود در بلندمدت دور نمی‌شوند.

زینووی، یودی و تومر[4] (۲۰۲۰) با قرار دادن مسئله انتخاب سبد بهینه برای توزیع‌های نامتقارن بازدهی‌های سهام در چارچوب معیار چولگی میانگین-واریانس[5]، یک رویکرد جدید ارائه دادند. در این رویکرد یک راه‌حل تحلیلی برای مطلوبیت نمایی[6] توزیع نرمال-چوله[7] معروف فراهم شد.

مارک، پاول و پاتریک[8] (۲۰۲۱) به‌منظور بهینه‌سازی سبد سهام، یک مدل گارچ متعامد جدید را به‌منظور پیش‌بینی ماتریس کواریانس برای یک مجموعه چندمتغیره از بازدهی‌های غیرنرمال پیشنهاد دادند.

طالب‌نیا و فتحی (۱۳۸۹)، پژوهشی را با عنوان ارزیابی مقایسه‌ای انتخاب پرتفوی بهینه سهام در بورس اوراق بهادار تهران از طریق مدل مارکوویتز و ارزش در معرض خطر، انجام دادند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد انتخاب پرتفوی بهینه سهام در بازار سرمایه ایران از طریق دو مدل ذکر شده یکسان است. بنابراین سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و غیر حرفه‌ای به راحتی می‌توانند از دو مدل استفاده نمایند.

میزبان و همکاران (۱۳۹۱)، در مقاله‌ای از الگوریتم ازدحام ذرات برای بهینه‌سازی سبد دارایی مارکوویتز با توجه به معیارهای متفاوت اندازه‌گیری ریسک (میانگین واریانس، میانگین نیم- واریانس و میانگین قدر مطلق انحرافات) و همچنین محدودیتهای موجود در بازار واقعی مانند اندازه ثابت تعداد سهام و محدودیت خرید، استفاده کردند. نتایج به‌دست آمده از این پژوهش حاکی از عملکرد موفق الگوریتم PSO[9] در محاسبه مرز کارای مارکوویتز در تعاریف مختلف اندازه‌گیری ریسک است.

---

[1] روشی برای تغییر دادن در ورودی‌های یک مدل آماری به صورت سازمان‌یافته (سیستماتیک) است که بتوان تأثیرات این تغییرها را در خروجی مدل پیش‌بینی کرد.

[2] Kumar & Najmud
[3] Mishra
[4] Zinoviy, Udi & Tomer
[5] Mean-Variance-Skewness Measure
[6] Exponential Utility
[7] skew-normal distribution
[8] Mark, Pawel & Patrick
[9] Particle Swarm Optimization

ابونوری و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی عملکرد انتخاب پورتفولیوهای مبتنی بر ریسک تحت شرایط مختلف بازار با استفاده از چهار استراتژی مبتنی بر ریسک: وزن دهی برابر ، وزن دهی بر اساس ریسک برابر، بیشترین تنوع بخشی و کمترین میانگین واریانس پرداختند و برای بررسی ریسک نامطلوب استراتژی‌ها، از معیارهای سنجش ریسک نامطلوب مانند ارزش در معرض خطر و ارزش در معرض خطر شرطی استفاده نمودند. نتایج بدست آمده نشان داد که مدل کمترین میانگین واریانس، کمترین ریسک نامطلوب را در بین استراتژی‌ها دارا بوده است.

فلاح‌پور، راعی، فدائی‌نژاد و مناجاتی (۱۳۹۸)، نشان دادند که در نظر گرفتن قید ریسک کل پرتفوی براساس معیار ارزش در معرض خطر شرطی با رویکرد GARCH[1]، موجب کارآیی بهتر در بهینه‌سازی سبد سهام با رویکرد پس‌آزمایی وزن‌دهی مجدد و محاسبه ارزش انباشت سبد سهام می‌گردد.

تور (۱۳۹۸)، با نگرشی نو از مدل گارچ چندمتغیره فضایی بک استفاده کرده و به بهینه‌سازی پویای سبد سهام صنایع مختلف در بازار سهام ایران با استفاده از معیار ارزش در معرض ریسک بر اساس اطلاعات ماتریس واریانس-کواریانس شرطی پویای بدست آمده از این مدل در بازه زمانی ۱۳۸۷/۰۹/۳۰ و ۱۳۹۷/۱۲/۲۸ پرداخته است. نتایج نشان‌دهنده بیشتر بودن سهم صنعت سیمان و کانی‌های غیرفلزی در مقایسه با سایر صنایع در سبد بهینه سهام در این دوره بوده و ارزش در معرض ریسک این دو صنعت نیزدر افق‌های زمانی مختلف نسبتاً کمتر بوده است.

فرمان‌آرا و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی نقش بازار سرمایه در تأمین مالی و رشد اقتصادی طی سالهای ۱۹۸۸-۲۰۱۷ برای ایران و منتخبی از کشورهای درحال توسعه پرداخته و به این نتیجه رسیدند که اثر تأمین مالی از طریق بازار سرمایه بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت از لحاظ آماری معنی‌دار بوده واثر مثبتی دارد و همچنین درجه توسعه بازار مالی به اثربخشی بیشتر بازار سرمایه بر رشد اقتصادی منجر می‌گردد.

آشنا و لعل خضری (۱۳۹۹)، به بررسی همبستگی پویای شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با نوسان بازارهای سهام، ارز و سکه طلا در ایران با استفاده از الگوی همبستگی شرطی پویای گارچ[2] پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهنده معناداری اثر نوسانات سیاست اقتصادی جهانی بر نوسانات بازار سهام، سکه طلا و ارز می‌باشد.

راعی، باسخا و مهدی‌خواه (۱۳۹۹)، با در نظر گرفتن مدل CVAR و با استفاده از روش‌های مختلف مدل‌سازی واریانس، نشان دادند در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس موجود در بازار مالی ایران و وارد کردن آن در مدل‌های بهینه‌سازی، به عملکرد بهتر در بهینه‌سازی سبدهای سرمایه‌گذاری منجر شده و استفاده از مدل CVAR به جای مدل‌های سنتی ریسک، به صورت معناداری در بهبود عملکرد این دارایی‌ها مؤثر است.

نفیسی مقدم و فتاحی (۱۴۰۰)، به بررسی سرایت پذیری و تلاطم قیمت نفت بر بازدهی بازار سهام، نرخ ارز و قیمت طلا در ایران با استفاده از رویکرد VAR-DCC-GARCH چندمتغیره به منظور شناسایی همبستگی بین بازارها و استخراج سری زمانی تلاطم، موجک پیوسته و موجک متغیر با زمان پرداخته‌اند. نتایج نشان‌داد که همبستگی بین بازارها وجود

[1] General Autorgresiv Conditional Heteroskedastisity
[2] Dynamic conditional correlation

داشته و تلاطم در بازار نفت به تلاطم در سایر بازارها در افق‌های زمانی مختلف منجر شده و در صورت بروز نااطمینانی سیاسی، همبستگی بازارهای مالی در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت افزایش یافته است.

۳- روش شناسی تحقیق

۳-۱- تصریح مدل

۳-۱-۱- انتخاب مدل بهینه‌سازی

جهت محاسبه وزن‌های بهینه سبد سهام صنایع مختلف از مدل‌های میانگین–واریانس کلاسیک و میانگین–ارزش در معرض خطر شرطی استفاده می‌گردد.

الف- بهینه‌سازی سبد سهام با رویکرد میانگین– واریانس:

با فرض اینکه سرمایه‌گذار به دنبال حداکثر کردن تابع مطلوبیت خود می‌باشد، بهینه‌سازی سبد سهام با رویکرد میانگین–واریانس برای بازده انتظاری سبد سهام به میزان r به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Maximize\ w_t^T E[Y_{t+1}|\psi_t] - \frac{\lambda}{2} w_t^T Var(Y_{t+1}|\psi_t) w_t$$
$$subject\ to \qquad (3)$$
$$w_t^T = 1$$
$$w_t^T E[Y_{t+1}|\psi_t] = r$$

$w_t = [w_{t,1}, w_{t,2}, \dots, w_{t,k}]^T$: وزن بهینه سبد سهام در زمان t برای k دارایی

$w_t^T E[Y_{t+1}|\psi_t]$: میانگین شرطی بازدهی پرتفوی در زمان $t+1$

$E[Y_{t+1}|\psi_t]$: میانگین شرطی بازدهی‌های دارایی در زمان $t+1$

$w_t^T Var(Y_{t+1}|\psi_t) w_t$: واریانس شرطی بازدهی پرتفوی در زمان $t+1$

$Var(Y_{t+1}|\psi_t)$: واریانس شرطی بازدهی‌های دارایی در زمان $t+1$

ب- بهینه‌سازی سبد سهام با رویکرد میانگین– ارزش در معرض خطر شرطی:

انتخاب سبد سهام با استفاده از ارزش در معرض خطر شرطی، به روش برنامه‌ریزی خطی انجام می‌پذیرد و نیازی به فرض نرمال بودن بازدهی‌های سبد سهام ندارد (کانداسمی[1]، ۲۰۰۸).

برای یک بازده انتظاری سبد سهام به میزان r با بردار وزن w، مسئله بهینه‌سازی سبد سهام با رویکرد میانگین –ارزش در معرض خطر شرطی به صورت زیر قابل محاسبه می‌باشد:

$$minimize \quad CVaR(w)$$
$$subject\ to$$
$$w_t^T = 1 \qquad (4)$$
$$w_t^T E[Y_{t+1}|\psi_t] = r$$

[1] Kandasamy

از آنجایی که محاسبه ارزش در معرض خطر شرطی به عنوان تابعی از وزن‌های سبد سهام و تابع توزیع زیان دشوار است، روکافلرو و یوریاسو (۲۰۰۰) تابع کمکی زیر را در نظر گرفتند و اثبات کردند که حداقل کردن ارزش در معرض خطر شرطی معادل با حداقل کردن این تابع می‌باشد:

$$F_\alpha(w,\eta) = \eta + (1-\alpha)^{-1}\int [w^T x - \eta]^+ f_L(x)dx \qquad (5)$$

$f_L(x)$ تابع چگالی احتمال تابع توزیع زیان $F_L(x)$، $[w^T x - \eta]^+$ حداکثر $(w^T x - \eta, 0)$ و w وزن سبد سهام می‌باشد.

با توجه به مشکلات محاسبه انتگرال فوق، $F_\alpha(w,\eta)$ با استفاده از مجموع وزنی همه سناریوها به صورت زیر تقریب زده می‌شود:

$$F_\alpha(\hat{w},\eta) = \eta + (1-\alpha)^{-1} n \sum_{j=1}^{n} [w^T x_j - \eta]^+ \qquad (6)$$

x_j نمونه‌های مستقل برای $j = 1, \dots, n$ می‌باشند. با در نظر گرفتن متغیرهای کمکی $z_j = [w^T x_j - \eta]^+$ مسئله بهینه‌سازی میانگین–ارزش در معرض خطر شرطی به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\begin{aligned} &Maximize \quad w_t^T E[Y_{t+1}|\psi_t] - \lambda\left(\eta + (1-\alpha)^{-1} n \sum_{j=1}^{n} z_j\right) \\ &subject\ to \\ &z_j \geq 0 \quad j = 1, \dots, n \\ &z_j \geq w^T x_j - \eta \quad j = 1, \dots, n \\ &\sum_{j=1}^{n} z_j = 1 \end{aligned} \qquad (7)$$

بدلیل آنکه جهت محاسبه $Var(Y_{t+1}|\psi_t)$ (واریانس-کواریانس شرطی Y_{t+1}) در رابطه (3) و محاسبه η (مقدار ارزش در معرض خطر سبد سهام) به عناصر واریانس-کواریانس شرطی پویا نیاز است، لذا می‌بایست برای محاسبه این عناصر از مدل‌های واریانس شرطی استفاده نمود.

۳-۱-۲- انتخاب مدل جهت برآورد واریانس شرطی بازدهی

در مسائل بهینه‌سازی سبد دارایی‌های مالی نیاز به محاسبه ماتریس واریانس-کواریانس شرطی وجود می‌باشد. دلیل نیاز به برآورد ماتریس واریانس-کواریانس شرطی بازده‌ها، وجود همبستگی میان بازده دارایی‌ها می‌باشد (هاشمی نژاد و عبداللهی، ۱۳۹۵). جهت محاسبه عناصر این ماتریس بصورت پویا، از مدل‌های گارچ استفاده می‌شود. با معرفی مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی (گارچ)، امکان برآورد واریانس-کوواریانس بازدهی دارایی‌ها در هر لحظه از زمان و

در نتیجه محاسبه وزن‌های بهینه سبد دارایی‌ها بصورت پویا فراهم گردید. برآورد مدل‌های گارچ چندمتغیره در ابعاد زیاد بسیار دشوار است زیرا تعداد پارامترها در این مدل‌ها بشدت رشد می‌نماید و برآورد پارامترها به سادگی میسر نخواهد بود لذا روش‌های جایگزینی برای برآورد ماتریس واریانس-کواریانس مورد نیاز است.

یک توسعه مناسب مدل گارچ تک‌متغیره به چندمتغیره، مدل گارچ متعامد است که بر مبنای گارچ تک‌متغیره و تحلیل مؤلفه‌های اصلی برای مدل‌سازی کواریانس شرطی سری‌های زمانی شک گرفته است. یکی از مزایای مدل OGARCH[1] امکان استفاده از آن برای مسائل مربوط به مقیاس بزرگ (تعدد دارایی‌های مالی) است. در این مدل با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)، ماتریس واریانس-کواریانس به طور تکراری ساخته می‌شود.

مدل OGARCH در ابتدا توسط دینگ[2] (۱۹۹۴)، الکساندر و چیبومبا[3] (۱۹۹۷) و الکساندر (۲۰۰۰) معرفی گردید. در این مدل، پیش‌بینی نوسان (تلاطم) تک‌متغیره از پیش‌بینی همبستگی جدا می‌شود. از آنجایی‌که برآورد مدل‌های گارچ چند متغیره با مشکلاتی همراه می‌باشد با بهره‌گیری از رویکرد متعامد در مدل OGARCH این مشکل با تبدیل خطی ماتریس بازده‌های مشاهده شده به مجموعه‌ای از پرتفوی‌ها (با مشخصه کلیدی ناهمبسته بودن) حل می‌شود بطوریکه با به کاربردن این روش، تلاطم‌ها به صورت مجزا پیش‌بینی می‌گردند. بنابراین در این روش نیاز به استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی در قالب مدل گارچ متعامد یا OGARCH می‌باشد؛ این الگو شامل تبدیل بازده‌های همبسته به پرتفوی‌های ناهمبسته است که با استفاده از مدل گارچ، تلاطم هر یک از پرتفوی‌های ناهمبسته به‌طور مجزا پیش‌بینی می‌گردد.

۳-۱-۳- برآورد مدل گارچ متعامد

برآورد مدل گارچ متعامد با استفاده از مراحل زیر انجام می‌شود[4]:

گام اول: از آنجایی‌که اگر مقیاس داده‌ها تغییر کند، نتایج تحلیل مؤلفه اصلی متفاوت خواهد بود، گام اول در تحلیل مؤلفه اصلی، استاندارد نمودن داده‌ها (y_i) به داده‌های X بصورت یک ماتریس با ابعاد $T \times K$ و محاسبه ماتریس همبستگی $X'X$ می‌باشد.

گام دوم: تحلیل مؤلفه‌های اصلی روی ماتریس $X'X$ برای بدست آوردن بردارهای ویژه و مقادیر ویژه این ماتریس انجام می‌شود. ستون mام ماتریس بردارهای ویژه بصورت $l_m = (l_{1,m}, \dots, l_{k,m})$ نشان داده می‌شود.

گام سوم: در این گام تعیین می‌گردد که چه تعداد مؤلفه‌های اصلی بایستی استفاده شود. اگر در ابتدا n مؤلفه اصلی انتخاب شود مؤلفه اصلی mام برابر $p_m = x_1 l_{1,m} + x_2 l_{2,m} + \cdots + x_n l_{n,m}$ می‌باشد. ماتریس مؤلفه‌های اصلی نیز برابر با $P = X_n W_n$ می‌شود.

گام چهارم: واریانس شرطی مؤلفه اصلی iام (p_i)، توسط GARCH(1,1) برآورد می‌شود.

$$p_{i,t} = \varepsilon_{i,t} \qquad (8)$$

[1] Orthogonal General Autorgresiv Conditional Heteroskedastisity
[2] Ding
[3] Alexander & Chibumba
[4] Alexander

$$\sigma_{i,t}^2 = \gamma_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2 \qquad (9)$$
$$\sum_t = \mathrm{diag}\left(\sigma_{1,t}^2, \dots, \sigma_{n,t}^2\right) \qquad (10)$$

گام پنجم: ماتریس کواریانس شرطی X_n، برابر $D_t = W_n \sum_t W_n^t$ و ماتریس کواریانس شرطی Y، معادل $H_t = \sqrt{V} D_t \sqrt{V}$ در نظر گرفته می‌شود، که در آن $W_n = L_n diag(\sqrt{\lambda_1}, \dots, \sqrt{\lambda_n})$ می‌باشد. دقت ماتریس کواریانس شرطی H_t بازده‌های اصلی (Y_t)، بستگی به تعداد مؤلفه‌هایی دارد که برای نمایش سیستم انتخاب شده است (لو، سکو و بیل وو[1]، ۲۰۱۵).

۳-۱-۴- انتخاب توزیع مناسب

تا قبل از دهه ۷۰، فرآیندها در اقتصاد و مالی با توزیع نرمال توصیف می‌شدند. با این حال مطالعات تجربی فرض نرمال بودن توزیع بازده‌های داده‌های مالی را نمی‌تواند توجیه کند. فاما و همکاران (۱۹۷۰) در مطالعات تجربی مشخص کردند توزیع نرمال برای برازش داده‌های مالی در الگوسازی مناسب نیست زیرا توزیع داده‌های مالی معمولاً دم پهن و نامتقارن می‌باشند. در مقایسه با توزیع‌های نرمال، توزیع‌های جنرال هیپربولیک، داده‌های بازده دارایی‌های مالی را به شکل مناسب‌تری نمایش می‌دهند، که این موضوع به ویژگی‌های ساختاری این نوع توزیع با توجه به انعطاف‌پذیری مناسب آن برای محاسبه چولگی و ... برمی‌گردد. در این میان توزیع t چوله نوعی از توزیع جنرال هیپربولیک است که اغلب دارای بیشترین مقدار راستنمایی (حداکثر راستنمایی) در برازش (برآورد) توزیع داده‌های مالی می‌باشند (یانگ لیو،۲۰۱۲).

بنابراین برای رسیدن به نتایج نزدیک‌تر به واقعیت در برآورد وزن سبد دارایی‌های مالی، ابتدا بایستی توزیع شرطی مناسب بازدهی سبد سهام تعیین شود سپس واریانس و میانگین مناسب‌ترین توزیع جهت بهینه‌سازی سبد دارایی‌های مالی مورد استفاده قرار گیرد.

فرض می‌کنیم :

$$\boldsymbol{Y_t = \mu + H_t^{\frac{1}{2}} z_t} \qquad \boldsymbol{(11)}$$

Y ماتریس $\boldsymbol{T \times K}$ بازدهی‌های هفتگی دارایی‌های مالی (نرخ رشد طبیعی شاخص قیمت دارایی‌های مالی) در مشاهدات متوالی می‌باشد. به بیان دیگر $\boldsymbol{y_{i,t+1} = log \frac{P_{i,t+1}}{P_{i,t}}}$ که $\boldsymbol{P_{i,t}}$ شاخص قیمت هفتگی دارایی iام در زمان t می‌باشد.

$\boldsymbol{Y_t, \mu \in R^K}$ برای $\boldsymbol{t = 1, \dots, T}$ و $\boldsymbol{H_t}$ ماتریس واریانس-کواریانس شرطی بدست آمده از روش گارچ متعامد می‌باشد.

اگر فرض کنیم $\boldsymbol{w = [w_1 w_2, \dots, w_k]^T}$ وزن دارایی‌ها در سبد سهام باشد، بازدهی سبد سهام در زمان t به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\boldsymbol{R_t = w_1 y_{1,t} + w_2 y_{2,t} + \cdots + w_k y_{k,t} = w^T Y_t = w^T (\mu + H_t^{\frac{1}{2}} z_t)} \qquad \boldsymbol{(12)}$$

[1] Luo, Seco & Bill Wu

این مسئله که $\boldsymbol{z_t}$ از چه توزیعی پیروی می‌کند تعیین‌کننده می‌باشد. اگر $\boldsymbol{z_t}$ از توزیع جنرال هیپربولیک t چوله پیروی نماید، در آن صورت قضایای زیر برقرار می‌باشند:

قضیه ۱: اگر X دارای توزیع جنرال هیپربولیک k بعدی $(X\sim GH_k(\lambda,\chi,\psi,\mu,\Sigma,\gamma))$، $Y=BX+b$، $B\in R^{d\times k}$ و $b\in R^d$ باشد، آن‌گاه Y نیز دارای توزیع جنرال هیپربولیک d بعدی $(Y\sim GH_d(\lambda,\chi,\psi,B\mu+b,B\Sigma B^{'},B\gamma))$ می‌باشد.

قضیه۲: توزیع شرطی بازدهی سبد سهام، توزیع t یک بعدی دارد اگر توزیع z_t دارایی‌ها از یک توزیع t چوله چندمتغیره $(z_t\sim Skewt(\nu,\mu_z,\Sigma,\gamma))$ پیروی کند در این صورت میانگین و کواریانس z_t به صورت زیر می‌باشد:

$$E[z_t]=\mu_z+\gamma\frac{\nu}{\nu-2} \qquad (13)$$

$$Cov[z_t]=\frac{\nu}{\nu-2}\Sigma+\gamma\gamma^T\frac{2\nu^2}{(\nu-2)^2(\nu-4)} \qquad (14)$$

اگر در قضیه ۱ به جای B، $H_t^{\frac{1}{2}}$ و به جای b، μ قرار دهیم توزیع شرطی بازدهی دارایی‌ها به صورت زیر بدست می‌آید:

$$Y_t|\psi_{t-1}\sim Skewt\left(\nu,H_t^{\frac{1}{2}}\mu_z+\mu,H_t^{\frac{1}{2}^T}\Sigma H_t^{\frac{1}{2}},H_t^{\frac{1}{2}^T}\gamma\right) \qquad (15)$$

بنابراین اگر دوباره قضیه ۱ را با قرار دادن $B=w^T$ و $b=0$ به کار ببریم، بازدهی شرطی سبد سهام از توزیع t چوله تک بعدی به صورت زیر پیروی می‌کند:

$$R_t|\psi_{t-1}\sim Skewt(\nu,w^T(H_t\mu_z+\mu),w^TH_t^T\Sigma H_tw,w^TH_t^T\gamma) \qquad (16)$$

اگر از طرفین رابطه (11) امیدریاضی بگیریم خواهیم داشت:

$$E(Y_t)=\mu+H_t^{\frac{1}{2}}E(z_t) \qquad (17)$$

با جایگذاری رابطه (13) در رابطه فوق، میانگین شرطی Y_t به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\mu_{y,t}=E[Y_t|\psi_{t-1}]=\left(H_t^{\frac{1}{2}}\mu_z+\mu\right)+H_t^{\frac{1}{2}^T}\gamma\frac{\nu}{\nu-2} \qquad (18)$$

اگر از طرفین رابطه (11) واریانس بگیریم خواهیم داشت:

$$Var(Y_t)=H_t^{\frac{1}{2}^T}Var(z_t)H_t^{\frac{1}{2}} \qquad (19)$$

با جایگذاری رابطه (14) در رابطه فوق واریانس شرطی Y_t به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\sigma^2{}_{y,t} = Cov[Y_t^2|\psi_{t-1}] = H_t^{\frac{1}{2}T}\,\Sigma H_t^{\frac{1}{2}}\frac{\nu}{\nu-2} + H_t^{\frac{1}{2}T}\,\gamma\gamma^T H_t^{\frac{1}{2}}\frac{2\nu^2}{(\nu-2)^2(\nu-4)} \quad (20)$$

۳- ۲- داده‌های تحقیق

از آنجایی‌که به‌منظور برآورد مدل می‌بایست تعداد داده‌ها به اندازه کافی بزرگ و همچنین در دوره اخیر (جدید) انتخاب شده باشد تا نتایج به واقعیت نزدیک‌تر گردد لذا در این مطالعه به منظور بهینه‌سازی سبد سهام، از آمار مربوط به داده‌های هفتگی شاخص قیمت شش صنعت (انبوه‌سازی، بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، شیمیایی، خودرو، دارویی و فلزات اساسی) در بازه زمانی ۷ فروردین ۱۳۸۹ تا ۲۹ دی ۱۳۹۹ (ده سال اخیر) استفاده شده است. از دلایل انتخاب این صنایع در میان صنایع موجود در بورس اوراق بهادار، می‌توان به دارا بودن یک یا چند ویژگی نظیر بزرگی مقدار دارایی‌های غیرجاری، درجه اهمیت و استراتژیک بودن صنعت، وجود ثبات نسبی در تقاضا برای محصولات تولیدی، مورد توجه دولت از منظر اشتغالزایی به صورت مستقیم و غیرمستقیم، میزان درآمدزایی ارزی و ...، اشاره نمود.

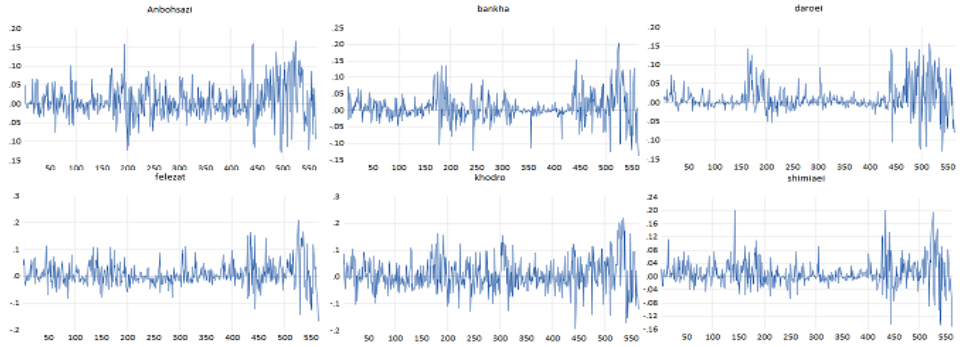
با توجه به فاقد مقیاس بودن بازدهی و آسان‌تر بودن تحلیل سری زمانی بازدهی در مقایسه با تحلیل سری زمانی شاخص قیمت صنعت، از بازدهی به جای شاخص قیمت صنعت استفاده می‌گردد (کمپل و کرایج[1]، ۱۹۹۷).

بازدهی هفتگی شاخص قیمت صنعت به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$Y_{i,t} = ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right)$$

که $Y_{i,t}$ **و** $P_{i,t}$ به ترتیب بازدهی و شاخص قیمت صنعت iام در زمان t می‌باشد.

تغییرات بازدهی شاخص قیمت صنایع مختلف در شکل ۱ نشان داده شده است.



شکل ۱- تغییرات بازدهی شاخص قیمت هفتگی صنایع مختلف

[1] Campbell, Lo & Craig

منبع: یافته‌های پژوهشگر

شاخص‌های آماری بازدهی هفتگی صنایع مختلف در جدول ۱ خلاصه شده است.

جدول ۱- شاخص‌های آماری بازدهی هفتگی صنایع مختلف

شاخص‌های آماری	انبوه‌سازی	بانک‌ها	خودرو	مواد دارویی	شیمیایی	فلزات اساسی
میانگین	۰۰۶۷/۰	۰۰۶۶/۰	۰۰۷۴/۰	۰۰۹۰/۰	۰۰۸۹/۰	۰۰۸۴/۰
انحراف‌معیار	۰۴۴۳/۰	۰۴۱۱/۰	۰۵۸۰/۰	۰۳۵۵/۰	۰۳۹۱/۰	۰۴۴۰/۰
چولگی	۴۸۰۵/۰	۷۹۸۲/۰	۳۷۵۵/۰	۸۹۹۳/۰	۸۱۱۸/۰	۶۶۴۰/۰
کشیدگی	۴۰۳۹/۴	۰۲۱۰/۷	۱۰۹۲/۴	۸۸۷۹/۶	۸۸۰۰/۷	۷۹۸۷/۵
جارک - برا	۹۰۶۳/۶۷	۰۷۸۷/۴۳۹	۰۹۲۵/۴۲	۴۷۰۱/۴۳۰	۴۹۶۶/۶۲۰	۱۱۴۱/۲۲۵
احتمال	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، میانگین بازدهی هفتگی برای همه صنایع مثبت می‌باشد و بالاترین میانگین بازدهی مربوط به صنایع مواد دارویی (0/0090) و شیمیایی (0/0089) و پایین‌ترین میانگین بازدهی مربوط به صنایع بانک‌ها (0/0066) و انبوه‌سازی (0/0067) می‌باشد. بیشترین نوسانات بازدهی در صنایع خودرو (0/0580) و انبوه‌سازی (0/0443) و کمترین نوسانات بازدهی نیز در صنعت دارویی (0/0355) وجود داشته است. برای یک توزیع کاملاً متقارن چولگی صفر و مقدار کشیدگی برابر با ۳ می باشد. بر اساس جدول فوق، در تمامی صنایع مقدار چولگی مثبت و کشیدگی بالاتر از ۳ بوده و بر اساس آماره جارک-برا نیز فرض صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع داده‌ها را نمی‌توان پذیرفت. جدول ۱ (شاخص کشیدگی) نشان می‌دهد که توزیع بازدهی شاخص صنایع مختلف دنباله پهن می‌باشند.

۴- برآورد مدل

به منظور بهینه‌سازی سبد سهام، آگاهی از میزان ریسک دارایی‌ها و نحوه ارتباط میان ریسک دارایی‌ها از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشد. بنابراین بهینه‌سازی سبد سهام نیازمند محاسبه ماتریس واریانس-کواریانس شرطی (معیاری از میزان ریسک) است زمانی‌که تعداد دارایی‌ها رشد می‌نماید مسائلی ناشی از افزایش بعد (تعدد متغیرها) در آن‌ها ایجاد می‌شود که برآورد این نوع مدل‌ها را با مشکلاتی (عدم همگرایی پارامترها و ...) روبرو خواهد ساخت، لذا در این مطالعه از گارچ متعامد برای برآورد پارامترهای مدل و ماتریس واریانس-کواریانس شرطی استفاده می‌شود و با در نظر گرفتن توزیع جنرال هیپربولیک t چوله، وزن‌های بهینه سبد سهام بر اساس معیارهای میانگین-

واریانس کلاسیک و میانگین- ارزش در معرض خطر شرطی محاسبه می‌گردد. در این راستا جهت نیل به این اهداف از نرم افزارهای Excel، Eviews و R استفاده گردید.

در گارچ متعامد، داده‌های مبنای برآورد مدل جهت استخراج مقادیر واریانس-کوواریانس شرطی، سری مؤلفه‌های اصلی ($P_1, P_2, P_3, P_4, P_5, P_6$) می‌باشد، بنابراین جهت اطمینان از عدم مواجه شدن با مسأله رگرسیون کاذب، در ابتدا مانایی سری‌های مؤلفه‌های اصلی مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته[1] بیانگر مانا بودن تمامی سری‌های مؤلفه‌های اصلی در سطح می‌باشد.

قبل از انجام آزمون اثرات آرچ، در ابتدا برای هر مؤلفه اصلی ($P_1, P_2, P_3, P_4, P_5, P_6$) معادله میانگین مناسب با استفاده از معیارهای مختلف از جمله توابع خودهمبستگی، خودهمبستگی جزئی، معیار اطلاعات آکائیک و... انتخاب شد سپس آزمون اثرات آرچ اجرا گردید.

با توجه به مقدار بالای آماره آزمون اثرات ARCH برای (P_1, P_2, P_3, P_4, P_5)، فرض صفر مبنی بر عدم وجود اثرات ARCH را نمی‌توان پذیرفت و صرفاً فرض صفر برای P_6، را نمی‌توان رد کرد[2].

پس از بدست آمدن سری‌های زمانی واریانس-کواریانس شرطی جملات اختلال بازدهی شاخص قیمت سهام شش صنعت، از طریق مدل گارچ متعامد، داده‌های فیلتر شده z_t با استفاده از رابطه زیر محاسبه شد:

$$z_t = (Y_t - \mu)H_t^{-\frac{1}{2}}$$

$\boldsymbol{Y_t}$ **:** ماتریس بازدهی هفتگی شاخص قیمت سهام شش صنعت معادل $\boldsymbol{log(p_t/p_{t-1})}$ و $\boldsymbol{p_t}$ و $\boldsymbol{p_{t-1}}$ بترتیب بازدهی شاخص قیمت سهام صنعت مورد نظر

$\boldsymbol{\mu}$ **:** ماتریس میانگین بازدهی هفتگی شاخص قیمت سهام شش صنعت

$\boldsymbol{t = 1, \dots, T}$ برای $\boldsymbol{Y_t, \mu \in R^6}$

$\boldsymbol{H_t}$: ماتریس کواریانس شرطی جملات اختلال بازدهی شاخص قیمت سهام شش صنعت بدست آمده با استفاده از روش گارچ متعامد

مقدار حداکثر راستنمایی در برازش (فیت) توزیع سری‌های زمانی فیلتر شده z_i با چهار توزیع جنرال هیپربولیک t چوله، t، نرمال و جنرال هیپربولیک محاسبه گردید (جدول ۲) و از آنجایی‌که برازش توزیع هر شش سری با توزیع جنرال هیپربولیک t چوله دارای بیشترین مقدار راستنمایی بوده است با توجه به قضیه ۱ نتیجه می‌گیریم سری بازدهی دارایی‌ها (Y_t) در این تحقیق و به تبع آن سری بازدهی سبد سهام (R_t) از توزیع جنرال هیپربولیک t چوله پیروی می‌کند، بنابراین جهت بهینه‌سازی سبد سهام، میانگین و واریانس-کواریانس سری‌های بازدهی صنایع مورد مطالعه (Y_t) بر حسب ترکیب خطی داده‌های فیلترشده (z_t)، به‌صورت رابطه ($Y_t = \mu + H_t^{\frac{1}{2}} z_t$) در نظر گرفته شد.

[1] Augmented Dickey-Fuller

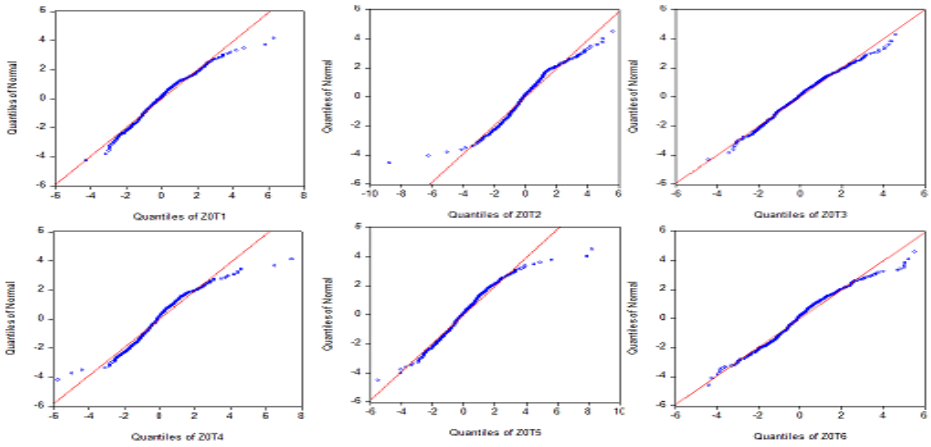
[2] در این مدل تعداد مؤلفه‌های مورد استفاده می‌تواند کمتر از تعداد سری‌ها باشد. از آنجایی‌که در این مطالعه ٦ مؤلفه اصلی (برابر با تعداد سری‌ها) استفاده گردید دقت مدل افزایش یافته است در صورتی‌که می‌توانستیم با کاهش اندکی در دقت مدل، یکی از مؤلفه‌ها (مانند P_6) را در محاسبه حذف کنیم. در آن‌صورت معناداری اثرات آرچ برای این سری (P_6) اهمیت قابل توجه‌ای در نتایج مدل نخواهد داشت.

جدول ۲- مقدار حداکثر راستنمایی در برازش توزیع سری‌های زمانی فیلتر شده z_i با چهار توزیع منتخب

	توزیع جنرال هیپربولیک t چوله	توزیع t	توزیع نرمال	توزیع جنرال هیپربولیک
z_{1t}	۸۲۹۳/۸۸۸-	۴۹/۹۰۲-	۵۲/۹۱۸-	۳۹۶۸/۹۰۶-
z_{2t}	۵۲۵۶/۹۱۸-	۰۶۴/۹۲۱-	۸۹/۹۲۶-	۴۰۰۵/۹۲۵-
z_{3t}	۷۱۴۵/۹۶۴-	۷۵/۹۶۹-	۵۵/۹۷۱-	۱۳۰۴/۹۷۰-
z_{4t}	۷۴۵۴/۸۱۷-	۲۵/۸۲۹-	۱۴/۸۷۷-	۲۹۸۵/۸۵۳-
z_{5t}	۵۷۵۷/۹۸۰-	۳۳/۹۸۳-	۷۲/۱۰۲۵-	۲۲۱۷/۹۹۸-
z_{6t}	۵۳۲۲/۹۵۴-	۸۱/۹۵۷-	۳۸/۹۸۴-	۱۵۲۱/۹۸۰-

منبع: یافته‌های پژوهشگر

شکل ۲ نمودار چندک -چندک[1] سری‌های بازدهی شاخص‌های صنایع فیلتر شده (z_t) در مقابل توزیع نرمال را نشان می‌دهد:

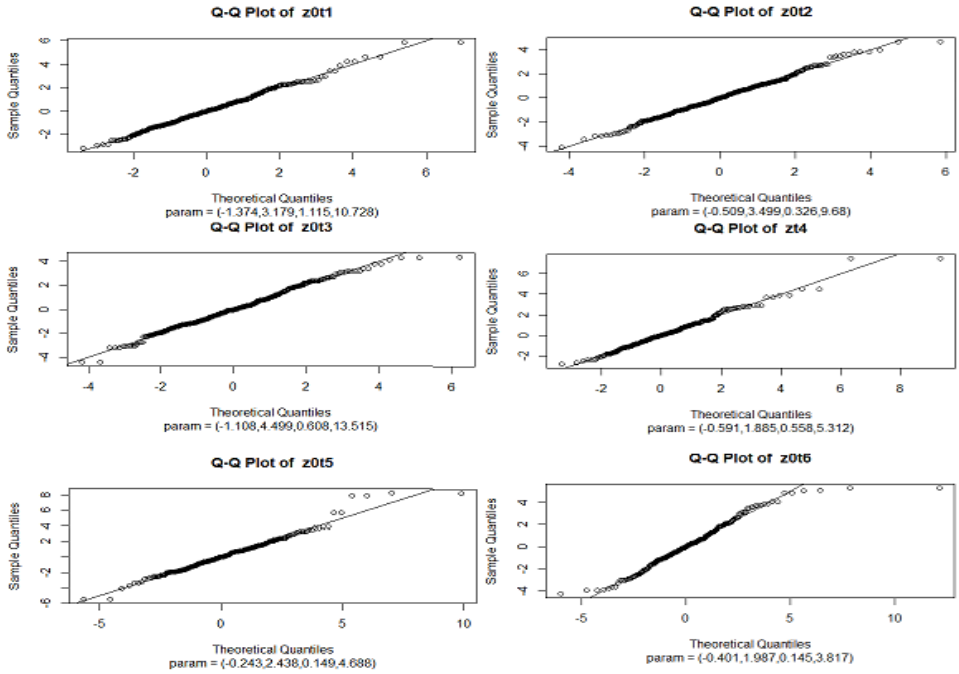


شکل ۲- نمودار چندک -چندک سری‌های بازدهی شاخص‌های صنایع فیلتر شده (z_t) در مقابل توزیع نرمال

منبع: یافته‌های پژوهشگر

شکل ۳ نمودار چندک -چندک سری‌های بازدهی شاخص‌های صنایع فیلتر شده (z_t) در مقابل توزیع جنرال هیپربولیک t چوله را نشان می‌دهد:

[1] Q-Q Plots



شکل ۳- نمودار چندک -چندک سری‌های بازدهی شاخص‌های صنایع فیلتر شده (z_t) در مقابل توزیع جنرال هیپربولیک t چوله

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بنابراین بر اساس جدول ۲ و نمودارهای چندک -چندک بازدهی‌های فیلتر شده z_t در شکل‌های ۱ و ۲، توزیع داده‌ها با توزیع جنرال هیپربولیک t تا حدی مطابقت داشته بطوریکه می‌توان ادعا نمود که توزیع داده‌های بازدهی شاخص-های صنایع از توزیع جنرال هیپربولیک t چوله (GH skew t) پیروی می‌نماید.

جدول ۳ وزن‌های بهینه سبد سهام با رویکرد ایستا (کل دوره) در مدل میانگین-واریانس کلاسیک و میانگین– ارزش در معرض خطر شرطی برای داده‌های اصلی بازدهی شاخص‌های صنایع (Y_t) بدون در نظر گرفتن چولگی را نشان می‌دهد.

جدول ۳- وزن‌های بهینه سبد سهام با رویکرد ایستا در مدل میانگین- واریانس کلاسیک و میانگین– ارزش در معرض خطر شرطی برای داده‌های بازدهی اولیه (Y_t)

نوع معیار (ایستا)	انبوه‌سازی	بانک‌ها	خودرو	دارویی	شیمیایی	فلزات اساسی
میانگین-واریانس کلاسیک	۰۸۵۷/۰	۱۴۳۰/۰	۰	۴۱۱۰/۰	۲۷۵۴/۰	۰۸۴۹/۰
میانگین-ارزش در معرض خطر شرطی	۰۹۶۸/۰	۱۷۶۶/۰	۰۰۰۰۳۵۴/۰	۴۲۳۸/۰	۲۱۸۰/۰	۰۸۴۸/۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که مشاهده می‌شود نتایج هر دو مدل نزدیک به هم بوده و بر اساس هر دو مدل، سرمایه‌گذار می‌بایست بیشترین منابع سرمایه‌گذاری را به‌ترتیب به صنایع دارویی، شیمیایی و بانک‌ها اختصاص دهد. در مسائل بهینه-سازی، هدف حداقل کردن ریسک به ازای بازدهی معین و یا حداکثر کردن بازدهی به ازای ریسکی معین می‌باشد. همان‌طور که در جدول ۱ هم مشاهده می‌شود ویژگی داده‌های اصلی (Y) به این صورت است که صنعت دارویی و صنعت شیمیایی علاوه بر اینکه به ترتیب دارای بالاترین میزان بازدهی بوده در عین حال دارای کم‌ترین میزان نوسانات (انحراف معیار) در دوره مورد مطالعه نیز می‌باشند (در صورتی‌که در واقعیت و هم‌چنین بر طبق تئوری‌های رایج، معمولاً در بازارهای مالی دارایی‌های مالی با بازدهی بیشتر دارای ریسک بالاتر می‌باشند) بنابراین مطابق انتظار وزن این دو سهام (دارویی و شیمیایی) در سبد بهینه نسبتاً بیشتر بدست آمده است.

از آنجایی‌که نتایج جداول ۱ و ۲ و نمودارهای شکل ۱ و ۲ تأیید می‌نماید که داده‌ها دارای چولگی و دم پهن بوده و توزیع جنرال هیپربولیک t به نحو مناسبی شکل توزیع داده‌ها را نشان می‌دهد بنابراین سرمایه‌گذار نمی‌تواند به نتایج حاصل از بهینه‌سازی با داده‌های اصلی بدون توجه به چولگی و شکل مناسب توزیع اتکا نماید لذا جهت نزدیک‌تر نمودن نتایج بهینه‌سازی به واقعیت، بهینه‌سازی سبد سهام با در نظر گرفتن مناسب‌ترین شکل توزیع برای داده‌ها (توزیع جنرال هیپربولیک t چوله) در دو حالت ایستا و پویا انجام پذیرفت.

بدین منظور برای اعمال نوع توزیع داده‌ها جهت رسیدن به نتایج واقعی‌تر، به جای داده‌های اصلی بازدهی (Y_t)، از داده‌ها بر اساس رابطه $E(Y_t) = \mu + H_t^{\frac{1}{2}} E(z_t)$ استفاده می‌گردد که مقدار H_t از نتایج برآورد گارچ متعامد جایگزین می‌شود.

شاخص‌های آماری $E(Y_t)$ در جدول۴ خلاصه شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، پس از اعمال نوع توزیع و چولگی در داده‌ها، بالاترین میانگین بازدهی مربوط به صنعت شیمیایی (0/0087) و کمترین نوسانات بازدهی نیز مربوط به همین صنعت (0/0008) بدست آمده است.

جدول ۴ وزن‌های بهینه سبد سهام صنایع مورد مطالعه با رویکرد ایستا (کل دوره) در مدل میانگین-واریانس کلاسیک و میانگین– ارزش در معرض خطر شرطی با استفاده از ماتریس واریانس-کواریانس شرطی مدل گارچ متعامد با لحاظ توزیع جنرال هیپربولیک t چوله را نشان می‌دهد. مطابق انتظار، با توجه به اینکه مطابق جدول ۴، بالاترین میانگین بازدهی و نیز کمترین نوسانات بازدهی مربوط به صنعت شیمیایی می‌باشد لذا می‌بایست این صنعت وزن عمده در سبد بهینه را به خود اختصاص دهد که نتایج جدول ۵ نیز به خوبی این موضوع را نشان می‌دهد.

جدول ۶ شاخص‌های آماری برآوردی وزن‌های بهینه سبد سهام با رویکرد میانگین–واریانس کلاسیک پویا با استفاده از ماتریس واریانس-کواریانس شرطی مدل گارچ متعامد با لحاظ توزیع جنرال هیپربولیک t چوله را نشان می‌دهد.

جدول ۴- شاخصهای آماری $E(Y_t)$

شاخص‌های آماری	انبوه‌سازی	بانک‌ها	خودرو	مواد دارویی	شیمیایی	فلزات اساسی
میانگین	۰۰۲۶/۰	۰۰۴۴/۰	۰۰۳۴/۰	۰۰۷۳/۰	۰۰۸۷/۰	۰۰۵۷/۰
انحراف‌معیار	۰۰۱۷/۰	۰۰۱۵/۰	۰۰۲۲/۰	۰۰۱۱/۰	۰۰۰۸/۰	۰۰۱۲/۰
جارک - برا	۴۷۱۸/۲۰۲	۳۶۵۲/۲۳۷	۴۸۰۳/۲۱۴	۶۰۰۶/۲۶۶	۶۱۳۸/۲۱۸	۸۸۱۵/۱۹۵
احتمال	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۵- وزن‌های بهینه سبد سهام با رویکرد ایستا در مدل میانگین- واریانس کلاسیک و میانگین– ارزش در معرض خطر شرطی

نوع معیار (ایستا)	انبوه‌سازی	بانک‌ها	خودرو	دارویی	شیمیایی	فلزات اساسی
میانگین-واریانس کلاسیک	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰	۱	۰۰۰۰/۰
میانگین–ارزش در معرض خطر شرطی	۰۰۲۵/۰	۰۰۳۶/۰	۰۰۲۷/۰	۰۱۶۶/۰	۹۶۸۸/۰	۰۰۵۸/۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۶- نتایج حاصل از بهینه‌سازی سبد سهام با رویکرد میانگین– واریانس پویا

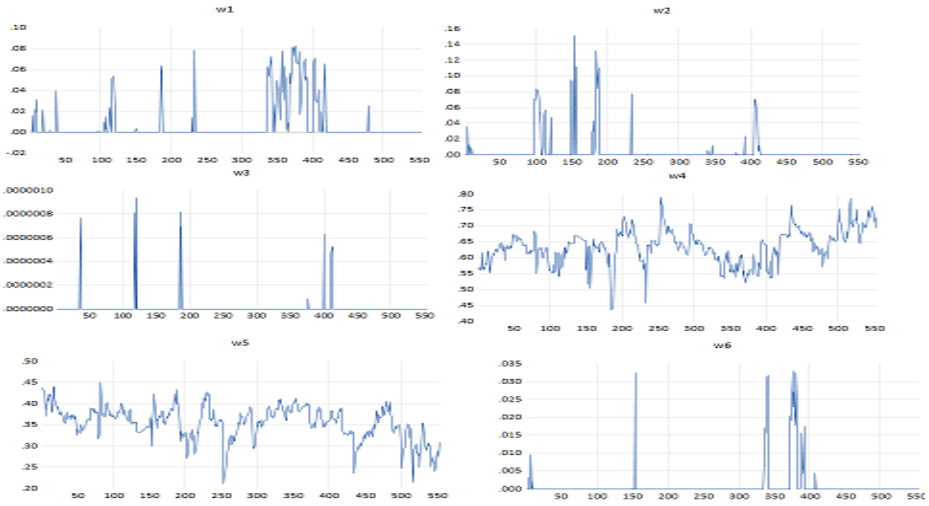
شاخصهای آماری	انبوه‌سازی	بانک‌ها	خودرو	دارویی	شیمیایی	فلزات اساسی
میانگین	۰۰۷۱/۰	۰۰۴۵/۰	۰۰۰۰۰۰۰۱/۰	۶۳۳۶/۰	۳۵۳۹/۰	۰۰۰۹/۰
انحراف معیار	۰۱۸۵/۰	۰۱۸۴/۰	۰۰۰۰۰۰۰۹/۰	۰۵۴۱/۰	۰۳۹/۰	۰۰۴۵/۰
جارک-برا	۹۸۶/۱۳۶۷	۶۰/۱۳۹۸	۵۷/۸۳۷۵۳	۶۵۱۰/۱۵	۱۴۶۷/۶۳	۹۱/۲۵۸۲۰
احتمال	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۴/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۰/۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مطابق نتایج جدول ۶، صنعت دارویی و صنعت شیمیایی دارای بالاترین میانگین وزن بهینه به ترتیب برابر با 0/6336 و 0/3539 بوده و میانگین وزن بهینه سایر صنایع در این دوره ناچیز بوده است.

از آنجایی‌که در بهینه‌سازی پویا، به‌دلیل در اختیار داشتن اطلاعات عناصر واریانس–کوواریانس شرطی هر هفته، وزن‌های بهینه در هر دوره (هفته) محاسبه می‌گردد و در مقابل در بهینه‌سازی ایستا بجای عناصر واریانس– کوواریانس شرطی در هر هفته، از واریانس-کوواریانس کل دوره استفاده می‌گردد و وزن بهینه صرفاً در یک دوره (معادل کل دوره) محاسبه می‌شود لذا نتایج حاصل از بهینه‌سازی پویا واقعی‌تر بوده و سرمایه‌گذاری بر اساس نتایج این روش از قابلیت اتکاء بیشتری برخوردار خواهد بود.

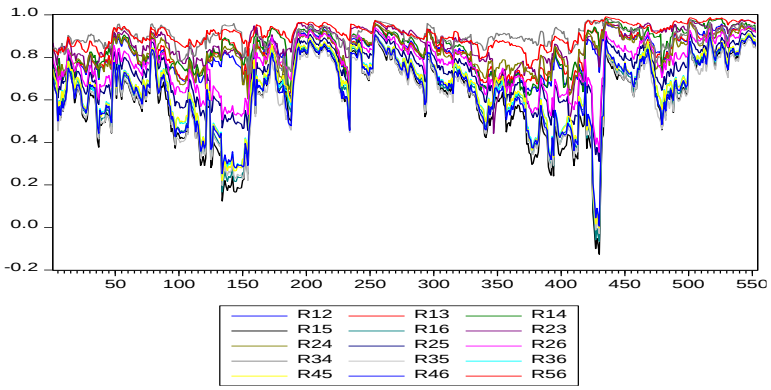
شکل ۴ تغییرات وزن‌های بهینه سرمایه‌گذاری طی دوره در هر صنعت را نشان می‌دهد.



شکل ۴- تغییرات وزن‌های بهینه سرمایه‌گذاری طی دوره در هر صنعت

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نمودار همبستگی شرطی هر جفت سهام مطابق شکل ۵ می‌باشد که Rij بیانگر ضریب همبستگی شرطی پویا میان سهم صنعت i و j می‌باشد. این نمودار نشان می‌دهد میزان همبستگی و هم حرکتی هر جفت سهام سبد نسبتاً قابل توجه بوده بطوریکه این همبستگی اغلب در اطراف عدد ۰/۶ در نوسان بوده است، این موضوع همسو و هم جهت بودن اثرات انتقال شوک‌ها و هر گونه تغییرات بر سهام سبد سرمایه‌گذاری و کاهش قدرت سرمایه‌گذاران در متنوع‌سازی سبد سهام برای کاهش ریسک سرمایه‌گذاری در این دوره را نشان می‌دهد.



شکل ۵- همبستگی شرطی هر جفت سهام

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مطالعه برای بهینه‌سازی سبد سهام ۶ صنعت منتخب (انبوه‌سازی، بانک‌ها، دارویی، شیمیایی و فلزات اساسی)، از داده‌های هفتگی شاخص قیمت صنایع فوق در دوره ۷ فروردین ۱۳۸۹ تا ۲۹ دی ۱۳۹۹ استفاده گردید.

از آنجایی‌که بر اساس مطالعات تجربی و همچنین نتایج بررسی مطالعه حاضر (جدول ۱)، توزیع آماری سری-های زمانی مالی دم‌بلند و دارای چولگی می‌باشد، بررسی جهت انتخاب مناسب‌ترین توزیع داده‌های مورد مطالعه از میان توزیع‌های آماری مختلف صورت پذیرفت. بر اساس نتایج برآورد پارامترهای توزیع داده‌ها با توجه به معیار حداکثر درست‌نمایی، توزیع جنرال هیپربولیک t چوله از خانواده توزیع‌های دم پهن و دارای چولگی، به‌عنوان مناسب‌ترین توزیع برای داده‌های بازدهی صنایع مورد بررسی، انتخاب گردید.

با توجه به ابعاد ماتریس واریانس-کواریانس شرطی، با بهره‌گیری از مدل گارچ متعامد، عناصر این ماتریس برآورد شد. سپس سری‌های زمانی بازدهی دارایی‌های مالی با ماتریس واریانس-کواریانس شرطی بدست آمده از مدل OGARCH تعدیل گردید. در مرحله بعد، این سری‌ها با توزیع‌های مختلف برازش شدند که بر اساس نتایج حاصل، مناسب‌ترین توزیع برای داده‌ها، توزیع جنرال هیپربولیک t چوله تعیین گردید. سپس مقادیر سری‌های میانگین شرطی و واریانس-کوواریانس شرطی بازدهی این صنایع بر اساس توزیع جنرال هیپربولیک t چوله محاسبه شدند و بهینه‌سازی سبد دارایی‌ها با استفاده از این سری‌های زمانی (میانگین شرطی و واریانس-کوواریانس شرطی) به روش ایستا و پویا انجام پذیرفت. نتایج نشان می‌دهد:

۱) بر اساس بهینه‌سازی ایستا (میانگین-واریانس کلاسیک و میانگین-ارزش در معرض خطر شرطی)، در صورتی‌که از داده‌های خام (بدون توجه به ویژگی دم پهن بودن و چولگی توزیع داده‌ها) استفاده گردد، بیشترین وزن در سبد سهام بهینه به‌ترتیب مربوط به سه سهام صنایع دارویی، شیمیایی و بانک‌ها می‌باشد.

۲) بر اساس بهینه‌سازی ایستا (میانگین-واریانس کلاسیک و میانگین-ارزش در معرض خطر شرطی)، در صورتی‌که از داده‌های تعدیل شده با توزیع هیپربولیک t چوله استفاده گردد، بیشترین وزن در سبد سهام بهینه مربوط به یک صنعت (شیمیایی) می‌باشد.

۳) بر اساس بهینه‌سازی پویا (میانگین-واریانس کلاسیک)، در صورتی‌که از داده‌های تعدیل شده با توزیع جنرال هیپربولیک t چوله (با توجه به ویژگی دم‌بلند بودن و چولگی توزیع داده‌ها) استفاده گردد، بیشترین وزن در سبد سهام بهینه به‌ترتیب مربوط به دو صنعت (دارویی و شیمیایی) می‌باشد.

دلیل اصلی انتخاب یک صنعت (بهینه‌سازی ایستا با داده‌های تعدیل شده) یا دو صنعت (بهینه‌سازی پویا با داده‌های تعدیل شده) یا سه صنعت (بهینه‌سازی ایستا با داده‌های خام تعدیل تشده) در این مطالعه، ناشی از رفتار نامتعارف برخی از سری‌های بازدهی شاخص قیمت سهام صنایع و وجود همبستگی شرطی نسبتاً زیاد میان هر جفت سهام و در نتیجه امکان پایین متنوع‌سازی سبد منتخب در دوره مورد مطالعه می‌باشد به‌طوری‌که سری بازدهی این صنایع علی‌رغم دارا بودن بازدهی بیشتر، دارای نوسان (واریانس) کمتر نیز بوده‌اند و مطابق انتظار این صنایع در سبد سهام انتخاب گردیده‌اند و مابقی صنایع یا انتخاب نگردیده یا دارای وزن ناچیز بوده‌اند.

از آنجایی‌که در بهینه‌سازی پویا، به‌دلیل در اختیار داشتن اطلاعات عناصر واریانس–کوواریانس شرطی هر هفته، وزن‌های بهینه در هر دوره (هفته) محاسبه می‌گردد و در مقابل در بهینه‌سازی ایستا بجای عناصر واریانس–کوواریانس شرطی در هر هفته، از واریانس-کوواریانس کل دوره استفاده می‌گردد و وزن بهینه صرفاً در یک دوره (معادل کل دوره) محاسبه می‌شود لذا نتایج حاصل از بهینه‌سازی پویا واقعی‌تر بوده و سرمایه‌گذاری بر اساس نتایج این روش از قابلیت اتکاء بیشتری برخوردار خواهد بود.

از نکات قابل توجه در نتایج بدست آمده، وجود همبستگی و هم حرکتی نسبتاً زیاد میان هر جفت سهام سبد سرمایه‌گذاری می‌باشد بطوریکه این همبستگی اغلب در حول عدد ۰/۶ در نوسان بوده است، این موضوع همسو و هم جهت بودن اثرات انتقال شوک‌ها و هرگونه تغییرات بر سهام سبد سرمایه‌گذاری و کاهش قدرت سرمایه‌گذاران در متنوع‌سازی سبد سهام برای کاهش ریسک سرمایه‌گذاری در این دوره را نشان می‌دهد. لذا جهت ارتقاء سطح متنوع‌سازی سبد سرمایه‌گذاری، توصیه می‌گردد سرمایه‌گذاران از دیگر سهام که دارای میزان کمتری از همسویی و هم حرکتی در روند تغییرات قیمتی با سهام منتخب می‌باشند نیز در سبد سرمایه‌گذاری استفاده نمایند.

وجود همبستگی و هم حرکتی نسبتاً زیاد میان هر جفت سهام حاکی از انتقال آسان و سریع هرگونه تلاطم، تغییرات و بویژه بی‌ثباتی در بازار سهام یک صنعت به بازار سهام سایر صنایع می‌باشد لذا سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان بازار سهام می‌بایست از اتخاذ هرگونه تصمیم که منجر به ایجاد تلاطم و تغییرات قابل توجه در بازار سهام یک صنعت می‌گردد به شدت پرهیز نمایند تا این بی‌ثباتی به بازار سهام سایر صنایع منتقل نگردد.

فهرست منابع

۱) آشنا، ملیحه و لعل خضری، حمید، (۱۳۹۹). همبستگی پویای شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با نوسان بازارهای سهام، ارز و سکه در ایران: کاربرد الگوی M-GARCH رهیافت DCC. فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی، ۵(۲)، ۱۴۷-۱۷۲.

۲) ابونوری، اسمعیل، تهرانی، رضا و شامانی، مسعود، (۱۳۹۷). عملکرد پورتفولیوهای مبتنی بر ریسک تحت شرایط مختلف در بازارسهام (شواهد تجربی از بازار سهام ایران). فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۲(۴۵)، ۵۱-۷۱.

۳) تور، منصور، (۱۳۹۸). برآورد اثرات متقابل شوک و تلاطم بین صنایع مختلف در بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره فضایی. رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری/ دانشگاه سمنان.

۴) راعی، رضا، باسخا، حامد و فدائی‌نژاد، حسین، (۱۳۹۹). بهینه‌سازی سبد سهام با استفاده از روش CVaR-Mean و رویکرد ناهمسانی واریانس شرطی متقارن و نامتقارن. تحقیقات مالی، ۲۲(۲)، ۱۴۹-۱۵۹.

۵) طالب نیا، قدرت اله و فتحی، مریم، (۱۳۸۹). ارزیابی مقایسه ای انتخاب پرتفوی بهینه سهام در بورس اوراق بهادار تهران از طریق مدل های مارکویتز و ارزش در معرض خطر. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)، ۳(۶)، ۷۱-۹۴.

۶) فرمان‌آرا، وحید، کمیجانی، اکبر، فرزین‌وش، اسداله و غفاری، فرهاد، (۱۳۹۸). نقش بازار سرمایه در تأمین مالی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی ایران و منتخبی از کشورهای در حال توسعه). فصلنامه اقتصاد مالی ، ۱۳(۴۷)، ۱۹-۳۷.

۷) فلاح‌پور، سعید، راعی، رضا، فدائی‌نژاد، محمداسماعیل و مناجاتی، رضا، (۱۳۹۸). ارائه مدلی جهت بهینه‌سازی فعال سبد سهام با استفاده از ارزش در معرض ریسک شرطی؛ کاربردی از رویکرد مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی برا اساس رویکرد الگوریتم DE. فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، ۳۰، ۳۷-۴۹.

۸) میزبان، هدیه سادات، افچنگی، زهرا، احراری، مهدی، آروین، فرشاد و سوری، علی، (۱۳۹۱). بهینه‌سازی سبد سهام با استفاده از الگوریتم ازدحام ذرات در تعاریف مختلف اندازه‌گیری ریسک. فصلنامه اقتصاد مالی، ۶(۱۹)، ۲۰۵-۲۲۷.

۹) نفیسی مقدم، مریم و فتاحی، شهرام، (۱۴۰۰). بررسی سرایت‌پذیری و تلاطم قیمت نفت بر بازدهی بازار سهام، نرخ ارز و قیمت طلا در ایران: رویکرد VAR-DCC-GARCH چندمتغیره، موجک پیوسته و موجک متغیر با زمان. فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی، ۶(۳)، ۳۳-۶۲.

۱۰) هاشمی نژاد ، محمد و عبداللهی، محمد رضا (۱۳۹۵). پیش‌بینی ریسک مالی. شرکت اطلاع‌رسانی و خدمات بورس: انتشارات بورس.

11) Alexander, C.O.(2000). A Primer on the Orthogonal GARCH Model. ISMA Centre, University of Reading, Working Paper.
12) Alexander, C.O. (2002). Principal Component Models for Generating large GARCH Covariance Matrices. Economic Notes, 31(2), 337-359.
13) Bauwens, L. L. (2005). A New Class of Multivariate Skew Densities, with Application to Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Models. Journal of Business & Economic Statistics, 23(3).
14) Bollerslev, T. (1990). Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model, Review of Economics and Statistics, 72, 498-505.
15) Bollerslev, T., Engle, R., & Wooldridge, J. (1988). A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances. Journal of Political Economy, 96, 31-116.
16) Haff, H. I. (2006). The Generalized Hyperbolic Skew Student's t-Distribution. Journal of Financial Econometrics, 4(2), 275-309.
17) Kandasamy, H. (2008). Portfolio Selection under Various Risk Measures. Ph.D. Thesis. Mathematical Sciences. Clemson University.
18) Kumar, C., & Najmud Doja, M. (2018). A Novel Framework for Portfolio Selection Model Using Modified ANFIS and Fuzzy Sets. Journal of Computers,185(3), 453-485.
19) Luo,C., Seco, L., & Wu, L. (2015). Portfolio Optimization in Hedge Funds by OGARCH and Markov Switching Model. Omega, 34-39.
20) Marc, S. Paolella., Pawel, Polak., & Patrick, S. Walker. (2021). A Non-Elliptical Orthogonal GARCH Model for Portfolio Selection under Transaction Costs. Journal of Banking & Finance, 125, 19-51.
21) McNeil, A. J., Frey, R., & Embrechts, P.(2010). Quantitative Risk Management: Concepts,Techniques, and Tools, Princeton University Press.
22) Mishra, Amritkant. (2019). Crude Oil, Stock Market, and Foreign Exchange Return Volatility and Spillover: a GARCH DCC Analysis of Indian and Japanese Financial Market. Business Innovation and Research,20(1), 25-46.

23) Rockafellar, R. T., & Uryasev, S . (2000). Optimization of Conditional Value-at-Risk. Journal of Risk. (221).
24) Tse, Y.K., & Tsui, A.K.C. (2002). A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations. Journal of Business and Economic Statistics, 20, 351–362.
25) Tse, Y.K. & Tsui, A. K.C. (1998). A Multivariate GARCH Model with Time-Varying Correlations. Department of Economics National University of Singapore.
26) Xiong, J. X., & Idzorek, T.M. (2011). the Impact or Skewness and Fat Tails on the Asset Allocation Decision. Financial Analysts Journal, 67(2), 23-35.
27) Zinoviy, L., Udi, M., & Tomer, S. (2020). Analytic Solution to the Portfolio Optimization Problem in a Mean-Variance-Skewness Model, The European Journal of Finance, 26, 165-178.

Financial Economics
Vol. (18) Issue (66) Spring 2024

Abstract

https://doi.org/10.30495/fed.2023.1978478.2893

Portfolio Optimization of Listed Industries in Tehran Stock Exchange using Orthogonal GARCH

Sahar Abedini [1]
Esmaiel Abounoori [2]
Gh. Reza Keshavarz Haddad [3]

Received: 06 / December / 2023 Accepted: 28 / January / 2024

Abstract

The development of financial markets and the stock market play an essential role in economic development. Considering that financial markets are always associated with risk and uncertainty, and shocks and turbulence in one market affect other markets, therefore, one of the main objectives of this research is to identify the type of distribution of financial series (stock returns of different industries) and estimate their uncertainty and risk (turbulence), determining the weight of stocks in the investment portfolio, as well as accurately identifying how the volatility changes and the intensity of correlation and interactions between the stocks of different industries over time in order to maximize the interests of investors and provide the necessary solutions to planners and policy makers Investors are for managing and developing the stock market.In order to optimize, statistics related to the weekly price index data of selected industries (mass housing, banks and credit institutions, chemical, automotive, pharmaceutical and basic metals) have been used. For this purpose, using orthogonal GARCH model and weekly data of stock price index of different industries in the period March 27, 2010 and January 18, 2021, the elements of the variance-conditional covariance matrix were estimated, Then, the stock portfolio was optimized using the obtained information and the distribution of general hyperbolic (GH) skewed t, in the framework of the static and dynamic classical Mean-Variance model as well as the static Mean-CVAR model. The results of fitting (estimation) of the data distribution show that the return distribution of the price index of the studied industries follows the distribution of the general hyperbolic skewed t; Based on the dynamic classical mean-variance model, the highest weight in the stock portfolio in the study period was related to the pharmaceutical (0/6336) and chemical industries (0/3539), respectively.

Keywords: Portfolio Optimization, Orthogonal GARCH, Mean-CVaR, Mean-Variance
JEL Classification: C61, G32, G11

[1] Department of Economics and Econometrics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran. s_abedini@semnan.ac.ir
[2] Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran, (corresponding author). esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir
[3] Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. G.K.Haddad@Sharif.edu

Ecj@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org