

محاسبه ریسک رویدادی (مطالعه موردی: بورس اوراق بهادار تهران)

سید محمدعلی کفایی^۱، هادی رحمانی فضلی^۲

چکیده: این مقاله به اندازه‌گیری ریسک رویدادی می‌پردازد که توسط کمیته بازل معرفی شده و آثار ناشی از خبرهای ناگهانی را اندازه می‌گیرد. داده‌های این پژوهش بر اساس آمار روزانه ارزش بازاری هشتاد شرکت ثبت‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۳ گردآوری شده است. در پژوهش حاضر پس از دسته‌بندی شرکت‌ها به سه گروه سبب بزرگ، متوسط و کوچک، به تجزیه و تحلیل و محاسبه ریسک رویدادی پرداخته شده است. در پژوهش پیش رو، برای نخستین بار در ایران الگویی از خانواده الگوهای GARCH و گاوسی معکوس (IG) و توزیع پواسن برای الگوسازی ورود خبرهای ناگهانی به بازار استفاده شده است. یافته‌های این پژوهش حکایت از اهمیت ریسک رویدادی به‌منزله جزء مهمی از ریسک کل دارد. نتایج نشان داد ریسک رویدادی محاسبه‌شده برای سبب متوسط ۵ درصد و برای سبب بزرگ ۲ درصد است.

واژه‌های کلیدی: اخبار ناگهانی، توزیع NIG، توزیع پواسون، ریسک بازار، ریسک رویدادی.

۱. دانشیار اقتصاد، دانشگاه رایس، هاستون، ایالات متحده آمریکا

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۲/۱۲/۲۴

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۳/۰۳/۲۹

نویسنده مسئول مقاله: هادی رحمانی فضلی

E-mail: hady.rahmani@gmail.com

مقدمه

دو عامل مهم در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی، ریسک و بازدهی است. تفاوت میان این دو متغیر این است که ریسک، متغیر کیفی و بازدهی، متغیر کمی است. اندازه‌گیری صرف بازده، اطلاعاتی در زمینه ریسک و نوسان بازده به دست نمی‌دهد. از آنجاکه بازده بیشتر، فقط در ازای هزینه ریسک زیادتر کسب می‌شود، ارزیابی عملکرد نمی‌تواند تنها مبتنی بر محاسبه بازده باشد؛ بلکه بازده تعدیل شده برای ریسک، مبنای ارزیابی است.

برای مؤسسات مالی، ریسک مفهوم وسیع‌تری دارد. محور فعالیت‌های بسیاری از بنگاه‌های مالی مانند بانک، مؤسسات بیمه و صندوق‌های بازنشستگی بر کنترل ریسک استوار است. با افزایش ریسک مؤسسات مالی، مدیریت ریسک مالی نیز اهمیت بیشتری می‌یابد. در نظریه جدید سبد دارایی، ریسک سبد دارایی با محاسبه انحراف معیار نرخ‌های بازده تعریف می‌شود، اما تلقی مدیران از ریسک، مقدار زیان متحمل‌شونده است و مفهوم انحراف معیار آن را به خوبی یا آشکار درک نمی‌کنند. نظریه ارزش در معرض ریسک برای رفع این نقیصه به وجود آمد. این معیار انواع ریسک را در یک عدد خلاصه می‌کند. یکی از ایرادهایی که به این گونه محاسبه ارزش در معرض ریسک گرفته می‌شود، تفکیک نشدن این ریسک به دو جزء متداول و جهشی یا منقطع است. در پژوهش حاضر تلاش می‌شود این دو جزء به صورت جداگانه محاسبه شود. سپس با اندازه‌گیری ریسک رویدادی به منزله بخشی از ریسک جهشی و تعیین میزان سهمی از ارزش در معرض ریسک که ناشی از ریسک رویدادی است، این فرصت در اختیار مدیران ارشد بنگاه‌ها قرار داده شود که به صورت واضح‌تری از ریسک‌های موجود در بازار آگاه شوند و به تصمیم‌گیری و مدیریت ریسک بپردازند. تعیین ریسک رویدادی همچنین این فرصت را در اختیار تنظیم‌کنندگان و قانون‌گذاران بازار قرار می‌دهد که با توجه به حجم سبدهای دارایی درباره میزان حداقل کفایت سرمایه برای هر یک از سبدها تصمیم بگیرند.

کمیت بال بین دو نوع ریسک بازار، یعنی ریسک کلی و ریسک خاص، تفاوت قائل می‌شود. ریسک خاص عبارت است از ریسکی که در آن بدهی فردی یا دارایی سهام بیشتر (یا کمتر) نسبت به کل بازار در مبادلات روزمره حرکت کند. ریسک رویدادی نیز به عنوان یکی از اجزای ریسک خاص این گونه تعریف شده است؛ هنگامی که ارزش بدهی فردی یا دارایی سهام به صورت شتابان نسبت به بازار حرکت می‌کند (بازل، ۲۰۰۶).

توانایی اندازه‌گیری ریسک رویدادی به عنوان قسمتی از ارزش در معرض ریسک، برای تنظیم‌کنندگان بازار و بانک‌ها که مجبورند هزینه سرمایه اضافی نادیده گرفته شده توسط بانک‌ها را اضافه کنند، مفید است. مدل‌هایی که توانایی اندازه‌گیری ریسک رویدادی برای بانک‌ها و

شرکت‌ها در بازار سهام را فراهم می‌کنند، آنها را از تعیین هزینه سرمایه اضافی برای پوشش ریسک خاص بی‌نیاز می‌کند. بانک‌ها و شرکت‌ها نیز برای پوشش دادن به موقعیت و اطلاع از اینکه چه مقدار از ریسک جهش آنها که در معرض دید قرار گرفته، ناشی از جزء بازار است (که می‌تواند با موقعیت خرید در بازار پوشش داده شود) و چه مقدار ناشی از جزء ریسک رویدادی است و به راحتی پوشش داده نمی‌شود، سودمند است.

پیشینه پژوهش

پیشینه نظری

در ادبیات امروزه مالی بحث‌های فراوانی درباره گسستگی قیمت بازارهای مالی مطرح است. نتایج مطالعات ماهو و مک‌کاردی (۲۰۰۴) و اندرسون (۲۰۰۱) نشان می‌دهد تأثیر خبرهای جهش‌دهنده قیمت‌ها نسبت به تأثیر تغییر قیمتی ناشی از اخبار جدید، سریع‌تر از بین می‌رود. به همین دلیل به نظر می‌رسد برای اندازه‌گیری صحیح ریسک مالی باید آن را به دو بخش جداگانه اثر ناشی از خبرهای معمولی و اثر وقایع آفرین تقسیم و اندازه‌گیری کرد. اهمیت مدل‌سازی صریح برای پیش‌بینی واریانس در بخش جهش قیمتی را ماهو و مک‌کاردی (۲۰۰۴) نشان داده‌اند. علاوه بر این شواهدی مبنی بر تغییرات زمانی در کشیدگی و چولگی بازدهی‌های مالی وجود دارد؛ مدل‌هایی که این وابستگی مراتب بالاتر را نشان می‌دهند (هاروی و سیدیک، ۲۰۰۰ و ۱۹۹۹) و به تازگی با به‌کارگیری ارزش در معرض ریسک (بالی، مو و تانگ، ۲۰۰۸ و ویلهلمسون، ۲۰۰۹) دیده می‌شوند.

پیشینه تجربی

در زمینه محاسبه و ارزیابی روش‌های محاسبه ارزش در معرض ریسک، از مقالات متعددی چون بالی و همکاران (۲۰۰۸) و کوئستر، میتنیک و پائوللا (۲۰۰۶) می‌توان نام برد. از مدل‌هایی که تغییرات زمانی در گشتاورهای مراتب بالاتر را محاسبه کرده‌اند، می‌توان به پژوهش‌های هانسن (۱۹۹۴)، هاروی و سیدیک (۱۹۹۹)، بالی و همکاران (۲۰۰۸) اشاره کرد. با این حال این مدل‌ها اجازه جهش در قیمت‌ها را نمی‌دهند.

فورسبرگ و بالرسلو (۲۰۰۲) به رفع شکاف میان مدل‌سازی سنتی ARCH و پیشرفت‌های اخیر در خصوص نوسانات تحقق‌یافته می‌پردازند. این دو بر اساس نمونه ده‌ساله‌ای از بازدهی‌های پنج‌دقیقه‌ای پول‌های رایج سبد ECU در برابر دلار آمریکا، به این نتیجه رسیدند که نوسانات تحقق‌یافته ناشی از جمع بازدهی‌های روزانه با فراوانی زیاد، به‌طور تقریبی توزیع گاوسی معکوس

(IG) دارند، درحالی که توزیع بازدهی‌های روزانه استاندارد شده توسط نوسانات تحقق یافته، کمابیش نرمال است. به علاوه، مدل فرضی روزانه GARCH با خطاهای گاوسی معکوس نرمال (NIG) برای بازدهی‌های ECU، به پیش‌بینی‌های صحیح برای سه سال نرخ واقعی روزانه یورو و دلار آمریکا منجر شده است.

مقاله ماهو و مک‌کاردی دلایل وابستگی شدت‌های جهش سهام فردی و شاخص‌های استفاده‌کننده از پارامتر شدت جهش شرطی خودرگرسیون را به زمان بیان می‌کند و به تغییرات عادی و تغییرات جهش امکان می‌دهد در نوسانات پیش‌بینی شده بازخورد داشته باشند و نتایج جدیدی را درخصوص تأثیرات نامتقارن تغییرات بازدهی بر نوسانات ارائه می‌دهد. چولگی شرطی و کشیدگی، ناشی از نوسانات اند. نتیجه چولگی شرطی می‌تواند تأثیر اهرم هم‌زمان تغییرات زمانی تفسیر شود. این امر به‌طور مشترک با احتمال تأثیرات اهرم به تأخیر افتاده از طریق ساختار بازخورد GARCH مدل‌سازی می‌شود. این ویژگی‌های جدید به این مدل امکان می‌دهد در دوره‌های ورشکستگی و سایر رویدادها بهتر عمل کند. این مقاله درخصوص شاخص‌های بررسی شده، چندین تفاوت میان مؤلفه‌های نوسانات مرتبط با سهام «قدیمی» در مقابل سهام «اقتصاد جدید» ارائه می‌دهد. در آخر، مدل ماهو و مک‌کاردی پیش‌بینی‌های برتر واریانس شرطی خارج از نمونه متناسب با مدل شناخته‌شده معیار را ارائه می‌دهد، حتی زمانی که مدل معیار اجازه دارد تغییرات دنباله پهن داشته باشد. این پیش‌بینی‌های برتر خارج از نمونه باید به پیشرفت‌هایی در مدیریت مالی منجر شود (ماهو و مک‌کاردی، ۲۰۰۴).

مدل پیشنهادی این پژوهش برگرفته از دو مدل فورسبرگ و بالرسلو (۲۰۰۲) به نام NIG-GARCH و مدل پیشنهادی ماهو و مک‌کاردی (۲۰۰۴) با نام GARJI است.

مدل مفهومی

توزیع گاوسی معکوس نرمال

در بررسی توزیع بازدهی دارایی‌ها، دو حقیقت آشکار شده است: ۱. دنباله بسیار پهن؛ ۲. خوشه‌های تلاطم. این حقایق، یافته مطالعات گسترده‌ای است که در اقتصادسنجی مالی انجام شده است. بیشتر پژوهش‌ها در زمینه خوشه‌های تلاطم، به کمک الگوهای ARCH و تلاطم تصادفی (SV) اجرا شده که از بحث اولیه انگل (۱۹۸۲) و کلارک (۱۹۷۳) نشئت می‌گیرد. سومین واقعیتی که باید به آن اشاره کرد، کشیدگی بیشتر و چولگی توزیع بازدهی دارایی‌ها، نسبت به توزیع نرمال است. رهیافتی برای مواجهه با این حقیقت، استفاده از توزیع‌های هیبرولیک تعمیم‌یافته (GH) است. باندوف - نیلسن (۱۹۹۵) و ابرلین و کلر (۱۹۹۵) این مدل را در مباحث مالی معرفی کرده‌اند. الگوی معرفی شده به شرح رابطه ۱ است.

$$y_t = \mu + \beta \sigma_t^2 + \sigma_t \varepsilon_t \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن:

$$\varepsilon_t | \sigma_t^2 \sim N(0,1) \quad t = 1 \dots T \quad \text{رابطه (۲)}$$

$$\sigma_t^2 | \mathcal{F}_{t-1} \sim GIG(\lambda, r(\mathcal{F}_{t-1}; \Phi), \sqrt{\alpha^2 - \beta^2}) \quad t = 1 \dots T$$

$$r(\mathcal{F}_{t-1}; \Phi) \equiv r_t^\theta = c + br_{t-1}^\theta + a[|\varepsilon_{t-1}| - \tau\varepsilon_{t-1}]^\theta$$

$\mathcal{F}_{t-1} = (y_{t-1}, \dots, y_1)$ تاریخچه فرایند است. خانواده توزیع GH نمایشی از ترکیب توزیع نرمال ترکیبی از واریانس- میانگین با توزیع های GIG است. توزیع NIG نیز حالت خاصی از توزیع های GIG است (توزیع ترکیبی NIG گاوسی معکوس است). تابع چگالی $NIG(\alpha, \beta, \mu, \delta)$ به صورت زیر تعریف شده است:

$$g_x(x; \omega) = a(\omega) q\left(\frac{x-\mu}{\delta}\right)^{-1} K_1\left(\delta \alpha q\left(\frac{x-\mu}{\delta}\right)\right) \exp(\beta x) \quad \text{رابطه (۳)}$$

که در آن:

$$a(\omega) = \frac{\alpha}{\pi} \exp\left[\delta \sqrt{\alpha^2 - \beta^2} - \beta \mu\right] \quad \text{رابطه (۴)}$$

$$q(x) = \sqrt{1+x^2} \quad \text{و} \quad \omega = (\alpha, \beta, \mu, \delta)$$

$$0 \leq |\beta| \leq \alpha \mu \in R \quad \text{و} \quad 0 < \delta$$

K_1 تابع بزل تعدیل شده است. پارامترها $(\alpha, \beta, \mu, \delta)$ به صورت زیر تفسیر می شود. α و β پارامترهای شکلی هستند و به ترتیب α تندی و β نامتقارنی را نشان می دهد که در حالت حدی $\alpha \rightarrow \infty$ به عنوان عامل محدودکننده توزیع نرمال به دست می آید. $\beta=0$ بر تابع چگالی متقارن دلالت دارد. علاوه بر این δ پارامتر مقیاس و μ پارامتر موقعیت است.

به طور معمول پارامترهای توزیع، ثابت در نظر گرفته می شود؛ $\bar{\alpha} = \delta \alpha$ و $\bar{\beta} = \delta \beta$ که الگوی در حالت $NIG(\bar{\alpha}, \bar{\beta}, \mu, \delta)$ به شکل زیر درمی آید:

۱. یک نتیجه مفید این است که $k_1(x) = k_{-1}(x)$ و به صورت خاص $k_{\frac{1}{2}}(x) = k_{-\frac{1}{2}}(x) = \sqrt{\frac{\pi}{2}} x^{\frac{-1}{2}} \exp(-x)$ است.

$$\bar{g}_x(x; \bar{\omega}) = \frac{\bar{\alpha}}{\pi\delta} \exp \left[\sqrt{\bar{\alpha}^2 - \bar{\beta}^2} + \bar{\beta} \frac{(x - \mu)}{\delta} \right] q \left(\frac{x - \mu}{\delta} \right)^{-1} K_1 \left(\bar{\alpha} q \left(\frac{x - \mu}{\delta} \right) \right) \quad \text{رابطه ۵}$$

مشخصه مطلوب این نوع پارامترها این است که $NIG(\bar{\alpha}, \bar{\beta}, \mu, \delta)$ از خانواده موقعیت-مقیاس است بدین معنا که:

$$X \sim NIG(\bar{\alpha}, \bar{\beta}, \mu, \delta) \Leftrightarrow \frac{x - \mu}{\delta} \sim NIG(\bar{\alpha}, \bar{\beta}, 0, 1) \quad \text{رابطه ۶}$$

از این رو آشکار است که:

$$\bar{g}_x(x; \bar{\alpha}, \bar{\beta}, \mu, \delta) = \frac{1}{\delta} \bar{g}_x \left(\frac{x - \mu}{\delta}; \bar{\alpha}, \bar{\beta}, 0, 1 \right) \quad \text{رابطه ۷}$$

این امر متداول است؛ زیرا وابستگی موقت به تنهایی در مفهوم δ بیان شده است. برای شرح رابطه توزیع معرفی شده در بالا با توزیع های GH، به توصیف نمایش آن در حالت مختلط واریانس-میانگین با توزیع های GIG پرداخته می شود. تابع چگالی (GIG) λ, δ, γ با متغیر تصادفی توزیعی s به وسیله تابع زیر به دست می آید.

$$f_s(s; \lambda, \delta, \gamma) = \left(\frac{\gamma}{\delta} \right)^\lambda \frac{s^{\lambda-1}}{2k_\lambda(\delta\gamma)} \exp \left[-\frac{1}{2}(\delta^2 s^{-1} + \gamma^2 s) \right] \quad \text{رابطه ۸}$$

نتیجه اصلی به دست آمده از رابطه های بالا به شرح رابطه ۹ است:

$$GH(\lambda, \alpha, \beta, \mu, \delta) \sim N(\mu + \beta s, s) \bigwedge_s GIG(\lambda, \delta, \sqrt{\alpha^2 - \beta^2}) \quad \text{رابطه ۹}$$

همان گونه که در مقاله رایدربرگ (۱۹۹۹) آمده است، این عبارت بیان می کند که چنانچه $s \sim GIG(\lambda, \delta, \sqrt{\alpha^2 - \beta^2})$ و اگر $N(\mu + \beta s, s) | x | s \sim$ آن گاه توزیع شرطی x ، توزیع $GH(\lambda, \alpha, \beta, \mu, \delta)$ است (رایدربرگ، ۱۹۹۹). علاوه بر این توزیع شرطی متغیر مرکب s به شرط x عبارت است از:

$$s | x \sim GIG \left(\lambda - \frac{1}{2}, \delta q \left(\frac{x - \mu}{\delta} \right), \alpha \right) \quad \text{رابطه ۱۰}$$

که توزیع NIG به عنوان حالت خاصی از آن به دست می آید.

$$NIG(\alpha, \beta, \mu, \delta) \sim N(\mu + \beta s, s) \bigwedge_s GIG \left(-\frac{1}{2}, \delta, \sqrt{\alpha^2 - \beta^2} \right) \quad \text{رابطه ۱۱}$$

مدل NIG-GARJI

بازدهی به صورت زیر مدل سازی می شود:

$$r_t - r_f = \mu + \bar{p}\sqrt{h_t\bar{v}} + \varepsilon_{1,t} + \varepsilon_{2,t} \quad \text{رابطه ۱۲}$$

که r_f نرخ بازدهی بدون ریسک است. پارامتر $\bar{v} = \sqrt{\bar{\alpha}^2 - \bar{\beta}^2}$ را می توان میزان ضخامت یا پهنی دنباله تعبیر کرد. علاوه بر این $\bar{p} = \frac{\bar{\beta}}{\bar{\alpha}} = \frac{\beta}{\alpha}$ ، میزان کشیدگی را نشان می دهد. μ جبران ثابتی برای ریسک و $\bar{p}\sqrt{\bar{v}}$ جبران تغییرات زمانی (تداوم) ریسک تلاطم $\sqrt{h_t}$ است. اختلال بازدهی مداوم $\varepsilon_{1,t}$ به وسیله $\varepsilon_{1,t} = \sqrt{h_t}z_t$ و اختلال^۱ جهش $\varepsilon_{2,t}$ عبارت است از $\varepsilon_{2,t} = \sum_{k=0}^{\eta_t} I_{k,t} - \lambda_t(\mu_j + \frac{\bar{p}\delta_j}{\sqrt{1-\bar{p}^2}})$ اندازه جهش به صورت $\text{NIG}(\bar{\alpha}, \bar{\beta}, \mu, \delta)$ توزیع شده است. واریانس شرطی نیز مطابق زیر استنتاج می شود (نایبرگ و ویلهلمسون، ۲۰۰۹).

$$h_t = \omega + (k_1 + k_{1,j} * \mathcal{F}_{t-1} + I(k_{1,a} + k_{1,j,a} * \mathcal{F}_{t-1})) (\varepsilon_{1,t-1} + \varepsilon_{2,t-1})^2 + k_2 h_{t-1} \quad \text{رابطه ۱۳}$$

با:

$$\mathcal{F}_{t-1} = \frac{f(r_t | \eta_t = j, \Omega_{t-1}) \exp(-\lambda_t) \lambda_t^j / j!}{f(r_t | \Omega_{t-1})} \quad j = 0, 1, 2 \dots \quad \text{رابطه ۱۴}$$

که λ_t نشان دهنده پارامتر شدت جهش است و در معادله زیر توضیح داده می شود. I شاخص تابع است که اگر $\varepsilon_{1,t-1} + \varepsilon_{2,t-1} < 0$ و در غیر این صورت صفر است. پویایی های شدت جهش از رابطه زیر به دست می آید.

$$\lambda_t = \lambda_0 + \varphi \lambda_{t-1} + \theta \xi_{t-1} \quad \text{رابطه ۱۵}$$

که $\xi_{t-1} = \mathcal{F}_{t-1} - \lambda_{t-1}$ برابر با تعداد جهش های انتظاری (فیلتر شده) در زمان $t-1$ با اطلاعات زمان $t-1$ منهای تعداد جهش های انتظاری در زمان $t-1$ با اطلاعات زمان $t-2$ است. افزون بر این ξ_{t-1} تعبیری از خطا برای فرایند زمان رسیدن جهش است. اندازه جهش I_t که به صورت $\text{NIG}(\bar{\alpha}, \bar{\beta}, \mu, \delta)$ توزیع شده است (نایبرگ و ویلهلمسون، ۲۰۰۹).

تابع درست نمایی

اگر متغیرهای تصادفی مستقل X_1, \dots, X_m با پارامترهای شکلی یکسان $\bar{\alpha}$ و $\bar{\beta}$ اما با موقعیت های فردی μ_j و پارامترهای مقیاس δ_j ($j = 1 \dots m$) دارای توزیع NIG باشند، آن گاه

1. Innovation

جمع $X_+ = \sum_{i=1}^m X_i$ دارای توزیع $NIG(\bar{\alpha}, \bar{\beta}, \mu_+, \delta_+)$ خواهد بود. با معلوم بودن این شرایط، $\varepsilon_{1,t}$ و $\varepsilon_{2,t}$ به طور همزمان مستقل اند (بارندوف- نیلسن، ۱۹۹۷).

بنابراین، توزیع شرطی r_t برای تعداد معینی از جهش عبارت است از:

رابطه ۱۶)

$$f(r_t | \eta_t = j, \Omega_{t-1}) = \frac{\bar{\alpha}}{\pi \delta_t^*} * \exp \left[\bar{\gamma} + \bar{\beta} \frac{(r_t - \mu_t^*)}{\delta_t^*} \right] q \left(\frac{r_t - \mu_t^*}{\delta_t^*} \right)^{-1} K_1 \left(\bar{\alpha} q \left(\frac{r_t - \mu_t^*}{\delta_t^*} \right) \right)$$

که در آن $\delta_t^* = \frac{\sqrt{h_t \bar{\gamma}}}{\bar{\alpha}} + j \delta_j$ و $\mu_t^* = \mu + (j - \lambda_t) \cdot \left(\mu_j + \frac{\bar{p} \delta_j}{\sqrt{1 - \bar{p}}} \right)$ تعداد جهش‌ها J پنهان است، اما با توزیع شناخته شده می‌توان انتگرال این عبارت را به دست آورد: نتایج تابع درست‌نمایی عبارت است از:

$$f(r_t | \Omega_{t-1}) = \sum_{j=0}^n f(r_t | \eta_t = j, \Omega_{t-1}) * \exp(-\lambda_t) \lambda_t^j / j! \quad \text{رابطه ۱۷)}$$

ارزش در معرض ریسک

ارزش در معرض ریسک به صورت $Var_t(p, h) = F_{t+h}^{-1}(p) | \Omega_t$ نشان داده می‌شود که بیشترین زیان پیش‌بینی شده در طول دوره زمانی معلوم (h) با احتمال معین p است. F_{t+h}^{-1} پیش‌بینی شرطی دوره h تابع توزیع تجمعی^۱ معکوس بازدهی است. برای محاسبه ارزش در معرض ریسک، تابع توزیع تجمعی را معکوس کرده و عددی را که متناسب با سطح اطمینان تعیین شده است، به عنوان ارزش در معرض ریسک محاسبه می‌شود.

می‌دانیم NIG-GARJI مجموع وزن احتمالی توزیع‌های شرطی برای مقادیر ثابت z و با تغییر در مرتبه جمع و انتگرال است. تابع توزیع تجمعی برای مدل به صورت زیر بیان می‌شود:

$$F_{Total} = \sum_{j=0}^{\infty} \int_{-n}^x f(r_t | \eta_t = j, \Omega_{t-1}) \exp(-\lambda_t) \lambda_t^j / j! \quad \text{رابطه ۱۸)}$$

جزء پیوسته^۲ با قراردادن $z = 0$ در معادله به دست می‌آید.

$$F_{con} = \int_{-\infty}^x f(r_t | \eta_t = 0, \Omega_{t-1}) \exp(-\lambda_t) \quad \text{رابطه ۱۹)}$$

1. Cumulative Density Function
2. Continues

ارزش در معرض ریسک کل از روابط بالا محاسبه می‌شود و ارزش در معرض ریسک پیوسته با معکوس کردن تابع توزیع تجمعی و مساوی صفر قراردادن تعداد جهش‌ها و سپس ضرب در احتمال صفرشدن تعداد جهش‌ها $(\exp(-\lambda t))$ به دست می‌آید. جزء جهش ارزش در معرض ریسک را می‌توان به کمک رابطه ۲۰ محاسبه کرد.

$$VaR_{jump} = VaR_{total} - VaR_{con} \quad \text{رابطه ۲۰}$$

ریسک رویدادی به صورت زیر محاسبه می‌شود که میانگین سهم ریسک رویدادی در موقعیت i در طول دوره $[t, T]$ است.

$$VaR_{event,i} = \frac{\sum_{t=1}^T \max(VaR_{jump,i,t} - VaR_{jump,m,t}, 0)}{\sum_{t=1}^T VaR_{total,i,t}} \in [0,1] \quad \text{رابطه ۲۱}$$

این نکته مهم است که چون VaR_{event} کوچک‌تر یا مساوی VaR_{jump} است، رابطه $VaR_{con} + VaR_{event} \leq VaR_{total}$ برقرار است. بنابراین، پیشنهاد نمی‌شود که کفایت سرمایه باید از $VaR_{con} + VaR_{event}$ محاسبه شود، بلکه باید آن را از طریق VaR_{total} محاسبه کرد.

روش‌شناسی پژوهش

داده‌های آماری

برای انتخاب شرکت‌ها از ارزش بازاری آنها استفاده می‌شود. یکی از ویژگی‌های این مدل‌ها طولانی بودن سری زمانی داده‌ها است. شرکت‌های موجود در بورس براساس سال ورود دسته‌بندی می‌شوند و پس از انتخاب شرکت‌ها براساس سال ورود، دوباره بر اساس ارزش بازاری دسته‌بندی می‌شوند. با استفاده از نرم‌افزار اکسل^۱ شرکت‌ها به سه دسته طبقه‌بندی شدند؛ بدین صورت که ۳۰ درصد اولیه با کمترین ارزش بازاری را به عنوان سید کوچک، ۴۰ درصد میانی با ارزش بازاری متوسط را به عنوان سید متوسط و در نهایت ۳۰ درصد انتهایی که بیشترین ارزش بازاری را دارند به عنوان سید بزرگ در نظر گرفته شدند. پس از انتخاب شرکت‌ها برای به دست آوردن مقیاسی برای مقایسه سیدها، اقدام به شاخص‌سازی برای هر یک از سیدها می‌شود. برای مقایسه هر یک از سیدها با ارزش کل بازار، از فرمول محاسبه شاخص بازار استفاده می‌شود.

$$TEPIX_T = \frac{\lambda \sum_{i=1}^n C_{it} P_{it}}{\sum_{i=1}^n C_{it} P_{ib}} \quad \text{رابطه ۲۲}$$

1. Excel

در این مقاله با استناد به کارهای ویلهلمسون (۲۰۰۹)، نایبرگ (۲۰۰۹) و ماهو و مک‌کاردی (۲۰۰۴) و مفهوم ریسک رویدادی که توسط کمیته بازل مطرح شده است، برای بازارهای مالی ایران به اندازه‌گیری این جزء از ارزش در معرض ریسک می‌پردازیم.

برای برآورد پارامترها از نرم‌افزار گاوس^۱ استفاده می‌شود. یکی از ویژگی‌های خاص این نرم‌افزار قابلیت برآورد تابع بیشترین درست‌نمایی به‌صورت مقید است. پارامترهای مدنظر برای برآورد در مرحله اول عبارت‌اند از: میانگین بازدهی سید دارایی (μ)، میانگین جهش‌ها (μ_j)، جزء ثابت فرایند آریما^۲ جهش‌ها (λ)، ضریب فرایند آریما جهش‌ها (φ)، ضریب جزء اخلاص فرایند آریما جهش‌ها (\emptyset)، جزء ثابت واریانس شرطی (ω)، واریانس جهش (δ) و محاسبه ضرایب واریانس شرطی زمانی است. در مرحله بعد هفت فرایند؛ فرایند جهش، واریانس جهش، واریانس جزء بدون جهش، واریانس کل، جزء اخلاص فرایند جهش، احتمال عدم وقوع جهش و جزء اخلاص فرایند آریما بازدهی‌ها، به دست می‌آید.

برای به‌دست آوردن پارامترها از سه فرایند بهینه‌یابی در سه مرحله متفاوت استفاده می‌شود. در فرایند اول ابتدا قیدها را اعمال، سپس با تعیین مقادیر اولیه بهینه‌یابی آغاز می‌شود. در این مرحله فرض می‌شود که جزء جهش به‌صورت ثابت اتفاق می‌افتد و از یک فرایند آریما پیروی نمی‌کند. با استفاده از این فرض و با استفاده از حداکثرنمایی تابع راست‌نمایی برای پارامترهای مرحله اول مقدار اولیه‌ای برآورد می‌شود.

در مرحله دوم فرض اولیه ثابت بودن جزء جهش را کنار گذاشته و جهش به‌صورت فرایند آریما تعریف می‌شود. در این مرحله با استفاده از قانون بیز^۳ تعداد جملات اخلاص جزء جهش تعیین می‌شود. رابطه برای محاسبه قانون بیز در ذیل آمده است.

$$F_{t-1} = \frac{f(r_t | \eta_t = j, \Omega_{t-1}) \exp(-\lambda_t) \lambda_t^j / j!}{f(r_t | \Omega_{t-1})} \quad j = 0, 1, 2 \dots \quad (\text{رابطه ۲۳})$$

در این مرحله برآوردهای مرحله اول به‌منزله مقادیر ثابت وارد می‌شود، سپس با استفاده از فرایند بهینه‌یابی و استفاده از تابع بیشترین درست‌نمایی، پارامترهای فرایند ARMA جزء جهش برآورد زده می‌شود.

1. Aptech Gauss
2. ARMA
3. Bayes' Rules

در مرحله سوم با استفاده از پارامترهای برآوردی در دو مرحله قبل و با استفاده از تابع بیشترین درست‌نمایی و با توجه به قیودی که بر تابع بیشترین درست‌نمایی اعمال می‌شود، تمام پارامترها به صورت یکجا برآورد می‌شود.

یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون جارکو - برا، فرضیه صفر مبنی بر درستی توزیع نرمال برای سید کوچک، متوسط، بزرگ و کل بازار را تأیید نمی‌کند و همچنین نشان‌دهنده وجود چولگی و کشیدگی در داده‌هاست. برای برآورد ضرایب بازار، سید بزرگ و سید متوسط از برنامه‌نویسی در نرم‌افزار گاوس استفاده شد. نتایج در جدول ذیل آمده است.

جدول ۱. برآورد ضرایب

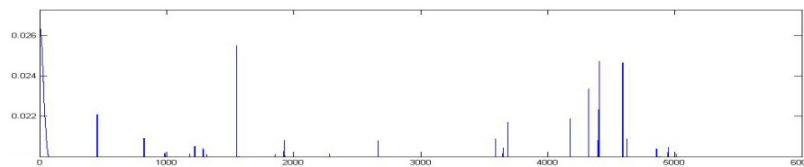
پارامتر	برآورد برای بازار		برآورد برای سید بزرگ		برآورد برای سید متوسط	
	ضرایب	انحراف معیار	ضرایب	انحراف معیار	ضرایب	انحراف معیار
μ	۰/۰۲۹۸	۰/۰۰۶۱	۰/۰۴۳۲	۰/۰۰۶۳	۰/۰۷۶۶	۰/۰۰۵۹
ω	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۰۷
K_1	۳/۹۶۷۳	۰/۲۵۲۸	۶/۴۰۶۸	۰/۷۰۳۳	۲/۲۰۲۷	۰/۱۱۴۱
$K_{1,j}$	۰/۶۲۲۲	۰/۳۳۱۴	۱/۸۳۴۱	۰/۳۸۰۸	۰/۹۱۲۱	۰/۲۹۹۶
$K_{1,a}$	۱/۶۱۱۳	۰/۲۰۸۳	۴/۲۹۲۴	۰/۶۸۲۷	۰/۸۲۸۸	۰/۱۲۸۶
$K_{1,j,a}$	۰/۱۲۳۴	۰/۳۵۴۱	۱/۰۸۸۲	۰/۳۷۸۳	۰/۱۲۷۸	۰/۳۳۶۲
K_2	۰/۹۵۳۴	۰/۰۰۷۱	۰/۹۲۳۲	۰/۰۰۶۷	۰/۸۵۱۱	۰/۰۱۲۱
$\bar{\beta}$	۰/۰۴۵۳	۰/۰۴۱۲۳	۰/۰۴۰۳	۰/۰۴۳۷۸	۰/۳۲۳۸	۰/۵۹۷۳
λ_0	۰/۰۲۰۸	۰/۰۰۶۹	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۸۶۳	۰/۰۲۷۲
φ	۰/۹۰۹۵	۰/۰۲۴۶	۰/۹۹۷۹	۰/۰۰۰۴	۰/۶۱۴۹	۰/۰۸۸۶
ϕ	۰/۳۸۶۸	۰/۰۶۵۹	۰/۰۵۷۶	۰/۰۱۲۶	۰/۴۹۴۷	۰/۰۸۵۳
μ_j	۰/۳۳۲۴	۰/۰۵۲۵	۰/۰۴۹۶	۰/۰۲۷۵	۰/۳۴۳۵	۰/۰۳۸۶
δ_j	۰/۶۲۴	۰/۰۵۳	۰/۶۳۹۱	۰/۰۳۳	۰/۶۹۱۳	۰/۰۴۸۴
$\bar{\alpha}$	۲/۹۴۰۵	۰/۳۴۰۳	۳/۹۳۴۱	۰/۶۱۴۷	۴/۳۱۴۳	۰/۶۳۹۸

نتایج آزمون لیانگ- باکس بیانگر وجودنداشتن خودهمبستگی در جملات اخلال مدل و جملات اخلال جزء جهش در تعداد وقفه‌های ۵ و ۲۰ است. محاسبه ریسک رویدادی در سطح اطمینان ۱ درصد و ۵ درصد برای سیدهای بزرگ و متوسط در جدول ۲ آمده است.

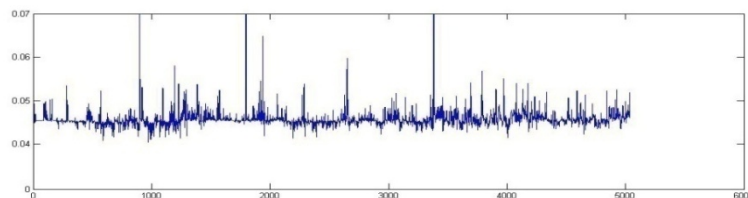
جدول ۲. محاسبه ریسک رویدادی

ریسک رویدادی		
سبدهای دارایی	سطح ۱ درصد	سطح ۵ درصد
بازار	.	.
سبد بزرگ	۲/۱۲ درصد	۲ درصد
سبد متوسط	۵/۰۸ درصد	۴/۷۲ درصد

مطابق نتایج ذکر شده در جدول ۲ ریسک رویدادی برای سبد بزرگ در حدود ۲ درصد به دست آمد. همچنین برآورد ریسک رویدادی برای سبد متوسط ۵ درصد به دست آمد و در شکل های ۱ و ۲ به تصویر کشیده شده است.



شکل ۱. برآورد ریسک رویدادی برای سبد بزرگ



شکل ۲. برآورد ریسک رویدادی برای سبد متوسط

نتیجه گیری و پیشنهادها

با توجه به نتایج به دست آمده از محاسبات، وجود ریسک رویدادی برای سبدهای بزرگ و متوسط در بازار سهام ایران تأیید شد. برای سبد کوچک برآورد معناداری به دست نیامد. بدین ترتیب پیشنهاد می شود برای سبد بزرگ، حدود ۲ درصد و برای سبد متوسط، ۵ درصد به منزله ریسک رویدادی به ارزش در معرض ریسک اضافه شود. همچنین می توان برای تعیین ریسک سایر دارایی ها و واسطه گران مالی نظیر بیمه و بانک به جای تعیین مقدار ثابتی به عنوان کفایت سرمایه، از روش های معرفی شده در این پژوهش استفاده کرد.

علاوه بر این، اندازه‌گیری ریسک رویدادی، تنظیم‌کنندگان را در محاسبه دقیق‌تر ریسک کمک می‌کنند و این امکان برای بانک‌ها و شرکت‌های فعال در بازار سهام فراهم می‌شود که با محاسبه ریسک رویدادی، از تعیین هزینه سرمایه اضافی جلوگیری شود.

درباره بازار سهام، با توجه به اهمیت روزافزون آن، نیاز به تحلیل علمی بازار سهام در زمینه ریسک بازار و ایجاد شاخص‌های جدید آماری ضروری است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود، سازمان بورس و اوراق بهادار شاخص‌های جدیدی ایجاد کند تا بازار سهام شفاف‌تر شود، کارایی آن افزایش یابد و در نهایت به‌عنوان بازاری موازی با سیستم بانکی کشور به شفافیت و کارایی در دیگر بازارها منجر شود.

نظر به اثرگذاری مستقیم بازارهای مالی در فعالیت‌های اقتصادی و اهمیت آن در توسعه کشور، اجرای پژوهش‌هایی درباره کاربرد ریسک رویدادی در قیمت‌گذاری، اختیارات معامله، رتبه‌بندی و قراردادهای آتی پیشنهاد می‌شود.

References

- Bali, G.T., Mo, H. & Tang, Y. (2008). The Role of Autoregressive Conditional Skewness and Kurtosis in the Estimation of Conditional VaR, *Journal of Banking and Finance*, 32(2): 269–282.
- Barndorff-Nielsen, O. E. & Shephard, N. (2002). Econometric analysis of realised volatility and its use in estimating stochastic volatility models. *Journal of the Royal Statistical Society*, 64(2): 253-280.
- Barndorff-Nielsen, O. E. & Shephard, N. (2006). Impact of Jumps on Returns and Realised Variances: Econometric Analysis of Time-Deformed Lévy Processes. *Journal of Econometrics*, 131 (1-2): 217–252.
- Barndorff-Nielsen, O.E. (1997). Normal Inverse Gaussian Distributions and Stochastic Volatility Modelling, *Scandinavian Journal of Statistics*, 24(1): 1–14.
- Barone-Adesi, G., Giannopoulos, K. & Vosper, L. (1999). VaR without correlations for portfolios of derivative securities. *Journal of Futures Markets*, 10(5): 583-602.
- Basel (2004). International convergence of capital measurement and capital standards. A revised framework. Updated November 2005. Basel Committee on Banking Supervision. Bank for International Settlement, Basel, Switzerland.
- Bollerslev, T. & Forsberg, L. (2002). Bridging the Gap between the Distribution of Realized (ECU) Volatility and ARCH Modeling (of the Euro): The GARCH Normal Inverse Gaussian Model, *Journal of Applied Econometrics*, 17 (5): 535–548.
- Bollerslev, T. (1986). Generalised autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31(3): 307–327.

- Chan, W. & Maheu J. (2002) Conditional Jump Dynamics in Stock Market Returns. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3): 377-389.
- Das, S. & Sundaram, R. (1997). Taming the Skew: Higher-Order Moments in Modeling Asset Price Processes in Finance. National Bureau of Economic Research. *Working Paper 5976*. DOI: 10.3386/w5976.
- Gibson, M. (2001). Incorporating Event Risk into Value-at-Risk, *FEDS Discussion*, 200:1-17.
- Giot, P. & Laurent S. (2003). Value-at-Risk for long and short trading positions. *Journal of Applied Econometrics*, 18(6): 641-664.
- Hansen, B. E. (1994). Autoregressive Conditional Density Estimation. *International Economic Review*, 35(3): 705-730.
- Harvey, C. & Siddique, A. (1999). Autoregressive Conditional Skewness. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34(4): 465-488.
- Kuester, K., Mittnik, S. & Paolella, M. (2006). Value-at-Risk Prediction: A Comparison of Alternative Strategies. *Journal of Financial Econometrics*, 4: 53-89.
- Lanne, M. (2007). Forecasting Realized Volatility by Decomposition. *International Journal of Forecasting*, 23(2): 307-320.
- Maheu, J.M. & McCurdy T.H. (2004). News Arrival, Jump Dynamics and Volatility Components for Individual Stock Returns. *Journal of Finance*, 59: 755-793.
- Nelson, D. (1991). Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2): 347-370.
- Nyberg, P. & Wilhelmsson, A. (2009). Measuring Event Risk. *Journal of Financial Econometrics*, 7(3): 265-287.
- Press, S. J. (1967). A compound events model for security prices. *Journal of Business*, 40(3): 317-335.
- Pritsker, M. (1997). Evaluating Value at Risk Methodologies, *Journal of Financial Services Research*, 12(2/3): 201-242.
- Raei, R. & Saeedi, A. (2009). *Financial engineering and risk management principles*, Fourth Edition, Tehran: Samt. (in Persian)
- Rydberg, T. H. (1999). Generalized hyperbolic diffusion processes with application in finance. *Mathematical Finance*, 9(2): 183-201.
- Sajadi, Z. & Fathi, S. (2014). A four-step explanation of the process of calculating the value at risk as a measure of risk and implement it in an optimization model for investors. *Financial knowledge Analysis Securities Journal*, 6(20).
- Stambaugh, F. (1996). Risk and Value-at-Risk. *European Management Journal*, 14 (6): 612-621.
- Wilhelmsson, A. (2009). Value at Risk with Time-Varying Variance, Skewness and Kurtosis – The NIG-ACD Model. *Econometrics Journal*, 12 (1): 82-104.