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

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

رضا راعی[۱] و احمد نبی زاده[۲]

چکیده

در سالهای گذشته بسیاری از تئوریهای مالی مانند مدل بهینهسازی پرتفوی مارکوییتز، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایهای شارپ- ترینر- جنسن، قیمتگذاری اختیارها توسط بلک-شولز و غیره مبتنی بر فرض توزیع نرمال بازدهیها بوده است، اما پژوهش های اخیر این فرض را رد می‌کند. اگر توزیع بازدهیها متفاوت از توزیع نرمال باشد، نوع متغیرها و شیوه بکارگیری آنها در این مدل‌ها با چالش روبرو می‌شود. 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 سهام۲۲ شرکت فعال در بورس بین سالهای۹۰-۱۳۸۰ آزمون شده است و نتایج نشان می‌دهد که۹ نماد معاملاتی توزیع پایدار دارند.

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

طبقه‌بندی 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

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

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 مارکوییتز 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 مارکوییتز 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

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

این فرض را رد و توزیع بازدهی دارایی‌ها پایدارمیباشد که همین فرض برروی 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 می نماید یا خیر؟

۲- مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۱- تعریف توزیع‌های پایدار

توزیع‌های پایدار[5] طبقه‌ای از قوانین احتمال هستند که دارای خواص تئوریک 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 پایدارثابت می ماند:

اگر $X_1, X_2, ..., X_n$ متغیرهای تصادفی پایدار دارای توزیع یکسان و مستقل باشند، آنگاه برای هر n داریم:

$$X_1 + X_2 + ... X_n \overset{d}{=} c_n X + d_n \quad (۱)$$

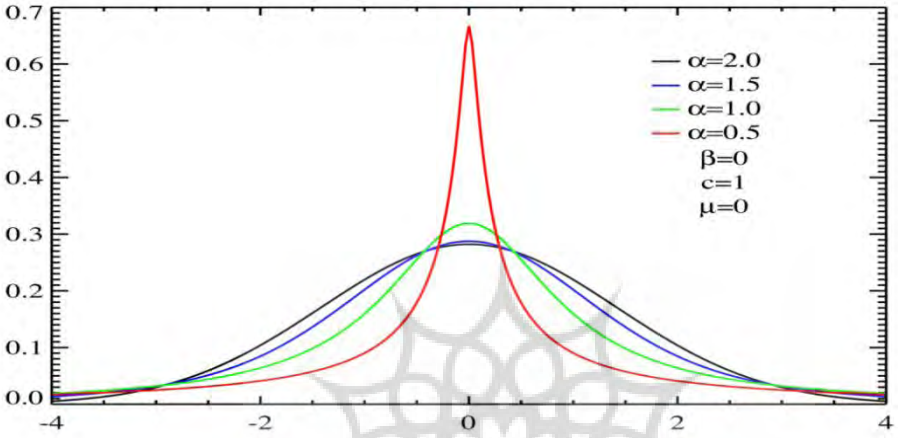
برای مقادیر C_n و d_n ثابت. نماد $\overset{d}{=}$ برابری در توزیع‌های سمت راست و چپ معادله را نشان میدهند. در صورتی‌که d_n برای همه nها برابر صفر باشد، توزیع، توزیع پایدار قوی نامیده می‌شود. البته این قانون برای توزیع‌های نرمال، کوشی و لوی نیز صدق می‌کند.

توزیع‌های پایدار شامل ۴ پارامتر (δ, , ,) 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 $n^{1/}$ باشد.

5-Stable distributions

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

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



تعیین می‌کنند. پارامتر ، پارامتر مقیاس و یک عدد مثبت است و پارامتر δ، پارامتر موقعیت است و اگر 0 δ، توزیع شیفت به راست و اگر 0 δ توزیع شیفت به چپ است.

نمودار ۱: شکل توزیع‌های پایدار با شاخص پایداری متفاوت

تابع مشخصه[۶] توزیع‌های پایدار به دو شکل زیر تعریف می‌شود که تعریف اول بیشتر مورد استفاده پژوهشگران قرار گرفته است. پارامترهای ، ، 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 توزیع‌ها استفاده می‌شود(نولان[۷]، ۲۰۰۳):

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

6-Characteristic function
7-Nolan

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

(۲)

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

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

(۳)

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

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

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

در صورتیکه $B=0$ باشد، δ_0 و δ_1 برابر خواهند بود. هنگامی که α و β تفاوت پارامترها در عبارت $\tan\frac{\pi\alpha}{2}$ است. هنگامی که $\alpha=1$ بدست آوردن توابع چگالی و تجمعی در این دامنه مشکل است و تخمین پارامترها غیر قابل اتکاست.

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

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

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

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

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

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

توزیع کوشی. X~ Cauchy (, δ) اگر تابع چگالی آن به شکل زیر باشد:

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

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

$$Cauchy(\ ,\ ) = S(1,0,\ ,\delta;0) = S(1,0,\ ,\delta;1).$$

توزیع لوی. X~ Levy (γ, δ) ، اگر تابع چگالی آن به شکل زیر باشد:

$$f(x) = \sqrt{\frac{}{2}} \frac{1}{(x-\delta)^{3/2}} \exp(-\frac{}{2(x-\delta)}), \qquad \delta \quad x < +$$

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

$$Levy(\ ,\ ) = S(1/2,1,\ ,\ +\delta;0) = S(1/2,1,\ ,\delta;1).$$

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

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

لازم به ذکر است که تابع چگالی از عکس تبدیل فوریه[۸] تابع مشخصه بدست میآید:

$$p(x) = \frac{1}{2} \int_{-}^{+} (t).\exp(-ixt)dt.$$

8-Fourier transformation

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

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

$$p(x,\ ,\beta,\mu,\ ) = \frac{1}{}^{+}_{-}.\exp(-t\ ).\cos(t.(\frac{x-\mu}{})-\ t\ \ \tan(\frac{\alpha\alpha}{2}))dt.$$

از آنجا که انتگرال‌های فوریه همیشه برای محاسبه تابع چگالی احتمال(PDF) به دلیل نوسان داشتن تابع انتگرالی مناسب نیستند، توسط بلوف[9] و دیگران(۲۰۰۶) فرمول زیر پیشنهاد شده است:

$$p(x,\ ,\ ,\mu,\ ) = \frac{\left|\frac{x-\mu}{}\right|^{\frac{1}{-1}}}{2\ .\left|\ -1\right|\ -}\ ^{1}\cup\ (\ ,\ )\exp\ -\left|\frac{x-\mu}{}\right|^{\overline{-1}}\cup\ (\ ,\theta)\ \ d\ ,if\ x\ \ \ \mu$$

$$\frac{1}{}.\ (1+\frac{1}{}).\cos(k)$$

$$k = (\frac{1}{}\arctan\ \ (\frac{}{2}))$$

$$\cup\ (\ ,\ ) = \frac{\sin(\frac{\pi}{2}\ \ (\ +\ )}{\cos(\frac{}{2})}\ \overline{1-}\ \left|\ \cos(\frac{}{2}((\ \ -1)\ +}{\cos(\frac{}{2})}$$

$$= \arctan(\ \ \tan\frac{\alpha\alpha}{2})\frac{2}{}.sign(x-\mu)$$

ساموردنسکای[10] و همکاران (۲۰۰۱) بیان کردند که یک متغیر تصادفی پایدار دارای ۲ ویژگی به شکل زیر است:

اگر $X_1, X_2, \ldots X_n$ دارای توزیع پایدار $S\ (\sigma,\ \ ,\mu)$ باشند، $\sum_{i=1}^{n} X_i$ دارای توزیع پایدار بصورت زیر خواهد بود:

9-Belovas
10-Samorodnitsky

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

$$S\ (\ .n^{\frac{1}{}}\ ,\ ,\mu.n)$$

اگر $X_1, X_2, \ldots X_n$ دارای توزیع پایدار $S\ (\sigma,\ \ ,\mu)$ باشند، آنگاه

$$\sum_{i=1}^{n} X_i \overset{d}{=} \begin{cases} n^{\frac{1}{}}.X_1 + \mu.(n - n^{\frac{1}{}}), if & 1 \\ n.X_1 + \frac{2}{\pi}. \ .\ .\ .n\ln n, if & / \ =1 \end{cases}$$

۲-۲- کاربرد توزیع‌های پایدار در امور مالی

هوچیستوتر[11] و دیگران(۲۰۰۵) از روش‌های ناپارامتریک مانند تخمین‌زننده هیل[12] و پارامتریک شرطی برای تخمین پارامترهای توزیع پایدار برروی شاخص داکس در آلمان استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که هر دو روش تخمین پارامتریک و ناپارامتریک فرض توزیع پایدار برروی بازدهی شاخص داکس را رد نمی‌کنند. سپس آنها مدل گارچ را مورد استفاده قرار دادند و با استفاده از این مدل نشان دادند ابداعات[13] توسیله توزیع پایدار برازش شده بودند، عملکرد بهتری نسبت به ابداعاتی داشتند که بوسیله توزیع برازش شده بودند.

بولرسلف[14] 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 ارز ین/پوند، پوند/دلار، مارک/پوند، شاخص استاندارد& پرز، داکس ۳۰، کک ۴۰، نیکی ۲۲۵ و داوجونز 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-Hoechstoetter
12-Hill estimator
13-Innovations
14-Bollerslev

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

تکنیکهای معمولی برای محاسبه ارزش در معرض خطر، روش دلتا، شبیهسازی تاریخی، شبیه‌سازی 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 P 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٪ معاملاتی کل روزهای سال درنظر 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 این‌صورت 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

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

که P قیمت سهم در روز iام میباشد.

$$X_i = \ln \frac{P_{i+1}}{P_i} = \ln P_{i+1} - \ln P \qquad (۱)$$

جدول۱: اسم، نماد و تعداد روزهای معاملاتی شرکت‌ها

نام شرکت	نماد	تعداد روزهای معاملاتی	نام شرکت	نماد	تعداد روزهای معاملاتی
سرمایه گذاری ساختمان ایران	وساخت	8	ایران خودرو دیزل	خاور	9
سایپا	خساپا		سیمان تهران	ستران	9
سرمایه‌گذاری صنایع پتروشیمی	وپترو	4	سیمان فارس و خوزستان	سفارس	
پتروشیمی اراک	شاراک		کربن ایران	شکربن	
خودرو	خودرو		نفت بهران	شبهرن	
سرمایه گذاری سپه	وسپه		کیمیدارو	دکیمی	
گروه بهمن	خبهمن		پتروشیمی خارک	شخارک	
داروسازی جابر این حیان	دجابر	98	سرمایه گذاری غدیر	وغدیر	
سرمایه گذاری رنا	ورنا	9988	موتوژن	بموتو	1. 32
پتروشیمی آبادان	شپترو		توسعه معادن روی	کروی	1
سرمایه گذاری البرز	والبر	9	زامیاد	خزامیا	

۳-۲- فرضیه تحقیق: بر پایه فرض اساسی این پژوهشمی خواهیم ببینیم 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.

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

۳-۳- تجزیه و تحلیل پایداری[17]

ورن[18](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 به‌وسیله روش رگرسیون پیشنهادشده کوتروليس[19](۱۹۹۸)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 $x_1, x_2, \ldots x_n$ از یک قانون پایدار، دارای تخمینهای $\hat{\mu}$, و , و $\hat{}$ از μ , و می‌باشد. این پارامترها معمولاً به‌وسیله 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[20](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 تئوریکی در انتهای دنبالهها حساس است، در حالیکه معیار(K-S) به تفاوت در قسمت مرکزی توزیع حساس است. شاخص یا نمای هرست[21] 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 $0.5 \quad H \quad 1$ باشد، به‌وسیله اثرات حافظه بلندمدت، یک پایداری در سری نمایش داده می‌شود و اگر $0 \quad H \quad 0.5$ 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

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

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

$$Y(t) \overset{d}{=} a^{-H} Y(at), \qquad t \quad T, \quad a \quad 0,0 \quad H \quad 1$$

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

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

تخمین زننده‌های حوزه زمان[۲۲]

تخمین زننده‌های حوزه موجک/حوزه فرکانس[۲۳]

روشهای تخمین‌زننده 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 مندلبرو۱۹۶۹) معرفی شده است.

واریانس پسماندها(پنگ و دیگران، ۱۹۹۴)

روشهای تخمین‌زننده حوزه فرکانس:

روش پریودگرام[۲۴](جوک و دیگران، ۱۹۸۳)

روش وایتل[۲۵](فوکس و تکو، ۱۹۸۶)

روش ابری- ویتچ [۲۶](ابری و ویتچ، ۱۹۹۸). همه تخمین زننده‌های نمای هرس به کمک نرم‌افزار سلفیس محاسبه شده اند.

22- Time-domain

23- Frequency ˚ domain/wavelet-domain

24- Period gram

25- Whittle

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

در این پژوهشبرای 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 از۰/۵ بدست آمده‌اند. این بدان معنی است که حافظه بلندمدت در بازدهی سهام این شرکت‌ها وجود دارد. همانطور که پیش تر 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 اظهارنظر کرد.

جدول۲: مقادیر تخمینی نمای هرس به کمک روش R/S برای شرکت‌های منتخب

نماد	نمایR/S Hurst	α=1/H	نماد	نمایR/S Hurst	α=1/H
دجابر			شبهرن		
دکیمی	0		شکربن		
کروی		5 8	شخارک	.	
خاور			شپترو		
خبهمن	24		سفارس		
خساپا			وغدیر		.
خزامیا			والبر		
خودرو			وپترو	0	823
موتوژن			وساخت		
ستران			وسپه		
شاراک			ورنا		

26- Abry-Veitch

تاریخ دریافت
۹۱/۱۲/۱۵

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی

سال اول ، شماره ۱

تاریخ تصویب
۹۲/۳/۲۵

دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

تابستان ۱۳۹۲

در جدول ۳ مشاهده می‌شود آزمون A-D برای همه نمادهای ۲۲ شرکت فرض نرمال بودن توزیع بازدهی رد می‌شود. 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 می‌شود. 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 متنوع‌سازی پرتفوی از آن بهره گرفت. در نظر گرفتن نادرست فرض توزیع نرمال در داده‌ها باعث تورش در نتایج می‌شود. 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 پراکندگی 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 می‌شود که مقایر بدست آمده کمتر از مقدار واقعی بدست آید.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تاریخ دریافت
۹۱/۱۲/۱۵

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی

سال اول ، شماره ۱

تاریخ تصویب
۹۲/۴/۲۸

دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

تابستان ۱۳۹۲

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	۰.۰۰۰۲۹	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
خساپا	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	۰.۰۵	-۴.۹۲	۱۷۲	۰.۹۹۹	۰.۰۰	۱.۸۱	-۰.۰۴	-۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۹	۰.۹۸	۰.۰۲
خودرو	۰.۰۰۰۲۱	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
شکربن	-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
وپترو	-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	۰.۰۲	-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

جدول۳: تخمین پارامترهای توزیع‌های پایدار و نرمال

بحث و نتیجه گیری :

در صورتی‌که توزیع بازدهی دارایی‌ها نرمال نباشد ولی در بررسی ها 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، درصورتی‌که یکی از سهام حضور داشته باشند، نتوان از تئوریهایی گذشته مانند واریانس-کوواریانس

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

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 می‌شود که در مسائل مربوط به بهنیه 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 داده‌ها و استفاده از توزیع پایدار نتایج بهتری بدست می‌دهد که شایسته است پژوهشگران کشورمان نیز این فرض را در نظر گیرند.

منابع

- Belovas, I.,kabasinskas, A. and Sakalauskas, L. (2006), AStudy of stable models of stock markets , Informational technology and co*ntrol*, 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.
- Hoechstoetter, 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). AUser-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.

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

- 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), sI 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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

Testing Stock Return Distribution in the Tehran Stock Exchange

Reza Raei[27]

Ahmad Nabizadeh[28]

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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