

محاسبه ضرایب ریسک دارایی در توانگری مالی مؤسسات بیمه با استفاده از ارزش در معرض خطر

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۲/۳۰

محسن قره‌خانی^۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۶/۰۴

زهرا ماجدی^۲

چکیده

در این مقاله، ریسک دارایی مؤسسات بیمه در دو بخش سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار و املاک و مستغلات بررسی می‌شود. برای محاسبه ریسک سرمایه‌گذاری در سهام، از داده‌های روزانه شاخص قیمت کل بازار بورس و اوراق بهادار تهران مربوط به سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۴ استفاده شده است. همچنین، برای محاسبه ریسک سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات، از داده‌های ماهانه شاخص کرایه مسکن‌های اجاره‌ای در مناطق شهری ایران مربوط به سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۰ استفاده شده است.

در این مقاله به تشخیص ویژگی‌های توزیع داده‌ها پرداخته شده و مقدار ارزش در معرض خطر برآورد شده است. به‌منظور بررسی کیفیت برآوردهای انجام‌شده از داده‌های مربوط به سال ۱۳۹۰-۱۳۸۸ برای انجام آزمون پس‌نگر استفاده شده که مدل EGARCH در مقایسه با دیگر روش‌ها از دقت و عملکرد بالایی برخوردار بوده است. همچنین در بررسی صورت‌گرفته، مشخص شده که اثر تقویمی در بازار وجود دارد و با تعدیل این اثر، ارزش در معرض خطر ۲۳٪ کاهش می‌یابد.

واژگان کلیدی: مدیریت ریسک، ریسک دارایی، ارزش در معرض خطر، اثر تقویمی، مدل

EGARCH

۱. استادیار دانشگاه قم (Email:m.gharakhani@qom.ac.ir)

۱. استادیار دانشگاه قم

۲. کارشناس ارشد اکچوئری، دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول) (Email:majedi.eco@gmail.com)

۲. کارشناس ارشد اکچوئری، دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول)

۱. مقدمه

مؤسسات بیمه برای تضمین جبران تعهدات خود باید از توانگری مالی برخوردار باشند. طبق آیین‌نامه ۶۹ شورای عالی بیمه، از مهم‌ترین معیارهای ریسک در مؤسسات بیمه "ریسک بازار" است. ریسک بازار به دلیل نوسان ارزش دارایی‌ها در بازار به وجود می‌آید (Best, 1998). در این آیین‌نامه دارایی‌های در معرض ریسک به دو دسته سهام و املاک و مستغلات تقسیم شده است. در این تحقیق تلاش می‌شود تا با محاسبه ضرایب ریسک دارایی با استفاده از روش‌های مختلف، مزایا و محدودیت‌های استفاده از هر یک تشریح شود.

سیاری از شرکت‌ها و مؤسسات، خصوصاً شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بخشی از دارایی‌های خود را صرف خرید سهام می‌کنند به همین علت با ریسک تغییر قیمت مواجه می‌شوند. ریسک قیمت سهام به دو بخش ریسک افزایش قیمت و ریسک تحقق درآمد هر سهم تقسیم می‌شود. زیرا جمع این دو جزء، نرخ بازدهی سهام را تشکیل می‌دهد (Dowd, 2002). بنابراین هر سرمایه‌گذار مایل به محاسبه ریسک و بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاری خود است. معیار ارزش در معرض خطر، معیاری معتبر برای تحلیل ریسک مالی است. این معیار می‌تواند ریسک سرمایه‌گذاری را به طور خلاصه در یک عدد بیان کند.

در این بررسی برای محاسبه ضریب ریسک دارایی از ارزش در معرض خطر استفاده می‌شود. برای محاسبه ریسک سرمایه‌گذاری در سهام، از بازدهی‌های روزانه شاخص قیمت کل بازار بورس و اوراق بهادار تهران مربوط به سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۸ استفاده شده است. همچنین، برای محاسبه ریسک سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات، از بازدهی‌های ماهانه شاخص کرایه مسکن‌های اجاره‌ای در مناطق شهری ایران مربوط به سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۸ استفاده شده است.

۲. ادبیات پژوهش

در دهه ۱۹۷۰ مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای^۱ برای مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری ارائه شد. در سال ۱۹۷۶ مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ^۲ توسط راس^۳ به عنوان یک مدل جایگزین برای این مدل معرفی شد. با شروع دهه ۱۹۸۰ روش‌های شبیه‌سازی مورد توجه قرار گرفتند و استفاده از سیستم سرمایه مبتنی بر ریسک^۴ برای تعیین کفایت سرمایه شرکت‌های بیمه گسترش یافت. کاربرد ارزش در معرض خطر و دیگر معیارهای وابسته به آن نیز با شروع دهه ۱۹۹۰ افزایش یافت. در ادامه روند گسترش سیستم‌های توانگری مالی، مدل توانگری II^۵ در سال ۲۰۰۳ با ارائه چهارچوب جدیدی برای شرکت‌های بیمه معرفی شد (Sandstorm, 2011). در این مدل محاسبه وضعیت توانگری بر مبنای پارامترهایی است که هماهنگ با بازار، ارزش‌گذاری می‌شوند.

امروزه مفهوم ارزش در معرض خطر برای تعیین سرمایه مورد نیاز در مؤسسات مالی و شرکت‌های بیمه مورد استفاده قرار می‌گیرد. ارزش در معرض خطر همچنین مفهومی کلیدی در بازل II^۶ و سیستم توانگری مالی II است. ارزش در معرض خطر یا حداکثر خسارت احتمالی، زبانی است که در سطح احتمال معین تعیین می‌شود. اگر X بازدهی پرتفو باشد، ارزش در معرض خطر در دوره زمانی t و سطح احتمال α ، به این صورت تعریف می‌شود:

$$\text{VaR}_\alpha(X) = F^{-1}(\alpha)$$

F -تابع توزیع تجمعی بازدهی‌ها؛

$F^{-1}(\alpha)$ -صدک α ام توزیع بازدهی‌ها.

-
1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
 2. Arbitrage
 3. Ross
 4. Risk Based Capital (RBC)
 5. Solvency II
 6. Basel II

ارزش در معرض خطر، معیاری وابسته به دنباله است بنابراین برآورد دقیق دنباله توزیع داده‌ها در محاسبه آن بسیار ضروری است.

مندلبروت^۱ و موسی^۲ نشان دادند که اکثر سری‌های زمانی مالی، دنباله کلفت و نامتقارن هستند. بنابراین روش‌های معمول پارامتری و ناپارامتری مانند توزیع نرمال^۳ و روش شبیه‌سازی تاریخی^۴، در برازش دنباله کرانی توزیع ضعیف عمل می‌کنند. مک نیل^۵ از نظریه مقدار کرانی در برآورد دنباله توزیع شدت خسارات و معیارهای ریسک وابسته به آن، برای سری‌های زمانی مالی استفاده کرد و نشان داد که استفاده از این روش در برآورد دنباله شدت خسارت بسیار مفید است.

از طرف دیگر اندازه‌گیری همبستگی میان بازدهی دارایی‌ها نیز مسئله‌ای چالش برانگیز در نظریه پرتفوی^۶ و دیگر زمینه‌های مالی (مانند ارزش‌گذاری مشتقات و تحلیل تحلیل اعتبار مالی) است. از این جهت، مدل‌های سری زمانی مالی مانند مدل خودرگرسیون شرطی ناهمسانی واریانس^۷ و مدل تعمیم یافته خودرگرسیون واریانس ناهمسان^۸ که همبستگی گروهی میان داده‌ها را در نظر می‌گیرند، در عمل بسیار پرکاربرد هستند.

با توجه به دنباله کلفت بودن بسیاری از توزیع‌های مالی، از توزیع‌هایی مانند تی-استیودنت^۹ و نظریه مقدار کرانی^{۱۰} برای برازش توزیع باقی‌مانده‌ها در این مدل‌ها استفاده می‌شود. مک نیل و فری^{۱۱} روش ترکیبی از مدل‌های GARCH و نظریه مقدار

1. Mandelbrot, 1963

2. Mussa, 1979

3. Normal

4. Historical Simulation

5. McNeil, 1998 and 1997

6. Portfolio Theory

7. Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)

8. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

9. Student-T

10. Extreme Value Theory

11. McNeil and Frey, 2000

کرانی را برای برآورد ارزش در معرض خطر معرفی کردند. در این روش ابتدا مدل GARCH بر داده‌ها برازش داده می‌شود و باقی‌مانده‌های استاندارد شده به دست می‌آیند. این باقی‌مانده‌ها شرایط مستقل و هم‌توزیع بودن را دارند. در مرحله دوم روش نظریه مقدار کرانی بر این باقی‌مانده‌ها برازش می‌شود. آنها از این مدل برای برآورد ارزش در معرض خطر و کسری مورد انتظار^۱ شرطی استفاده کردند. نتایج نشان دادند که این روش برآورد دقیق‌تری ارائه می‌دهد. گیوت و لارنت^۲ از مدل‌های یک‌متغیره و چندمتغیره خانواده ARCH با توزیع استیودنت اریب^۳ برای برآورد ارزش در معرض خطر در موقعیت‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت در تعدادی از بازارهای نوظهور بعد از بحران مالی سال ۱۹۹۸ آسیا استفاده کردند و نتیجه گرفتند که این مدل‌ها با به‌کارگیری توزیع استیودنت اریب از عملکرد خوبی برخوردار هستند. چن و گری^۴ از مدل‌های سری زمانی برای برآورد ارزش در معرض خطر برای شاخص قیمت روزانه در بازارهای بین‌المللی استرالیا، اسکانندیناوی، کانادا، نیوزلند و ایالات متحده آمریکا استفاده کرده‌اند. مدل‌های مورد استفاده نسبت به اثرات خودهمبستگی^۵، تغییرات هفتگی، میانگین و واریانس شرطی و همچنین اثر اهرمی^۶ در مدل‌نمایی^۷ تعدیل شدند، شدند، از نظریه مقدار کرانی برای برازش دقیق‌تر دنباله توزیع باقی‌مانده‌های استاندارد استفاده شده است. در مقایسه با برخی از مدل‌های پارامتری و روش شبیه‌سازی تاریخی، روش AR-EGARCH-EVT^۸ در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر عملکرد بهتری داشته است. انور^۹ به برآورد ریسک‌های کرانی در بازارهای سهام کشورهای

-
1. Expected Shortfall
 2. Giot and Laurent, 2003
 3. Skew-Student
 4. Chan and Gray, 2006
 5. Auto Correlation
 6. Leverage
 7. Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedastic (EGARCH)
 8. Auto Regressive Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedastic-Extreme Value Theory (AR-EGARCH-EVT)
 9. Onour, 2010

امارات متحده عربی، عربستان و کویت با استفاده از توزیع پارتو تعمیم یافته^۱ پرداخته است. برآورد پارامترها برای بازارهای عربستان، کویت و دبی احتمال وجود زیانها و بازدهیهای کرانی قابل ملاحظه‌ای را نشان می‌دهد. از جمله مطالعاتی که در بازار بورس ایران انجام شده است می‌توان به محاسبه ارزش در معرض خطر پارامتری با استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی در بورس اوراق بهادار تهران اشاره کرد. در این بررسی محمدی و همکاران (۱۳۸۷) به ارزیابی عملکرد روش پارامتری با استفاده از مدل‌های خانواده ARCH روی سه توزیع آماری نرمال، تی - استیودنت و توزیع خطای تعمیم یافته در محاسبه مقادیر ارزش در معرض خطر یک روزه و ده روزه در مورد دو پرتوی متشکل از شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار در دو مقطع پنج و ده ساله پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که پیش‌بینی مقادیر ارزش در معرض خطر یک روزه و ده روزه با استفاده از توزیع‌های ناهمگنی واریانس از دقت و عملکرد بالاتری برخوردار هستند. آنها همچنین، نتیجه گرفتند که انتخاب حجم‌های نمونه‌ای متفاوت بر تعداد و نتایج مدل‌هایی که ارزش در معرض خطر را به درستی تخمین می‌زنند، تأثیرگذار است.

۳. فرضیه‌های پژوهش

- در میان بازدهی‌ها، خودهمبستگی معنی‌دار وجود دارد.
- بازدهی‌ها دارای توزیع نرمال نیستند.
- اثر آخر هفته در میان بازدهی‌های روزانه شاخص کل قیمت وجود دارد.

۴. روش پژوهش

در این بررسی با استفاده از توزیع‌ها و روش‌های آماری به برآزش مدل، بررسی فرضیه‌ها و پیش‌بینی ارزش در معرض خطر می‌پردازیم. به‌طور کلی، روش‌های محاسبه ارزش در معرض خطر به دو دسته پارامتری و ناپارامتری تقسیم می‌شوند.

۱-۴. روش‌های ناپارامتری

در روش‌های ناپارامتری، توزیع خاصی برای متغیر تحت بررسی فرض نمی‌شود. یکی از ساده‌ترین روش‌های ناپارامتری، روش شبیه‌سازی تاریخی است. این روش نیاز به هیچ‌گونه فرضی در مورد توزیع داده‌ها ندارد و ارزش در معرض خطر با توجه به خسارات گذشته برآورد می‌شود (Saita, 2007).

۲-۴. روش‌های پارامتری

در مدل‌های پارامتری از روش واریانس-کواریانس^۱ برای برآورد ارزش در معرض خطر استفاده می‌شود. در این روش، نکته کلیدی استفاده از تابع توزیع مناسب برای تغییرات قیمت دارایی است (Saita, 2007). این روش به این صورت تعریف می‌گردد:

$$\text{VaR}_t(\alpha) = \hat{\mu}_t + F^{-1}(\alpha)\hat{\sigma}_t$$

F: تابع توزیع بازدهی‌ها با میانگین μ_t و واریانس σ_t^2 .

در این بررسی، از توزیع‌های نرمال، تی-استیودنت و روش نظریه مقدار کرانی برای برآزش توزیع بازدهی‌ها استفاده می‌شود. روش نظریه مقدار کرانی با استفاده از توزیع پارتو تعمیم‌یافته، چهارچوب مناسبی برای مطالعه رفتار توزیع‌های دنباله کلفت فراهم می‌آورد (Gencay et al., 2003). در مدل پارتو تعمیم‌یافته ابتدا مقداری حدی را در نظر گرفته و سپس توزیع پارتو بر داده‌های بالاتر از مقدار حدی برآزش داده می‌شود. تابع توزیع احتمال شرطی مقادیر مازاد حد u به این صورت تعریف می‌شود:

$$F_u(y) = \Pr(X-u \leq y | X > u) = \frac{F(y+u) - F(u)}{1 - F(u)}, X > u$$

وقتی مقدار حدی به سمت بینهایت میل می‌کند، توزیع حدی $F_u(y)$ ، توزیع پارتو تعمیم‌یافته خواهد بود (Balkema and De Haam, 1974). توزیع پارتو تعمیم‌یافته به این صورت تعریف می‌شود:

$$G_{\xi, \sigma, u}(x) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \xi \frac{x-u}{\sigma}\right)^{-1/\xi}, & \text{if } \xi \neq 0 \\ 1 - \exp^{-(x-u)/\sigma}, & \text{if } \xi = 0 \end{cases}$$

$$x \in \begin{cases} [u, \infty], & \text{if } \xi \geq 0 \\ [u, u - \sigma/\xi], & \text{if } \xi < 0 \end{cases}$$

- $\xi = 1/\alpha$: پارامتر شکل؛

- α : شاخص دنباله؛

- σ : پارامتر مقیاس؛

- u : پارامتر مکان؛

- $\xi > 0$: نشان دهنده این است که توزیع دنباله کلفت است.

این روش بهتر از روش‌های دیگر می‌تواند صدک‌های بالاتر را برازش دهد. البته باید توجه داشت که ممکن است در سطح احتمال ۹۵٪ ریسک را کم برآورد کند.

۳-۴. مدل‌های سری زمانی

تحلیل مدل‌های سری زمانی عموماً بر پایه فرض همسانی واریانس‌ها بنا شده‌اند که این مورد ممکن است در بسیاری از داده‌های سری زمانی خصوصاً داده‌های اقتصادی برقرار نباشد. بنابراین باید مدل‌هایی استفاده شوند که شروط ناهمسانی را در برازش مدل‌های فوق در نظر بگیرند. یکی از خانواده‌های معروف از این مدل‌ها، ARCH است (Engle, 1982).

بارسلوف^۲ مدل‌های تعمیم‌یافته ARCH را معرفی کرد. این مدل‌ها که به نام GARCH معروف‌اند، به دلیل اینکه قابل فهم هستند و برآورد آنها آسان است، در زمینه‌های مالی بسیار پرکاربرد هستند.

مدل GARCH(1,1) یکی از کاربردی‌ترین مدل‌هایی است که برای برآورد نوسانات بازدهی‌های روزانه به کار می‌رود. به‌طور کلی این مدل بدون انجام هیچ‌گونه تحلیل آماری

1. Underestimate
2. Bollerslev, 1986

برای تشخیص ویژگی‌های داده‌ها، به خوبی برازش داده می‌شود. در مدل GARCH(1,1) فرض می‌شود که خسارت y_t ، از میانگین μ و عامل تغییرات ϵ_t تشکیل شده است.

$$y_t = \mu + \epsilon_t$$

از آنجاکه در مدل GARCH پیش‌بینی واریانس بر اساس اطلاعات گذشته انجام می‌شود، این واریانس، واریانس شرطی نامیده می‌شود. واریانس در مدل GARCH(1,1) به صورت تابعی از مجذور عامل تغییرات دوره قبل ϵ_{t-1}^2 و واریانس شرطی دوره قبل σ_{t-1}^2 تعریف می‌شود، که خواهیم داشت:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad \alpha_1, \beta_1 > 0, \alpha_1 + \beta_1 < 1$$

- α_0 : مقدار ثابت؛

- α_1 : ضریب رگرسیونی نوسانات دوره قبل؛

- β : ضریب رگرسیونی واریانس آخرین دوره.

این مدل با استفاده از روش ماکزیمم درست‌نمایی و با فرض نرمال بودن باقی‌مانده‌ها بر داده‌ها برازش داده می‌شود. به دلیل اینکه این مدل دارای پارامترهای کمتری است، معمولاً به خوبی بر داده‌ها برازش می‌شود و کاربرد آن در عمل آسان‌تر است.

مدل دیگری که برای مدل‌سازی بازدهی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد مدل EGARCH است که نلسون^۱ آن را مطرح کرد. با استفاده از این مدل می‌توان اثرات اهرمی را مدل‌سازی کرد. مفهوم اثرات اهرمی بیان می‌کند که تغییرات قیمت یک دارایی با تغییرات نوسان آن دارایی همبستگی منفی نشان می‌دهد. ساختار مدل EGARCH(1,1) به این صورت است:

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \left(\frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right) + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

وجود اثرات اهرمی را می‌توان با فرض $\gamma < 0$ آزمون کرد.

۵. معیار برازش مدل

برای تعیین بهترین مدل برازش داده شده از روش حداکثر درست‌نمایی^۱ و دو معیار اطلاع آکائیک^۲ و معیار شوارتز-بیزین^۳ استفاده شده است. دو معیار AIC و SBC نیز با توجه به آماره حداکثر درست‌نمایی به دست می‌آیند و در آنها تعداد پارامترها در نظر گرفته می‌شود. این معیارها به این صورت تعریف می‌شوند:

$$AIC(p) = 2 \ln(L_n(p)) - 2p$$

$$SBC(p) = 2 \ln(L_n(p)) - p \ln(n)$$

$L_n(p)$ - آماره حداکثر درست‌نمایی مدلی با p پارامتر و نمونه‌ای با n مشاهده.

هر چقدر مقدار آماره حداکثر درست‌نمایی بیشتر و مقدار معیارهای AIC و SBC کمتر باشد، مدل مورد نظر، بر داده‌ها برازش بهتری دارد (Faraway, 2006). رتبه‌بندی مدل‌ها نیز با توجه به این فرض انجام شده است.

برای بررسی همسویی نسبت خطاها با سطح اطمینان مورد نظر از آزمون نسبت درست‌نمایی^۴ ارائه شده توسط کوپیک^۵ استفاده می‌شود. به عبارت دیگر این آزمون نشان می‌دهد که آیا نسبت خطا تفاوت معنی‌داری با مقدار مورد انتظار دارد یا خیر. اگر α نسبت خطای مورد انتظار، T تعداد کل مشاهدات و N تعداد خطاها باشد، N دارای توزیع دو جمله‌ای با احتمال وقوع α خواهد بود. بنابراین فرض صفر و فرض مقابل آن به این صورت تعریف می‌شود:

$$H_0: \frac{N}{T} = \alpha \quad \text{and} \quad H_1: \frac{N}{T} \neq \alpha$$

آماره نسبت درست‌نمایی به این صورت خواهد بود:

$$LR = 2 \left[\log \left(\left(\frac{N}{T} \right)^N \left(1 - \frac{N}{T} \right)^{T-N} \right) - \log(\alpha^N (1-\alpha)^{T-N}) \right]$$

1. Maximum Likelihood
2. Akaike Information Criterion (AIC)
3. Schwarz's Bayesian Information Criterion (SBC)
4. Likelihood Ratio
5. Kupiec, 1995

$$LR \rightarrow \chi^2(1)$$

تحت فرض H_0 خواهیم داشت:

۶. بررسی اثر آخر هفته بر شاخص قیمت بورس

در بازارهای مالی از جمله بازار سهام و اوراق قرضه از نیم قرن گذشته تاکنون شواهد زیادی در مورد الگوهای مهم فصلی یا به تعبیر دیگر بی‌قاعدگی‌های فصلی در دست است و در میان محافل علمی و تجربی پیرامون شناسایی، تأیید یا رد این الگوها بحث‌های زیادی صورت گرفته است (راعی و شیرزادی، ۱۳۸۷).

مطابق فرضیه بازار کارا، قیمت سهام همواره به صورت تصادفی تغییر می‌یابد که دلیل آن نیز پاسخ قیمت سهام به اطلاعاتی است که به گونه‌ای تصادفی در طول زمان منتشر و عرضه می‌گردد. حال اگر خود زمان، عامل تغییردهنده قیمت سهام باشد به گونه‌ای که در طول دوره خاص علاوه بر اطلاعات عرضه‌شده (به صورت تصادفی) زمان نیز بر تغییر قیمت سهام مؤثر باشد و ماهیت تصادفی بودن رفتار بازار را تغییر دهد، این گونه الگوها به فرضیه بازار کارا خدشه وارد کرده و نوعی بی‌قاعدگی از آن شکل می‌گیرد. به این گونه اثرات، اثرات تقویمی^۱ یا بی‌قاعدگی‌های تقویمی و فصلی گفته می‌شود (Kohli and Kohers, 2001).

تحقیقات بسیاری در مورد اثر تقویمی در بازارهای بورس انجام شده است که نشان می‌دهد مقدار بازدهی در دوره زمانی مورد نظر از میانگین بازدهی‌ها بیشتر (یا کمتر) است. یکی از مهم‌ترین اثرات تقویمی که مورد توجه محققین و تحلیل‌گران مالی قرار گرفته است اثر تعطیلات آخر هفته^۲ است. اثر روزهای هفته به وجود الگوهایی در بازدهی سهام در گذشته اشاره دارد که این الگو به روزهای ویژه هفته مرتبط است. اثر آخر هفته نشان می‌دهد آخرین روز معاملاتی هفته یعنی چهارشنبه بازدهی کمتری نسبت به روزهای دیگر دارد، درحالی‌که شنبه یعنی اولین روز معاملاتی هفته، بازدهی بیشتری نسبت به روزهای دیگر دارد (اثر شنبه). از آنجا که سه روز بین چهارشنبه و

-
1. Calendar Effect
 2. Weekend Effect

شنبه وجود دارد، انتظار می‌رود که بازدهی‌های روز شنبه تقریباً سه برابر بیشتر از روزهای دیگر هفته باشند.

۱-۶. برازش مدل‌های رگرسیونی

روش متداولی که در بسیاری از تحقیقات برای بررسی اثر روزهای هفته به کار رفته است، استفاده از مدل رگرسیونی ساده خطی به این صورت است:

$$r_t = \alpha + \beta_2^* D_{2t} + \beta_3^* D_{3t} + \beta_4^* D_{4t} + \beta_5^* D_{5t} + \varepsilon_t$$

- r_t : بازدهی روزانه بر اساس شاخص بازار؛

- D_{it} : متغیرهای مجازی هستند که مقدار ۱ (اگر بازدهی روز t مربوط به روز مورد نظر باشد) و مقدار ۰ (در غیر این صورت) را می‌گیرد. کدهای ۱، ۲، ۳، ۴ و ۵ به ترتیب برای روزهای شنبه تا چهارشنبه به کار می‌روند.

جهت اجتناب از تله متغیرهای مجازی^۱، مدل ناگزیر از حذف یکی از متغیرهای مجازی است. برای این منظور روز دوشنبه، که وسط هفته است و در سوابق تحقیق شواهدی از آثار خاص در روز میانی هفته ارائه نشده است، حذف می‌شود. بنابراین اگر ضریب روز دوشنبه معنی‌دار باشد، باید آن را در جزء خطا یا جزء ثابت مدل جستجو کرد (بدری و صادقی، ۱۳۸۵). بنابراین ضریب ثابت α میانگین روزهای دوشنبه را در برمی‌گیرد و ضرایب β_i^* میانگین مازاد بازدهی‌های روزانه را در سایر روزهای هفته نسبت به روز دوشنبه نشان می‌دهند. ε_t عبارت خطاست. در صورتی که ضرایب β_i^* از نظر آماری معنی‌دار باشند، نشان‌دهنده این است که میانگین مازاد در روزهای دیگر هفته (مثبت یا منفی) تفاوت معنی‌داری با میانگین بازدهی‌های روز دوشنبه داشته‌اند.

پیش‌فرض‌هایی که برای اجرای این روش در نظر گرفته می‌شوند شامل نرمال بودن توزیع بازدهی‌ها، عدم وجود خودهمبستگی و ثابت بودن واریانس است. بنابراین در اجرای این روش ممکن است با مشکلاتی از قبیل نرمال نبودن توزیع بازدهی‌ها، وجود خودهمبستگی و ثابت نمودن واریانس مواجه شویم.

با توجه به این موضوع که برخی از پیش فرض‌های اجرای مدل رگرسیون برقرار نیستند (مانند نرمال بودن توزیع بازدهی‌ها و عدم وجود خودهمبستگی) لازم است از روش‌های مناسبی برای بهبود مدل‌ها استفاده شود. برای از بین بردن اثر خودهمبستگی از مدلی استفاده می‌شود که با در نظر گرفتن وقفه^۱ یک روزه در مدل اول شرایط عدم خودهمبستگی را فراهم می‌کند. این مدل به این صورت تعریف می‌شود:

$$r_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_{it} D_{it} + \theta r_{t-1} + \varepsilon_t$$

همچنین با توجه به این مسئله که واریانس ممکن است در طول زمان تغییر کند، می‌توان از روش‌های ناهمسانی واریانس مانند مدل‌های ARCH و GARCH استفاده نمود. در اکثر بررسی‌هایی که اخیراً در مورد اثر تقویمی انجام شده است مدل‌های مختلفی بر اساس مدل GARCH مورد استفاده قرار گرفته‌اند. با در نظر گرفتن مدل GARCH(1,1) مدل به شکل زیر خواهد بود:

$$r_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_{it} D_{it} + \theta r_{t-1} + \lambda \sigma_t + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \varepsilon_{t-1}^2$$

در طراحی این مدل، این موضوع که ممکن است واریانس شرطی σ_t به عنوان نماینده ریسک بر روزهای مختلف هفته اثرگذار باشد نیز لحاظ شده است. λ در این مدل می‌تواند معیار ریسک باشد (بدری و صادقی، ۱۳۸۵).

۲-۶. روش‌های تعدیل اثر آخر هفته

برای حذف اثر آخر هفته، روش‌های مختلفی به کار می‌رود:

- ممکن است روزهای تعطیل به همراه روز پس از آن حذف شوند. بنابراین در این روش بازدهی روز شنبه نیز حذف می‌شود. در این روش با حذف بازدهی روز شنبه تعداد مشاهدات کاهش می‌یابند.

- بازدهی روز بعد از تعطیلی (شنبه) برای روزهای تعطیل توزیع می‌شود. بنابراین بازدهی روزهای پنجشنبه، جمعه و شنبه برابر با بازدهی روز شنبه تقسیم بر ۳ خواهد بود.

- در روش سوم میانگین تعدیل شده زیر برای بازدهی روزهای تعطیل در نظر گرفته می‌شود:

$$(r_w - \mu) + (r_s - \mu)$$

- r_w : بازدهی روز چهارشنبه؛

- r_s : بازدهی روز شنبه؛

- μ : میانگین بازدهی‌های ۵ روز هفته.

باید توجه کرد که در این روش، اثر روز شنبه تعدیل نمی‌شود.

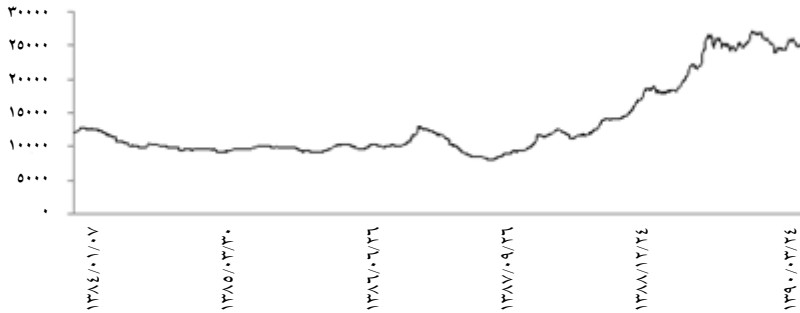
۷. تحلیل داده‌ها

۷-۱. محاسبه ارزش در معرض خطر سهام با استفاده از شاخص قیمت کل

بازار بورس و اوراق بهادار تهران

برای محاسبه ریسک سهام در این بررسی از شاخص کل قیمت بازار بورس و اوراق بهادار تهران مربوط به سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۰ استفاده می‌کنیم، که نمونه جمع‌آوری شده شامل ۱۶۸۸ روز شاخص است. نمودار ۱ تغییرات شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد. اگر چه به‌طور کلی این شاخص روند صعودی داشته است ولی در دوره‌هایی نیز روند نزولی به خود گرفته است. شاخص قیمت در طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۷ دارای نوسانات کمتری بوده است، حال آنکه این نوسانات در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ به طور قابل توجهی افزایش یافته‌اند.

نمودار ۱. تغییرات شاخص قیمت کل در محدوده زمانی ۱۳۸۴/۱/۱ تا ۱۳۹۰/۱۲/۲۸



بازدهی لگاریتمی در زمان t به این صورت تعریف می شود:

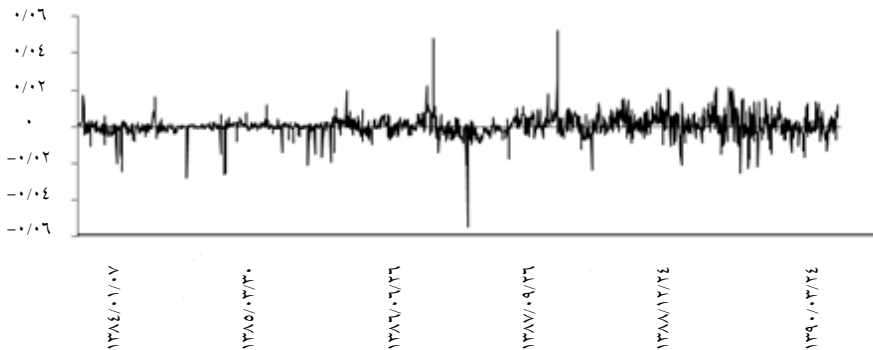
$$r_t = \log \left(\frac{S_t}{S_{t-1}} \right) \times 100$$

S_t - نشانگر شاخص قیمت در روز t ؛

S_{t-1} - نمایانگر شاخص قیمت در $t-1$.

نمودار ۲ نشان می دهد که به طور کلی بازدهی شاخص در دامنه ۰/۰۳ تا ۰/۰۳- تغییر می کند که زمان هایی بازدهی (زیان) قابل ملاحظه و خارج از این دامنه نیز دیده می شود.

نمودار ۲. بازدهی شاخص قیمت کل در محدوده زمانی ۱۳۸۴/۱/۱ تا ۱۳۹۰/۱۲/۲۸



در ابتدا برای تشخیص ویژگی های توزیع زیان، نرمال بودن آنها و وجود خودهمبستگی میان آنها بررسی می شود.

جدول ۱ آزمون‌های نرمال بودن (با استفاده از آماره جاکو- برا) را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج، مشاهده می‌شود که فرض نرمال بودن رد می‌شود. وجود نوسانات گروهی لزوم استفاده از مدل‌های GARCH را نشان می‌دهد.

جدول ۱. آماره‌های تشخیصی توزیع بازدهی‌ها

معنی‌داری	برآورد	آماره
۰/۰۰۰	۱۳۹۲۱	Jarque-Bera

برای تشخیص وجود همبستگی پیاپی در بازدهی‌ها از آزمون لیونگ- باکس^۲ استفاده می‌شود. به منظور تعیین تعداد وقفه‌ها در آزمون لیونگ باکس از رابطه $m = \ln(T)$ استفاده می‌شود که در آن m و T به ترتیب بیانگر تعداد وقفه‌ها و تعداد مشاهدات است. با توجه به نتایج جدول مشاهده می‌شود که عدم وجود خودهمبستگی تا مرتبه ۶ رد می‌شود. ولی مقدار ضرایب خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی در وقفه دوم نسبت به وقفه اول به میزان قابل توجهی کاهش یافته و مقدار آن منفی است. بنابراین می‌توان وقفه ۱ روزه را برای بازدهی‌های شاخص قیمت مناسب دانست.

جدول ۲. آزمون وجود خودهمبستگی میان بازدهی‌ها

آماره لیونگ- باکس			ضرایب خودهمبستگی جزئی	ضرایب خودهمبستگی	وقفه
معنی‌داری	درجه آزادی	مقدار			
۰/۰۰۷	۱	۱۰/۰۲	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۱
۰/۰۱۶	۲	۱۰/۲۹	-۰/۰۱۰	-۰/۰۱۳	۲
۰/۰۲۲	۳	۱۱/۴۶	۰/۰۲۰	۰/۰۲۶	۳
۰/۰۱۳	۴	۱۴/۴۴	۰/۰۴۵	۰/۰۴۲	۴
۰/۰۲۲	۵	۱۴/۸۱	-۰/۰۱۷	-۰/۰۱۵	۵
۰/۰۳۸	۶	۱۴/۸۲	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۳	۶
۰/۰۶۱	۷	۱۴/۸۹	۰/۰۱۰	۰/۰۰۷	۷
۰/۰۸۵	۸	۱۵/۲۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۴	۸
۰/۱۱۶	۹	۱۵/۴۵	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۲	۹
۰/۱۶۷	۱۰	۱۵/۴۶	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳	۱۰

1. Jarque-Bera
2. Ljung Box

جدول ۳ برآورد ارزش در معرض خطر را در دو سطح احتمال ۰/۹۵ و ۰/۹۹ و در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۴ نشان می‌دهد. آماره نکویی برازش^۱ نشان می‌دهد که مدل‌های EGARCH و توزیع تی- استیودنت برازش خوبی دارند. روش‌های GARCH-n و EGARCH-n و توزیع تی- استیودنت برآوردهای نزدیک‌تری به هم دارند، ولی مدل‌بندی خطاها با استفاده از توزیع تی، مقدار ارزش در معرض خطر را به میزان قابل توجهی افزایش می‌دهد.

جدول ۳. برآورد ارزش در معرض خطر سالانه در سطح احتمال ۰/۹۵ و ۰/۹۹ با استفاده از شاخص قیمت در بازه زمانی ۵ ساله (۱۳۸۸-۱۳۸۴)

مدل	شبه‌سازی	پارتو	تی	نرمال	Egarch -t	Garch-t	Egarch	Garch
سطح احتمال ۰/۹۵	٪۱۰/۴۶	٪۶/۸۶	٪۱۰/۳۴	٪۱۳/۴۱	٪۴۰/۱۰	٪۱۳/۸۶	٪۱۷/۷۹	٪۱۱/۴۷
سطح احتمال ۰/۹۹	٪۲۷/۲	٪۲۴/۲۹	٪۲۳/۶۸	٪۱۸/۹۸	٪۸۷/۳۲	٪۲۵/۹۶	٪۲۵/۱۶	٪۱۶/۲۲
معیار نکویی برازش			۴۹۵۹/۵۶	۴۶۲۰/۹۹	۴۹۶۹/۱۶	۴۷۴۵/۸۶	۴۹۶۴/۴۴	۴۷۴۱/۴۸
AIC					-۸/۲۴	-۷/۸۷	-۸/۲۳	-۷/۸۶
SBC					-۸/۲۱	-۷/۸۵	-۸/۲۲	-۷/۸۵
رتبه			۳	۶	۱	۲	۴	۵

جدول ۴ برآورد ارزش در معرض خطر را در دو سطح احتمال ۰/۹۵ و ۰/۹۹ و در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۰ نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود اضافه کردن داده‌های دو سال اخیر بازار به تحلیل، ارزش در معرض خطر را به مراتب افزایش می‌دهد. تفاوت برآورد حاصل از مدل‌های GARCH-t و EGARCH-t با سایر مدل‌ها، در اینجا نیز قابل ملاحظه است و در واقع این مدل‌ها ریسک را بیش‌برآورد می‌کنند.

جدول ۴. برآورد ارزش در معرض خطر سالانه در سطح احتمال ۰/۹۵ و ۰/۹۹ با استفاده از شاخص

قیمت در بازه زمانی ۷ ساله (۱۳۸۴-۱۳۹۰)

مدل	شبه‌سازی	پارتو	تی	نرمال	Garch-t	Egarch	Garch	Egarch
سطح احتمال /۹۵	%۱۱/۵۳	%۱۰/۹۷	%۱۲/۴۰	%۱۴/۳۳	%۳۱/۱۱	%۳۵/۲۲	%۳۴/۳۶	%۲۴/۹۷
سطح احتمال /۹۹	%۲۸/۱۴	%۲۷/۳۳	%۲۷/۴۲	%۲۰/۵۶	%۶۳/۳۶	%۶۲/۹۳	%۴۸/۶۰	%۳۵/۳۱
معیار نکویی برازش				۶۲۸۹/۸۹	۶۷۹۸/۸۲	۶۷۵۰/۶۵	۶۵۲۷/۰۹	۶۵۱۹/۹۶
AIC				-۸۰/۴	-۷/۷۲	-۷/۷۲	-۷/۹۹	-۷/۷۲
SBC				-۸/۳۰	-۷/۷۱	-۷/۷۱	-۷/۹۷	-۷/۷۱
رتبه			۳	۶	۱	۲	۴	۵

برای بررسی کارایی مدل‌ها از روش چهارچوب متحرک^۱ استفاده می‌شود. برای این کار ابتدا زیان‌های ۱۲۰۴ روز اول که مربوط به سال ۱۳۸۸-۱۳۸۴ هستند، در نظر گرفته می‌شوند و با استفاده از آنها ارزش در معرض خطر برای روز ۱۲۰۵ ام محاسبه می‌شود. سپس برآورد به دست آمده با زیان واقعی همان روز مقایسه می‌شود. در مرحله دوم، برآورد روز ۱۲۰۶ ام بر اساس زیان‌های روز دوم تا روز ۱۲۰۵ ام به دست می‌آید و با مقدار زیان واقعی همان روز مقایسه می‌شود. در نهایت بر اساس ۴۸۴ مقایسه که با زیان‌های واقعی سال ۱۳۸۹-۱۳۹۰ انجام می‌شود، نسبت خطای مدل محاسبه می‌شود. نسبت خطای مدل از تقسیم تعداد زیان‌هایی که از برآورد ارزش در معرض خطر بیشتر هستند بر تعداد کل برآوردها به دست می‌آید.

جدول ۵ نسبت خطای مدل‌ها را در سطوح احتمال ۵ و ۱ درصد نشان می‌دهد (اعداد درون پرانتز رتبه مدل‌ها هستند). رتبه‌بندی مدل‌ها بر این اساس است که مدلی که نسبت خطای آن به نسبت خطای مورد انتظار (سطح احتمال) نزدیک‌تر باشد، بالاترین رتبه را می‌گیرد.

معنی داری نسبت خطاها با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی در سطح معنی داری ۰/۰۵ به دست آمده است. مشاهده می‌شود که در سطح احتمال ۵٪ مدل GARCH و بعد از آن EGARCH بهترین مدل‌ها هستند. همچنین مدل EGARCH در سطح احتمال ۱٪ بهترین کارایی را دارد.

جدول ۵. نسبت خطا برای زیان‌های روزانه با استفاده از شاخص قیمت

معنی داری	۱٪		معنی داری	۵٪		مدل
۰/۱۸۷	(۲)	٪۱/۹۱	۰/۰۰۰	(۴)	٪۱۰/۰۵	شبیه‌سازی تاریخی
۰/۰۰۰	(۵)	٪۳/۳۵	۰/۲۴۳	(۳)	٪۷/۱۸	نرمال
۰/۰۳۹	(۳)	٪۲/۳۹	۰/۶۴۱	(۱)	٪۵/۲۶	مدل GARCH(1,1)
۰/۳۶۶	(۱)	٪۰/۷۲	۰/۲۶۱	(۲)	٪۴/۵۵	مدل EGARCH(1,1)
۰/۰۰۰	(۴)	٪۹/۸۱	۰/۰۰۰	(۵)	٪۳۳/۷۳	توزیع پارتو تعمیم‌یافته

در مجموع مدل EGARCH علاوه بر اینکه برازش خوبی بر زیان‌ها دارد، برآورد دقیق‌تری از ریسک را ارائه می‌دهد و کارایی خوبی نیز دارد. بنابراین می‌توان از آن به عنوان یک مدل معیار برای محاسبه ارزش در معرض خطر استفاده کرد. برای تشخیص تفاوت بازدهی‌ها در روزهای مختلف هفته، آماره‌های توصیفی از قبیل میانگین و انحراف معیار بازدهی‌ها محاسبه شده‌اند. با توجه به این آماره‌ها تفاوت قابل ملاحظه‌ای میان بازدهی روزهای مختلف هفته وجود دارد. روزهای شنبه و یکشنبه به ترتیب دارای بیشترین و کمترین میانگین بازدهی‌ها هستند و این امر می‌تواند وجود اثر آخر هفته را اثبات کند. در میان روزهای هفته از نظر میزان انحراف معیار بازدهی‌ها، تفاوت زیادی دیده نمی‌شود.

جدول ۶. آماره‌های توصیفی روزهای هفته برای شاخص کل قیمت

کل روزها	چهارشنبه	سه‌شنبه	دوشنبه	یکشنبه	شنبه	
۱۶۸۸	۳۳۶	۳۳۸	۳۳۹	۳۴۲	۳۳۲	تعداد روزها
۰/۰۴۵	۰/۰۸۷	۰/۰۶۷	۰/۰۰۹	-۰/۰۰۵	۰/۱۱۸	میانگین بازدهی (%)
۰/۵۸۳	۰/۶۰۹	۰/۵۱۴	۰/۵۳۷	۰/۶۵۷	۰/۵۷۴	انحراف معیار (%)
۵/۲۶۱	۵/۲۶۱	۲/۷۴۶	۱/۹۳۶	۲/۰۸۶	۴/۸۳۵	ماکزیمم (%)
-۵/۴۵۰	-۲/۵۶۴	-۲/۳۱۹	-۲/۵۹۲	-۵/۴۵۰	-۱/۸۰۱	مینیمم (%)

در جدول ۷ از آزمون لون^۱ برای بررسی همگنی واریانس استفاده شده است که با توجه به آن، فرض همگنی واریانسها تأیید می‌شود. با توجه به آزمونهای نرمال بودن و وجود خودهمبستگی که قبلاً انجام شده است نیز فرض نرمال بودن و عدم وجود خودهمبستگی رد می‌شود.

جدول ۷. آزمون همگنی واریانسها

آماره	معنی داری
۱/۴۱۱	۰/۲۲۸

به دلیل نرمال نبودن توزیع بازدهیها از آزمون کروسکال والیس^۲ که معادل ناپارامتری آزمون تحلیل واریانس یکطرفه است، برای مقایسه میانگینهای روزهای مختلف هفته استفاده می‌شود. این آزمون تفاوت معنی داری در میان بازدهی روزهای هفته نشان می‌دهد (البته توجه شود که این آزمون فقط تفاوت را نشان می‌دهد و جهت بزرگتر یا کوچکتر بودن، میانگین روزها را نشان نمی‌دهد).

جدول ۸. آزمون کروسکال والیس

روز	شنبه	یکشنبه	دوشنبه	سه‌شنبه	چهارشنبه	آماره‌ی کای اسکور	درجه آزادی	معنی داری
میانگین رتبه‌ها	۷۲۲/۸۴	۶۴۴/۲۵	۶۲۵/۴۸	۷۰۶/۹۲	۷۳۰/۹۸	۱۱/۳۸۶	۴	۰/۰۲۳

در جدول ۹ نتایج اجرای مدل رگرسیون خطی ارائه شده است. با توجه به ضرایب مدل می‌توان اثر شنبه با بیشترین ضریب و معنی داری در سطح احتمال ۰/۰۱ و ۰/۰۵ را تأیید نمود. روز یکشنبه نیز دارای ضریب منفی است.

جدول ۹. نتایج تخمین مدل رگرسیون برای بازدهیهای روزانه

ضریب	ضریب ثابت	شنبه	یکشنبه	سه‌شنبه	چهارشنبه
برآورد	۰/۰۰۰	۰/۰۷۴	-۰/۰۴۳	۰/۰۴۰	۰/۰۵۴
معنی داری	۰/۷۷۶	۰/۰۱۵	۰/۱۶۳	۰/۱۹۶	۰/۰۸۰

1. Levene
2. kruskal Wallis

با توجه به نتایج اجرای مدل دوم نیز می‌توان اثر شنبه با بیشترین ضریب و معنی-داری در سطح احتمال ۰/۰۱ و ۰/۰۵ را تأیید نمود. روز یکشنبه نیز دارای ضریب منفی و معنی‌دار است. همبستگی بین بازدهی‌ها با در نظر گرفتن وقفه یک روزه نیز معنی‌دار است.

جدول ۱۰. نتایج تخمین مدل دوم برای بازدهی‌های روزانه

ضریب	ضریب ثابت	شنبه	یکشنبه	سه‌شنبه	چهارشنبه	θ
برآورد	۰/۰۰۰	۰/۰۶۳	-۰/۰۶۸	۰/۰۴۱	۰/۰۴۰	۰/۴۳۰
معنی‌داری	۰/۸۴۷	۰/۰۴۳	۰/۰۳۱	۰/۱۹۳	۰/۱۹۶	۰/۰۰۰

ضرایب به‌دست‌آمده با استفاده از اجرای مدل سوم نشان می‌دهند که روزهای شنبه و یکشنبه در اینجا نیز دارای ضرایب معنی‌داری هستند. علاوه‌براین ضریب ثابت نیز معنی‌دار شده است. همبستگی بین بازدهی‌ها با در نظر گرفتن وقفه یک روزه در این مدل نیز معنی‌دار است. جمع ضرایب مدل GARCH بدون در نظر گرفتن ضریب ثابت از ۱ کمتر و هر دو مثبت و معنی‌دار هستند. از آنجاکه جمع ضرایب نزدیک به ۱ است می‌توان نتیجه گرفت که نوسانات پایا هستند (Kiymaz and Berument, 2001).

جدول ۱۱. نتایج تخمین مدل سوم برای بازدهی‌های روزانه

ضریب	ضریب ثابت	شنبه	یکشنبه	سه‌شنبه	چهارشنبه	λ	θ	β_0	β_1	β_2
برآورد	-۰/۰۰۱	۰/۰۶۴	-۰/۰۶۷	۰/۰۴۰	۰/۰۴۳	۰/۰۸۶	۰/۴۱۰	۰/۰۰۰	۰/۳۷۵	۰/۴۹۸
معنی‌داری	۰/۰۱۵	۰/۰۳۹	۰/۰۳۳	۰/۱۹۸	۰/۱۶۶	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

با برازش مدل‌های رگرسیونی یادشده، اثر روز شنبه در تمام مدل‌ها تأیید می‌شود. جدول ۱۲ برآورد ارزش در معرض خطر با استفاده از مدل EGARCH در سطح احتمال ۰/۹۹ و در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۴ برای بازدهی‌های اولیه و بازدهی‌های تعدیل‌شده با سه روش ذکرشده و آزمون پس‌نگر^۱ مربوط به آنها را نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که بدون اعمال تعدیل، برآورد ارزش در معرض خطر بالاتری به‌دست می‌آید. در روش اول با حذف بازدهی‌های روز شنبه (که به طور میانگین میزان

زیان بیشتری نسبت به دیگر روزهای هفته داشته است) برآورد ارزش در معرض خطر کاهش یافته است. ولی در مقایسه با دو روش دیگر، این روش ارزش در معرض خطر بالاتر با نسبت خطای پایین تری را نتیجه می‌دهد. در مقابل روش دوم، مقدار ارزش در معرض خطر پایین تر با نسبت خطای بالاتری را ارائه می‌دهد، ولی این نسبت خطا در سطح احتمال ۰/۰۵ رد نمی‌شود. برآورد ارزش در معرض خطر با استفاده از روش سوم نزدیک به روش اول است ولی نسبت خطای آن بالاتر است.

جدول ۱۲. نسبت خطا برای روش‌های تعدیل بازدهی‌ها در سطح احتمال ۱٪

مدل سوم	مدل دوم	مدل اول	بدون تعدیل	
۱/۵۲۶	۱/۲۲۱	۱/۵۲۸	۱/۶۰۴	ارزش در معرض خطر روزانه (%)
۱۶۸۱	۱۸۱۷	۹۶۶	۱۲۰۴	تعداد بازدهی‌ها
۱/۴۷۵	۲/۰۳۳	۰/۷۶۹	۰/۲۰۷	نسبت خطا (%)
۰/۶۶۱	۲/۱۲۹	-۰/۵۶۲	-۱/۶۲۹	آماره نسبت درست‌نمایی
۰/۴۱۶	۰/۱۴۵	۱	۱	معنی‌داری

با توجه به نتایج فوق و ویژگی‌های خاصی که هر کدام از روش‌های تعدیل دارند، می‌توان از روش دوم به عنوان روشی قابل قبول برای تعدیل بازدهی‌ها در مقابل اثر آخر هفته استفاده کرد.

با اعمال این تعدیل علاوه بر اینکه برآورد واقعی تری از ریسک ارائه می‌شود، می‌توان ریسک مازادی که ناشی از نوسانات غیر تصادفی است را کاهش داد. با در نظر گرفتن این مسئله، برآورد ارزش در معرض خطر روزانه به میزان ۰/۳۸٪ و ارزش در معرض خطر سالانه به میزان ۲۳٪ کاهش می‌یابد.

۷-۲. محاسبه ارزش در معرض خطر سهام با استفاده از شاخص کرایه مسکن‌های

اجاره‌ای در مناطق شهری

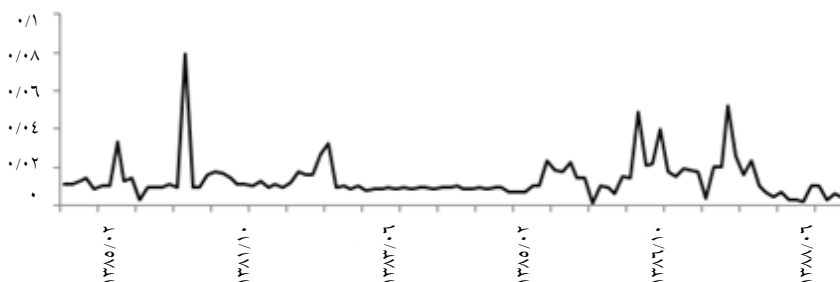
آنچه تحولات بازار مسکن را از تحولات سایر بخش‌های اقتصادی متفاوت می‌کند و موجب شکل گرفتن الگوی متفاوت تغییر قیمت می‌شود، تقاضای سرمایه‌ای (تقاضای مسکن برای حفظ ارزش دارایی) مسکن است. بخش مسکن در غیاب بازار سرمایه ۲۰ الی ۳۰ درصد

نقدینگی جامعه را به خود اختصاص داده است. در سه دهه گذشته حدود ۳۴٪ از نقدینگی وارد شده به بخش مسکن به انگیزه تقاضای سرمایه، وارد بازار مسکن شده است. تحولات نرخ ارز و سهام از دیگر عواملی است که بخش مسکن از آن متأثر می‌شود. به‌طورمثال انتظارات ناشی از کاهش قیمت ارز یا سهام موجب خروج سرمایه‌های فعال در فعالیتهای مربوط به معاملات ارز و سهام و حرکت آن به سمت بخش مسکن و بالعکس می‌شود. فقدان کارآمدی نظام بانکی در جذب سپرده‌های بلندمدت موجب حرکت این سپرده‌ها به سمت بازار زمین و مسکن و افزایش قیمت این بازار می‌شود.

سری زمانی شاخص کرایه مسکن‌های اجاره‌ای، پراهمیت‌ترین زیرگروه مسکن است. باید توجه شود که تغییر قیمت مسکن در کوتاه‌مدت تأثیرگذار نیست و این تغییر در بلندمدت تثبیت می‌شود (مقتدایی و چلوپیان، ۱۳۸۷). این بازدهی‌های شاخص کرایه مسکن‌های اجاره‌ای در طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۳ نوسانات بسیار کمی داشته‌اند. ولی پس از این دوره شاهد تغییرات بیشتری در مقدار بازدهی این شاخص هستیم.

نمودار ۳. تغییرات بازدهی‌های شاخص کرایه‌های مسکن اجاره‌ای مناطق شهری ایران در سال‌های

۱۳۸۰-۱۳۸۹



با توجه به اینکه تمامی مقادیر بازدهی‌ها مثبت هستند بنابراین بدیهی است که توزیع آنها متقارن نیست. با توجه به نتایج جدول ۱۳ نیز فرض نرمال بودن رد می‌شود. آزمون عدم وجود خودهمبستگی نیز تا مرتبه ۱۵ رد می‌شود.

جدول ۱۳. آماره‌های تشخیصی توزیع زیان‌ها

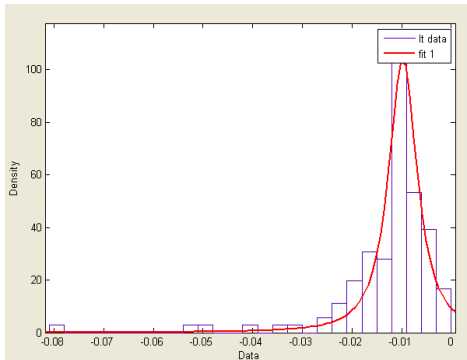
معنی داری	برآورد	آماره
۰/۰۰۰	۱۵۳۳/۸۰	Jarque-Bera
۰/۰۰۰	۳۴/۹۶	Ljung-Box

هیستوگرام زیان‌های روزانه و توزیع‌های نرمال و تی برازش شده بر آنها در نمودار ۴ نمایش داده شده است. در اینجا توزیع نرمال، برازش مناسب‌تری نسبت به توزیع تی داشته است. باید توجه شود که تمام مقادیر زیان از صفر کمتر هستند و در واقع با توجه به نرخ رشد صعودی شاخص اجاره مسکن، زیان واقعی وجود نداشته است.

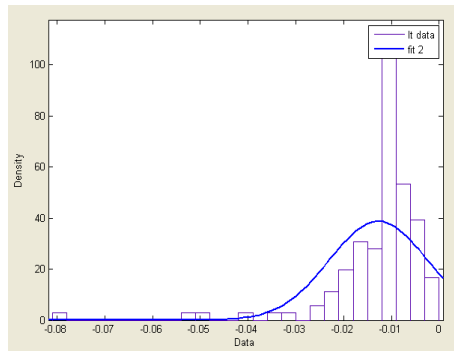
نمودار ۴. الف) برازش توزیع زیان مسکن با استفاده از توزیع نرمال، ب) برازش توزیع زیان مسکن با

استفاده از توزیع تی استیوونت

(ب)



(الف)



جدول ۱۴ برآورد ارزش در معرض خطر را در دو سطح احتمال ۰/۹۵ و ۰/۹۹ و در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۴ نشان می‌دهد. آماره نکویی برازش نشان می‌دهد که مدل‌های EGARCH-t، GARCH-t و توزیع تی استیوونت برازش خوبی دارند، ولی این مدل‌ها در سطح احتمال ۰/۹۹ ریسک را بیش برآورد می‌کنند. مدل EGARCH و توزیع نرمال، برآوردهای نزدیک‌تری به هم دارند و برآورد آنها نسبت به سایر مدل‌ها دقیق‌تر است.

بنابراین با توجه به برآوردهای محاسبه شده و مقایسه مدل‌ها، ارزش در معرض بازدهی‌های ماهانه این شاخص در سطح ۹۹٪، ۱/۴۷٪ برآورد می‌شود. جدول ۱۴. برآورد ارزش در معرض خطر سالانه در سطح احتمال ۹۵٪ و ۹۹٪ با استفاده از شاخص کرایه مسکن در بازه زمانی ۱۰ ساله (۱۳۸۹-۱۳۸۰).

مدل	شبه‌سازی	تی-استیودنت	نرمال	Egarch-t	Garch-t	Egarch	Garch
سطح احتمال ۹۵٪	۱/۰۶-	۴/۳۲٪	۱/۴۷٪	۳۷/۱۰	۵/۷۷٪	۱/۴۷٪	۵/۸۵٪
سطح احتمال ۹۹٪	۰/۴۵-	۴۶/۰۸٪	۳/۹۱٪	۸۶/۵۹٪	۱۱/۲۵٪	۲/۰۹٪	۸/۲۷٪
معیار		۴۲۲/۴۲	۳۷۶/۰۱	۴۳۵/۳۵	۴۳۴/۹۴	۳۸۱/۴۴	۳۷۶/۰۲
نکویی	AIC	۰	۰	-۷/۲۱	-۷/۲۲	-۶/۳۳	-۶/۲۵
برازش	SBS	۰	۰	-۷/۰۷	-۷/۱۱	-۶/۲۱	-۶/۱۶
رتبه		۳	۶	۱	۲	۴	۵

۸. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در سال‌های اخیر اهمیت رابطه بیمه و رشد اقتصادی با توجه به سهم فزاینده بخش بیمه در کل بخش مالی در حال افزایش است. همچنین فعالیت بازار بیمه نه تنها به خودی خود، بلکه به عنوان مکملی برای سایر بخش‌های مالی نیز بر رشد اقتصادی اثرگذار است. در این رهگذر بر اساس دو جنبه مهم فعالیت شرکت‌های بیمه (تأمین ریسک و سرمایه‌گذاری منابع)، بر اجرای دو مسئولیت مهم بیشتر متمرکز می‌شود، یکی نظارت بر توانگری مالی و دیگری حمایت و پشتیبانی از حقوق ذی‌نفعان (خصوصاً بیمه‌گذاران).

شرکت‌های بیمه با دریافت حق‌بیمه به خلق درآمد پرداخته و آن را سرمایه‌گذاری می‌نمایند، این سرمایه‌گذاری‌ها به نوبه خود ریسک‌های مشخصی را به دنبال خواهند داشت. بزرگ‌ترین مزیت ارزش در معرض خطر در ایجاد روشی سازمان‌یافته و ساختاری جهت ارزیابی دقیق ریسک است. مؤسسات مالی با استفاده از ارزش در معرض خطر، سیستم مدیریت ریسک مستقلی را برای نظارت کامل بر عملکرد خود اعمال می‌کنند (Jorion, 2000).

در این مقاله ریسک دارایی مؤسسات بیمه در دو بخش سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار و املاک و مستغلات بررسی شده است. در ابتدا به بررسی ویژگی‌های توزیع بازدهی‌ها و آزمون فرضیات پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهند که فرضیات نرمال نبودن توزیع بازدهی‌ها و وجود خودهمبستگی میان آنها تأیید می‌شوند. سپس برای برآورد ارزش در معرض خطر از مدل‌های EGARCH، GARCH و توزیع‌های نرمال، پارتو تعمیم‌یافته و روش شبیه‌سازی تاریخی استفاده شده است. مقایسه برآوردهای حاصل از این روش‌ها نشان می‌دهند که مدل EGARCH در هر دو بخش سهام و املاک و مستغلات، در مقایسه با دیگر روش‌ها از دقت و عملکرد بالایی‌تری برخوردار بوده است. در مرحله بعد برای بررسی فرضیه وجود اثر آخر هفته در بازدهی‌های روزانه شاخص کل قیمت، به بررسی تغییرات بازدهی‌ها در روزهای مختلف هفته پرداخته شده است. با توجه به اینکه تفاوت معنی‌دار در میان بازدهی‌ها به ویژه روز شنبه دیده می‌شود، فرضیه وجود اثر آخر هفته نیز تأیید می‌شود. وجود این اثر، نوسانات غیرتصادفی را افزایش می‌دهد. بنابراین بازدهی‌ها نسبت به این اثر تعدیل شدند و برآورد ارزش در معرض خطر پس از اعمال تعدیل محاسبه گردید. مشاهده می‌شود که با تعدیل این اثر، ارزش در معرض خطر ۲۳٪ کاهش می‌یابد. در نهایت این برآورد به عنوان معیاری که در سطح اطمینان مطلوب (۹۹٪)، ریسک سرمایه را در بخش سهام به طور دقیق‌تر و واقعی‌تر نشان می‌دهد، ارائه شده است.

شرکت‌های بیمه برای انجام تعهدات خود باید حداقل سرمایه مورد نیاز و سرمایه مورد نیاز توانگری را در اختیار داشته باشند. این بررسی دیدگاه واقع‌بینانه‌تری برای مدیران ریسک در تعیین سرمایه مورد نیاز خود فراهم می‌آورد تا از این طریق سطح توانگری مالی خود را مورد ارزیابی قرار دهند. ازسوی دیگر با بررسی دقیق ضرایب ریسک دارایی‌ها، بیمه‌گذار قادر خواهد بود توازنی میان تعهدات و دارایی‌های خود برقرار کند. این اصل که یکی از الزامات قانونی مبتنی بر ریسک و سرمایه‌ای مدل

توانگری II به‌شمار می‌رود، حاکی از وضعیت ریسک هر شرکت بیمه خواهد بود و بین حمایت از بیمه‌گذاران و هزینه‌های بیمه‌گران تعادل برقرار می‌کند (Sandstorm, 2011).

منابع

۱. آئین‌نامه نحوه محاسبه و نظارت بر توانگری مالی مؤسسات بیمه ۱۳۹۰، شورای عالی بیمه، بیمه مرکزی ج.ا.، تاریخ تصویب ۱۳۹۰/۱۱/۲۶.
۲. بدری، الف. و صادقی، م.، ۱۳۸۵. بررسی اثر روزهای مختلف هفته بر بازدهی، نوسان‌پذیری و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران. پیام مدیریت، ش ۱۷ و ۱۸، ص ۸۳-۵۵.
۳. راعی، ر. و شیرزادی، س.، ۱۳۸۷. بی‌قاعدگی‌های تقویمی و غیر تقویمی در بازارهای مالی. فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال اول، ش ۱، صص ۳۲-۱۰۱.
۴. محمدی، ش.، راعی، ر. و فیض‌آباد، آ.، ۱۳۸۷. محاسبه ارزش در معرض خطر پارامتریک با استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، دوره ۱۰، ش ۲۵، صص ۲۴-۱۰۹.
۵. مقتدایی، ع.ر. و چلویان، م.، ۱۳۸۷. نقش مسکن در شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (شاخص تورم). آمارهای اقتصادی ایران، سال دوم، ش ۵، صص ۳۷-۲۳.
6. Balkema, A., and De Haan, L., 1974. Residual life time at great age. *Annals of Probability*, 2, pp. 792–804.
7. Best, P., Balkema, A., and De Haan, L., 1974. Residual lifetime at great age. *Annals of Probability*, 2, pp.792–804.
8. Best, P., 1998, *Implementing value at risk*, Wiley.
9. Bollerslev, T., 1986, Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307–27.
10. Chan. K.F. and Gray, P., 2006. Using extreme value theory to measure value-at-risk for daily electricity spot prices. *International Journal of Forecasting*, 22, pp. 283– 300.
11. Dowd, K., 2002, *An introduction to market risk measurement*, Wiley.
12. Engle, R.F., 1982, Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K.inflation. *Econometrica*. 50, pp. 987-1008.
13. Faraway, J.J., 2006, *Extending the linear model with R*, Chapman & Hall.
14. Gencay, R., Selcuk, F. and Ulugclyagc, A., 2003. High volatility, thick tails and extreme value theory in value at risk estimation. *Insurance: Mathematics and Economics*, 33, pp. 337-56.

15. Giot, P. and Laurent, S., 2003, Value-at-risk for long and short trading positions. *Journal of Applied Econometrics*, 18, pp. 641 – 64.
16. Jorion, P., 2000. *Value at risk*, USA: McGraw-Hill.
17. Kiyamaz, H. and Berument, H., 2001. The day of the week effect on stock market volatility. *Economics and Finance*, 25, pp.181-93.
18. Kohli, K. and Kohers, T., 2001, The week-of-the monthly effect in stock returns; The evidence from the S&P composit index. *Journal of Economics and Finance*, 25, pp. 130-7.
19. Kupiec, P., 1995, Techniques for verifying the accuracy of risk management models. *Journal of Derivatives*, 3, pp. 73-84.
20. Mandelbrot, B., 1963. The variation of certain speculative prices. *Journal of Business*, 36, pp. 394–419.
21. McNeil, A.J., 1997, Estimating the tails of loss severity distributions using extreme value theory. *ASTIN Bulletin*, 27, pp. 1117–37.
22. McNeil, A.J., 1998, *Calculating quantile risk measures for financial time series using extreme value theory*. Department of Mathematics, ETH, Swiss Federal Technical University.
23. McNeil, A.J. and Frey, R., 2000. Estimation of tail-related risk measures for heteroscedasticity financial time series: An extreme value approach. *Journal of Empirical Finance*, 7, pp. 271– 300.
24. Mussa, M., 1979. Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, pp. 9–57.
25. Nelson, D. B., 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59, pp. 347-70.
26. Onour, I.A., 2010. Extreme risk and fat-tails distribution model: Empirical analysis. *Journal of Money, Investment and Banking*, 13, pp. 27-34.
27. Ross, S., 1976. The arbitrage theory of capita asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13, pp. 341-60.
28. Saita, F., 2007. *Value at risk and bank capital management*, Elsevier.
29. Sandstorm, A., 2011. *Handbook of solvency for actuaries and risk managers*, Chapman & Hall.