

Introducing a New Method for Calculating the Market Risk Factor of Solvency Model of Iranian Insurance Industry: The ARDL-GARCH Approach

Reza Jafari¹

Nader Mazloomi²

Amir Safari³

Received: 2019 April 13

Accepted: 2019 August 26

ABSTRACT

Objective: The main purpose of this paper was to present a more efficient method for measuring the insurance market risk of insurance companies in the model of solvency protocol No. 69 of the Supreme Council of Insurance. The market risk factors of the solvency model address two main issues: firstly, the various methods of calculating these factors and their efficiency have not been properly evaluated and secondly, these factors are for normal conditions and in calculating them, the economic shocks effects are not considered to extract volatility under stress conditions.

Methodology: We propose a new method that combines two models of Autoregressive Distributed Lags (ARDL) and Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH). Using the statistical data of Tehran Stock Exchange Index (TEPIX), Economic Growth, Inflation Rate and Exchange Rate in the period of 1999 to 2017 and using the Value at Risk measure (VaR), we modeled the investment market risk in stocks. Three simple variance-covariance methods, AR-GARCH and ARDL-EGARCH models were used. Finally, using the Kupiec back testing, the ARDL-EGARCH model was selected as the best model

Findings: Using the method presented in this paper, the risk factor estimation of the market risk of solvency model is more efficient than the other methods

Conclusions: Using the introduced model, the risk factor of investing in the stock market of financial corporations is 39% under normal economic conditions and 86.4% in crisis and stress conditions.

Keywords: Value at Risk (VaR), Solvency, Insurance Companies, Market Risk and ARDL-GARCH Model.

JEL Classification: G17, G22, G32.

1. PhD of Financial Management Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabatabaie University (**Corresponding Author**) rjafari212@yahoo.com

2. PhD of Management, Associate Professor of Business Management Group, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabatabaie University

3. PhD of Financial Economics, Office for Supervision of Life Insurance Center Insurance of I.R.Iran

ارائه روشی جدید برای محاسبه ضریب ریسک بازار مدل توانگری مالی صنعت بیمه ایران: رویکرد ARDL-GARCH

رضا جعفری^۱

نادر مظلومی^۲

امیر صفری^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۱/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۰۴

چکیده

هدف: ارائه روشی کارآتر برای سنجش ریسک بازار شرکت‌های بیمه در مدل توانگری مالی آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه است. ضریب ریسک بازار مدل توانگری مالی با دو مسئله اصلی روبه‌روست: اول آنکه در محاسبه این ضریب، روش‌های مختلف و کارایی آن‌ها به درستی بررسی نشده‌اند و دوم آنکه ضریب محاسبه شده برای شرایط عادی است و در محاسبه آن، آثار شوک‌های اقتصادی برای استخراج نوسان‌پذیری در شرایط بحرانی (استرس) لحاظ نشده است. لذا، هدف این پژوهش ارائه روش جدیدی است که در آن دو مدل خودبازگشت با وقفه توزیع شده (ARDL) و واریانس ناهمسانی خودبازگشت تعمیم‌یافته (GARCH) تلفیق شده‌اند.

روش‌شناسی: با استفاده از داده‌های آماری شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)، رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ ارز، به صورت فصلی و در دوره ۱۳۷۸:۴-۱۳۹۶:۴ و با استفاده از سنجه ارزش در معرض ریسک (VaR)، به مدل‌سازی ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های بورسی اقدام کردیم. بدین منظور، سه روش واریانس-کوواریانس ساده، مدل AR-GARCH و مدل ARDL-EGARCH به کار برده شدند. در نهایت، با استفاده از آزمون بازخورد کوپیک، مدل ARDL-EGARCH بهترین مدل شناخته شد.

یافته‌ها: نشان می‌دهد که استفاده از شیوه ارائه شده در این مقاله، در برآورد ضریب ریسک بازار مدل توانگری، از سایر روش‌ها، کارایی بیشتری دارد.

نتیجه‌گیری: نتایج مبین آن است که با استفاده از این مدل، ضریب ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های بورسی مدل توانگری مالی در شرایط اقتصادی عادی در حدود ۳۹ درصد و در شرایط بحرانی و استرس در حدود ۸۶/۴ درصد برآورد می‌شود.

کلیدواژه‌ها: ارزش در معرض ریسک (VaR)، توانگری مالی، شرکت‌های بیمه، ریسک بازار، مدل ARDL-GARCH.

طبقه‌بندی موضوعی: G32، G22، G17.

- دکتری مدیریت مالی، گروه مدیریت بازرگانی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول) rjafari212@yahoo.com
- دانشیار، دکتری مدیریت، گروه مدیریت بازرگانی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی
- دکتری اقتصاد مالی، اداره نظارت بر بیمه‌های زندگی، بیمه مرکزی ج.ا.

مقدمه

شرکت‌های بیمه، به‌منزله واسطه‌گران پولی و مالی (همچون بانک‌ها)، با اخذ پول‌های خرد جامعه در قالب حق‌بیمه (منابع مالی)، به سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی، نظیر بازار اوراق بهادار با درآمد ثابت، بازار سهام (بورسی و فرابورسی)، املاک و مستغلات و سایر دارایی‌ها (به‌عنوان مصارف مالی) اقدام می‌کنند (میشکین، ۱۳۹۲). این واسطه‌گری مالی و پولی موجب می‌گردد که شرکت‌های بیمه در معرض ریسک‌های مختلف قرار بگیرند.

بنابراین، شرکت‌های بیمه موظف‌اند طبق آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه، مشابه با نسبت کفایت سرمایه^۱ بانک‌ها، نسبت توانگری مالی^۲ خود را هر ساله محاسبه و به‌همراه صورت‌های مالی خود برای اخذ تأییدیه به بیمه مرکزی ج.ا.ا ارسال کنند. این نسبت، از تقسیم سرمایه موجود^۳ بر سرمایه الزامی کل^۴ که برابر با کل ریسک پذیرفته‌شده شرکت است، به دست می‌آید.

اگر نسبت توانگری مالی یک شرکت بیمه از حدود تعیین‌شده بیمه مرکزی ج.ا.ا کمتر شود، شرکت بیمه باید اقدامات و برنامه‌های مالی خود را برای بهبود وضعیت ارائه کند و در صورت ناکافی بودن این برنامه‌ها (اگر این نسبت کمتر از ۷۰ درصد باشد)، باید افزایش سرمایه دهد.

نحوه محاسبه این ریسک برای هر چهار دسته، که هر دسته نیز به طبقات پایین‌تر تقسیم می‌شود، عبارت است از ضرب ضریب ریسک^۵ مربوط در مقدار ریسک‌نما^۶.

با این تفاسیر، یکی از دغدغه‌های نهاد ناظر و شرکت‌های بیمه محاسبه دقیق این

1. Capital Adequacy
2. Solvency Margin Ratio (SMR)
3. Available Capital
4. Required Capital or Risk Based Capital (RBC)
5. Risk Factor
6. Risk Exposure

ضرایب ریسک، به قصد محاسبه سرمایه الزامی برای پوشش ریسک‌های پیش روی این شرکت‌ها و محاسبه نسبت توانگری مالی آنهاست. هرچه این ضرایب با دقت کمتری محاسبه گردد، موجب بزرگ‌نمایی و یا کوچک‌نمایی نسبت توانگری مالی بیمه‌گران و ارائه علائم اشتباه درباره سلامت و توان مالی این شرکت‌ها به ذی‌نفعان، به‌ویژه بیمه‌گذاران و سهام‌داران خواهد شد. در صورتی که ضرایب ریسک دچار بیش‌برآوردی^۱ شوند، نسبت توانگری مالی به اشتباه کوچک جلوه داده می‌شود و در نتیجه بیمه‌گر را با کمبود سرمایه موجود و به تبع آن افزایش هزینه تأمین سرمایه^۲ (برای افزایش سرمایه) روبه‌رو می‌کند و در صورتی که این ضرایب دچار کم‌برآوردی^۳ شوند، موجب بزرگ‌نمایی نسبت توانگری مالی، افزایش انگیزه بیمه‌گر برای جذب بیشتر پورتنفوی بیمه و گمراهی بیمه‌گذاران و سهام‌داران در ارزیابی توان مالی شرکت‌های بیمه می‌شود.

با این توصیف، ضریب ریسک برآوردشده سرمایه الزامی ریسک بازار شرکت‌های بیمه، در محاسبه نسبت توانگری مالی آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه، با دو مشکل و مسئله اصلی روبه‌روست: اول آنکه روش‌های مختلف و کارایی آنها، در محاسبه این ضریب، به درستی بررسی نشده‌اند و دوم آنکه ضریب محاسبه‌شده مختص شرایط عادی است و در محاسبه آن، آثار شوک‌های ناشی از متغیرهای اقتصادی برای استخراج نوسان‌پذیری و ضریب ریسک در حالت بحرانی (استرس)^۴ لحاظ نشده است.

هدف این مقاله ارائه روشی جدیدتر و کاراتر از آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه و مطالعات پیشین، برای تعیین ضریب ریسک سرمایه الزامی ریسک بازار در شرکت‌های بیمه است که هم شرایط عادی و هم شرایط بحرانی اقتصادی را دربرگیرد. بدین منظور، ابتدا مبانی نظری مقاله و سپس پیشینه پژوهش‌های انجام‌شده ارائه می‌شود. در بخش بعد، روش پژوهش در قالب روش‌های اقتصادسنجی مشتمل بر مدل‌های

1. Over Estimation
2. Cost of Capital
3. Under Estimation
4. Stress Conditions

ARDL-GARCH^۱، ARMA-GARCH^۲ و معرفی خواهد شد و در بخش پایانی، ضمن ارائه نتایج و محاسبه ضریب ریسک بازار، به جمع بندی مطالب و نتیجه گیری پرداخته می شود.

۱. مبانی نظری

۱-۱. مفهوم ریسک بازاری برای شرکت های بیمه و جایگاه آن در محاسبه

نسبت توانگری مالی

سرمایه گذاری منابع مالی حاصل از مبالغ حق بیمه بیمه نامه ها در بازارهای دارایی و اوراق بهادار، شرکت های بیمه را در معرض ریسک بازاری، که ناشی از نوسانات قیمت دارایی هاست، قرار می دهد. لذا شرکت های بیمه موظفاند طبق آیین نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه، مشابه با نسبت کفایت سرمایه بانک ها، نسبت توانگری مالی خود را هر ساله محاسبه و به همراه صورت های مالی خود برای اخذ تأییدیه به بیمه مرکزی ج.ا.ا ارسال کنند. این نسبت از تقسیم سرمایه موجود بر سرمایه الزامی کل، که برابر با کل ریسک پذیرفته شده شرکت است، به دست می آید. سرمایه الزامی کل، از تجمیع چهار دسته ریسک اصلی به وجود آمده است که عبارت اند از: سرمایه الزامی (برای پوشش) ریسک صدور یا بیمه گری (R_1)^۳، سرمایه الزامی (برای پوشش) ریسک بازار (R_2)^۴، سرمایه الزامی (برای پوشش) ریسک اعتباری (R_3)^۵ و سرمایه الزامی (برای پوشش) ریسک نقدینگی (R_4)^۶. این سرمایه های الزامی، درحقیقت، ذخیره سرمایه ای

1. Autoregressive Moving Average (ARMA)-Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)
2. Autoregressive Distributed Lags
3. Underwriting Risk
4. Market Risk
5. Credit Risk
6. Liquidity Risk

محسوب می‌شوند که برای پوشش چهاردسته ریسک فوق، الزاماً باید به دست شرکت‌های بیمه، در قالب سرمایه، نگهداری شوند (شهریار، ۱۳۹۵).^۱

از آنجاکه شیوه محاسبه سرمایه الزامی (همانند بسیاری از مدل‌های توانگری مالی دنیا) مبتنی بر ضرایب ریسک^۲ است (سندستروم،^۳ ۲۰۰۷)، نحوه محاسبه هر یک از ریسک‌های فوق (بیمه‌گری، بازار، اعتباری و نقدینگی) در آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه، عبارت است از حاصل ضرب ضریب‌ریسک مربوطه در مقدار ریسک‌نما. مثلاً ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های بورسی^۴ از ضرب ضریب‌ریسک مربوطه در مبلغ کل پورتنوی سهام شرکت بیمه (ریسک‌نما) به دست می‌آید.

ریسک بازار از نوسانات قیمت و ارزش بازاری دارایی‌ها به وجود می‌آید (شهریار، ۱۳۹۳). انواع ریسک‌های بازاری در شرکت‌های بیمه عبارت‌اند از: ریسک نوسان قیمت سرمایه‌گذاری‌ها و دارایی‌ها، ریسک نقدشوندگی دارایی‌ها، ریسک نوسان نرخ ارز و... (انجمن بین‌المللی اکچوئرال، ۲۰۰۴).^۵

۱. مبلغ سرمایه الزامی کل (RBC) طبق فرمول زیر محاسبه می‌شود (بیمه مرکزی ج.ا.ا، ۱۳۹۰):

$$RBC = \sqrt{R_1^2 + R_2^2 + R_3^2 + R_4^2}$$

طبق این آیین‌نامه، نسبت توانگری مالی (SMR) نیز با فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$SMR = \frac{\text{سرمایه موجود}}{\text{سرمایه الزامی (RBC)}}$$

اگر نسبت توانگری مالی یک شرکت بیمه بین ۷۰ تا ۱۰۰ درصد باشد، شرکت بیمه باید اقدامات و برنامه‌های مالی خود را برای بهبود وضعیت به بیمه مرکزی ارائه دهد و در صورتی که این برنامه‌ها ناکافی باشند (یعنی نسبت توانگری مالی کمتر از ۷۰ درصد باشد)، شرکت بیمه باید علاوه بر اجرای آن برنامه‌ها، سرمایه خود را افزایش دهد.

2. Risk Factors Based Method

3. Sandström

۴. طبق آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه، ریسک بازاری شرکت‌های بیمه به دو زیرطبقه تفکیک شده است: ریسک سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های بورسی و ریسک سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات.

5. International Actuarial Association (IAA)

مهم‌ترین ریسک، در بین انواع ریسک‌های بازاری، ریسک نوسان قیمت سرمایه‌گذاری‌هاست. این ریسک مربوط به تغییرات ارزش دارایی‌های با قیمت متغیر، نظیر سهام،^۱ املاک و مستغلات^۲ و... است. برای اندازه‌گیری ریسک نوسان قیمت دارایی‌ها از روش ارزش در معرض ریسک (VaR)^۳ مبتنی بر شیوه‌های واریانس-کوواریانس و مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (ARCH)^۴ استفاده می‌شود (پیکارجو و همکاران، ۱۳۸۸).

۱-۲. ارزش در معرض ریسک (VaR) سنج‌های برای اندازه‌گیری ضریب ریسک بازار

همان‌گونه که بیان شد، ضریب ریسک بازار به وسیله ارزش در معرض ریسک (VaR) سنجش می‌شود. ارزش در معرض ریسک از خانواده معیارهای اندازه‌گیری ریسک نامطلوب است. این معیار (VaR) حداکثر زیان ممکن است که کاهش ارزش سبد دارایی، برای دوره معینی در آینده (افق زمانی) با سطح اطمینان مشخص، از آن بیشتر نمی‌شود. بنابراین، طبق تعریف داریم (جوریون، ۲۰۰۹):

$$\begin{aligned} \text{VaR} &= \inf \{ r \in \mathbb{R} : P(r > \text{VaR}) \leq \alpha \} = \inf \{ r \in \mathbb{R} : F_r(r) \leq \alpha \} \\ \Pr(r \leq \text{VaR}) &= \int_{-\infty}^{\text{VaR}} f_r(r) dr = 1 - \alpha \\ \text{VaR}_{1-\alpha} &= F_r^{-1}(1 - \alpha) \end{aligned} \quad (1)$$

که r متغیر بازده (سود یا زیان) حاصل از فعالیت اقتصادی است و مفهوم VaR شیوه پذیرفته شده‌ای برای فهم نحوه اندازه‌گیری ریسک نامطلوب یک پورترفولیو است.

1. Stocks
2. Real State
3. Value at Risk, VaR
4. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models
5. Jorion

تعریف دو پارامتر در اندازه‌گیری VaR اهمیت بسیار دارد:

(۱) سطح اطمینان $1-\alpha$ (سطح با معنی α): سطح با معنی α معمولاً بین ۱ تا ۱۰ درصد انتخاب می‌شود.

(۲) افق زمانی موردنظر (دوره نگاهداری): افق زمانی در نظر گرفته شده، بر اساس اهداف مدیریت ریسک و ویژگی‌های پرتفوی، ممکن است متغیر باشد و در اینجا معادل دیرش تعدیل شده است. در واقع، VaR مبلغی از ارزش پرتفوی را که انتظار می‌رود ظرف یک دوره زمانی مشخص و با میزان احتمال معین از دست برود، مشخص می‌کند (سجادی و فتحی، ۱۳۹۲).

ضریب ریسک بازار، در صورتی که توزیع احتمال بازده (r) نرمال باشد، عبارت است از:

$$RF_A = VaR - E(r) = z_{1-\alpha} \cdot \sigma_r \sqrt{\Delta t} \quad (2)$$

که $E(r)$ ، σ_r ، $z_{1-\alpha}$ و $\sqrt{\Delta t}$ به ترتیب، بازده انتظاری، انحراف از معیار بازده، عدد نرمال استاندارد در سطح اطمینان $1-\alpha$ و مدت نگاهداری پورتفولیوی سرمایه‌گذاری (در این مقاله، طبق آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه، معادل یک سال در نظر گرفته می‌شود) را نشان می‌دهند. در صورتی که واریانس فرایند بازده سهام، در طول زمان، متغیر باشد، σ_r بر اساس مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (ARCH) پیش‌بینی می‌شود.

۳-۱. مدل‌سازی ارزش در معرض ریسک (VaR) بازار با استفاده از مدل‌های

GARCH

همان‌گونه که در بخش قبل ذکر شد، بر اساس شیوه واریانس-کوواریانس، فرض می‌شود که واریانس و میانگین فرایند تصادفی ثابت‌اند و به عبارتی دیگر، هنگامی واریانس ثابت معیاری برای نوسان‌پذیری است که فرض شود واریانس سری زمانی در طی زمان ثابت می‌ماند، در حالی که واریانس شرطی در طول زمان ثابت نیست. به همین علت، از مدل‌های واریانس ناهمسانی خودبازگشت استفاده می‌شود تا فرض بر

این باشد که واریانس طی زمان متغیر است. این مدل‌ها که در ادبیات اقتصادسنجی به مدل‌های ARCH شهرت دارند، در سال ۱۹۸۲ به دست انگل^۱ ابداع و معرفی شدند. از آنجاکه هدف ما بررسی اینگونه مدل‌ها نیست، فقط به معرفی اجمالی آن‌ها می‌پردازیم. شکل کلی مدل‌های ARCH به صورت زیر است (شهریار، ۱۳۹۳):

$$\text{Conditional Mean; ARMA: } r_t = \delta_0 + \sum_{n=1}^N \delta_n r_{t-n} + \sum_{m=1}^M \lambda_j \varepsilon_{t-m} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Conditional Variance; ARCH: } \sigma_t^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^P \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + u_t \quad (4)$$

معادله اول، معادله میانگین شرطی^۲ و معادله دوم، معادله واریانس شرطی^۳ است. از طرفی N و P به ترتیب، تعداد وقفه‌های معادله میانگین شرطی (میانگین متحرک خودبازگشت) ARMA و تعداد وقفه‌های معادله واریانس شرطی اند. این مدل‌ها، در سال ۱۹۸۶، توسط بولرسلو^۴ توسعه یافتند و به مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودبازگشت تعمیم یافته (GARCH) گسترش پیدا کردند. در این مدل‌ها، واریانس شرطی، علاوه بر آنکه به جمله اختلال معادله میانگین شرطی (= متغیر توضیحی) وابسته است، به وقفه‌های واریانس شرطی (به طور خودبازگشت) نیز وابسته است. به عبارت دیگر، معادله GARCH (Q, P) به طور کلی و با وقفه‌های متعدد به این شکل است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^P \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^Q \alpha_j \sigma_{t-j}^2 + u_t \quad (5)$$

1. Engle
2. Conditional Mean
3. Conditional Variance
4. Bollerslev

تعداد وقفه‌های معادلات مدل‌های ARCH و GARCH را می‌توان با استفاده از معیارهای مختلفی نظیر معیارهای آکائیک (AIC)^۱ و شوارتز-بیزین (SBC)^۲ به دست آورد. برای تشخیص وجود یا عدم وجود مدل ARCH و یا GARCH می‌توان از آزمون تشخیص ناهمسانی واریانس ضریب لاگرانژ (ARCH-LM)، که انگل ارائه کرده است، استفاده کرد. قبل از برآورد مدل‌های ARCH باید آزمون‌های تشخیص پایایی متغیرهای مورد بررسی^۳ صورت پذیرد (اندرز،^۴ ۲۰۰۳). به علت طولانی بودن شرح این آزمون، از توضیح آن در این مقاله خودداری می‌کنیم.

آنچه در بالا ذکر شد، مدل‌های واریانس شرطی خودبازگشت متقارن^۵ است، لیکن مدل‌های دیگری با نام مدل‌های واریانس شرطی خودبازگشت نامتقارن^۶ نیز وجود دارد. علت ایجاد چنین مدل‌هایی آن است که در برخی سری‌های زمانی، به علل مختلف، ممکن است نوسانات مثبت بیشتر یا کمتر از نوسانات منفی باشند. مثلاً تأثیر خبرهای خوب و بد در نوسانات بازده بازار با یکدیگر متفاوت است. به عبارت دیگر، اگر امروز بازده منفی باشد، احتمال کاهش بازده در روز بعد بیشتر از افزایش بازده است.

در مورد بسیاری از اوراق سهام، همبستگی منفی شدیدی میان بازده فعلی و نوسانات آتی وجود دارد. میل نوسانات بازده سهام را به کاهش یا افزایش، در شرایطی که بازده افزایش یا کاهش می‌یابد، اصطلاحاً اثر اهرمی^۷ گویند (اندرز، ۲۰۰۳). از جمله این مدل‌ها، می‌توان به مدل‌های GARCH آستانه‌ای (TGARCH)^۸ و GARCH نمایی

1. Akaike Information Criterion
2. Schwartz Bayesian Criteria
3. Stationarity Test
4. Enders
5. Symmetric ARCH Models
6. Asymmetric ARCH Models
7. Leverage Effect
8. Thershold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastisity or GJR

(EGARCH)^۱ اشاره کرد. مدل TGARCH یا GARCH آستانه‌ای را زاکویان^۲ (۱۹۹۴)

(۱۹۹۴) معرفی کرد. معادله واریانس شرطی در این مدل به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \alpha \sigma_{t-1}^2 \quad (6)$$

در این معادله، d_{t-1} یک متغیر مجازی^۳ است که به ازای $\varepsilon_{t-1} < 0$ برابر با یک و به ازای $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ برابر با صفر است.

منطق نهفته در پس مدل TGARCH آن است که به ازای مقادیر مثبت ε_{t-1} مقدار d_{t-1} برابر با صفر است. لذا اگر $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ باشد، تأثیر شوک ε_{t-1} در σ_t^2 برابر با $\alpha \varepsilon_{t-1}^2$ است و اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ باشد، آن گاه $d_{t-1} = 1$ و لذا تأثیر شوک ε_{t-1} در σ_t^2 به اندازه $(\alpha + \gamma) \varepsilon_{t-1}^2$ خواهد بود (با فرض اینکه $\gamma > 0$ باشد، شوک‌های منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت، تأثیرات مثبت و نمایان‌تری بر نوسانات خواهد داشت).

راه اثبات وجود الگوی TGARCH آن است که در ابتدا یک متغیر مجازی به نام d_t تشکیل دهیم و سری $\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$ را ایجاد کنیم. اگر ضریب $\gamma < 0$ باشد، بیانگر آن است که اثر اهرمی وجود دارد و اگر $\gamma \neq 0$ باشد، اثر حالات متقارن است و اگر $\gamma > 0$ باشد، انتشار خبر بد موجب افزایش نوسان خواهد شد (پترسون،^۴ ۲۰۰۰).

مدل نامتقارنی که در اینجا به کار می‌رود مدل EGARCH است که اولین بار توسط نلسون^۵ (۱۹۹۱) مطرح شد. شکل عمومی معادله این مدل به صورت زیر است:

$$\text{Log}(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^P \beta_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-j}} \right| + \sum_{k=1}^K \gamma_k \left| \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \right| + \sum_{j=1}^Q \alpha_j \text{Log}(\sigma_{t-j}^2) + u_t \quad (7)$$

نکته حائز اهمیت آن است که سمت چپ معادله فوق لگاریتم واریانس شرطی است. این بدان معناست که اثر اهرمی به صورت نمایی و درجه دوم است و پیش‌بینی واریانس

1. Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2. Zakoian
3. Dummy Variable
4. Patterson
5. Nelson

شرطی قطعاً به صورت غیر منفی محاسبه می‌گردد. وجود آثار اهرمی می‌تواند به وسیله آزمون فرضیه $\gamma_i < 0$ آزمون شود و اگر $\gamma_i = 0$ باشد، ارتباط متقارن است.

۱-۴. الگوی اقتصادسنجی خودبازگشت با وقفه توزیع شده (ARDL) با فرایند

GARCH

مدل‌های ARDL، در بررسی رفتار پویای تعادلی متغیرهای مالی و اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، مدل‌های قدرتمندی‌اند. در این مدل‌ها، علاوه بر بررسی تأثیرات وقفه‌های متغیر وابسته بر خود متغیر وابسته، می‌توان تأثیرات وقفه‌های متغیرهای مستقل اثرگذار در متغیر وابسته را نیز بررسی کرد (نوفرستی، ۱۳۷۸).

هدف از تألیف این مقاله بررسی ابعاد مختلف این مدل‌ها و نحوه استخراج روابط بلندمدت و همجمعی^۱ نیست، اما به اجمال این الگو را شرح می‌دهیم. یک الگوی $ARDL(N, L)$ به صورت زیر بیان می‌گردد (پسران و شین،^۲ ۱۹۹۵):

$$r_t = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n r_{t-n} + \sum_{l=0}^L \rho_l X_{t-l} + \varepsilon_t \quad (8)$$

X_t بردار متغیرهای غیرتصادفی شامل متغیر روند، متغیر مجازی و متغیرهای مستقل (مانند رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ ارز و ...) است. تعداد وقفه‌های بهینه (L) می‌تواند بر اساس معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC) انتخاب شود. درحقیقت معادله (۸) همان مدل چند عاملی^۳ در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به صورت پویاست. در بلندمدت، با فرض اینکه $r_t = r_{t-1} = r_{t-2} = \dots = r_{t-N}$ و $X_t = X_{t-1} = X_{t-2} = \dots = X_{t-L}$ باشند، می‌توان معادله بلندمدت تعادلی را به صورت ذیل نوشت:

1. Co-integration
2. Pesaran & Shin
3. Multifactor Model

$$ARDL : r_t = \theta_0 + \theta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\theta_0 = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{n=1}^N \alpha_n}, \quad \theta_1 = \frac{\rho_1}{1 - \sum_{n=1}^N \alpha_n}$$

چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای وابسته با وقفه کوچکتر از یک باشد ($|\sum_{n=1}^N \alpha_n| < 1$) الگوی پویای (۸) به سمت الگوی تعادلی (۹) گرایش خواهد داشت. بنابراین آزمون همجمعی عبارت خواهد بود با آزمون فرضیه زیر:

$$H_0 : \left| \sum_{n=1}^N \alpha_n \right| = 1$$

آماره آزمون فوق که توزیع t دارد، عبارت است از:

$$t = \frac{\left| \sum_{n=1}^N \hat{\alpha}_n \right| - 1}{\sum_{n=1}^N S_{\hat{\alpha}_n}}$$

کمیت بحرانی آماره آزمون فوق را بنرجی و همکاران^۱ (۱۹۹۲) ارائه کرده‌اند.

الگوی $ARDL(N, L) - GARCH(p, q)$ به صورت زیر بیان می‌شود (وودز،^۲ ۲۰۱۶):

$$Conditional\ Mean; ARDL : r_t = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n r_{t-n} + \sum_{l=0}^L \rho_l X_{t-l} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$Conditional\ Variance; GARCH : \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j \sigma_{t-j}^2 + u_t \quad (11)$$

مدل‌های $ARDL(N, L) - GARCH(p, q)$ برای مدل‌سازی اثر متغیرهای اقتصادی بر بازده سرمایه‌گذاری استفاده می‌شوند. علت استفاده از این مدل‌ها این است که می‌توان اثر این متغیرها را هم بر بازده انتظاری و هم بر نوسان‌پذیری (ریسک) بازده سرمایه‌گذاری‌های فوق برآورد کرد. از سوی دیگر، با وارد کردن سناریوهای مختلف شرایط اقتصادی،

1. Banerjee et al.

2. Woods

می‌توان رفتار بازده و نوسان‌پذیری بازده سرمایه‌گذاری را بررسی کرد. از این مدل‌ها می‌توان در آزمون‌های سناریو و استرس^۱ بهره برد. مثلاً اگر متغیر وابسته بازده سرمایه‌گذاری در سهام بورسی و بردار متغیرهای مستقل (X) شامل رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ ارز باشند، می‌توان با دادن سناریوهای قطعی (آزمون سناریو) و سناریوهای تصادفی (آزمون استرس) رفتار بازده انتظاری و واریانس بازده سرمایه‌گذاری سهام را بررسی کرد و حتی ارزش در معرض ریسک (VaR) این بازده را در شرایط عادی^۲ و بحرانی اقتصاد^۳ استخراج کرد.

۱-۵. اعتبارسنجی VaR: آزمون بازخورد

همان‌طور که گفته شد، صحیح‌ترین روش برای بررسی دقت مدل‌های $\text{VaR}_{1-\alpha}$ استفاده از نسبت شکست^۴ است. ما به دنبال پاسخ این سؤالیم که چه تعداد از روزهای نمونه زیان واقعی از $\text{VaR}_{1-\alpha}$ روزانه پیش‌بینی شده بیشتر است (کشاورز حداد، ۱۳۹۴).

اگر N را تعداد روزهای فوق (شکست) تعریف کنیم، $\hat{\alpha} = N/T$ نسبت شکست خواهد بود (T معادل کل روزهای نمونه یا مشاهدات نمونه است). نسبت شکست یک آماره بدون تورش از $(1-\alpha)$ است و با افزایش حجم نمونه $(1-\alpha)$ را پوشش می‌دهد.

احتمال مشاهده N بازده غیرعادی، در طول نمونه T روزه، توزیع دوجمله‌ای دارد به صورت $\binom{T}{T-N} \alpha^{T-N} (1-\alpha)^N$ ، که با افزایش حجم نمونه به سمت توزیع نرمال میل می‌کند. آزمون نسبت شکست به دست کوپیک^۵ (۱۹۹۵) به صورت یک آزمون نسبت راست‌نمایی (LR)^۶ پیشنهاد شد:

1. Stress and Scenario Testing
2. Normal Economy Condition
3. Economy Crisis Condition
4. Failure Ratio
5. Kupiec
6. Log-Likelihood Ratio

$$LR = -2Ln[(\hat{\alpha})^N (1 - \hat{\alpha})^{T-N} / \alpha^N (1 - \alpha)^{T-N}] \quad (12)$$

آمار فوق توزیع مجانبی کای-دو با یک درجه آزادی دارد. فرض صفر $(H_0: \hat{\alpha} = \alpha)$ را نخواهیم پذیرفت اگر $LR > (\chi^2_{1-\alpha,1} = 3.84)$ باشد، $(\alpha = \%1$ یا $1 - \alpha = \%99)$.

۲. پیشینه پژوهش

پیکارجو و همکاران (۱۳۸۸)، روش ارزش در معرض ریسک را به منزله راه‌حلی مناسب برای اندازه‌گیری ریسک و تعیین ریسک دارایی‌ها به منزله یکی از ارکان اصلی تعیین سرمایه اقتصادی بر مبنای ریسک‌های شرکت‌های مالی ارائه کردند. در این مقاله، از دو روش واریانس - کوواریانس ساده و واریانس - کوواریانس بر مبنای مدل‌های GARCH برای اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک پورتفولیوی سهام یک شرکت سرمایه‌گذاری فعال در بورس اوراق بهادار تهران و برآورد سرمایه اقتصادی مربوط به آن، استفاده شده است. ایشان بدین نتیجه رسیدند که روش واریانس - کوواریانس مبتنی بر مدل‌های GARCH نتایج بهتری نسبت به روش واریانس - کوواریانس ساده به دست می‌دهد.

صفری و همکاران (۱۳۹۱)، به ارائه ضرایب ریسک آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی در خصوص محاسبه نسبت توانگری مالی شرکت‌های بیمه ایرانی پرداختند، برای محاسبه ضریب‌ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام بورسی، از شیوه ARMA-EGARCH استفاده کردند. ایشان با پیش‌بینی نوسان‌پذیری ماهانه و سالانه ارزش در معرض ریسک (VaR) و ضریب‌ریسک بازار را محاسبه کردند.

قره‌خانی و ماجدی (۱۳۹۲)، ضرایب ریسک بازار را با استفاده از روش VaR محاسبه کردند. ریسک دارایی مؤسسات بیمه در دو بخش سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار و املاک و مستغلات بررسی شده است. به منظور بررسی کیفیت برآوردهای انجام شده از آزمون بازخورد استفاده شده که مدل EGARCH، در مقایسه با دیگر روش‌ها، دقت و عملکرد بالایی دارد.

شهریار (۱۳۹۵)، در پژوهش خود روش صفری و همکاران (۱۳۹۱)، را ادامه دادند و به روزرسانی کردند و ضرایب ریسک بازار را، هم به صورت دارایی آزاد و هم به تفکیک منابع زندگی و غیرزندگی (با لحاظ کردن ریسک ALM)، محاسبه کردند. ایشان نیز همانند صفری و همکاران (۱۳۹۱)، تنها از شیوه ARMA-EGARCH برای محاسبه VaR و ضریب ریسک سرمایه‌گذاری در سهام بورسی بهره گرفتند و از سایر روش‌ها و مقایسه آن‌ها بر اساس آزمون بازخورد (پس‌آزمایی)^۱ استفاده نکردند.

اسدی و همکاران (۱۳۹۶)، ابتدا از مدل‌های GARCH برای مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای سری زمانی لگاریتم بازده‌ها استفاده کردند. سپس با استفاده از روش فراابتکاری الگوریتم ژنتیک، برای حصول بهترین آستانه در نظریه ارزش فرین، دنباله‌های توزیع را مدل‌سازی و از تابع مفصل^۲ برای مدل‌سازی همبستگی بین توزیع‌های حاشیه‌ای استفاده کردند. ایشان ضریب ریسک بازار را برابر با ۴۰۳/۹ درصد محاسبه کردند.^۳

کشاوری حداد و حیدری (۱۳۹۶)، با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH به تخمین ارزش در معرض ریسک دارایی‌ها برای معامله‌گران بازار سهام تهران پرداختند. ایشان نشان دادند که مدل‌های EGARCH و GJR-GARCH با توابع توزیع نامتقارن (چوله‌دار) عملکرد بسیار دقیق‌تری به نسبت سایر مدل‌ها دارند.

لهار و همکاران^۴ (۲۰۰۱)، کارایی خارج از نمونه دو شیوه تعمیم‌یافته از مدل بلک-شولز (با فرض اینکه قیمت سهام دارای فرایند تصادفی حرکت براونی هندسی GBM است) را با شاخص قیمت اختیارات FTSE ۱۰۰ آزمودند: یکی شبیه‌سازی مونت

1. Backtesting

2. Copula Function

۳. نکته این است که ریسک‌نمای ریسک بازار مبلغ کل پورتنفولیوی سرمایه‌گذاری است، لذا ضریب ریسک بازار نمی‌تواند بیشتر از ۱۰۰ درصد باشد.

4. Lehar et al.

کارلو مبتنی بر مدل های $GARCH(1,1)$ و دیگری شبیه سازی مونت کارلو مبتنی بر مدل قیمت گذاری نوسان پذیری تصادفی اختیارات.^۱ معیارهای بررسی کارایی دو شیوه فوق، پیش بینی برون نمونه ای و آزمون بازخورد سنجه های ارزش در معرض ریسک (VaR) از طریق هر دو روش محاسبه شده است. ایشان بدین نتیجه رسیدند که شیوه شبیه سازی مونت کارلو مبتنی بر مدل های $GARCH$ در هر دو معیار بررسی کارایی، برتر از روش دیگر بوده است.

عمر^۲ (۲۰۱۰)، برای استخراج روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین تقاضای ارز و نرخ ارز، از مدل $ARDL(1,1)$ مبتنی بر $GARCH(1,1)$ و داده های هفتگی دوره ۲۰۰۲ - ۲۰۰۶ بازار خرده فروشی کشور هلند (RDAS) استفاده کرد و نتیجه گرفت که نوسانات در تقاضای ارز و نرخ ارز در طول زمان پایدار است. نرخ ارز هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت بر تقاضای ارز مؤثر است.

هالب لیب و پول مایر^۳ (۲۰۱۲)، روشی مبتنی بر ترکیب بهینه را برای محاسبه VaR پیشنهاد کردند که زیان را در دوره های زمانی با ریسک مالی بالا به دقت پیش بینی می کند. آن ها روش های مبتنی بر داده را توسعه دادند و با بررسی روش های $GARCH$ ، $RiskMetrics$ و $FIGARCH$ ، پیش بینی های توانمندی برای VaR ارائه کردند. همچنین دریافتند که روش های رایج برآورد VaR، در دوره های زمانی بحران و غیر آن، عملکردهای کاملاً متفاوتی دارند. مثلاً در پیش بینی VaR یک روزه، فرضیات توزیعی مناسب (t-استیودنت با درجه آزادی برآورد شده و t-استیودنت دارای چولگی) پیش بینی های بهتری را ارائه می دهد.

وودز (۲۰۱۶)، از مدل $ARDL(1,1)-GARCH(1,1)-Mean$ برای بررسی اثر پویای تعادلی بحران اقتصادی ناشی از متغیرهای اقتصاد کلان بر حجم واقعی سپرده های

1. Stochastic Volatility Option Pricing

2. Umar

3. Halbleib & Pohlmeier

بانکی شرکتی و خرد، با استفاده از داده‌های آماری ماهانه کشور ایرلند در دوره ۲۰۰۹-۲۰۱۳ بهره گرفت. او در این مدل، اثر نوسانات سپرده‌های بانکی ناشی از تغییرات اقتصاد کلان را بر حجم سپرده‌های بانکی بررسی کرد و به این نتیجه رسید که واریانس شرطی رشد سپرده‌های بانکی اثر منفی و معنی‌داری بر نرخ رشد سپرده‌های بانکی دارد.

لیدن و کلایمک^۱ (۲۰۱۸)، از فرایند تصادفی براونی هندسی (GBM) برای پیش‌بینی قیمت سهام استفاده کردند. ایشان با فرض اینکه بازده سهام فرایند سری زمانی $ARMA(p,q)+GARCH(r,s)$ دارد، با ترکیب دو فرایند، مدل جدیدی به نام $ARMA(p,q)+GARCH(r,s)$ ترکیبی ایجاد کردند. ایشان مدل جدید را بر روی داده‌های آماری ماهانه شاخص S&P500 در دوره ۲۰۰۸-۲۰۱۸ برآورد و نتایج حاصل از آن را با مقادیر واقعی شاخص فوق مقایسه کردند. بدین منظور با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو، شاخص فوق را با استفاده از مدل $ARMA(p,q)+GARCH(r,s)$ ترکیبی شبیه‌سازی کردند و نتیجه گرفتند که نرخ دقت مدل ترکیبی ۵۰ درصد بیشتر از GBM کلاسیک و $ARMA(p,q)+GARCH(r,s)$ معمولی است.

در زمینه مدل‌های ARDL مطالعات متعددی وجود دارد، اما در زمینه تلفیق مدل‌های ARDL و GARCH و کاربرد آن‌ها در محاسبه ارزش در معرض ریسک (VaR)، مقالات زیادی در دست نیست. با این توصیف، در ادامه به توضیح دو مورد از این پژوهش‌ها می‌پردازیم:

در اغلب این پژوهش‌ها، همزمان، اولاً، ضریب‌ریسک در شرایط بحرانی (استرس) محاسبه نشده است (به‌استثنای پژوهش اسدی و همکاران (۱۳۹۶)، که البته رویکرد و نتایج متفاوتی با سایر پژوهش‌ها دارد) و ثانیاً، در پژوهش‌هایی که هدف آن‌ها محاسبه VaR و ضریب‌ریسک بازار است، از مدل‌های سری زمانی ساده، که در آن‌ها متغیر

1. Liden & Klimek

وابسته و نوسان‌پذیری آن بدون توجه به متغیرهای اقتصاد کلان و تنها با توجه به مقادیر دوره‌های قبل خود مدل‌سازی می‌شوند، استفاده شده است. بنابراین اثرات متغیرهای اقتصاد کلان بر بازده و ریسک سرمایه‌گذاری در سهام، بررسی نشده‌اند. از سوی دیگر، اگرچه عمر (۲۰۱۰) و وودز (۲۰۱۶) به این امر پرداخته‌اند، به محاسبه ارزش در معرض ریسک (VaR) نپرداخته و شیوه آن‌ها تنها ARDL-GARCH(1,1) بوده است. این در حالی است که نوع مدل GARCH و تعداد وقفه‌های آن‌ها باید با معیارها و آزمون‌های مرتبط تعیین شوند.

با این توصیف، در مقایسه با پژوهش‌های فوق، به‌ویژه پیکارجو و همکاران (۱۳۸۸)، صفری و همکاران (۱۳۹۱)، شهریار (۱۳۹۵)، قره‌خانی و ماجدی (۱۳۹۲) و اسدی و همکاران (۱۳۹۶) که مستقیماً با موضوع این مقاله مرتبط‌اند، پژوهش حاضر از دو نظر نوآوری دارد:

۱) در این پژوهش، با توجه به متغیرهای اقتصادی، ارزش در معرض ریسک (VaR) و ضریب‌ریسک بازار، در دو شرایط عادی و بحرانی (استرس) محاسبه خواهند شد.

۲) در این پژوهش، از مدلی تلفیقی (ARDL و GARCH) برای مدل‌سازی میانگین شرطی و واریانس شرطی استفاده خواهیم کرد.^۱ این مدل این امکان را به ما می‌دهد تا آثار متغیرهای اقتصاد کلان را به‌منزله شاخص‌هایی که دوره‌های رکود و رونق اقتصادی نمایان می‌سازند، به تفکیک هر متغیر، بر رفتار بازده (میانگین شرطی) و نوسان‌پذیری بازده (واریانس شرطی) بررسی کنیم.

۱. نوع و تعداد وقفه‌های مدل‌های ARDL و GARCH با استفاده از معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC) تعیین خواهد شد.

۳. برآوردها و نتایج

۳-۱. برآورد ارزش در معرض ریسک (VaR) و مقایسه مدل‌ها

در این مقاله، برای برآوردها از نرم‌افزارهای EViews و Excel استفاده شده است. داده‌های آماری استفاده شده برای محاسبات این مقاله داده‌های فصلی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران^۱ تولید ناخالص داخلی (GDP)، نرخ ارز بازار غیررسمی^۲ و شاخص قیمت مصرف‌کننده^۳ به صورت فصلی و در دوره ۱۳۷۸:۴-۱۳۹۶:۴ است.^۴ برای آزمون ریشه واحد و تعیین پایایی و ناپایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل، از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته^۵ استفاده شده است. بر اساس نتایج حاصل از این آزمون سری‌های زمانی رشد شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، رشد تولید ناخالص داخلی (DLGDP)، نرخ تورم مصرف‌کننده (DLCPI) و رشد نرخ ارز (دلار آمریکا) بازار غیررسمی (DLEXR) در سطح ادرصد پایاست (پیوست ۱).

پیش از برآورد مدل واریانس شرطی این سری زمانی، از آزمون ARCH-LM برای بررسی وجود و عدم وجود واریانس شرطی استفاده شده که نتیجه آزمون حاکی از آن است که سری زمانی فوق واریانس ناهمسانی شرطی خودبازگشت دارد (پیوست ۲).

۳-۲. برآورد مدل AR-GARCH

انتخاب وقفه‌های مدل خودبازگشت میانگین متحرک (ARMA) و مدل GARCH بر اساس معیارهای آکائیک^۶ و شوارتز-بیزین (SBC) بوده است. بر این اساس، مدل

1. Tehran Price Index (TEPIX)

2. Exchange Rate (EXR)

3. Consumer Price Index (CPI)

۴. هدف این مقاله بررسی آثار رشد اقتصادی، نرخ رشد قیمت ارز و نرخ تورم، در بازده و ریسک سرمایه‌گذاری در سهام بورسی است، لذا از رشد لگاریتمی متغیرهای فوق در مدل استفاده می‌کنیم.

5. Augmented Dickey-Fuller (ADF)

6. Akaike Information Criterion (AIC)

AR(1)- GARCH (1, 1) از بین مدل‌های ARMA و مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (نظیر ARCH, GARCH, TARCH, EGARCH و TGARCH) کمترین مقدار معیار آکائیک (AIC) را در حدود $1/85$ - داشته است (پیوست ۳). همان‌گونه که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، ضریب وقفه اول رشد شاخص TEPIX، متغیر روند و عرض از مبدأ معادله میانگین شرطی معنی‌دار است و این امر حاکی از این است که رشد این شاخص تنها از یک وقفه قبل خود (یک ماه قبل) تأثیر می‌پذیرد و تحت تأثیر وقفه‌های قبل‌تر نیست. مقدار واریانس هر دوره نیز تنها تابعی از رشد شاخص در دوره قبل و مقدار واریانس‌های شرطی دو دوره قبل است. نکته جالب آنکه اثر مقادیر جمله اختلال (بازده) در حالات منفی (خبرهای بد) بیشتر از حالات مثبت در این مدل، نبوده است و این مدل بیان می‌دارد که خریداران سهام شرکت‌های بورسی ذاتاً خنثی هستند و نسبت به اخبار بد و خوب به یک اندازه واکنش نشان می‌دهند. ضمناً تمامی ضرایب در سطح ۱۰ درصد معنی دارند.

جدول ۱: نتایج برآورد مدل AR(1)- GARCH (1, 1) رشد شاخص TEPIX

نوع معادله	Variable	Coefficient	Prob.
معادله میانگین شرطی	C	۰/۱۷۹۵	۰/۰۰۰۶
	Trend	-۰/۰۰۱۶	۰/۰۱۳۰
	AR(1)	۰/۱۸۶۱	۰/۰۳۸۶
معادله واریانس شرطی	C	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۰
	RESID(-1)^2	-۰/۱۳۵۹	۰/۰۰۰۰
	GARCH(-1)	۱/۱۱۳۱	۰/۰۰۰۰
R-squared	۰/۰۸۱۰	Akaike info criterion	-۱/۸۵۶۲
Adjusted R-squared	۰/۰۵۴۸	Schwarz criterion	-۱/۶۶۸۰
Durbin-Watson stat	۱/۸۰۳۲	Hannan-Quinn criter.	-۱/۷۸۱۲

منبع: محاسبات پژوهشگر

۳-۳. برآورد مدل ARDL-GARCH

نتایج برآورد مدل ARDL برای بازده شاخص TEPIX در جدول ۲ آمده است. نکته حائز اهمیت آنکه بر اساس معیارهای AIC و SBC و معنی داری ضرایب معادله GARCH، مدل برآورد شده برای بازده سرمایه گذاری در سهام بورسی، با میانگین شرطی ARDL به صورت GARCH نمایی (EGARCH(1,1,2)) است (پیوست ۴).

ضرایب به دست آمده در معادله میانگین شرطی بلندمدت به صورت کشش^۱ تفسیر می شود. با نگاهی به جدول ۲، اثر بلندمدت نرخ تورم بر بازده سهام شرکت های بورسی در سطح ۱۰ درصد بی معنی است. بیشترین تأثیر بر بازده سهام مربوط به نرخ سود بانکی است و بازده سهام بورسی به شدت تحت تأثیر این متغیر است. به عبارتی، اگر نرخ سود بانکی ۱ درصد افزایش یابد، بازده شاخص TEPIX به طور متوسط در حدود ۶ درصد، به علت کاهش تقاضای سهام، ریسک گریزی نسبی خریداران و به تبع آن جذابیت کمتر این بازار، کاهش خواهد یافت. تأثیرات رشد اقتصادی (DLog(GDP)) و رشد نرخ ارز (DLog(EXR)) نیز در سطح معنی دار ۱۰ درصد، مثبت و معنی دار و به ترتیب در حدود ۰/۵ و ۰/۷۴ درصد است. نتیجه جالب آنکه اگرچه نرخ ارز در کوتاه مدت، به منزله یک بازار جایگزین، رابطه معکوس با بازده سهام بورسی دارد، لیکن در بلندمدت، این متغیر به علت اثر افزایشی آن بر دارایی های ارزی شرکت های بورسی و به تبع آن افزایش سود نقدی حاصل از تسعیر ارز در صورت های مالی این شرکت ها، رابطه مستقیم و مثبتی با بازده سهام پیدا می کند.

در خصوص مدل EGARCH، ضرایب وقفه اول Log(GARCH) و جمله پسماند با اثر نامتقارنی وقفه اول ((RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) در سطح ۱۰ درصد، بی معنی اند.

1. Elasticity

جدول ۲: برآورد اثر متغیرهای اقتصاد کلان بر بازده و واریانس شرطی

رشد شاخص کل بورس اوراق بهادار

نام متغیر		Variable	Coefficient	Prob.	
متغیر وابسته	رشد شاخص کل بورس	DLOG(TEPIX)	-	-	
معادله میانگین	رشد تولید ناخالص داخلی	DLOG(GDP)	۰/۵۱۱	۰/۰۰۴	
	رشد نرخ ارز	DLOG(EXR)	۰/۷۳۵	۰/۰۶۴	
شرطی بلندمدت	نرخ تورم	DLOG(CPI)	۰/۵۹۹	۰/۱۸۰	
	نرخ سود بانکی	IR	۵/۹۲-	۰/۰۵۶	
	عرض از مبدأ	C	۰/۲۹۷	۰/۰۳۷	
معادله واریانس شرطی	$\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(14) + \text{C}(15) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)}) + \text{C}(16) * \text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)} + \text{C}(17) * \text{RESID}(-2) / \sqrt{\text{GARCH}(-2)} + \text{C}(18) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$				
	عرض از مبدأ	C(14)	-۸/۲۹۰۶	۰/۰۰۰۰	
		$\text{ABS}(\text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)})$	C(15)	۱/۷۶۸۷	۰/۰۰۱۴
		$\text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)}$	C(16)	-۰/۴۶۲۳	۰/۱۶۱۵
		$\text{RESID}(-2) / \sqrt{\text{GARCH}(-2)}$	C(17)	۱/۰۶۴۰	۰/۰۰۰۱
		LOG(GARCH(-1))	C(18)	-۰/۲۸۶۵	۰/۱۵۰۹
R-squared		۰/۳۲۵	Akaike info criterion	-۱/۸۷۹	
Adjusted R-squared		۰/۱۸۷	Schwarz criterion	-۱/۳۱۰	
Durbin-Watson stat		۱/۸۰۴	Hannan-Quinn criterion	-۱/۶۵۲	

منبع: محاسبات پژوهشگر

۳-۴. آزمون بازخورد و انتخاب بهترین مدل برآورد ارزش در معرض ریسک (VaR) در این بخش، با استفاده از سه مدل واریانس-کوواریانس ساده (V-C)، مدل AR(1)-GARCH(1,1) و مدل ARDL-EGARCH(1,1,2)، ارزش در معرض ریسک (VaR) را محاسبه و سپس با استفاده از آزمون کوپیک اعتبار این سنجها را بررسی می‌کنیم. همان‌گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، نتایج آزمون بازخورد کوپیک نشان می‌دهد که VaR حاصل از روش ARDL-EGARCH(1,1,2) در مقایسه با شیوه واریانس-کوواریانس ساده (V-C) و AR(1)-GARCH(1,1) کمترین مقدار آماره کوپیک^۱ را دارد و لذا معتبرتر است. بنابراین در مرحله بعد، از VaR به دست آمده از روش ARDL-EGARCH(1,1,2) برای محاسبه ضریب ریسک بازار استفاده خواهد شد.

جدول ۳: نتایج آزمون بازخورد کوپیک

مقادیر آزمون		V-C	AR-GARCH	ARDL-EGARCH
نسبت شکست	α	۰/۰۱۶۷	۰/۰۸۳۳	۰/۰۶۶۷
آماره کوپیک	Kupiec-stat.	۱/۸۷۲۱	۱/۱۷۹۳	۰/۳۱۹۱
مقدار بحرانی ۲٪	Critical value	۳/۸۴۱۵	۳/۸۴۱۵	۳/۸۴۱۵
احتمال	P-Value	۰/۱۷۱۲۳	۰/۲۷۷۵۱	۰/۵۷۲۱۵

منبع: محاسبات پژوهشگر

۳-۵. محاسبه سرمایه الزامی ریسک سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار با استفاده از معادله ۲، ضریب ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های بورسی را محاسبه کردیم (جدول ۴). از آنجا که داده‌های استفاده شده فصلی‌اند، ضریب ریسک بازار فصلی باید در $\sqrt{4}$ ضرب شود تا به ضریب ریسک سالانه تبدیل گردد. با مشاهده جدول ۴، می‌توان نتیجه گرفت در سطح اطمینان ۹۹ درصد، حداکثر خسارت ممکن پورتفولیوی سهام بورسی شرکت‌های بیمه در مدت یک سال و در شرایط عادی، حدود ۳۹ درصد است. همان‌گونه که جدول ۴ نشان می‌دهد، ضریب ریسک برآورد شده از روش ARDL-EGARCH مقدار کمتری به نسبت دو روش V-C و AR-GARCH دارد و این بدین معنی است که در صورت استفاده از این دو روش برای محاسبه

سرمایه الزامی ریسک بازار، شرکت‌ها با بیش برآورد روبه‌رو خواهند بود. این نکته از آن جهت اهمیت دارد که در صورتی که بیمه مرکزی ج.ا.ا از اینگونه روش‌ها، که تأیید شده‌اند انجمن بین‌المللی اکچوئران نیز هست، برای محاسبه ریسک بازار شرکت‌های بیمه استفاده کند، موجب تحمیل هزینه سرمایه بیشتر به این شرکت‌ها می‌شود.

در ادامه، می‌توان با دادن سناریوهای قطعی (آزمون سناریو) و یا سناریوهای تصادفی (آزمون استرس)، به بررسی رفتار بازده انتظاری و واریانس بازده سرمایه‌گذاری در سهام پرداخت و ضریب ریسک این نوع سرمایه‌گذاری را در شرایط بحرانی اقتصاد استخراج کرد.

حال، طبق جدول ۵، با فرض اینکه کشور وارد دوره رکود تورمی سنگینی شود و رشد اقتصادی، نرخ تورم و رشد نرخ ارز در یک سال به ترتیب به -10% ، 50% و 250% درصد برسد، می‌توان گفت که در سطح اطمینان 99% درصد، حداکثر خسارت ممکن پورتفولیوی سهام بورسی شرکت‌های بیمه در مدت یک سال و در شرایط بحران اقتصادی، حدود $86/4\%$ درصد خواهد بود.

ضرایب ریسک محاسبه شده، طبق آیین‌نامه شماره ۶۹، باید در ریسک‌نما، که ارزش دفتری سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌ها (MVA) است، ضرب شود.

جدول ۴: محاسبه ضریب ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام بورسی در شرایط عادی

روش	پیش‌بینی انحراف از معیار فصلی	پیش‌بینی انحراف از معیار سالانه	ضریب ریسک	ریسک‌نما (MVA) طبق آیین‌نامه شماره ۶۹
V-C	$10/8\%$	$21/6\%$	$50/3\%$	ارزش دفتری
AR-GARCH	$9/7\%$	$19/5\%$	$45/4\%$	سرمایه‌گذاری در سهام
ARDL-GARCH	$8/4\%$	$16/7\%$	39%	شرکت‌ها

منبع: محاسبات پژوهشگر

جدول ۵: محاسبه ضریب ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام بورسی در شرایط استرس و بحرانی

TEPIX	CPI	EXR	GDP	انحراف معیار فصلی	انحراف معیار سالانه	ضریب ریسک در شرایط استرس
77%	50%	250%	-10%	$18/5\%$	$37/1\%$	$86/4\%$

منبع: محاسبات پژوهشگر

۴. جمع‌بندی و پیشنهادها

هدف اصلی این مقاله ارائه روشی است کارا تر، که تلفیقی از دو مدل خودبازگشت با وقفه توزیع شده (ARDL) و واریانس ناهمسانی خودبازگشت تعمیم یافته (GARCH) است. در این مقاله، درمقایسه با محاسبات آیین‌نامه شماره ۶۹، صفری و همکاران (۱۳۹۱) و شهریار (۱۳۹۵)، دو نوآوری عمده ارائه شد: اول، تلفیق مدل‌های پویای تعادلی ARDL و مدل‌های نوسان‌پذیری GARCH و دوم، محاسبه ضریب ریسک برای شرایط استرس و بحران اقتصادی. به این منظور، با استفاده از داده‌های آماری شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)، رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ ارز و نتیجه ریسک ارزش در معرض ریسک (VaR)، درصد مدل‌سازی ریسک سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های بیمه برآمدیم و از سه روش واریانس-کوواریانس ساده، مدل AR-GARCH و مدل ARDL-EGARCH بهره بردیم.

در ادامه، به وسیله آزمون بازخورد کوپیک، مدل ARDL-EGARCH در جایگاه بهترین مدل قرار گرفت. در نهایت، میزان ضریب ریسک بازار در شرایط اقتصادی عادی ۳۹ درصد محاسبه و در شرایط بحرانی و استرس در حدود ۸۶/۴ درصد برآورد شده است. لذا در ادامه توصیه‌های سیاستی به شرح زیر است:

۱) ضریب ریسک برآورد شده از روش ARDL-EGARCH، درمقایسه با دو روش V-C و AR-GARCH کمتر است و این بدین معنی است که اگر از این دو روش برای محاسبه سرمایه الزامی ریسک بازار، استفاده شود بیش برآورد رخ می‌دهد. این نکته از آن جهت اهمیت دارد که در صورتی که بیمه مرکزی ج.ا.ا از این دو روش برای محاسبه ریسک بازار شرکت‌های بیمه استفاده کند، به علت مدل‌سازی غیربهبوده نوسان‌پذیری، موجب تحمیل هزینه سرمایه بیشتر به این شرکت‌ها می‌شود.

۲) با توجه به اینکه ضریب ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های بیمه، برای محاسبه نسبت توانگری مالی، در حدود ۲۸/۳ درصد بوده است، پیشنهاد می‌شود با توجه به شرایط اقتصادی رکودی فعلی، بیمه مرکزی ج.ا.ا برای اصلاح این ضریب با استفاده از روش نوین معرفی شده در این مقاله اقدام کند.

منابع

اسدی، سعید، البدوی، امیر و حسین زاده کاشان، علی (۱۳۹۶). محاسبه سرمایه الزامی ریسک بازار در مدل توانگری مالی شرکت های بیمه. پژوهشنامه بیمه، ۳۲(۳)، ۸۳-۱۰۲.

بیمه مرکزی ج.ا.ا. (۱۳۹۰). آیین نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه: نحوه محاسبه و نظارت بر توانگری مالی مؤسسات بیمه. تهران.

پیکارجو، کامبیز، شهریار، بهنام و نورالهی، نیما (۱۳۸۸). اندازه گیری ریسک دارایی شرکت ها و مؤسسات مالی با استفاده از روش ارزش در معرض ریسک. پژوهشنامه اقتصادی، ویژه نامه بورس، ۵، ۱۹۵-۲۲۱.

پیکارجو، کامبیز و حسین پور، بدریه (۱۳۸۹). اندازه گیری ارزش در معرض ریسک در شرکت های بیمه با استفاده از مدل GARCH. فصلنامه صنعت بیمه، ۲۵(۴)، ۳۳-۵۸. سجادی، زینب و سعید، فتحی (۱۳۹۲). تبیین فرایند چهارگامی محاسبه ارزش در معرض خطر به عنوان معیاری برای اندازه گیری ریسک و پیاده سازی آن در یک مدل بهینه سازی سرمایه گذاری. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۶(۲۰)، ۱-۱۳.

شهریار، بهنام (۱۳۹۵). بازنگری مدل آیین نامه نحوه محاسبه و نظارت بر توانگری مالی مؤسسات بیمه (آیین نامه ۶۹ شورای عالی بیمه). طرح تحقیقاتی. تهران: پژوهشکده بیمه.

شهریار، بهنام (۱۳۹۳). مبانی مدیریت ریسک و نظارت بر توانگری مالی در شرکت های بیمه. تهران: پژوهشکده بیمه.

صفری، امیر و شهریار، بهنام (۱۳۹۱). مطالعه و طراحی سیستم نظارت مالی بر مؤسسات بیمه ایرانی با استفاده از تجربه سایر کشورها. طرح تحقیقاتی. تهران: پژوهشکده بیمه.

قره خانی، محسن و ماجدی، زهرا (۱۳۹۲). محاسبه ضرایب ریسک دارایی ها در توانگری مالی مؤسسات بیمه با استفاده از ارزش در معرض خطر. پژوهشنامه بیمه، ۲۸(۴)، ۱۲۷-۱۵۴.

کشاوری حداد، غلامرضا (۱۳۹۴). اقتصادسنجی مالی سری زمانی مالی با *S.Plus, R* و *Eviews*. تهران: سمت.

کشاوری حداد، غلامرضا و حیدری، هادی (۱۳۹۶). رتبه‌بندی مدل‌های پارامتریک ارزش در معرض خطر با لحاظ کردن موقعیت معاملاتی سهام‌دار (کاربرد توابع توزیع نامتقارن در مدل‌های خانواده GARCH). *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۷(۳)، ۱۵۱-۱۷۸.

میشکین، فردریک (۱۳۹۲). پول، ارز و بانکداری. ترجمه پارسائیان، علی و جهانخانی، علی. تهران: سمت.

معاونت بازار، مدیریت آمار و اطلاعات (۱۳۹۸). آرشیو گزارش‌های آماری شاخص کل. تهران: بورس اوراق بهادار تهران. برگرفته از: <https://tse.ir/archive.html>
نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمع‌ی در اقتصادسنجی. تهران: خدمات فرهنگی رسا.

Banerjee, A., Dolado, J. & Mestre, R. (1992). On some simple tests for co-integration: The cost of simplicity. *Bank of Spain, Working Paper*, No. 9302.

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*. 31(3), 307-327.

Enders, W. (2003). *Applied Econometric Time Series*. 2nd Edition. New York: Wiley.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica*. 50(4), 987-1007.

Halbleib, R. & Pohlmeier, W. (2012). Improving the value at risk forecasts: Theory and evidence from the financial crisis. *Journal of Economic Dynamics & Control*. 36(8), 1212-1228.

IAA, Insurer Solvency Assessment Working Party (2004). *A Global Framework for Insurer Solvency Assessment*. Ottawa: International Actuarial Association.

Jorion, P. (2009). *Financial Risk Manager Handbook*. Fifth Edition. London: John Wiley and Sons Ltd.

- Lehar, A., Scheicher, M. & Schittenkopf, C. (2001). GARCH vs stochastic volatility: Option pricing and risk management. *Journal of Banking and Finance*, 26(2-3), 323-345.
- Liden, j. & Klimek, M. (2018). *Stock Price Predictions using a Geometric Brownian Motion*. Uppsala University. Ph.D. Thesis.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, Vol.59, No.2. PP. 347-370.
- Patterson, K. (2000). *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*. New York: Palgrave.
- Pesaran, H. & Shin, Y. (1995). *An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Co-integration Analysis*. Econometrics and Economic Theory in the 20st Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium.
- Sandström, A. (2007). *Handbook of Solvency for Actuaries and Risk Managers: Theory and Practice*. New York: Chapman and Hall/CRC.
- Umar, A. (2010). GARCH and ARDL model of exchange rate: Evidence from nigeria's retail dutch auction system. *International Research Journal of Finance and Economics*, No.49, PP.7-14.
- Woods, M. (2016). *Financial Stability Models of the Irish Banking Sector: Deposit Flows and Property Price Dynamics*. Ph.D. Thesis, Maynooth University.
- Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.18, No.5. PP.931-955.

