



ORIGINAL RESEARCH PAPER

Introducing a new method for calculating the market risk factor of solvency model of Iranian insurance industry: The ARDL-GARCH approach

R. Jafari^{1,*}, N. Mazloomi¹, A. Safari²

¹ Department of Business Management, School of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

² Department of Financial Economics, Office for Supervision of Life Insurance Center Insurance of I.R.Iran

ARTICLE INFO

ABSTRACT

Article History

Received: 13 April 2019

Revised: 15 May 2019

Accepted: 26 August 2019

Keywords

Value at Risk (VaR); Financial Wealth; Insurance Companies; Market Risk; ARDL-GARCH Model.

Objective: To provide a more efficient method for measuring the market risk of insurance companies in the model of financial prosperity of Regulation No. 69 of the Supreme Insurance Council. The market risk coefficient of the financial wealth model is facing two main problems: firstly, in the calculation of this coefficient, different methods and their efficiency have not been properly investigated, and secondly, the calculated coefficient is for normal conditions, and in its calculation, the effects of economic shocks are used to extract volatility in critical conditions. stress) is not included. Therefore, the aim of this research is to present a new method in which two autoregression models with distributed lag (ARDL) and generalized autoregression heteroskedasticity (GARCH) are combined. Methodology: using the statistical data of the total index of Tehran Stock Exchange (TEPIX), economic growth, inflation rate and exchange rate, on a quarterly basis and in the period of 4:1378-1396:4 and using the measure of value at risk (VaR), We modeled the market risk of investing in shares of listed companies. For this purpose, three simple variance-covariance methods, AR-GARCH model and ARDL-EGARCH model were used. Finally, using Kopik's feedback test, the ARDL-EGARCH model was recognized as the best model.

Findings: It shows that using the method presented in this article is more efficient than other methods in estimating the market risk coefficient of the wealth model.

Conclusion: The results show that by using this model, the market risk coefficient of investing in shares of listed companies under the financial prosperity model is estimated at 39% in normal economic conditions and 86.4% in crisis and stress conditions.

*Corresponding Author:

Email: rjafari212@yahoo.com

DOI: 10.22056/ijir.2019.03.01



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

رضا جعفری^{۱*}، نادر مظلومی^۱، امیر صفری^۲

^۱گروه مدیریت بازرگانی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
^۲گروه اقتصاد مالی، اداره نظارت بر بیمه‌های زندگی، بیمه مرکزی ج.ا.ا، تهران، ایران

چکیده:

هدف: ارائه روشی کارا تر 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 به‌درستی 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 تعمیم یافته (GARCH) تلفیق شده‌اند.

روش‌شناسی: با استفاده از داده‌های آماری شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)، رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ ارز، به‌صورت فصلی و در دوره ۴:۱۳۷۸-۴:۱۳۹۶ و با استفاده از سنجه ارزش در معرض ریسک (VaR)، به مدل‌سازی ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های بورسی اقدام کردیم. بدین‌منظور، 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.

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۴ فروردین ۱۳۹۸
تاریخ داوری: ۲۵ اردیبهشت ۱۳۹۸
تاریخ پذیرش: ۰۴ شهریور ۱۳۹۸

کلمات کلیدی

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

*نویسنده مسئول:

ایمیل: rjafari212@yahoo.com
DOI: 10.22056/ijir.2019.03.01

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 ناکافی‌بودن 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 ضرایب ریسک، به‌قصد 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^۷ شوند، نسبت توانگری مالی به‌اشتباه کوچک جلوه داده می‌شود و در نتیجه بیمه‌گر را با کمبود سرمایه موجود و به‌تبع آن افزایش هزینه تأمین سرمایه^۸ (برای افزایش سرمایه) روبه‌رو می‌کند و در صورتی که این ضرایب دچار کم‌برآوردی^۹ 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، به‌دراستی 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)^{۱۰} لحاظ نشده است.

هدف این مقاله ارائه روشی جدیدتر و کارا تر 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. بدین‌منظور، ابتدا مبانی نظری مقاله و سپس پیشینه پژوهش‌های انجام‌شده ارائه می‌شود. در بخش بعد، روش پژوهش در قالب روش‌های اقتصادسنجی مشتمل بر

^۱. Capital Adequacy

^۲. Solvency Margin Ratio (SMR)

^۳. Available Capital

^۴. Required Capital or Risk Based Capital (RBC)

^۵. Risk Factor

^۶. Risk Exposure

^۷. Over Estimation

^۸. Cost of Capital

^۹. Under Estimation

^{۱۰}. Stress Conditions

مدل‌های ARMA-GARCH^۱، ARDL^۲ و ARDL-GARCH معرفی خواهد شد و در بخش پایانی، ضمن ارائه نتایج و محاسبه ضریب ریسک بازار، به جمع‌بندی مطالب و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود. ^۸ شماره ۳، تابستان ۱۳۹۸، شماره پیاپی ۲۹، ص ۱۵۴-۱۶۹

مبانی نظری پژوهش

مفهوم ریسک بازاری برای شرکت‌های بیمه و جایگاه آن در محاسبه نسبت توانگری مالی

سرمایه‌گذاری منابع مالی حاصل از مبالغ حق بیمه بیمه‌نامه‌ها در بازارهای دارایی و اوراق بهادار، شرکت‌های بیمه را در معرض ریسک بازاری، که ناشی از نوسانات قیمت دارایی‌هاست، قرار می‌دهد. لذا شرکت‌های بیمه موظفانند طبق آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه، مشابه با نسبت کفایت سرمایه بانک‌ها، نسبت توانگری مالی خود را هر ساله محاسبه و به همراه صورت‌های 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 می‌آید. سرمایه الزامی کل، از مجموع چهار دسته ریسک اصلی به وجود آمده است که عبارت‌اند از: سرمایه الزامی (برای پوشش) ریسک صدور یا بیمه‌گری (R₁)، سرمایه الزامی (برای پوشش) ریسک بازار (R₂)، سرمایه الزامی (برای پوشش) ریسک اعتباری (R₃)^۵ و سرمایه الزامی (برای پوشش) ریسک نقدینگی (R₄)^۶. این سرمایه‌های الزامی، درحقیقت، ذخیره سرمایه‌ای محسوب می‌شوند که برای پوشش چهار دسته ریسک فوق، الزاماً باید به دست شرکت‌های بیمه، در قالب سرمایه، نگهداری شوند (شهریار، ۱۳۹۵).^۷

از آنجا که شیوه محاسبه سرمایه الزامی (همانند بسیاری از مدل‌های توانگری مالی دنیا) مبتنی بر ضرایب ریسک^۸ است (سندستروم، ۲۰۰۷)، نحوه محاسبه هریک از ریسک‌های فوق (بیمه‌گری، بازار، اعتباری و نقدینگی) در آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه، عبارت است از حاصل ضرب ضریب ریسک مربوطه در مقدار ریسک‌نما. مثلاً ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های بورسی^{۱۰} از ضرب ضریب ریسک مربوطه در مبلغ کل پورتفوی 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).^{۱۱}

^۱. Autoregressive Moving Average (ARMA)-Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

^۲. Autoregressive Distributed Lags

^۳. Underwriting Risk

^۴. Market Risk

^۵. Credit Risk

^۶. Liquidity Risk

^۷. 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.

^۸. Risk Factors Based Method

^۹. Sandström

^{۱۰}. 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.

^{۱۱}. 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). ارائه روشی جدید برای محاسبه ضریب‌ریسک بازار مدل توانگری مالی صنعت بیمه ایران: رویکرد ARDL-GARCH

ارزش در معرض ریسک (VaR) سنجه‌ای برای اندازه‌گیری ضریب ریسک بازار

همان‌گونه که بیان شد، ضریب‌ریسک بازار به‌وسیله 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):

$$VaR = \inf \{ r \in R : P(r > VaR) \leq \alpha \} = \inf \{ r \in R : F_r(r) \leq \alpha \}$$

$$Pr(r \leq VaR) = \int_{-\infty}^{VaR} f_r(r) dr = 1 - \alpha$$

$$VaR_{1-\alpha} = F_r^{-1}(1-\alpha) \quad (1)$$

که ۲ متغیر بازده (سود یا زیان) حاصل از فعالیت اقتصادی است و مفهوم VaR شیوه پذیرفته‌شده‌ای برای فهم نحوه اندازه‌گیری ریسک نامطلوب یک پورتفولیو است.

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 نگهداری): افق زمانی در نظر گرفته‌شده، 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).

ضریب‌ریسک 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 نگهداری پورتفولیوی سرمایه‌گذاری (در این مقاله، طبق آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه، معادل یک‌سال 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.

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 به‌عبارتی 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

^۱. Stocks

^۲. Real State

^۳. Value at Risk, VaR

^۴. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models

^۵. Jorion

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 آنجا که هدف ما بررسی اینگونه مدل‌ها نیست، فقط به معرفی اجمالی آن‌ها می‌پردازیم. شکل کلی مدل‌های ARCH به صورت زیر است (شهریار، ۱۳۹۳):

رضا جعفری و همکاران

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

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

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 شرطی‌اند. این مدل‌ها، در سال ۱۹۸۶، توسط بولرسلو^۴ توسعه یافتند و به مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودبازگشت تعمیم‌یافته (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 (به‌طور خودبازگشت) نیز وابسته است. به عبارت دیگر، معادله GARCH (Q, P) به‌طور کلی و با وقفه‌های متعدد به این شکل است:

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

تعداد وقفه‌های معادلات مدل‌های ARCH و GARCH را می‌توان با استفاده از معیارهای مختلفی نظیر معیارهای آکائیک (AIC)^۵ و شوارتز-بیزین (SBC)^۶ 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 موردبررسی^۷ صورت پذیرد (اندرز، 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^۸ است، لیکن مدل‌های دیگری با نام مدل‌های واریانس شرطی خودبازگشت نامتقارن^۹ 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.

۱. Engle

۲. Conditional Mean

۳. Conditional Variance

۴. Bollerslev

۵. Akaike Information Criterion

۶. Schwartz Bayesian Criteria

۷. Stationarity Test

۸. Enders

۹. Symmetric ARCH Models

۱۰. Asymmetric ARCH Models

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^۱ گویند (اندرز، ۲۰۰۳). از جمله این مدل‌ها، می‌توان به مدل‌های GARCH آستانه‌ای (TGARCH)^۲ و GARCH نامی (EGARCH)^۳ اشاره کرد. مدل TGARCH یا GARCH آستانه‌ای را زاکویان^۴ (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 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، آن‌گاه $d_{t-1} = 1$ 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، 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:

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

چپ معادله فوق لگاریتم واریانس شرطی است. این بدان معناست که اثر اهرمی به صورت نامی و درجه دوم است و پیش‌بینی واریانس شرطی قطعاً به صورت غیرمنفی محاسبه می‌گردد. وجود آثار اهرمی می‌تواند به وسیله آزمون فرضیه $\gamma_i < 0$ آزمون شود و اگر $\gamma_i = 0$ باشد، ارتباط متقارن است.

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^۸ نیست، اما به‌اجمال این الگو را شرح می‌دهیم. یک الگوی $ARDL(N, L)$ به صورت زیر بیان می‌گردد (پسران و شین، ۱۹۹۵):

۱. Leverage Effect

۲. Thershold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastisity or GJR

۳. Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastisity

۴. Zakoian

۵. Dummy Variable

۶. Patterson

۷. Nelson

۸. Co-integration

۹. Pesaran & Shin

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

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 (8) همان مدل چند عاملی^۱ 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:

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

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

چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای وابسته با وقفه کوچک‌تر از یک باشد ($\sum_{n=1}^N \alpha_n < 1$) الگوی پویای (8) به سمت الگوی تعادلی (9) گرایش خواهد داشت. بنابراین آزمون همگامی 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^۲ (۱۹۹۲) ارائه کرده‌اند.

الگوی $ARDL(N, L) - GARCH(p, q)$ به صورت زیر بیان می‌شود (وودز،^۳ ۲۰۱۶):

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

مدل‌های

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

$ARDL(N, L) - GARCH(p, q)$ 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، می‌توان رفتار بازده و نوسان‌پذیری بازده سرمایه‌گذاری را بررسی کرد. از این مدل‌ها می‌توان در آزمون‌های سناریو و استرس^۴ 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^۵ و بحرانی اقتصاد^۶ استخراج کرد.

۱. Multifactor Model

۲. Banerjee et al.

۳. Woods

۴. Stress and Scenario Testing

۵. Normal Economy Condition

۶. Economy Crisis Condition

اعتبارسنجی Var: آزمون بازخورد

همان طور که گفته شد، صحیح ترین روش برای بررسی دقت مدل های $\text{Var}_{1-\alpha}$ استفاده از نسبت شکست^۱ است. ما به دنبال پاسخ این سؤالیم که چه تعداد از روزهای نمونه زیان واقعی از $\text{Var}_{1-\alpha}$ روزانه پیش بینی 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 می دهد. احتمال مشاهده N بازده غیرعادی، در طول نمونه T روزه، توزیع دوجمله ای دارد به صورت $\binom{T}{T-N} \alpha^{T-N} (1-\alpha)^N$ ، که با افزایش حجم نمونه به سمت توزیع نرمال میل می کند. آزمون نسبت شکست به دست کوپیک^۲ (۱۹۹۵) به صورت یک آزمون نسبت راست نمایی (LR) ^۳ پیشنهاد شد:

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

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، $(\alpha = 1\% \text{ یا } 1-\alpha = 99\%)$.

مروری بر پیشینه پژوهش

پیکارگو و همکاران (۱۳۸۸)، روش ارزش در معرض ریسک را به منزله راه حلی مناسب برای اندازه گیری ریسک و تعیین ریسک دارایی ها به منزله یکی از ارکان اصلی تعیین سرمایه اقتصادی بر مبنای ریسک های شرکت های مالی ارائه کردند. در این مقاله، از دو روش واریانس- کوواریانس ساده و واریانس- کوواریانس بر مبنای مدل های GARCH برای اندازه گیری ارزش در معرض ریسک پورتفولیوی سهام یک شرکت سرمایه گذاری 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 مدل های GARCH نتایج بهتری نسبت به روش واریانس- کوواریانس ساده به دست می دهد. صفری و همکاران (۱۳۹۱)، به ارائه ضرایب ریسک آیین نامه شماره ۶۹ شورای عالی در خصوص محاسبه نسبت توانگری مالی شرکت های بیمه ایرانی پرداختند، برای محاسبه ضریب ریسک بازار سرمایه گذاری در سهام بورسی، از شیوه ARMA-EGARCH استفاده کردند. ایشان با پیش بینی نوسان پذیری ماهانه و سالانه ارزش در معرض ریسک (Var) و ضریب ریسک بازار را محاسبه کردند. قره خانی و ماجدی (۱۳۹۲)، ضرایب ریسک بازار را با استفاده از روش Var محاسبه کردند. ریسک دارایی مؤسسات بیمه در دو بخش سرمایه گذاری 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 روش ها، 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 سرمایه گذاری در سهام بورسی بهره گرفتند و از سایر روش ها و مقایسه آن ها بر اساس آزمون بازخورد (پس آزمایی)^۴ استفاده نکردند.

۱. Failure Ratio

۲. Kupiec

۳. Log-Likelihood Ratio

۴. Backtesting

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^۱ برای مدل‌سازی همبستگی بین توزیع‌های حاشیه‌ای استفاده کردند. ایشان ضریب‌ریسک بازار را برابر با ۴۰۳/۹ درصد محاسبه کردند.^۲ کشاورز 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^۳ (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 ۱۰۰^۴ آزمودند: یکی شبیه‌سازی مونت کارلو مبتنی بر مدل‌های GARCH(1,1) و دیگری شبیه‌سازی مونت کارلو مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری تصادفی اختیارات.^۴ معیارهای بررسی کارایی دو شیوه فوق، پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای و آزمون بازخورد سنج‌های ارزش در معرض ریسک (VaR) از طریق هر دو روش محاسبه شده است. ایشان بدین نتیجه رسیدند که شیوه شبیه‌سازی مونت کارلو مبتنی بر مدل‌های GARCH در هر دو معیار بررسی کارایی، برتر از روش دیگر بوده است. *نشریه علمی پژوهشنامه بیمه دوره ۸، شماره ۳، تابستان ۱۳۹۸، شماره پیاپی ۲۹، ص ۱۵۴-۱۶۹*

عمر^۵ (۲۰۱۰)، برای استخراج روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تقاضای ارز و نرخ ارز، از مدل ARDL(1,1) مبتنی بر GARCH(1,1) و داده‌های هفتگی دوره ۲۰۰۲ - ۲۰۰۶ بازار خرده‌فروشی 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 کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بر تقاضای ارز مؤثر است.

هالبلیب و پول‌مایر^۶ (۲۰۱۲)، روشی مبتنی بر ترکیب بهینه را برای محاسبه VaR پیشنهاد کردند که زبان را در دوره‌های زمانی با ریسک مالی بالا به دقت پیش‌بینی می‌کند. آن‌ها روش‌های مبتنی بر داده را توسعه دادند و با بررسی روش‌های GARCH، RiskMetrics و FIGARCH، پیش‌بینی‌های توانمندی برای VaR ارائه کردند. همچنین دریافته‌اند که روش‌های رایج برآورد VaR، در دوره‌های زمانی بحران و غیر آن، عملکردهای کاملاً متفاوتی دارند. مثلاً در پیش‌بینی VaR یک‌روزه، فرضیات توزیعی مناسب (t-استیودنت با درجه آزادی برآورد شده و t-استیودنت دارای چولگی) پیش‌بینی‌های بهتری را ارائه می‌دهد.

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 سپرده‌های 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^۷ (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)+GARCH(r,s) ترکیبی ایجاد کردند. ایشان مدل جدید را بر روی داده‌های آماری ماهانه شاخص S&P ۵۰۰ در دوره ۲۰۰۸-۲۰۱۸ برآورد و نتایج حاصل از آن را با مقادیر واقعی شاخص فوق مقایسه کردند. بدین‌منظور 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.

۱. Copula Function

۲. نکته این است که ریسک‌نمای ریسک بازار مبلغ کل پورتفولیوی سرمایه‌گذاری است، لذا ضریب‌ریسک بازار نمی‌تواند بیشتر از ۱۰۰ درصد باشد.

۳. Lehar et al.

۴. Stochastic Volatility Option Pricing

۵. Umar

۶. Halbleib & Pohlmeier

۷. Liden & Klimek

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 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. **ارائه روشی جدید برای محاسبه ضریب‌ریسک بازار مدل توانگری مالی صنعت بیمه ایران: رویکرد ARDL-GARCH**

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.

نتایج و بحث

برآوردها

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^۲ تولید ناخالص داخلی (GDP)، نرخ ارز بازار غیررسمی^۳ و شاخص قیمت مصرف‌کننده^۴ به‌صورت فصلی و در دوره ۱۳۷۸:۴-۱۳۹۶:۴ است.^۵ برای آزمون ریشه واحد و تعیین پایایی و ناپایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل، از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته^۶ 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 ۱ درصد 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).

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

^۲ Tehran Price Index (TEPIX)

^۳ Exchange Rate (EXR)

^۴ Consumer Price Index (CPI)

^۵ 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.

^۶ Augmented Dickey-Fuller (ADF)

انتخاب وقفه‌های مدل خودبازگشت میانگین متحرک (ARMA) و مدل GARCH بر اساس معیارهای آکائیک^۱ و شوارتز-بیزین (SBC) بوده است. بر این اساس، مدل 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 ۱/۸۵- 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 یک‌اندازه واکنش نشان می‌دهند. ضمناً تمامی ضرایب در سطح ۱۰ درصد معنی‌دارند.

رضا جعفری و همکاران

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

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 معنی‌داری ضرایب معادله GARCH، مدل برآورد شده برای بازده سرمایه‌گذاری در سهام بورسی، با میانگین شرطی ARDL به صورت GARCH نمایی (EGARCH(1,1,2)) است (پیوست ۴).

ضرایب به‌دست‌آمده در معادله میانگین شرطی بلندمدت به صورت کشش^۲ تفسیر می‌شود. با نگاهی به جدول ۲، اثر بلندمدت نرخ تورم بر بازده سهام شرکت‌های بورسی در سطح ۱۰ درصد بی‌معنی 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 به‌طور متوسط در حدود ۱ درصد، به‌علت کاهش تقاضای سهام، ریسک‌گریزی نسبی خریداران و به تبع آن جذابیت کمتر این بازار، کاهش خواهد یافت. تأثیرات رشد

۱. Akaike Information Criterion (AIC)

۲. Elasticity

اقتصادی (DLog(GDP)) و رشد نرخ ارز (DLog(EXR)) نیز در سطح معنی‌دار ۱۰ درصد، مثبت و معنی‌دار و به ترتیب در حدود ۰/۵ و ۰/۷۴ درصد است. نتیجه جالب آنکه اگرچه نرخ ارز در کوتاه‌مدت، به‌منزله یک بازار جایگزین، رابطه معکوس با بازده سهام بورسی دارد، لیکن در بلندمدت، این متغیر به‌علت اثر افزایشی آن بر دارایی‌های ارزی شرکت‌های بورسی و به‌تبع آن افزایش سود نقدی حاصل از تسعیر ارز در صورت‌های مالی این شرکت‌ها، رابطه مستقیم و مثبتی با بازده سهام پیدا می‌کند.

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

نشریه علمی پژوهشنامه بیمه دوره ۸، شماره ۳، تابستان ۱۳۹۸، شماره پیاپی ۲۹، ص ۱۵۴-۱۶۹

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	DLOG(TEPIX)	-	-
معادله	DLOG(GDP)	۰/۵۱۱	۰/۰۰۴
میانگین	DLOG(EXR)	۰/۷۳۵	۰/۰۶۴
شرطی	DLOG(CPI)	۰/۵۹۹	۰/۱۸۰
بلندمدت	IR	۵/۹۲-	۰/۰۵۶
	C	۰/۲۹۷	۰/۰۳۷
$\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(14) + \text{C}(15) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + \text{C}(16) * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(17) * \text{RESID}(-2) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-2)) + \text{C}(18) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$			
معادله	C(14)	-۸/۲۹۰۶	۰/۰۰۰۰
واریانس	C(15)	۱/۷۶۸۷	۰/۰۰۱۴
شرطی	C(16)	-۰/۴۶۲۳	۰/۱۶۱۵
	C(17)	۱/۰۶۴۰	۰/۰۰۰۱
	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

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	۰/۳۷۷۵۱	۰/۵۷۲۱۵

منبع: محاسبات پژوهشگر

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 استفاده‌شده 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 یک‌سال و در شرایط عادی، حدود ۳۹ درصد است. همان‌گونه که جدول ۴ نشان می‌دهد، ضریب ریسک برآوردشده 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 بیش‌برآورد روبه‌رو خواهند بود. این نکته از آن جهت اهمیت دارد که در صورتی که بیمه مرکزی ج.ا.ا از اینگونه روش‌ها، که تأییدشده 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 یک‌سال به ترتیب به -۱۰، ۵۰ و ۲۵۰ درصد برسد، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، حداکثر خسارت ممکن پورتفولیوی سهام بورسی شرکت‌های بیمه در مدت یک‌سال و در شرایط بحران اقتصادی، حدود ۸۶/۴ درصد خواهد بود. ضرایب ریسک محاسبه‌شده، 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	٪۱۰/۸	٪۲۱/۶	٪۵۰/۳	ارزش دفتری سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌ها
AR-GARCH	٪۹/۷	٪۱۹/۵	۴۵/۴	
ARDL-GARCH	٪۸/۴	٪۱۶/۷	٪۳۹	

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
٪۷۷	٪۵۰	٪۲۵۰	٪-۱۰	٪۱۸/۵	٪۳۷/۱	٪۸۶/۴

۱. Copy Statistics

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 تعمیم‌یافته (GARCH) است. در این مقاله، در مقایسه 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 ضریب‌ریسک 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 ضریب‌ریسک 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) ضریب‌ریسک برآورد شده از روش ARDL-EGARCH، در مقایسه با 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 بیش‌برآورد 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. رضا صفری و همکاران

۲) با توجه به اینکه ضریب‌ریسک 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 و ماخذ

- اسدی، سعید، البدوی، امیر و حسین‌زاده کاشان، علی (۱۳۹۶). محاسبه سرمایه الزامی ریسک بازار در مدل توانگری مالی شرکت‌های بیمه. پژوهشنامه بیمه، ۳۲(۳)، ۸۳-۱۰۲.
- بیمه مرکزی ج.ا.ا. (۱۳۹۰). آیین‌نامه شماره ۶۹ شورای عالی بیمه: نحوه محاسبه و نظارت بر توانگری مالی مؤسسات بیمه. تهران.
- پیکارجو، کامبیز، شهریار، بهنام و نورالهی، نیما (۱۳۸۸). اندازه‌گیری ریسک دارایی شرکت‌ها و مؤسسات مالی با استفاده از روش ارزش در معرض ریسک. پژوهشنامه اقتصادی، ویژه‌نامه بورس، ۵، ۱۹۵-۲۲۱.
- پیکارجو، کامبیز و حسین‌پور، بدریه (۱۳۸۹). اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک در شرکت‌های 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 به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری ریسک و پیاده‌سازی آن در یک مدل بهینه‌سازی سرمایه‌گذاری. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۶(۲۰)، ۱-۱۳.
- شهریار، بهنام (۱۳۹۵). بازنگری مدل آیین‌نامه نحوه محاسبه و نظارت بر توانگری مالی مؤسسات بیمه (آیین‌نامه ۶۹ شورای عالی بیمه). طرح تحقیقاتی. تهران: پژوهشکده بیمه.
- شهریار، بهنام (۱۳۹۳). مبانی مدیریت ریسک و نظارت بر توانگری مالی در شرکت‌های 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.
- قره‌خانی، محسن و ماجدی، زهرا (۱۳۹۲). محاسبه ضرایب ریسک دارایی‌ها در توانگری مالی مؤسسات بیمه با استفاده از ارزش در معرض خطر. پژوهشنامه بیمه، ۲۸(۴)، ۱۲۷-۱۵۴.
- کشاورز حداد، غلامرضا (۱۳۹۴). اقتصادسنجی مالی سری زمانی مالی با S.Plus، R و Eviews. تهران: سمت.
- کشاورز 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)، ۱۷۸-۱۵۱.
- 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.