

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

آزمون توزیع بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران بین سالهای ۹۰-۱۳۸۰

رضا راعی^۱ و احمد نبی زاده^۲

چکیده

در سالهای گذشته بسیاری از تئوریهای مالی مانند مدل بهینهسازی پرتفوی مارکویتز، مدل قیمت گذاری داراییهای سرمایه‌های شارپ-ترینیر-جنسن، قیمتگذاری اختیارها توسط بلک-شولز و غیره مبتنی بر فرض توزیع نرمال بازدهیها بوده است، اما پژوهش های اخیر این فرض را رد می کند. اگر توزیع بازدهیها متفاوت از توزیع نرمال باشد، نوع متغیرها و شیوه بکارگیری آنها در این مدلها با چالش روبرو می شود. بنابراین مهم است که نوع توزیعها مشخص شود. به همین دلیل در پژوهش حاضر به کمک روش R/S برای تخمین نمای هرس و معیار اندرسون-دارلینگ، توزیع بازدهی سهام ۲۲ شرکت فعال در بورس بین سالهای ۹۰-۱۳۸۰ آزمون شده است و نتایج نشان می دهد که ۹ نماد معاملاتی توزیع پایدار دارند.

واژه‌های کلیدی: بازدهی سهام، توزیع پایدار، نمای هرس، روش R/S

طبقه بندی موضوعی: G12; G14

۱- دانشیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، raei@ut.ac.ir

۲- دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران (مسئول مکاتبات): Ahmadnabizade@gmail.com

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

مقدمه

برای سالهای طولانی، فرآیندها در اقتصاد و مالی بوسیله توزیع نرمال (حرکت برنولی) توصیف می-شدند. مدتها قبل فاما و دیگران در مطالعات تجربی مشخص کردند که توزیع نرمال برای برازشکردن^۳ داده‌ها در مدلسازی مناسب نیست. به این دلیل که آنها دم پهن و نامتقارن بودند. به دنبال آن توزیع‌های پایدار معرفی شدند. قوانین پایدار، یکی از راه‌حلها در مدلسازی ریاضی بازدهی سهام بود. زیرا این توزیع‌ها چولگی و کشیدگی داده‌ها را در نظر میگیرند. با نرمال بودن توزیع بازدهی دارایی‌ها، واریانس آن محدود می‌باشد و راحت به کمک مدل میانگین-واریانس مارکویتز می‌توان مرز کارآ را مشخص نموده و پرتفوی بهینه را بدست آورد. از طرفی باید به این نکته توجه کنیم که توزیع‌های پایدار، قضیه حد مرکزی را برآورد می‌کنند. پس باید از نقطه نظر مهندسی در مدلسازی پرتفویهای مالی بکار برده شوند. البته باید به این نکته توجه کرد که اگر توزیع بازدهی دارایی‌ها پایدار باشد، واریانس بازدهی بینهایت است و دیگر نمی‌توان به کمک روش واریانس-کوواریانس مارکویتز پرتفوی بهینه را مشخص کرد. یک مشکل در استفاده از مدل‌های پایدار، نبود شکل بسته^۴ تابع چگالی آنهاست. با مشخص کردن شکل بسته تابع چگالی بازدهی، می‌توان به نحو بهتری پرتفوی بهینه را مشخص نمود. زیرا اگر تابع چگالی مشخص نباشد، روشهای تخمین پارامترها، کارآیی چندانی ندارند و تشکیل پرتفوی بهینه دشوار خواهد بود.

تاکنون در ادبیات مالی کشور، بر روی توزیع پایدار بازدهی، پژوهشی صورت نگرفته است و فرض توزیع بازدهی نرمال در آنها در نظر گرفته شده است. در حالیکه پژوهش‌های صورت گرفته در غرب،

3- Fit

4- Close form

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

این فرض را رد و توزیع بازدهی دارایی‌ها پایدار می‌باشد که همین فرض بر روی انتخاب پرتفوی بهینه اثر می‌گذارد. بنابراین سعی خواهد شد در پژوهش حاضر مشخص شود که آیا توزیع بازدهی سهام در بورس تهران از توزیع پایدار پیروی می‌نماید یا خیر؟

۲- مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۱- تعریف توزیع‌های پایدار

توزیع‌های پایدار^۵ طبقه‌ای از قوانین احتمال هستند که دارای خواص تثوریک و عملی جالبی می‌باشند. کاربرد اینگونه توزیع‌ها برای مدلسازی داده‌های مالی از این واقعیت سرچشمه گرفته است که آنها شکل عمومی توزیع نرمال هستند و برای مدلسازی داده‌های دارای چولگی و کشیدگی مناسب می‌باشند. به این دلیل آنها را پایدار می‌گویند که شکل جمعی چند متغیر دارای توزیع پایدار ثابت می‌ماند:

اگر X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی پایدار دارای توزیع یکسان و مستقل باشند، آنگاه برای

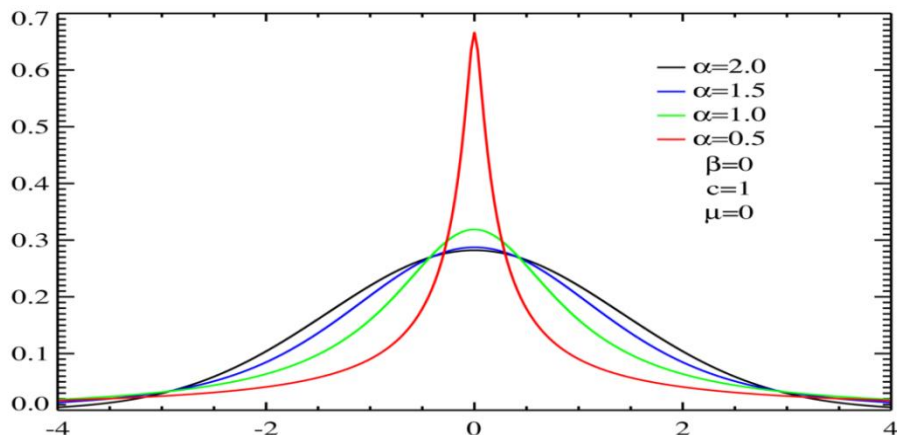
هر n داریم:

$$X_1 + X_2 + \dots + X_n \stackrel{d}{=} c_n X + d_n \quad (1)$$

برای مقادیر C_n و d_n ثابت. نماد $\stackrel{d}{=}$ برابری در توزیع‌های سمت راست و چپ معادله را نشان می‌دهند. در صورتی که d_n برای همه n ها برابر صفر باشد، توزیع، توزیع پایدار قوی نامیده می‌شود. البته این قانون برای توزیع‌های نرمال، کوشی و لوی نیز صدق می‌کند.

توزیع‌های پایدار شامل ۴ پارامتر $(\alpha, \beta, \gamma, \delta)$ می‌باشند. یکی از مشکلات چنین توزیع‌هایی، نبود تابع چگالی و تابع توزیع تجمعی برای همه مقادیر α است. پارامتر α شاخص قانون یا شاخص پایداری یا نمای مشخصه است که بین $0 < \alpha \leq 2$ می‌باشد. عدد C_n باید به شکل $n^{1/\alpha}$ باشد.

پارامتر β ضریب چولگی است. در صورتیکه $\beta > 0$ باشد، چوله به راست و در صورتیکه $\beta < 0$ باشد، چوله به سمت چپ است. اگر $\beta = 0$ ، توزیع متقارن است. پارامترهای α و β شکل توزیع را



تعیین می کنند. پارامتر γ ، پارامتر مقیاس و یک عدد مثبت است و پارامتر δ ، پارامتر موقعیت است و اگر $\delta > 0$ ، توزیع شیفت به راست و اگر $\delta < 0$ ، توزیع شیفت به چپ است. نمودار ۱: شکل توزیع های پایدار با شاخص پایداری متفاوت

تابع مشخصه^۶ توزیع های پایدار به دو شکل زیر تعریف می شود که تعریف اول بیشتر مورد استفاده پژوهشگران قرار گرفته است. پارامترهای α ، β ، γ در هر دو تعریف یکسان هستند. فقط پارامتر δ در دو تعریف متفاوت است. برای تمایز بین این دو تعریف از پارامترهای δ_0 و δ_1 در توزیع ها استفاده می شود (نولان^۷، ۲۰۰۳):

تعریف ۱: متغیر تصادفی X دارای توزیع پایدار $S(\alpha, \beta, \gamma, \delta_0, 0)$ است. اگر تابع مشخصه آن به صورت زیر تعریف شود:

6-Characteristic function
7-Nolan

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

(۲)

$$E \exp(iuX) = \begin{cases} \exp(-\gamma^\alpha |u|^\alpha \left[1 + i\beta \left(\tan \frac{\pi\alpha}{2} \right) (\text{sign} u) (|\gamma u|^{1-\alpha} - 1) \right] + i\delta u) & \alpha \neq 1 \\ \exp(-\gamma |u| \left[1 + i\beta \frac{2}{\pi} (\text{sign} u) \ln(\gamma |u|) \right] + i\delta u) & \alpha = 1 \end{cases}$$

تعریف ۲: متغیر تصادفی X دارای توزیع پایدار $S(\alpha, \beta, \gamma, \delta_1, 1)$ است. اگر تابع مشخصه آن به صورت زیر تعریف شود:

(۳)

$$E \exp(iuX) = \begin{cases} \exp(-\gamma^\alpha |u|^\alpha \left[1 - i\beta \left(\tan \frac{\pi\alpha}{2} \right) (\text{sign} u) \right] + i\delta u) & \alpha \neq 1 \\ \exp(-\gamma |u| \left[1 + i\beta \frac{2}{\pi} (\text{sign} u) \ln \gamma |u| \right] + i\delta u) & \alpha = 1 \end{cases}$$

که پارامتر موقعیت در دو رابطه بالا به شکل زیر تعریف می‌شوند:

$$\delta_0 = \begin{cases} \delta_1 + \beta \gamma \tan \frac{\pi\alpha}{2} & \alpha \neq 1 \\ \delta_1 + \beta \frac{2}{\pi} \gamma \ln \gamma & \alpha = 1 \end{cases} \quad (۴)$$

در صورتیکه $B = 0$ باشد، δ_0 و δ_1 برابر خواهند بود. هنگامی که $\beta \neq 0$ و $\alpha \neq 0$ ، تفاوت پارامترها

در عبارت $\beta \gamma \tan \frac{\pi\alpha}{2}$ است. هنگامی که $\alpha \rightarrow 1$ بدست آوردن توابع چگالی و تجمعی در این دامنه مشکل است و تخمین پارامترها غیر قابل اتکاست.

سه نمونه از توزیع‌های پایدار دارای شبکه و تابع چگالی مشخص هستند که در زیر بیان می‌شوند:

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

توزیع نرمال یا کوسی $\tilde{X} \sim N(\mu, \delta^2)$ است، اگر تابع چگالی آن به شکل زیر باشد:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right), \quad -\infty < x < +\infty$$

اگر $\alpha = 2$ و $\beta = 0$ توزیع نرمال یک نوع توزیع پایدار است. به طور دقیقتر

$$N(\mu, \sigma^2) = S(2, 0, \sigma/\sqrt{2}, \delta; 0) = S(2, 0, \sigma/\sqrt{2}, 0; 1).$$

توزیع کوشی. $X \sim \text{Cauchy}(\gamma, \delta)$ اگر تابع چگالی آن به شکل زیر باشد:

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{\gamma}{\gamma^2 + (x-\delta)^2}, \quad -\infty < x < +\infty$$

توزیع کوشی یک توزیع پایدار با $\alpha = 1$ و $\beta = 0$ است. به طور دقیقتر

$$\text{Cauchy}(\gamma, \sigma) = S(1, 0, \gamma, \delta; 0) = S(1, 0, \gamma, \delta; 1).$$

توزیع لوی. $X \sim \text{Levy}(\gamma, \delta)$ ، اگر تابع چگالی آن به شکل زیر باشد:

$$f(x) = \sqrt{\frac{\gamma}{2\pi}} \frac{1}{(x-\delta)^{3/2}} \exp\left(-\frac{\gamma}{2(x-\delta)}\right), \quad \delta < x < +\infty$$

توزیع لوی یک توزیع پایدار با $\alpha = 1/2$ و $\beta = 1$. به طور دقیقتر

$$\text{Levy}(\gamma, \sigma) = S(1/2, 1, \gamma, \gamma + \delta; 0) = S(1/2, 1, \gamma, \delta; 1).$$

به صورت کلی تابع مشخصه از تبدیل فوریه تابع چگالی بدست میآید:

$$\varphi: \mathfrak{R} \rightarrow C; \quad \varphi(t) = E(e^{itx}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} f(x) dx$$

لازم به ذکر است که تابع چگالی از عکس تبدیل فوریه \hat{p} تابع مشخصه بدست میآید:

$$p(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(t) \cdot \exp(-itx) dt.$$

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

به دلیل جمع چندجمله‌های نامحدود، تابع چگالی فوق برای تخمین حداکثر درستی مناسب نیست، به همین دلیل از فرمول زیر استفاده می‌شود:

$$p(x, \alpha, \beta, \mu, \sigma) = \frac{1}{\pi\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(-t^\alpha) \cdot \cos\left(t \cdot \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) - \beta t^\alpha \tan\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)\right) dt.$$

از آنجا که انتگرال‌های فوریه همیشه برای محاسبه تابع چگالی احتمال (PDF) به دلیل نوسان داشتن تابع انتگرالی مناسب نیستند، توسط بلوف^۹ و دیگران (۲۰۰۶) فرمول زیر پیشنهاد شده است:

$$p(x, \alpha, \beta, \mu, \sigma) = \begin{cases} \frac{\alpha \left| \frac{x-\mu}{\sigma} \right|^{\alpha-1}}{2\sigma|\alpha-1|} \int_{-\theta}^{\theta} U_\alpha(\varphi, \theta) \exp\left\{-\left| \frac{x-\mu}{\sigma} \right|^{\alpha-1} U_\alpha(\varphi, \theta)\right\} d\varphi, & \text{if } x \neq \mu \\ \frac{1}{\pi\sigma} \cdot \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) \cdot \cos(k) \end{cases}$$

$$k = \left(\frac{1}{\alpha} \arctan\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)\right)$$

$$U_\alpha(\varphi, \theta) = \left(\frac{\sin\left(\frac{\pi}{2} \alpha(\varphi + \theta)\right)}{\cos\left(\frac{\pi\varphi}{2}\right)} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \left(\frac{\cos\left(\frac{\pi}{2} ((\alpha-1)\varphi + \alpha\theta)\right)}{\cos\left(\frac{\pi\varphi}{2}\right)} \right)$$

$$\theta = \arctan\left(\beta \tan\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)\right) \frac{2}{\alpha\pi} \cdot \text{sign}(x - \mu)$$

سامورودنسکای^{۱۰} و همکاران (۲۰۰۱) بیان کردند که یک متغیر تصادفی پایدار دارای ۲ ویژگی به شکل زیر است:

اگر X_1, X_2, \dots, X_n دارای توزیع پایدار $S_\alpha(\sigma, \beta, \mu)$ باشند، $\sum_{i=1}^n X_i$ دارای توزیع پایدار

بصورت زیر خواهد بود:

9-Belovas
10-Samorodnitsky

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

$$S_{\alpha}(\sigma.n^{\alpha}, \beta, \mu.n)$$

اگر X_1, X_2, \dots, X_n دارای توزیع پایدار $S_{\alpha}(\sigma, \beta, \mu)$ باشند، آنگاه

$$\sum_{i=1}^n X_i = \begin{cases} n^{\frac{1}{\alpha}} . X_1 + \mu . (n - n^{\frac{1}{\alpha}}), & \text{if } \alpha \neq 1 \\ n . X_1 + \frac{2}{\pi} . \sigma . \beta . n \ln n, & \text{if } \alpha = 1 \end{cases}$$

۲-۲- کاربرد توزیع‌های پایدار در امور مالی

هوچستوت^{۱۱} و دیگران (۲۰۰۵) از روش‌های ناپارامتریک مانند تخمین‌زننده هیل و پارامتریک شرطی برای تخمین پارامترهای توزیع پایدار بر روی شاخص داکس در آلمان استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که هر دو روش تخمین پارامتریک و ناپارامتریک فرض توزیع پایدار بر روی بازدهی شاخص داکس را رد نمی‌کنند. سپس آنها مدل گارچ را مورد استفاده قرار دادند و با استفاده از این مدل نشان دادند ابداع^{۱۳} وسیله توزیع پایدار برازش شده بودند، عملکرد بهتری نسبت به ابداعاتی داشتند که بوسیله^{۱۲} توزیع برازش شده بودند. بولرسل^{۱۴} و همکاران (۱۹۹۲) مدل‌های گارچ پایدار کسری را برای توزیع هر دو پدیده مشاهده شده ارائه نمودند و در پژوهشی، ارزش در معرض خطر را به کمک روشهای نرمال و پایدار با هم مورد مقایسه قرار دادند و از جفت ارزین / پوند، پوند / دلار، مارک / پوند، شاخص استاندارد پرز، داکس ۳۰، کک ۴۰، نیکی ۲۲۵ و داو جونز استفاده نمودند و به این نتیجه رسیدند که مدلسازی پایدار در سطح ۹۹ درصد، تخمین‌های بهتری ارائه می‌دهند. از طرفی روش نرمال تخمین‌های خوشبینانه ارائه می‌دهد که ممکن است به زیان اساسی برای موسسات مالی بیانجامد

11-Hoechstoeetter
12-Hill estimator
13-Innovations
14-Bollerslev

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

تکنیکهای معمولی برای محاسبه ارزش در معرض خطر، روش دلتا، شیبسازی تاریخی، شیبسازی مونت کارلو و آزمون استرس میباشند. روش دلتا بر این پیش فرض قرار دارد که توزیع بازده داراییها نرمال است ولی مطالعات زیادی نشان دادهاند که بازدهی داراییها دارای توزیع نرمال نیست. روش تاریخی هر چند این پیش فرض را ندارد، ولی در چارکهای پایین ΔP با تعداد محدودی مشاهدات در دنبالهها قابل اتکا نیست. عملکرد مونت کارلو به کیفیت فرضیات توزیع عوامل ریسک بستگی دارد.

روش بالا برای محاسبه VAR به دلایل زیر زیاد مناسب نیستند:

دم پهن بودن توزیع بازدهی داراییها

واریانس در طی زمان متغیر

وابستگی کوتاه مدت و بلندمدت

۳- روش پژوهش

۳-۱- دادهها: این پژوهش در دوره زمانی ۹۰-۱۳۸۰ انجام شده است. به همین دلیل بسیاری از شرکت‌های بزرگ و مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی حذف شدند. از طرفی برای شرکت‌های باقیمانده محدودیت حداقل ۸۰٪ معاملات کل روزهای سال در نظر گرفته شده است. زیرا برای توزیع‌های پایدار، شرط وجود فراوانی داده‌ها لازم است. حتی با پژوهش‌های انجام شده در کشورهای خارجی مانند پژوهش بلوف و دیگران (۲۰۰۶)، شرط انجام معاملات بر روی سهام در ۸۹٪ از روزهای سال تعیین شده است. حال آنکه ما در پژوهش زیر، این عدد را به ۸۰٪ کاهش دادیم. زیرا در غیر این صورت تنها ۵ شرکت مشمول می شدند. با در نظر گرفتن این دو محدودیت، تعداد شرکت‌های مورد مطالعه در این پژوهش ۲۲ بود که در جدول ۱ آورده شده‌اند. داده‌های پژوهش از طریق سایت www.irbourse.com جمع‌آوری و به کمک نرم‌افزارهای اکسل، ایویز^{۱۵} و سلفیس^{۱۶} مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

بازده به کمک فرمول زیر محاسبه شده است:

15-Eviews

16-Selfis

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

که P قیمت سهم در روز نام میباشد.

$$X_i = \ln \frac{P_{i+1}}{P_i} = \ln P_{i+1} - \ln P_i \quad (1)$$

جدول ۱: اسم، نماد و تعداد روزهای معاملاتی شرکتها

تعداد روزهای			تعداد روزهای		
معاملاتی	نماد	نام شرکت	معاملاتی	نماد	نام شرکت
1940	خاور	ایران خودرو دیزل	2081	وساخت	سرمایه گذاری ساختمان ایران
1930	ستران	سیمان تهران	2030	خسپا	سایپا
1911	سفارس	سیمان فارس و خوزستان	2024	وپترو	سرمایه گذاری صنایع پتروشیمی
1882	شکرین	کربن ایران	2008	شاراک	پتروشیمی اراک
1876	شبهرن	نفت بهران	2004	خودرو	خودرو
1862	دکیمی	کیمیدارو	1996	وسپه	سرمایه گذاری سپه
1868	شخارک	پتروشیمی خارک	1994	خبهمن	گروه بهمن
1843	وغدیر	سرمایه گذاری غدیر	1988	دجابر	داروسازی جابر این حیان
1832	بموتو	موتوژن	1978	ورنا	سرمایه گذاری رنا
1816	کروی	توسعه معادن روی	1969	شپترو	پتروشیمی آبادان
1799	خزامیا	زامیاد	1954	والبر	سرمایه گذاری البرز

۳-۲- فرضیه تحقیق: بر پایه فرض اساسی این پژوهشی خواهیم بینیم که اگر توزیع نرمال نباشد، آیا داده‌ها از شکل عمومی توزیع یعنی توزیع پایدار برخوردار است یا خیر؟ بنابراین اگر فرضیه صفر رد نشود، داده‌ها از توزیع پایدار برخوردار هستند.

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

۳-۳- تجزیه و تحلیل پایداری^{۱۷}

ورن^{۱۸} (۲۰۰۴) به تحلیل پایداری شاخص داوجونز (تمامی داده‌ها از ۰۲-۰۱-۱۹۸۵ تا ۳۰-۱۱-۱۹۹۲) پرداخت. تجزیه و تحلیل پایداری بر مبنای معیار اندرسون-دارلینگ و معیار وزنی کولوموگروف بود. همچنین پارامترهای مدل به وسیله روش رگرسیون پیشنهاد شده کورتولیس (۱۹۸۰) تخمین زده شدند ورن به این نتیجه رسید که شاخص داوجونز به طور کامل خصوصیات توزیع پایدار را دارد. در زیر، تعداد محدودی روش عددی معرفی شده‌اند که در عمل برای تخمین پارامترها مفید هستند. یک نمونه متغیر تصادفی به شکل x_1, x_2, \dots, x_n از یک قانون پایدار، دارای تخمینهای α, β, μ و σ از α, β, μ و σ می‌باشد. این پارامترها معمولاً به وسیله روش‌های حداکثر درستنمایی، رگرسیون، روش گشتاورها و غیره تخمین زده می‌شوند. همه این روش‌ها محبوب هستند، اما حداکثر درستنمایی بهترین نتایج را نشان می‌دهد.

همانند پژوهش رچف و همکاران^{۲۰} (۲۰۰۲)، در این پژوهش ما نیز از معیار اندرسون-دارلینگ (A-D) برای آزمون فرضیه‌های توزیع نرمال و پایدار استفاده کرده‌ایم. رچف و همکاران بیان کردند که معیار (A-D) به تفاوت بین توابع تجربی و تئوریک در انتهای دنباله حساس است، در حالیکه معیار (K-S) به تفاوت در قسمت مرکزی توزیع حساس است. شاخص یا نمای هرست^{۲۱} برای مشخص نمودن پایداری توزیع مورد استفاده قرار می‌گیرد. در صورتیکه $H=1/2$ باشد، با افزایش واریانس با سرعت \sqrt{t} حرکت برنولی است. اگر $0.5 < H \leq 1$ باشد، به وسیله اثرات حافظه بلندمدت، یک پایداری در سری نمایش داده می‌شود و اگر $0 \leq H < 0.5$ باشد، سری زمانی پایدار نیست و فاصله کمی با گشت تصادفی دارد.

17-Analysis of stability

18-Weron

19-Koutrouvelis

20-Rachev et all

21-Hurst indicator

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

تکو و همکاران (۱۹۹۷) بیان کردند که تعریف‌های گوناگونی از خودهمگنی داده‌ها وجود دارد. فرض کنید $y = \{Y(t), t \in T\}$ یک سری زمانی پیوسته خود-همگن باشد، آنگاه پارامتر H در رابطه زیر صدق می‌کند:

$$Y(t) = a^{-H} Y(at), \quad \forall t \in T, \forall a > 0, 0 \leq H < 1$$

شاخص پایداری α و نمای H خودهمگنی دارای رابطه $\alpha = 1/H$ هستند. از طرفی X خودهمگن است؛ اگر و تنها اگر X_t به شدت پایدار باشد.

کاراگینیس و همکاران (۲۰۰۳) بیان کردند که روشهای زیادی برای ارزیابی این شاخص وجود دارد، اما به طور کلی به ۲ شکل زیر تقسیم بندی می‌شوند:

تخمین زنده‌های حوزه زمان^{۲۲}

تخمین زنده‌های حوزه موجک/حوزه فرکانس^{۲۳}

روشهای تخمین زنده حوزه زمان:

روش ارزش مطلق (تکو و دیگران، ۱۹۹۶)

روش واریانس (تورسکی و تکو، ۱۹۹۵)

روش R/S که یکی از بهترین روشهاست و توسط مندلیبر و هارت (۱۹۸۹) معرفی شده است.

واریانس پسماندها (پنگ و دیگران، ۱۹۹۴)

روشهای تخمین زنده حوزه فرکانس:

روش پرلودگرام^{۲۴} (جوک و دیگران، ۱۹۸۳)

روش وایتل^{۲۵} (فوکس و تکو، ۱۹۸۶)

روش ابری- ویتچ^{۲۶} (ابری و ویتچ، ۱۹۹۸). همه تخمین زنده‌های نمای هرس به کمک نرم‌افزار

سلفیس محاسبه شده اند.

22- Time-domain

23- Frequency –domain/wavelet-domain

24- Period gram

25- Whittle

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

در این پژوهش برای تخمین نمای هرس از روش R/S که توسط مندلبروت معرفی گردیده، استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

در جدول ۲، همه مقادیر نمای هرس برای ۲۲ شرکت انتخاب شده بیشتر از ۰/۵ بدست آمده‌اند. این بدان معنی است که حافظه بلندمدت در بازدهی سهام این شرکت‌ها وجود دارد. همانطور که پیش‌تر اشاره شده بود، اگر مقدار نمای هرس بیشتر از ۰/۵ باشد، شاید بتوان گفت که توزیع بازدهی سهام پایدار است ولی این مقدار کافی نیست و باید پارامترهای این توزیع تخمین زده شوند و به کمک معیار اندرسون-دارلینگ در مورد توزیع نرمال یا شکل کلی آنها یعنی توزیع پایدار اظهار نظر کرد.

جدول ۲: مقادیر تخمینی نمای هرس به کمک روش R/S برای شرکت‌های منتخب

نماد	R/S نمای	$\alpha=1/H$	نماد	R/S نمای	$\alpha=1/H$
دجابر	0.558	1.7921147	شهرن	0.59	1.6949153
دکیمی	0.545	1.8348624	شکرین	0.645	1.5503876
کروی	0.619	1.6155089	شخارک	0.6	1.6666667
خاور	0.724	1.3812155	شپترو	0.51	1.9607843
خیهمن	0.524	1.9083969	سفارس	0.66	1.5151515
خساپا	0.673	1.4858841	وغدیر	0.72	1.3888889
خزامیا	0.551	1.814882	والبر	0.732	1.3661202
خودرو	0.524	1.9083969	ویپترو	0.544	1.8382353
موتوژن	0.596	1.6778523	وساخت	0.602	1.6611296
ستران	0.615	1.6260163	وسپه	0.59	1.6949153
شاراک	0.531	1.8832392	ورنا	0.58	1.7241379

تاریخ دریافت

۹۱/۱۲/۱۵

سال اول ، شماره ۱

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی

تاریخ تصویب

در جلسه ۳/۴/۹۱ شاهده می شود دانشکده مدیریت و اقتصاد و باقرتصلاهی A برای همه نهادهای ۱۳۹۲ شرکت

فرض نرمال بودن توزیع بازدهی رد می شود. از طرف دیگر در ۹ نماد معاملاتی دجابر، دکیمی، موتوژن، شخارک، شپترو، سفارس، وغدیر، وپترو و وساخت فرض توزیع پایدار داده‌ها در سطح خطای ۵ درصد تایید می شود. برای نمادهای با توزیع بازده پایدار، باید تلاش نمود که شکل بسته تابع چگالی آنها نیز بدست آید تا بتوان در زمینه مالی به ویژه متنوع سازی پرتفوی از آن بهره گرفت. در نظر گرفتن نادرست فرض توزیع نرمال در داده‌ها باعث تورش در نتایج می شود. در توزیع نرمال فرض می شود که داده‌ها ۵۰ درصد در سمت راست و ۵۰ درصد در سمت چپ پراکنده شده‌اند و این فرض در داده‌های واقعی که ممکن است این پراکنندگی دارای تفاوت زیادی با نسبت فوق داشته باشد، در همه نتایج تاثیرگذار خواهد بود. برای نمونه در محاسبه ارزش در معرض خطر، فرض توزیع نرمال باعث می شود که مقایر بدست آمده کمتر از مقدار واقعی بدست آید.

نماد	تخمین پارامترهای تجربی						تخمین پارامترهای مدل پایدار					
	میانگین	واریانس	چولگی	کشیدگی	value of A-D crit.	prob	α	β	μ	σ	value of A-D crit	prob
دجابر	۰.۰۰۰۳۲	۰.۰۲۹	-۹.۳۲	۲۸۳	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۷۹	۰.۰۴	۰.۰۰۰۲	۰.۰۱۰	۰.۸۵	۰.۱۵
دکیمی	-۰.۰۰۰۱۰	۰.۰۳۱	-۱۵	۳۴۱	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۸۳	۰.۱۲	-۰.۰۰۰۳	۰.۰۰۸	۰.۷۶	۰.۲۴
کروی	۰.۰۰۰۳۹	۰.۰۳۸	۸.۵۱	۸۹	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۶۲	-۰.۰۹	۰.۰۰۰۲	۰.۰۰۵	۱.۰۰	۰.۰۰
خاور	-۰.۰۰۰۳۹	۰.۰۳۴	-۰.۰۶۳	۱۹۵	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۳۸	-۰.۰۹	۰.۰۰۰۴	۰.۰۰۵	۰.۹۸	۰.۰۲
خبهمن	-۰.۰۰۰۱۲	۰.۰۲۵	-۹.۸۸	۱۷۳	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۹۱	۰.۰۲	۰.۰۰۰۲	۰.۰۰۶	۱.۰۰	۰.۰۰
خسایا	۰.۰۰۰۵۰	۰.۰۴۸	-۵.۹۴	۲۹۰	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۴۹	-۰.۰۶	۰.۰۰۰۴	۰.۰۲۲	۰.۹۹	۰.۰۱
خزامیا	-۰.۰۰۰۹۷	۰.۰۰۵	-۴.۹۲	۱۷۲	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۸۱	-۰.۰۴	-۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۹	۰.۹۸	۰.۰۲
خودرو	۰.۰۰۰۳۱	۰.۰۲۴	-۶.۴	۱۲۰	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۹۱	-۰.۰۹	۰.۰۰۰۰	۰.۰۱۰	۱.۰۰	۰.۰۰
موتوژن	-۰.۰۰۰۳۸	۰.۰۲۶	-۵.۴	۸۶	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۶۸	-۰.۰۴	-۰.۰۰۰۵	۰.۰۲۴	۰.۸۸	۰.۱۲
ستران	-۰.۰۰۰۶۱	۰.۰۲۹	-۸.۷۲	۱۶۷	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۶۳	-۰.۰۱	۰.۰۰۱۲	۰.۰۱۳	۰.۹۷	۰.۰۴
شاراک	-۰.۰۰۰۳۰	۰.۰۲۴	-۸.۷۳	۲۰۳	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۸۸	۰.۱۵	۰.۰۰۰۵	۰.۰۰۶	۰.۹۸	۰.۰۲
شبهرن	-۰.۰۰۰۲۶	۰.۰۳۴	-۱۴.۳۳	۲۹۴	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۶۹	-۰.۲۱	-۰.۰۰۰۵	۰.۰۱۱	۰.۹۹	۰.۰۱
شکرین	-۰.۰۰۱۴۰	۰.۰۴۴	-۱۹.۷۵	۵۹۶	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۵۵	-۰.۰۵	-۰.۰۰۰۲	۰.۰۱۰	۰.۹۷	۰.۰۳
شخارک	۰.۰۰۰۳۳	۰.۰۳۱	-۱۴.۸۲	۴۰۹	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۶۷	-۰.۱۴	-۰.۰۰۰۶	۰.۰۱۵	۰.۸۹	۰.۱۱
شپترو	-۰.۰۰۰۱۸	۰.۰۲۸	-۱۲.۸۶	۲۸۶	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۹۶	-۰.۱۵	-۰.۰۰۱۱	۰.۰۱۲	۰.۹۳	۰.۰۷
سفارس	-۰.۰۰۰۶۰	۰.۰۳۳	-۷.۳۳	۱۹۱	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۵۲	۰.۰۰	-۰.۰۰۳۰	۰.۰۱۴	۰.۸۴	۰.۱۶
وغدیر	۰.۰۰۰۵۵	۰.۰۲۳	-۶.۰۴	۸۶.۶	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۳۹	-۰.۰۱	-۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۵	۰.۸۸	۰.۱۲
والبر	۰.۰۰۰۲۳	۰.۰۲۵	-۸.۲۶	۲۰۲	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۳۷	-۰.۱۴	-۰.۰۰۰۷	۰.۰۱۲	۰.۹۸	۰.۰۲
ویترو	-۰.۰۰۰۴۱	۰.۰۳۱	-۸.۹۷	۲۱۴	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۸۴	۰.۱۹	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۹	۰.۲۸	۰.۷۲
وساخت	۰.۰۰۰۱۹	۰.۰۳۴	-۲۲.۰۷	۷۴	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۶۶	-۰.۰۴	۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۸	۰.۶۴	۰.۳۶
وسپه	۰.۰۰۰۱۶	۰.۰۰۲	-۸.۶۸	۱۵۷.۸	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۶۹	-۰.۰۲	۰.۰۰۲۰	۰.۰۰۵	۱.۰۰	۰.۰۰
ورنا	۰.۰۰۰۳۰	۰.۰۲۴۶	-۶.۸۳	۱۰۷	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۷۲	-۰.۲۱	-۰.۰۰۰۵	۰.۰۱۶	۰.۹۹	۰.۰۱

جدول ۳: تخمین پارامترهای توزیع‌های پایدار و نرمال

بحث و نتیجه گیری:

در صورتی که توزیع بازدهی دارایی‌ها نرمال نباشد ولی در بررسی‌ها نرمال فرض شوند، تخمین‌ها بدون تورش نمی‌باشند و نتایج بررسی مورد چالش واقع می‌شود. در پژوهش فوق از میان ۲۲ شرکت منتخب، توزیع بازدهی ۹ شرکت پایدار می‌باشد و اثبات آن باعث می‌شود که در متنوع‌سازی پرتفوی، در صورتی که یکی از سهام حضور داشته باشند، نتوان از تنویریهایی گذشته مانند واریانس-کوواریانس

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

مارکویتز استفاده نمود، بلکه باید ابتدا شکل بسته توزیع مربوط به بازهی پیدا شود تا بتوان به معرفی تئوری خاص اقدام نمود. بنابراین به پژوهشگران پیشنهاد می شود که در مسائل مربوط به بهینه سازی پرتفوی و یا مدیریت ریسک، فرض توزیع بازدهی نرمال را کنار گذاشته و ابتدا از پایدار بودن توزیع بازدهی مطمئن شوند. همانطور که اشاره شد، بدست آوردن شکل بسته تابع چگالی داده ها و استفاده از توزیع پایدار نتایج بهتری بدست می دهد که شایسته است پژوهشگران کشورمان نیز این فرض را در نظر گیرند.

منابع

- Belovas, I., kabasinskas, A. and Sakalauskas, L. (2006), “A Study of stable models of stock markets”, *Informational technology and control*, vol.35, No.1, Lithuania, 34-56.
- Bollerslev, T., Chou. R, and Kroner, K. (1992),” ARCH Modeling in Finance, A Review of the Theory and Empirical Evidence”, *Journal of Econometrics*, Vol. 52, 5-59.
- Hoechstoeetter, M., Rachev, F. and Fabozzi, J.”Distributional Analysis of the Stocks Comprising the Dax 30, to apper in 2005.
- Karagiannis, T. Faloutsos, M. and Molle, M. (2003). “A User-Friendly Self-Similarity Analysis Tool”. Special Section on Tools and Technologies for Networking Re-search and Education”, *ACM SIGCOMM Computer Communication Review*. Volume 33, Number 3, 81-93.
- Koutrouvelis, I.A. (1980),” Regression – type estimation of the parameters of stable laws”. *J. Amer. Statist. Assoc*, vol. 75, 918-928.

سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

- Nolan, J. P". (2003), "Modeling Financial Data with Stable Distributions", *Invited chapter in Book of the Handbooks of Finance*, North Holland, Chapter 3. Volume editor S. T. Rachev, Series editor W. T. Ziemba.
- Rachev, S., Mittnik, S. (2002), "Stable Paretian models in finance". *John wiley&Sons*, N.Y.
- Taqqu, M.S., Teverovsky, V. and Willinger, W. (1997), "Is network traffic self-similar or multifractal?" *Fractal 5*, Boston, 63-73.
- Samorodnitsky, S. Mittnik, G. and Rachev, S. (2001), "The distribution of test statistics for outlier detection in heavy-tailed samples" *.Mathematical and Computer Modelling*. Vol. 34, 1171-1183.
- Weron, R. (2004). "Computationally intensive value at risk calculation". *Handbook of Computational Statistics: Concepts and Methods*, eds. J.E.Gentle, W.Haerdle, Y. Mori, Springer, Berlin, 911-950.



سال اول ، شماره ۱	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	تاریخ دریافت ۹۱/۱۲/۱۵
تابستان ۱۳۹۲	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تاریخ تصویب ۹۲/۴/۲۵

Testing Stock Return Distribution in the Tehran Stock Exchange

Reza Raei²⁷

Ahmad Nabizadeh²⁸

Abstract

In the past several years many financial theories such as portfolio optimization model, model prices of capital assets (CAPM), arbitrage pricing, and the like, are based on normal return distribution. Yet recent research has rejected the assumption that if the distribution of returns is different from the normal distribution, so variables and methods that they use in these models are challenged. Then it is important that the exact types of distributions are specified. In this research we conduct a test on stock return distribution of 22 firms using R/S method as well as the Anderson–Darling criteria. It covers the period of 2001-2013. The test results show that the return distributions of nine firms are stable.

Keywords: Stable Distribution; Hurst Exponent; R/S Method

JEL: G12; G14

27. Associate Professor, Faculty of Management, University of Tehran , Email: raei@ut.ac.ir

28. PhD Student of Financial Management, University of Tehran Email: ahmadnabizade@gmail.com