

## تحقیقات اسلامی

دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

دوره ۱۴، شماره ۱  
بهار و تابستان ۱۳۹۱  
صفحه ۳۰-۱۷

# امکان کاهش ریسک پورتفوی براساس مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته در بورس اوراق بهادار تهران

غلامرضا اسلامی بیدگلی<sup>۱</sup>، فاطمه خان احمدی<sup>۲</sup>

**چکیده:** در بهینه‌سازی پورتفوی براساس مدل میانگین - واریانس هدف حداکثر کردن بازدهی برای سطح معینی از ریسک یا حداقل کردن ریسک به ازای سطح معینی از بازدهی است. در بهینه‌سازی با هدف حداقل ساختن ریسک، دو عامل ماتریس کوواریانس و نیز ریسک انفرادی بازده هریک از دارایی‌ها عوامل اصلی و تعیین کننده اوزان بهینه هستند. با تأیید وجود نوسانات خوش‌های در سری‌های زمانی و مدل‌سازی عناصر مربوط در قالب مدل‌های توسعه یافته براساس مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته، به کارگیری واریانس شرطی و ماتریس همبستگی متناسب در بهینه‌سازی پورتفوی ضروری می‌نماید. در این مطالعه، با محاسبه ریسک محقق شده پورتفووهای بهینه شده براساس واریانس شرطی و ماتریس همبستگی، پسماندهای استاندارد شده، تأیید شد که می‌توان با چین راهبردی، ریسک پورتفوی را به طور معناداری کاهش و عملکرد آن را بهبود داد.

**واژه‌های کلیدی:** مدل میانگین - واریانس، مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته، ماتریس همبستگی، مدیریت ریسک.

طبقه‌بندی JEL: G11

۱. دانشیار دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، ایران  
۲. کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۱۰/۱۹

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۱/۰۶/۱۲

نویسنده مسئول مقاله: فاطمه خان احمدی

E-mail: khahmadi@ut.ac.ir

#### مقدمه

با ارائه تئوری مدرن پورتفوی توسط هری مارکویتز (۱۹۵۲)، تحولی عظیم در حوزه بهینه‌سازی پورتفوی ایجاد شد. در این مدل، به انحراف معیار بازده‌های پورتفوی، به عنوان معیاری برای میزان ریسک پورتفوی توجه می‌شود و تخصیص بهینه‌ی ثروت سرمایه‌گذاران با هدف حداقل کردن بازده مورد انتظار در مقابل سطح معینی از ریسک یا حداقل کردن ریسک در مقابل سطح معینی از بازده مورد انتظار تعیین نمود.[۱۰].

در مدل میانگین - واریانس دو عامل واریانس و همبستگی بازده دارایی‌ها - که عوامل تعیین کننده کواریانس بازده‌ها هستند - عواملی اساسی در تعیین اوزان بهینه‌ی پورتفوی هستند. به این ترتیب در به کارگیری مفهوم متتنوع‌سازی در سرمایه‌گذاری در سهام، به منظور کاهش ریسک ضروری است که تا حد امکان معیارهای مناسبی جهت تعیین میزان ریسک دارایی‌ها و همبستگی میان آن‌ها برگزید.

همبستگی بازده‌ها نقش مهمی در حوزه‌های مختلف مالی مدرن از قبیل تئوری سرمایه‌گذاری، تخصیص سرمایه و مدیریت ریسک دارد [۱۴]. در مدیریت پورتفوی، ماتریس‌های همبستگی، همبستگی‌های غیر سیستماتیک بین دارایی‌های مختلف مالی را اندازه‌گیری می‌کنند[۸].

عامل واریانس نیز از عوامل کلیدی در تعیین اوزان بهینه در مدل میانگین - واریانس است. چنانچه وجود واریانس شرطی برای برخی از دارایی‌ها در مقاطع زمانی متفاوت تأیید شود، تجدیدنظر در ثابت در نظر گرفتن عامل ریسک نسبت به زمان برای محاسبه اوزان بهینه در سرمایه‌گذاری ضروری می‌نماید. اهمیت به کارگیری واریانس شرطی در محاسبات سرمایه‌گذاری از آنجاست که مطالعات تجربی دلالت بر نوسانات خوش‌های سری‌های زمانی بازده دارایی‌ها دارد و با وجود نوسانات خوش‌های واریانس را در یک سری زمانی نمی‌توان ثابت در نظر گرفت و نسبت به زمان تغییر می‌کند. مسئله تغییرپذیری نوسانات با تغییر زمان، به خوبی در قالب مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته<sup>۱</sup> (GARCH) نشان داده شده است [۳]. مدل‌سازی GARCH بر اساس دو ویژگی مهم سری‌های زمانی که عبارتند از نوسانات خوش‌های و دنباله پهن بودن توزیع‌ها شکل گرفتند. مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته، تکنیکی برای مدل‌سازی سری‌های زمانی است که در تشریح واریانس‌های آتی از واریانس‌های گذشته استفاده می‌کند. به این ترتیب، واژه‌ی شرطی در مدل GARCH دلالت بر وابستگی مشاهدات در یک

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)

مقطع از زمان به مشاهدات گذشته دارد. از آنجاکه محاسبه‌ی واریانس شرطی بر حسب زمان در مدل‌های GARCH ممکن می‌شود، می‌توان از چنین مدل‌هایی در حوزه‌های مختلف نظری مدیریت ریسک، مدیریت پورتفوی و تخصیص دارایی‌ها، قیمت‌گذاری اختیار معامله‌(آپشن) و ساختار زمانی ترخ بهره استفاده کرد.

تاکنون چندین مدل چند متغیره‌ی گارچ ارائه شده است که در هریک محدودیت‌های متفاوتی بر فرآیند پویایی که ماتریس کواریانس بازده‌ها را کنترل می‌کند، اعمال می‌شود. از این مدل‌ها می‌توان مدل‌های CCGARCH، ARCH، BEKK، Vech، DCCGARCH و GOGARCH را نام برد [۲].

در این پژوهش نتایج به کارگیری عامل واریانس شرطی، در مقابل واریانس غیرشرطی به همراه بررسی تأثیر نوع داده‌های مورد استفاده در محاسبه‌ی ماتریس همبستگی با بهره‌گیری از مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته با همبستگی ثابت<sup>۱</sup> (CCGARCH)، با هدف کاهش ریسک پورتفوی، در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می‌شود. در ادامه ابتدا پیشینه‌ای از مطالعات انجام گرفته بیان می‌شود. پس از آن مدل‌های مرتبط با مفاهیم به کارگرفته مطرح می‌شوند. سپس فرضیات، روش پژوهش و یافته‌ها و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌شوند.

## ادبیات نظری و پیشینه‌ی پژوهش

تئوری میانگین – واریانس مارکویتز یکی از رویکردهای پر کاربرد در انتخاب پورتفوی است. از نارسایی‌های تئوری پورتفوی مارکویتز عدم تمایز میان وضعیت‌های مختلف بازار و تخصیص اوزان یکسان به وقایع اخیر و سابق بازار است. در این راستا به منظور تطبیق با ساختار پویای واریانس در بازار، مدل‌های تعمیم یافته بر اساس مدل ناهمسانی واریانس تعمیم یافته را می‌توان برای براورد ماتریس کواریانس به کار گرفت [۱۰].

با ارائه مدل ARCH توسط انگل (۱۹۸۲) ناهمسانی واریانس شرطی قابلیت مدلسازی یافت [۵]. با بسط مدل انگل، مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته، توسط بولرسلو (۱۹۸۶) ارائه شده است [۳]. پوچارلیو و پولاک (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای تجربی دریافتند اوزان پورتفوی با حداقل واریانس نسبت به داده‌های ورودی از قبیل ماتریس واریانس پیش‌بینی شده حساسیت

1. Constant Correlation Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (CCGARCH)

بالایی دارند. بنابرایان ساختار ماتریس واریانس و انتخاب مدل‌های مناسب نوسانات در تعیین اوزان پورتفویی و عملکرد کلی آن با اهمیت خواهد بود[۱۵].

آگری (۱۹۸۹) در بورس آمریکا با استفاده از یک مدل (GARCH 1,1) محقق شدن عملکرد بالاتری را در مقایسه با تجزیه و تحلیل ستی برای سرمایه‌گذاران تأیید کرد [۱]. در پژوهشی که توسط هوراسانی و فیدن (۲۰۰۷) انجام شد، میانگین متحرک وزنی نمایی و تکنیکی بر اساس مدل GARCH در انتخاب پورتفویی از سهام در بورس استانبول به کارگرفته شدند. نتایج بررسی‌ها نشان داد، پورتفوی‌های بهینه بر اساس میانگین متحرک وزنی نمایی عملکرد بهتری نسبت به پورتفوی‌ای با وزن یکسان و پورتفوی‌ای بهینه شده بر اساس مدل GARCH داشتند و پیش‌بینی‌های انجام شده بر اساس مدل GARCH با تأخیر به تغییرات واریانس واکنش می‌دادند [۱۰]. در بررسی انجام شده در به کارگیری مدل GARCH در بهینه‌سازی پورتفویی متشكل از ۳۰ سهم مورد معامله در بورس آلمان، کاهش انحراف معیار پورتفوی با به کارگیری GARCH تأیید شد [۱۷]. هارتز و همکاران (۲۰۰۷)، در بهینه‌سازی پورتفوی، مدلی را ارائه دادند که هر دو عامل نوسان واریانس نسبت به زمان و پهن‌دنباله بودن بازده‌ها را در نظر می‌گرفت. به کارگیری این مدل در بورس آلمان و بهینه‌سازی پورتفوی از ۹ سهم نشان داد، بهینه‌سازی بر اساس این دو عامل در بهبود عملکرد پورتفوی بسیار مؤثر است [۴]. لدویت و همکاران (۲۰۰۱) برای بهینه‌سازی پورتفوی متنوع از اوراق بهادار در سطح بین‌المللی از ماتریس کواریانس شرطی به عنوان ورودی مدل مارکویتز استفاده کردند. آنها برای محاسبه‌ی ماتریس کواریانس شرطی، چهار مدل از مدل‌های واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی چند متغیره را مورد توجه قرار دادند. در نهایت تأیید شد، پورتفوی‌های تشکیل شده بر اساس مدل‌های FlexM (که توسط نگارنده در این مقاله معرفی شده بود)، BEKK و CCGARCH با اختلاف ناچیزی حداقل واریانس را در میان مدل‌های مورد مطالعه دارند [۱۳].

با توجه به اینکه نوسانات خوشای از ویژگی‌های بازده دارایی‌هاست، در سایر برآوردها و تخمین‌ها که با سری‌های زمانی با چنین ویژگی‌هایی مرتبط هستند، توجه به چنین ویژگی‌هایی از سری‌های زمانی ضروری می‌نماید. در این راستا مشاهده می‌شود که مطالعاتی با توجه به این قبیل مسائل در حوزه‌هایی متفاوت با بهینه‌سازی پورتفوی، انجام شده‌اند. گیرارد و همکاران (۲۰۰۳) در مطالعه‌ای رابطه‌ی بین صرف ریسک بازار را در ۱۹ بازار مورد مطالعه قرار دادند. در این بررسی، رابطه‌ی معناداری بین صرف ریسک و واریانس شرطی پیدا شد [۶]. جاندی و راکینگر (۲۰۰۵) نشان دادند توزیع بازده دارایی‌ها بر انتخاب معیار مناسب تغییرات ضروری است و در شرایطی که توزیع بازده‌ها با نرمال تفاوت زیادی دارد، معیار میانگین واریانس اوزانی را

به دست می‌دهد که چنانچه اوزان با روش متناسب با توزیع بازدهها تعیین شوند، به‌شکل معناداری متفاوت خواهد بود و هزینه فرصت سرمایه‌گذاری که ازروش میانگین واریانس استفاده می‌کند، می‌تواند بسیار بالا باشد [۱۲]. گلاباندیس (۲۰۰۹) با دلالت پرامترهای مدل گارچ چند متغیره به منظور تطابق با نوسانات زمانی عملکرد CAPM و مدل قیمت‌گذاری سه عاملی فاما و فرنچ را بهبود داد و درنهایت این‌طور نتیجه‌گیری مدل‌های پویا به ارائه تخمین‌های کاراتری از عوامل و خطاهای قیمت‌گذاری قادر هستند [۷].

### روش پژوهش

در این بخش، مفاهیم بنیادین مهمی که مبنای تشکیل پورتفوی‌ها و انجام آزمون‌ها هستند، ارائه می‌شوند.

### بهینه‌سازی پورتفوی در مدل میانگین – واریانس

مدل بهینه‌سازی میانگین – واریانس را می‌توان در قالب تابع هدف و محدودیت‌های زیر تعریف نمود:

$$\min \Omega p = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \sigma_{ij} \right] \quad \text{رابطه (۱)}$$

$$w^T 1 = 1 \quad \text{رابطه (۲)}$$

$$\begin{aligned} w^T E(y) &= \mu \\ w &= [w_1, w_2, \dots, w_N] \\ w &\geq 0 \end{aligned} \quad \text{رابطه (۳)}$$

در معادلات بالا،  $w$  بردار وزن‌های پورتفوی،  $\sigma_{ij}$  ماتریس کواریانس (شرطی یا غیر شرطی) بازدهی دارایی‌ها،  $y$  بردار بازده دارایی‌ها،  $E$  بازده مورد انتظار پورتفوی بهینه، و  $1$  برداری است که تمام عناصر آن برابر  $1$  است. از آنجاکه در بهینه‌سازی پورتفوی، فرض فروش استقراضی وجود ندارد، قید برابر وزن‌ها با یک لحاظ می‌شود.

از آنجاکه کواریانس پورتفوی برابر حاصل ضرب ضریب همبستگی دارایی‌ها ( $p$ ) در انحراف معیار دارایی‌ها ( $\sigma$ ) است، می‌توان واریانس پورتفوی را در قالب مدل زیر نیز مطرح نمود:

$$\sigma_{ij} = \sigma_i \rho_{ij} \sigma_j \quad , \quad -1 \leq \rho_{ij} \quad \text{رابطه (۴)}$$

$$\Omega p = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \sigma_i \rho_{ij} \sigma_j \right] \quad \text{رابطه (۵)}$$

به این ترکیب انحراف معیار پورتفوی عبارت است از:

$$\sigma p = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \sigma_i \rho_{ij} \sigma_j \right]^{1/2} \quad \text{رابطه (۶)}$$

همان طور که در معادلات بالا مشاهده می‌شود، دو عامل واریانس و همبستگی عواملی هستند که در تعیین اوزان بهینه‌ی پورتفوی با هدف حداقل کردن ریسک سرمایه‌گذاری نقش تعیین کننده‌ای دارند؛ بنابراین چگونگی محاسبه‌ی این دو عامل اهمیت بسیاری دارد. همان‌طور که در قبل گفته شد، از اهداف انجام این مطالعه بررسی نتایج به کارگیری واریانس شرطی در مقابل واریانس غیر شرطی، در محاسبه‌ی واریانس پورتفوی و محاسبه‌ی اوزان بهینه جهت سرمایه‌گذاری است. فرمول محاسبه‌ی واریانس غیر شرطی برای بازدهی هر سهم نیز به شرح زیر است:

$$\sigma_i^2 = \sum \frac{(X - \mu)^2}{T} \quad \text{رابطه (۷)}$$

در رابطه‌ی بالا،  $X$  برابر بازدهی هر سهم،  $\mu$  برابر متوسط بازدهی و  $T$  تعداد مشاهدات است.

### مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعیین یافته (GARCH)

مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعیین یافته (GARCH(1,1)) توسعه بولرسلو (۱۹۸۶) مطرح شده است. در این مدل عنوان می‌شود که بازده و واریانس شرطی دارایی‌ها می‌توانند از رابطه‌ی زیر پیروی می‌کنند:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t \quad \text{رابطه (۸)}$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} v_t \quad \text{رابطه (۹)}$$

$$h_t = \gamma + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (10)$$

$$\gamma, \alpha, \beta \geq 0$$

در مدل بالا  $\gamma$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$  و  $\mu$  ثابت هستند و  $1 \leq \alpha + \beta < \infty$ . در مطالعه‌ی تجربی سری‌های زمانی این پارامترها را می‌توان با روش حداکثر احتمالات محاسبه نمود. معادلات ۱۷ و ۱۸ در مجموع بیانگر وابستگی مقدار  $y$  بر حسب زمان به واریانس ( $h_t$ ) است. تغییرپذیری واریانس با تغییر زمان نیز در معادله‌ی ۱۹ نشان داده است. بر اساس این معادله، واریانس در دوره‌ی زمانی  $t$  از طریق واریانس  $y$  و اندازه‌ی جابه‌جایی  $y$  در طول دوره‌ی زمانی  $t-1$  تعیین می‌شود. از آنجاکه  $h_t$  را می‌توان بر اساس اطلاعات موجود در زمان  $t-1$ , پیش‌بینی نمود،  $h_t$  واریانس شرطی  $y$  نامیده می‌شود. ۱۴ نیز برابر پسماندها در مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعیین یافته هستند. مهم‌ترین ویژگی فرآیندی که در معادله‌ی ۱۹ توصیف شده، این است که ثبات و ماندگاری واریانس شرطی به ایجاد پدیده‌ای بهنام "نوسانات خوش‌های" منجر می‌شود که در حرکت قیمت تجربی برخی از سهام به خوبی مشهود است. در نوسانات خوش‌های، فرآیندهای تصادفی حاکم بر بازده سهام، ثابت نیستند، دوره‌های زمانی با واریانس‌های بالا و پایین به گونه‌ای به‌طور متوالی تکرار می‌شوند که با ترسیم بازده‌ها در راستای زمان، خوش‌های قابل مشاهده‌ای را در طول زمان ایجاد می‌کنند.

#### مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعیین یافته با همبستگی ثابت پسماندها (CCGARCH):

از مدل‌های تعیین یافته از مدل GARCH(1,1)، مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعیین یافته با همبستگی ثابت (CCGARCH) است که توسط بولرسلو (Bollerslev) [۱۶][۱۷] ارائه شده است:

$$y_{i,t} = \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$h_{ii,t} = \gamma_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{ii,t-1} \quad (12)$$

$$H\varepsilon_t = diag\left(\sqrt{h_{ii,t}}, \dots, \sqrt{h_{jj,t}}\right) \times R\varepsilon \times diag\left(\sqrt{h_{ii,t}}, \dots, \sqrt{h_{jj,t}}\right) \quad (13)$$

در روابط بالا،  $H\varepsilon_t$  برابر کواریانس شرطی و  $R\varepsilon$  ماتریس همبستگی پسماندهای  $(\varepsilon_{i,t})$  استاندارد شده است، که در طول بازه‌ی زمانی مورد مطالعه ثابت در نظر گرفته می‌شود [۱۱]. در

استانداردسازی پسمندها، هر پسمند در زمان  $t$  بر انحراف معیار شرطی متناظر با آن تقسیم می‌شود.

مبناًی مطالعه در این پژوهش، تجزیه ماتریس کواریانس به ماتریس همبستگی و انحراف معیارهای مربوط است. اگرچه در برخی مطالعات تجربی، وجود کشیدگی در پسمندها تأیید شده؛ ولی از آنجاکه تأکید مقاله‌ی فعلی بر مقایسه‌ی مدل‌های مختلف واریانس است، توزیع پسمندها نرمال فرض شده‌اند [۱۶].

### مدل ترکیبی ناهمسانی واریانس شرطی تعیین یافته و همبستگی ثابت بازده‌ها

چنانچه بازده سهام به شکل روزانه و بر اساس رابطه‌ی روابط روانی محاسبه شود:

$$r_{i,t} = \ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right) \quad \text{رابطه‌ی (۱۴)}$$

و  $Rr$  برابر ماتریس همبستگی بازده‌های سهام تشکیل دهنده‌ی پورتفوی باشد، با به کارگیری توان دو عامل واریانس شرطی حاصل از مدل GARCH و ماتریس همبستگی بازده‌ها خواهیم داشت:

$$Hr_t = diag\left(\sqrt{h_{ii,t}}, \dots, \sqrt{h_{jj,t}}\right) \times Rr \times diag\left(\sqrt{h_{ii,t}}, \dots, \sqrt{h_{jj,t}}\right) \quad \text{رابطه‌ی (۱۵)}$$

در رابطه (۱۵)،  $Hrt$  برابر کواریانس حاصل از ترکیب دو عامل گفته شده، است.

### فرضیه‌های پژوهش

فرضیه‌های این مطالعه به شرح زیر مطرح می‌شوند:

**فرضیه اول:** ریسک پورتفوی بهینه شده بر اساس ماتریس همبستگی بازده‌ها و واریانس شرطی، به طور معناداری از ریسک پورتفوی بهینه شده بر اساس ماتریس همبستگی بازده‌ها و واریانس غیر شرطی کمتر است.

**فرضیه دوم:** ریسک پورتفوی بهینه شده بر اساس ماتریس همبستگی پسمندها و واریانس شرطی (مدل CCGARCH)، به طور معناداری از ریسک پورتفوی بهینه شده بر اساس ماتریس همبستگی بازده‌ها و واریانس غیرشرطی کمتر است.

فرضیه سوم: ریسک پورتفوی بهینه شده بر اساس ماتریس همبستگی پسمندها و واریانس شرطی (مدل CCGARCH)، به طور معناداری از ریسک پورتفوی بهینه شده بر اساس ماتریس همبستگی بازدها و واریانس شرطی کمتر است.

### یافته‌های پژوهش

به منظور آزمون فرضیه‌ها، در بررسی تأثیر بهینه کارگیری واریانس شرطی و ماتریس همبستگی، سه

راهبرد برای محاسبه اوزان بهینه مورد توجه قرار گرفتند. این سه راهبرد به اختصار عبارتند از:

۱. محاسبه اوزان بهینه بر مبنای واریانس غیر شرطی و ماتریس همبستگی بازدها.

۲. محاسبه اوزان بهینه بر مبنای واریانس شرطی و ماتریس همبستگی بازدها.

۳. محاسبه اوزان بهینه بر مبنای واریانس شرطی و ماتریس همبستگی پسمندها (مدل CCGARCH)

در انتخاب سهام تشکیل دهنده پورتفوی، ابتدا ویژگی ناهمگنی پراکنش در تمام شرکت‌های مورد معامله در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۰۵۰ روز (تیرماه ۸۳ تا آبان ماه ۸۷) با آزمون ARCH test بررسی شده است. پس از تأیید وجود این خاصیت در شماری از سهام مورد معامله، ۱۰ سهم با بیشترین میزان معاملات از میان این سهام برای تشکیل پورتفوی و انجام آزمون‌ها انتخاب شدند. شرکت‌های تشکیل دهنده پورتفوی عبارتند از:

جدول ۱. شرکت‌های سازنده پورتفوی در آزمون فرضیه‌ها

نام شرکت	نماد معاملاتی	نام شرکت	نماد معاملاتی
تکنو تار	تکنو	ساپیا	خسپا
شیشه قزوین	قفروی	صنعتی آما	فاما
سرمایه‌گذاری پارس توشه	توشه	مس باهنر	فباهنر
سرمایه‌گذاری صنعت و معدن	وصنعت	ملی سرب و روی ایران	فسرب
سرمایه‌گذاری غدیر	وغدیر	آلمونک	فالوم

تحلیل‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای MATLAB و EXCEL(2007) انجام شدند. به منظور بررسی نتایج، بازه زمانی مورد مطالعه به دو بخش تقسیم شده است. از آنجا که تعداد داده‌ها در محاسبه ماتریس همبستگی بسیار مهم است و استفاده از تعداد داده‌های بیشتر مطلوبیت بیشتری به همراه دارد، ۷۵۰ روز معاملاتی، به بخش اول داده‌ها که مبنای پیش‌بینی اوزان بهینه

برای سرمایه‌گذاری قرار می‌گیرند، تخصیص یافت و ۳۰۰ روز باقی‌مانده مبنای بررسی عملکرد پورتفوی تشکیل شده، قرار گرفت.

بازدۀ سهام به‌شکل روزانه و بر اساس رابطه ۱۴ محاسبه شده است. پس از پیش‌بینی اوزان بهینه بر اساس داده‌های موجود در بازه‌ی نخست و مطابق با سه راهبرد یاد شده، آنچه رویکردهای مورد مطالعه را ارزشمند می‌سازد، کاهش ریسک محقق شده بر اساس اوزان پیش‌بینی شده است. به عبارت دیگر در صورتی می‌توان بیان کرد که هر یک از رویکردهای سه‌گانه‌ی گفته شده ریسک کمتری را به همراه خواهد داشت که ریسک محقق شده‌ی آن‌ها در دوره‌ی دوم، به‌طور معناداری کمتر از دیگران باشد. انحراف معیارهای محقق شده‌ی ناشی از به‌کارگیری هر یک از رویکردها در نقطه‌ی پورتفوی با حداقل واریانس<sup>۱</sup>، به‌شرح جدول (۲) است:

جدول ۲. انحراف معیار محقق شده ناشی از به‌کارگیری رویکردها با حداقل واریانس

انحراف معیار محقق شده در نقطه‌ی حداقل واریانس	راهبرد
$30.1 \times 10^{-4}$	۱. بر مبنای واریانس غیر شرطی و ماتریس همبستگی بازده‌ها
$76 \times 10^{-4}$	۲. بر مبنای واریانس شرطی و ماتریس همبستگی بازده‌ها
$66 \times 10^{-4}$	۳. بر مبنای واریانس شرطی و ماتریس همبستگی پسماندها

جهت آزمون فرضیه‌ها و مقایسه‌ی ریسک پورتفوی‌ها، مقایسه‌ی واریانس‌ها بر مبنای آماره‌ی فیشر انجام شد. فرضیه‌های آماری آزمون‌ها به‌شرح زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: \sigma_1^2 \geq \sigma_2^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$$

از آنجاکه واریانس پورتفوها از توزیع  $\chi^2$  برخوردارند، آماره‌ی فیشر استفاده شده است:

$$F_{(df_1, df_2)} = \frac{\chi_1^2 / df_1}{\chi_2^2 / df_2} \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

1. Global Minimum Variance

$df_1$  و  $df_2$  درجه‌ی آزادی و برابر  $n$  هستند ( $n$  برابر تعداد پورتفوی‌ها با اوزان بهینه است). در مقایسه‌ی پورتفوهای تشکیل شده، چنانچه مقدار آماره‌ی محاسبه شده کمتر از میزان متناظر آن در جدول توزیع فیشر باشد، می‌توان استدلال کرد فرض صفر رد شده و واریانس کاهش یافته است. نتایج آزمون فرضیه‌ها در جدول شماره ۳ آورده شده‌اند.

جدول ۳. نتایج آزمون فرضیه‌ها

F(df <sub>1</sub> ,df <sub>2</sub> )	Sig.	میزان آماره	فرضیه
۰.۸۷۴۱	۲.۱۸۹۱e-۰۴۳	۰.۳۱۵۱	۱
۰.۸۷۴۱	۴.۰۰۰۴e-۰۵۵	۰.۲۶۷۶	۲
۰.۸۷۴۱	۴.۰۰۰۴e-۰۵۵	۰.۸۴۹۱	۳

گفتنی است، درجه آزادی در آزمون فرضیه‌ها برابر ۵۹۹ است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در هر سه فرضیه میزان آماره کوچک‌تر از مقدار متناظر آن در جدول F است. به این ترتیب بر اساس فرضیه‌های اول و دوم تأیید می‌شود که با به کارگیری رویکرد دوم و سوم در مقابل رویکرد اول می‌توان به طور معناداری ریسک را کاهش داد. از سوی دیگر، با تأیید فرضیه سوم مشخص شد، کاهش ریسک پورتفوها با محاسبه‌ی اوزان بهینه بر مبنای واریانس شرطی و ماتریس همبستگی پسماندها (مدل CCGARCH) به طور معناداری ریسک را نسبت به محاسبه‌ی اوزان بهینه بر مبنای واریانس شرطی و ماتریس همبستگی بازده‌ها نیز کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر از میان سه رویکرد مطرح شده در این مطالعه در محاسبه‌ی اوزان بهینه، با به کارگیری رویکرد سوم، کمترین ریسک را می‌توان انتظار داشت.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با تأیید وجود نوسانات خوش‌های در سری‌های زمانی، اگرچه از مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعیین یافته (GARCH) در مدل‌هایی از قبیل ارزش در معرض خطر در رابطه با سهام مورد معامله در بورس اوراق بهادار تهران در مطالعات مختلف بهره برده شده است، این ویژگی در بهینه‌سازی پورتفوی و امکان کاهش ریسک آن در مطالعات داخلی، تاکنون نادیده گرفته شده است. در مطالعه‌ای که انجام شد، با هدف بهبود عملکرد در مدیریت ریسک، به‌ویژه مدیریت پورتفوی‌ها در صندوق‌های سرمایه‌گذاری، دو عامل واریانس انفرادی دارایی‌ها و همبستگی میان

آن‌ها به عنوان عوامل اصلی تعیین کننده‌ی ریسک پورتفوی در بهینه‌سازی مورد توجه قرار گرفتند. به این منظور، امکان کاهش ریسک پورتفوی با بهره‌گیری از چنین ویژگی‌هایی در قالب راهبردهای مختلف مورد توجه قرار گرفت. ابتدا تأیید شد که صرفاً با جایگزینی واریانس شرطی (در مقابل واریانس غیر شرطی)، در محاسبه‌ی ماتریس کواریانس، می‌توان ریسک را به طور معناداری کاهش داد. کاهش ریسک، از طریق جایگزینی ماتریس همبستگی بازدهی دارایی‌ها با ماتریس همبستگی پسماندهای استاندارد شده در قالب مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته با ماتریس همبستگی ثابت (CCGARCH) نیز به طور معناداری تأیید شده است. درنهایت تأیید شد، در میان راهبردهای مورد مطالعه، بهینه‌سازی پورتفوی بر اساس مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته با ماتریس همبستگی ثابت (CCGARCH) حداقل ریسک را برای سرمایه‌گذار یا مدیر پورتفوی محقق می‌سازد.

در رابطه با مطالعات آتی پیشنهاد می‌شود که سایر رویکردهای مؤثر بر ارتقای کیفیت ریسک پورتفوی مورد توجه قرار گیرند. از عواملی که توجه به آن‌ها در مطالعات آتی ضروری می‌نماید، استفاده از ماتریس همبستگی پویا<sup>۱</sup> در بهینه‌سازی است.

## منابع

1. Akgiray V. Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns, Journal of Business 1989; 62: 55-80.
2. Bauwens L, Laurent S, Rombouts J (2006). Journal of Applied Econometrics 2006; 21: 79-109.
3. Bollerslev T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, Journal of econometrics 1968; 307-327.
4. Doganoglu T, Hartz C, Mittnik S. Portfolio optimization when risk factors are conditionally varying and heavy tailed, Comput Econ; 2007.
5. Engle Robert F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimation of the Variance of United Kingdom Inflation, Econometrica 1982; 50(4): 987-1007.

---

1. Dynamic Correlation

6. Girard Eric, Omran Mohamed, Zaher Tarek. On Risk and Return in MENA Capital Markets", International journal of business2003 ISSN; 8(3):1083-4346.
7. Glabandanidis P. A Dynamic asset pricing model with time-varying factor and idiosyncratic risk, journal of financial Econometrics 2000; 7: 247-264.
8. Guhr T, KalberB. A newmethod to estimate the noise in financial correlation matrices, J. Phys. A: Math. Gen 2003; 36: 3009–3032.
9. Harris Richard I. D, Sollis R. Applied Time Series Modelling and Forecasting, John Wiley & Sons, Ltd. (UK), ISBN 2003: 9780470865057.
10. Horasanli Mehmet, Fidan Neslihan. Portfolio Selection by Using Time Varying Covariance Matrices, Journal of Economic and Social Research 2007; 9(2): 1-22
11. Jondeau E, Poon S, Rockinger M. Financial modeling under non-Gaussian distributions, Springer Finance ISBN 2007; 1-84628-419-8.
12. Jondeau Eric, Rockingerb Michael. Conditional Asset Allocation under Non-Normality: How Costly Is the Mean-Variance Criterion? Working Paper Series 2005; <http://papers.ssrn.com/>.
13. Ledoit L, Santa Clara P, Wolf M. Flexible Multivariate GARCH Modeling with an Application to International Stock Markets, Economics Working Papers 578, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra; 2001.
14. Pafkaa S, Kondora I. Estimated correlation matrices and portfolio optimization 2004; Physica A 343: 623 – 634.
15. Pojarliev M, Polasek W. Applying Multivariate Time Series Forecasts for Active Portfolio Management, University of Basel; 2000: <http://www.unibas.ch/iso>.
16. Rosenow B. Determining the optimal dimensionality of multivariate volatility models with tools from random matrix theory, Journal of Economic Dynamics & Control 2008; 32: 279–302
17. Specht K, Gohout W. Financial Markets and Portfolio Management 2003; 17.

18. Syriopoulos T, Roumpis E. Dynamic correlations and volatility effects in the Balkan equity markets, Int. Fin. Markets, Inst. and Money 2009; 19, 565–587.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرستال جامع علوم انسانی