Iranian Journal of Insurance Research
Scientific Research Quarterly Journal
Vol. 34. No. 3. Autumn 2019

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

Reza Jafari[1]
Nader Mazloomi[2]
Amir Safari[3]

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 Tabatabaei University (**Corresponding Author)** rjafari212@yahoo.com
2. PhD of Management, Associate Professor of Business Management Group, Faculty of Management and Accounting , Allameh Tabatabaei University
3. PhD of Financial Economics, Office for Supervision of Life Insurance Center Insurance of I.R.Iran

(DOI):10.22056/jir.2019.178720.2486

فصلنامه علمی پژوهشی پژوهشنامه بیمه JR
سال سی‌وچهارم، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۸

ارائه روشی جدید برای محاسبهٔ ضریب‌ریسک بازار مدل توانگری مالی صنعت بیمهٔ 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: ارائهٔ روشی کاراتر برای سنجش ریسک بازار شرکت‌های بیمه در مدل توانگری مالی آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۶۹ شورای عالی بیمه است. ضریب‌ریسک بازار مدل توانگری مالی با دو مسئلهٔ اصلی روبه‌روست: اول آنکه در محاسبهٔ این ضریب، روش‌های مختلف و کارایی آن‌ها به‌درستی بررسی نشده‌اند و دوم آنکه ضریب محاسبه‌شده برای شرایط عادی است و در محاسبهٔ آن، آثار شوک‌های اقتصادی برای استخراج نوسان‌پذیری در شرایط بحرانی (استرس) لحاظ نشده است. لذا، هدف این پژوهش ارائهٔ روش جدیدی است که در آن دو مدل خودبازگشت با وقفهٔ توزیع‌شده (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، به‌صورت‌فصلی و در دورهٔ ۱۳۷۸:۴-۱۳۹۶:۴ و با استفاده از سنجهٔ 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 شیوهٔ ارائه‌شده در این مقاله، در برآورد ضریب‌ریسک بازار مدل توانگری، از سایر روش‌ها، کارایی بیشتری دارد.

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

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

طبقه‌بندی موضوعی: G17، G22 ، G32 .

---

۱. دکتری مدیریت مالی، گروه مدیریت بازرگانی، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی **(نویسنده مسئول)** rjafari212@yahoo.com

۲. دانشیار، دکتری مدیریت، گروه مدیریت بازرگانی، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی

۳. دکتری اقتصاد مالی، ادارهٔ نظارت بر بیمه‌های زندگی، بیمهٔ مرکزی ج.ا.ا

مقدمه

شرکت‌های بیمه، به‌منزلهٔ 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 آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۶۹ شورای عالی بیمه، مشابه با نسبت کفایت سرمایهٔ[1] بانک‌ها، نسبت توانگری مالی[2] خود را هر ساله محاسبه و به‌همراه صورت‌های مالی خود برای اخذ تأییدیه به بیمهٔ مرکزی ج.ا.ا ارسال کنند. این نسبت، از تقسیم سرمایهٔ موجود[3] بر سرمایهٔ الزامی کل[4] که برابر با کل ریسک پذیرفته‌شدهٔ شرکت است، به دست می‌آید.

اگر نسبت توانگری مالی یک شرکت بیمه از حدود تعیین‌شدهٔ بیمهٔ 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 ۷۰درصد باشد)، باید افزایش سرمایه دهد.

نحوهٔ محاسبهٔ این ریسک برای هر چهار دسته، که هر دسته نیز به طبقات پایین‌تر تقسیم می‌شود، عبارت است از ضرب **ضریب‌ریسک**[5] مربوط در مقدار **ریسک‌نما**.[6]

با این تفاسیر، یکی از دغدغه‌های نهاد ناظر و شرکت‌های بیمه محاسبهٔ 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، به‌قصد محاسبهٔ سرمایهٔ الزامی برای پوشش ریسک‌های پیش روی این شرکت‌ها و محاسبهٔ نسبت توانگری مالی آن‌هاست. هرچه این ضرایب با دقت کمتری محاسبه گردد، موجب بزرگ‌نمایی و یا کوچک‌نمایی نسبت توانگری مالی بیمه‌گران و ارائهٔ علائم اشتباه دربارهٔ سلامت و توان مالی این شرکت‌ها به ذی‌نفعان، به‌ویژه بیمه‌گذاران و سهام‌داران خواهد شد. درصورتی‌که ضرایب ریسک دچار بیش‌برآوردی[1] شوند، نسبت توانگری مالی به‌اشتباه کوچک جلوه داده می‌شود و درنتیجه بیمه‌گر را با کمبود سرمایهٔ موجود و به‌تبع آن افزایش هزینهٔ تأمین سرمایه[2] (برای افزایش سرمایه) روبه‌رو می‌کند و درصورتی‌که این ضرایب دچار کم‌برآوردی[3] شوند، موجب بزرگ نمایی نسبت توانگری مالی، افزایش انگیزهٔ بیمه‌گر برای جذب بیشتر پورتفوی بیمه و گمراهی بیمه‌گذاران و سهام‌داران در ارزیابی توان مالی شرکت‌های بیمه می‌شود.

با این توصیف، ضریب‌ریسک برآوردشدهٔ سرمایهٔ الزامی ریسک بازار شرکت‌های بیمه، در محاسبهٔ نسبت توانگری مالی آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۶۹ شورای عالی بیمه، با دو مشکل و مسئلهٔ اصلی روبه‌روست: اول آنکه روش‌های مختلف و کارایی آن‌ها، در محاسبهٔ این ضریب، به‌درستی بررسی نشده‌اند و دوم آنکه ضریب محاسبه‌شده مختص شرایط عادی است و در محاسبهٔ آن، آثار شوک‌های ناشی از متغیرهای اقتصادی برای استخراج نوسان‌پذیری و ضریب ریسک در حالت بحرانی (استرس)[4] لحاظ نشده است.

هدف این مقاله ارائهٔ روشی جدیدتر و کاراتر از آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۶۹ شورای عالی بیمه و مطالعات پیشین، برای تعیین ضریب‌ریسک سرمایهٔ 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 پیشینهٔ 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

ARMA-GARCH،[1] ARDL[2] و ARDL-GARCH معرفی خواهد شد و در بخش پایانی، ضمن ارائه نتایج و محاسبهٔ ضریب‌ریسک بازار، به جمع‌بندی مطالب و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۱. مبانی نظری

۱-۱. مفهوم ریسک بازاری برای شرکت‌های بیمه و جایگاه آن در محاسبهٔ نسبت توانگری مالی

سرمایه‌گذاری منابع مالی حاصل از مبالغ حق‌بیمهٔ 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 موظف‌اند طبق آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۶۹ شورای عالی بیمه، مشابه با نسبت کفایت سرمایهٔ بانک‌ها، نسبت توانگری مالی خود را هرساله محاسبه و به‌همراه صورت‌های مالی خود برای اخذ تأییدیه به بیمهٔ مرکزی ج.ا.ا ارسال کنند. این نسبت از تقسیم سرمایهٔ موجود بر سرمایهٔ الزامی کل، که برابر با کل ریسک پذیرفته‌شدهٔ شرکت است، به دست می‌آید. سرمایهٔ الزامی کل، از تجمیع چهاردسته ریسک اصلی به وجود آمده است که عبارت‌اند از: سرمایهٔ الزامی (برای پوشش) ریسک صدور یا بیمه‌گری (R_1)،[3] سرمایهٔ الزامی (برای پوشش) ریسک بازار (R_2)،[4] سرمایهٔ الزامی (برای پوشش) ریسک اعتباری (R_3)[5] و سرمایهٔ الزامی (برای پوشش) ریسک نقدینگی (R_4).[6] این سرمایه‌های الزامی، درحقیقت، ذخیرهٔ سرمایه‌ای

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 به‌دست شرکت‌های بیمه، در قالب سرمایه، نگهداری شوند (شهریار، ۱۳۹۵).[۱]

ازآنجاکه شیوهٔ محاسبهٔ سرمایهٔ الزامی (همانند بسیاری از مدل‌های توانگری مالی دنیا) مبتنی‌بر ضرایب ریسک[۲] است (سندستروم،[۳] ۲۰۰۷)، نحوهٔ محاسبهٔ هریک از ریسک‌های فوق (بیمه‌گری، بازار، اعتباری و نقدینگی) در آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۶۹ شورای عالی بیمه، عبارت است از حاصل‌ضرب ضریب‌ریسک مربوطه در مقدار ریسک‌نما. مثلاً ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های بورسی[۴] از ضرب ضریب‌ریسک 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).[۵]

---

۱. مبلغ سرمایهٔ الزامی کل (RBC) طبق فرمول زیر محاسبه می‌شود (بیمهٔ 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:

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

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

2. Risk Factors Based Method

3. Sandström

۴. طبق آیین‌نامهٔ شمارهٔ 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،[1] املاک و مستغلات[2] و... است. برای اندازه‌گیری ریسک نوسان قیمت دارایی‌ها از روش ارزش در معرض ریسک (VaR)[3] مبتنی‌بر شیوه‌های واریانس-کوواریانس و مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (ARCH)[4] استفاده می‌شود (پیکارجو و همکاران، ۱۳۸۸).

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

همان‌گونه که بیان شد، ضریب‌ریسک بازار به‌وسیلهٔ ارزش در معرض ریسک (VaR) سنجش می‌شود. ارزش در معرض ریسک از خانوادهٔ معیارهای اندازه‌گیری ریسک نامطلوب است. این معیار (VaR) حداکثر زیان ممکنی است که کاهش ارزش سبد دارایی، برای دورهٔ معینی در آینده (افق زمانی) با سطح اطمینان مشخص، از آن بیشتر نمی‌شود. بنابراین، طبق تعریف داریم (جوریون،[5] ۲۰۰۹):

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

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

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

که r متغیر بازده (سود یا زیان) حاصل از فعالیت اقتصادی است و مفهوم VaR شیوهٔ پذیرفته‌شده‌ای برای فهم نحوهٔ اندازه‌گیری ریسک نامطلوب یک پورتفولیو 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 α-1 (سطح با معنی α): سطح با معنی α معمولاً بین ۱ تا ۱۰درصد انتخاب می‌شود.

۲) افق زمانی موردنظر (دورهٔ نگهداری): افق زمانی درنظرگرفته‌شده، 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 دورهٔ زمانی مشخص و با میزان احتمال معین از دست برود، مشخص می‌کند (سجادی و فتحی، ۱۳۹۲).

ضریب‌ریسک بازار، درصورتی‌که توزیع احتمال بازده (r) نرمال باشد، عبارت است از:

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

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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

همان‌گونه که در بخش قبل ذکر شد، بر اساس شیوهٔ واریانس-کوواریانس، فرض می‌شود که واریانس و میانگین فرایند تصادفی ثابت‌اند و به‌عبارتی‌دیگر، هنگامی واریانس ثابت معیاری برای نوسان‌پذیری است که فرض شود واریانس سری زمانی در طی زمان ثابت می‌ماند، درحالی‌که واریانس شرطی در طول زمان ثابت نیست. به‌همین‌علت، 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[1] ابداع و معرفی شدند. ازآنجاکه هدف ما بررسی اینگونه مدل‌ها نیست، فقط به معرفی اجمالی آن‌ها می‌پردازیم. شکل کلی مدل‌های ARCH به‌صورت زیر است (شهریار، ۱۳۹۳):

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

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

معادلهٔ اول، معادلهٔ میانگین شرطی[2] و معادلهٔ دوم، معادلهٔ واریانس شرطی[3] است. از طرفی N و P به‌ترتیب، تعداد وقفه‌های معادلهٔ میانگین شرطی (میانگین متحرک خودبازگشت) ARMA و تعداد وقفه‌های معادلهٔ واریانس شرطی‌اند. این مدل‌ها، در سال ۱۹۸۶، توسط بولرسلو[4] توسعه یافتند و به مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودبازگشت تعمیم‌یافته (GARCH) گسترش پیدا کردند. در این مدل‌ها، واریانس شرطی، علاوه بر آنکه به جملهٔ اختلال معادلهٔ میانگین شرطی (= متغیر توضیحی) وابسته است، به وقفه‌های واریانس شرطی (به‌طور خودبازگشت) نیز وابسته است. به‌عبارت‌دیگر، معادلهٔ GARCH (Q, P) به‌طورکلی و با وقفه‌های متعدد به این شکل است:

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

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)[1] و شوارتز- بیزین (SBC)[2] 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[3] صورت پذیرد (اندرز،[4] ۲۰۰۳). به‌علت طولانی‌بودن شرح این آزمون، از توضیح آن در این مقاله خودداری می‌کنیم.

آنچه در بالا ذکر شد، مدل‌های واریانس شرطی خودبازگشت متقارن[5] است، لیکن مدل‌های دیگری با نام مدل‌های واریانس شرطی خودبازگشت نامتقارن[6] نیز وجود دارد. 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. به‌عبارت‌دیگر، 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[7] گویند (اندرز، ۲۰۰۳). از جملهٔ این مدل‌ها، می‌توان به مدل‌های GARCH آستانه‌ای (TGARCH)[8] 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)[1] اشاره کرد. مدل TGARCH یا GARCH آستانه‌ای را زاکوییان[2] (۱۹۹۴) (۱۹۹۴) معرفی کرد. معادلهٔ واریانس شرطی در این مدل به‌صورت زیر است:

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

در این معادله، d_{t-1} یک متغیر مجازی[3] است که به‌ازای $\varepsilon_{t-1} < 0$ برابر با یک و به‌ازای $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ برابر با صفر است.

منطق نهفته در پس مدل TGARCH آن است که به‌ازای 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 به‌اندازهٔ $(\alpha + \gamma)\varepsilon_{t-1}^2$ خواهد بود (با فرض اینکه $\gamma>0$ باشد، شوک‌های منفی درمقایسه‌با شوک‌های مثبت، تأثیرات مثبت و نمایان‌تری بر نوسانات خواهد داشت).

راه اثبات وجود الگوی TGARCH آن است که در ابتدا یک متغیر مجازی به‌نام 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 $\gamma\neq0$ باشد، اثر حالات متقارن است و اگر $\gamma>0$ باشد، انتشار خبر بد موجب افزایش نوسان خواهد شد (پترسون،[4] ۲۰۰۰).

مدل نامتقارنی که در اینجا به کار می‌رود مدل EGARCH است که اولین بار توسط نلسون[5] (۱۹۹۱) مطرح شد. شکل عمومی معادلهٔ این مدل به‌صورت زیر است:

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

نکتهٔ حائز اهمیت آن است که سمت چپ معادلهٔ فوق لگاریتم واریانس شرطی است. این بدان معناست که اثر اهرمی به‌صورت نمایی و درجه دوم است و پیش‌بینی واریانس

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

شرطی قطعاً به‌صورت غیرمنفی محاسبه می‌گردد. وجود آثار اهرمی می‌تواند به‌وسیلهٔ آزمون فرضیهٔ $\gamma_i<0$ آزمون شود و اگر $\gamma_i=0$ باشد، ارتباط متقارن است.

۱-٤. الگوی اقتصادسنجی خودبازگشت با وقفهٔ توزیع‌شده (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 نحوهٔ استخراج روابط بلندمدت و همجمعی[1] نیست، اما به‌اجمال این الگو را شرح می‌دهیم. یک الگوی $ARDL(N,L)$ به‌صورت زیر بیان می‌گردد (پسران و شین،[2] ۱۹۹۵):

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

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 معادلهٔ (۸) همان مدل چند عاملی[3] در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به‌صورت پویاست. در بلندمدت، با فرض اینکه $r_t=r_{t-1}=r_{t-2}=...=r_{t-N}$ و $X_t=X_{t-1}=X_{t-2}=...=X_{t-L}$ باشند، می‌توان معادلهٔ بلندمدت تعادلی را به‌صورت ذیل نوشت:

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

$$ARDL:\ r_t = \theta_0 + \theta_l X_t + \varepsilon_t \qquad (9)$$

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

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

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

آمارهٔ 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 آمارهٔ آزمون فوق را بنرجی و همکاران[1] (۱۹۹۲) ارائه کرده‌اند.

الگوی $ARDL(N,L)-GARCH(p,q)$ به‌صورت زیر بیان می‌شود (وودز،[2] ۲۰۱۶):

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

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

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 واردکردن 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[1] 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[2] و بحرانی اقتصاد[3] استخراج کرد.

۵-۱. اعتبارسنجی VaR: آزمون بازخورد

همان‌طورکه گفته شد، صحیح‌ترین روش برای بررسی دقت مدل‌های $VaR_{1-\alpha}$ استفاده از نسبت شکست[4] است. ما به دنبال پاسخ این سؤالیم که چه تعداد از روزهای نمونه زیان واقعی از $VaR_{1-\alpha}$ روزانهٔ پیش‌بینی‌شده 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 مشاهدهٔ N بازده غیرعادی، در طول نمونهٔ Tروزه، توزیع دوجمله‌ای دارد به‌صورت $\binom{T}{T-N}\alpha^{T-N}(1-\alpha)^{N}$، که با افزایش حجم نمونه به سمت توزیع نرمال میل می‌کند. آزمون نسبت شکست به‌دست کوپیک[5] (۱۹۹۵) به‌صورت یک آزمون نسبت راست‌نمایی (LR)[6] 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، ($1-\alpha = \%99$ یا $\alpha = \%1$).

۲. پیشینهٔ پژوهش

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

صفری و همکاران (۱۳۹۱)، به ارائهٔ ضرایب ریسک آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۶۹ شورای عالی در خصوص محاسبهٔ نسبت توانگری مالی شرکت‌های بیمهٔ ایرانی پرداختند، برای محاسبهٔ ضریب‌ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام بورسی، از شیوهٔ 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. به‌منظور 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 به‌روزرسانی کردند و ضرایب ریسک بازار را، هم به‌صورت دارایی آزاد و هم به‌تفکیک منابع زندگی و غیرزندگی (با لحاظ‌کردن ریسک ALM)، محاسبه کردند. ایشان نیز همانند صفری و همکاران (۱۳۹۱)، تنها از شیوهٔ ARMA-EGARCH برای محاسبهٔ VaR و ضریب‌ریسک سرمایه‌گذاری در سهام بورسی بهره گرفتند و از سایر روش‌ها و مقایسهٔ آن‌ها بر اساس آزمون بازخورد (پس‌آزمایی)[1] 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 نظریهٔ ارزش فرین، دنباله‌های توزیع را مدل‌سازی و از تابع مفصل[2] برای مدل‌سازی همبستگی بین توزیع‌های حاشیه‌ای استفاده کردند. ایشان ضریب‌ریسک بازار را برابر با ۴۰۳/۹ درصد محاسبه کردند.[3]

کشاورز حداد و حیدری (۱۳۹۶)، با استفاده از مدل‌های خانوادهٔ 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 به‌نسبت سایر مدل‌ها دارند.

لهار و همکاران[4] (۲۰۰۱)، کارایی خارج از نمونهٔ دو شیوهٔ تعمیم‌یافته از مدل بلک- شولز (با فرض اینکه قیمت سهام دارای فرایند تصادفی حرکت براونی هندسی GBM است) را با شاخص قیمت اختیارات ۱۰۰ FTSE آزمودند: یکی شبیه‌سازی مونت

1. Backtesting
2. Copula Function
۳. نکته این است که ریسک‌نمای ریسک بازار مبلغ کل پورتفولیوی سرمایه‌گذاری است، لذا ضریب‌ریسک بازار نمی‌تواند بیشتر از ۱۰۰درصد باشد.
4. Lehar et al.

کارلو مبتنی‌بر مدل‌های GARCH(1,1) و دیگری شبیه‌سازی مونت کارلو مبتنی‌بر مدل قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری تصادفی اختیارات.[1] معیارهای بررسی کارایی دو شیوهٔ فوق، پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای و آزمون بازخورد سنجه‌های ارزش در معرض ریسک (VaR) از طریق هر دو روش محاسبه شده است. ایشان بدین نتیجه رسیدند که شیوهٔ شبیه‌سازی مونت کارلو مبتنی‌بر مدل‌های GARCH در هر دو معیار بررسی کارایی، برتر از روش دیگر بوده است.

عُمر[2] (۲۰۱۰)، برای استخراج روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تقاضای ارز و نرخ ارز، از مدل ARDL(1,1) مبتنی‌بر GARCH(1,1) و داده‌های هفتگی دورهٔ 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.

هالب لیب و پول‌مایر[3] (۲۰۱۲)، روشی مبتنی بر ترکیب بهینه را برای محاسبهٔ VaR پیشنهاد کردند که زیان را در دوره‌های زمانی با ریسک مالی بالا به‌دقت پیش‌بینی می‌کند. آن‌ها روش‌های مبتنی‌بر داده را توسعه دادند و با بررسی روش‌های GARCH، RiskMetrics و FIGARCH، پیش‌بینی‌های توانمندی برای VaR ارائه کردند. همچنین دریافتند 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 درجهٔ 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

1. Stochastic Volatility Option Pricing
2 .Umar
3. Halbleib & Pohlmeier

بانکی شرکتی و خرد، با استفاده از داده‌های آماری ماهانهٔ کشور ایرلند در دورهٔ 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[1] (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 به‌نام ARMA(p,q)+GARCH(r,s) ترکیبی ایجاد کردند. ایشان مدل جدید را بر روی داده‌های آماری ماهانهٔ شاخص S&P۵۰۰ در دورهٔ 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.

در زمینهٔ مدل‌های ARDL مطالعات متعددی وجود دارد، اما در زمینهٔ تلفیق مدل‌های ARDL و GARCH و کاربرد آن‌ها در محاسبهٔ 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 محاسبهٔ 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 محاسبهٔ ارزش در معرض ریسک (VaR) نپرداخته و شیوهٔ 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 به‌منزلهٔ 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 مقایسهٔ 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[1] تولید ناخالص داخلی (GDP)، نرخ ارز بازار غیررسمی[2] و شاخص قیمت مصرف‌کننده[3] به‌صورت فصلی و در دورهٔ ۱۳۷۸:۴-۱۳۹۶:۴ است.[4] برای آزمون ریشه واحد و تعیین پایایی و ناپایایی متغیرهای مورداستفاده در مدل، از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته[5] 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 ۱درصد 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 نتیجهٔ 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[6] 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 ۱/۸۵- داشته است (پیوست ۳).

همان‌گونه که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، ضریب وقفهٔ اول رشد شاخص TEPIX، متغیر روند و عرض از مبدأ معادلهٔ 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 تحت‌تأثیر وقفه‌های قبل‌تر نیست. مقدار واریانس هر دوره نیز تنها تابعی از رشد شاخص در دورهٔ قبل و مقدار واریانس‌های شرطی دو دورهٔ قبل است. نکتهٔ جالب آنکه اثر مقادیر جملهٔ 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 به‌یک‌اندازه واکنش نشان می‌دهند. ضمناً تمامی ضرایب در سطح ۱۰درصد معنی‌دارند.

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

نوع معادله	Variable	Coefficient	Prob.
معادلهٔ میانگین شرطی	C	۰/۱۷۹۵	۰/۰۰۰۶
	Trend	-۰/۰۰۱۶	۰/۰۱۳۰
	AR(1)	۰/۱۸۶۱	۰/۰۳۸۶
معادلهٔ 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. نکتهٔ حائز اهمیت آنکه بر اساس معیارهای AIC و SBC و معنی‌داری ضرایب معادلهٔ GARCH، مدل برآوردشده برای بازده سرمایه‌گذاری در سهام بورسی، با میانگین شرطی ARDL به‌صورت GARCH نمایی ((EGARCH(1,1,2)) است (پیوست ۴).

ضرایب به‌دست‌آمده در معادلهٔ میانگین شرطی بلندمدت به‌صورت کشش[1] تفسیر می‌شود. با نگاهی به جدول ۲، اثر بلندمدت نرخ تورم بر بازده سهام شرکت‌های بورسی در سطح ۱۰درصد بی‌معنی است. بیشترین تأثیر بر بازده سهام مربوط به نرخ سود بانکی است و بازده سهام بورسی به‌شدت تحت‌تأثیر این متغیر است. به‌عبارتی، اگر نرخ سود بانکی ۱درصد افزایش یابد، بازده شاخص TEPIX به‌طورمتوسط در حدود ۶درصد، به‌علت کاهش تقاضای سهام، ریسک‌گریزی نسبی خریداران و به‌تبع آن جذابیت کمتر این بازار، کاهش خواهد یافت. تأثیرات رشد اقتصادی ((DLog(GDP)) و رشد نرخ ارز ((DLog(EXR)) نیز در سطح معنی‌دار ۱۰درصد، مثبت و معنی‌دار و به‌ترتیب در حدود ۰/۵ و ۰/۷۴درصد است. نتیجهٔ جالب آنکه اگرچه نرخ ارز در کوتاه‌مدت، به‌منزلهٔ یک بازار جایگزین، رابطهٔ 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، رابطهٔ مستقیم و مثبتی با بازده سهام پیدا می‌کند.

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

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)	–	–
معادلهٔ میانگین شرطی بلندمدت	رشد تولید ناخالص داخلی	DLOG(GDP)	۰/۵۱۱	۰/۰۰۴
	رشد نرخ ارز	DLOG(EXR)	۰/۷۳۵	۰/۰۶۴
	نرخ تورم	DLOG(CPI)	۰/۵۹۹	۰/۱۸۰
	نرخ سود بانکی	IR	۵/۹۲–	۰/۰۵۶
	عرض از مبدأ	C	۰/۲۹۷	۰/۰۳۷
معادلهٔ واریانس شرطی	LOG(GARCH) = C(14) + C(15)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(16)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(17)*RESID (-2)/@SQRT(GARCH(-2)) + C(18)*LOG(GARCH(-1))			
	عرض از مبدأ	C(14)	۸/۲۹۰۶–	۰/۰۰۰۰
	ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))	C(15)	۱/۷۶۸۷	۰/۰۰۱۴
	RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))	C(16)	۰/۴۶۲۳–	۰/۱۶۱۵
	RESID(-2)/@SQRT(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

۳-٤. 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 سنجه‌ها را بررسی می‌کنیم.

همان‌گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، نتایج آزمون بازخورد کوپیک نشان می‌دهد که VaRحاصل از روش ARDL-EGARCH(1,1,2) درمقایسه با شیوهٔ واریانس- کوواریانس ساده (V-C) و AR(1)-GARCH(1,1) کمترین مقدار آمارهٔ کوپیک[1] را دارد و لذا معتبرتر است. بنابراین در مرحلهٔ بعد، از VaR به‌دست‌آمده از روش ARDL -EGARCH(1,1,2) برای محاسبهٔ ضریب‌ریسک 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
آمارهٔ کوپیک	Kupiec-stat.	۱/۸۷۲۱	۱/۱۷۹۳	۰/۳۱۹۱
مقدار بحرانی χ^2	Critical value	۳/۸۴۱۵	۳/۸۴۱۵	۳/۸۴۱۵
احتمال	P-Value	۰/۱۷۱۲۳	۰/۲۷۷۵۱	۰/۵۷۲۱۵

منبع: محاسبات پژوهشگر

۳-۵. محاسبهٔ سرمایهٔ الزامی ریسک سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار

با استفاده از معادلهٔ ۲، ضریب‌ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های بورسی را محاسبه کردیم (جدول ۴). ازآنجاکه داده‌های استفاده‌شده فصلی‌اند، ضریب‌ریسک بازار فصلی باید در $\sqrt{4}$ ضرب شود تا به ضریب‌ریسک سالانه تبدیل گردد. با مشاهدهٔ 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 ۳۹درصد است. همان‌گونه که جدول ۴ نشان می‌دهد، ضریب‌ریسک 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 محاسبهٔ

1. Copy Statistics

سرمایهٔ الزامی ریسک بازار، شرکت‌ها با بیش‌برآورد روبه‌رو خواهند بود. این نکته از آن جهت اهمیت دارد که درصورتی‌که بیمهٔ مرکزی ج.ا.ا از اینگونه روش‌ها، که تأییدشدهٔ انجمن بین‌المللی اکچوئران نیز هست، برای محاسبهٔ ریسک بازار شرکت‌های بیمه استفاده کند، موجب تحمیل هزینهٔ سرمایهٔ 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 ضریب‌ریسک این نوع سرمایه‌گذاری را در شرایط بحرانی اقتصاد استخراج کرد.

حال، طبق جدول ۵، با فرض اینکه کشور وارد دورهٔ رکود تورمی سنگینی شود و رشد اقتصادی، نرخ تورم و رشد نرخ ارز در یک‌سال به‌ترتیب 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 آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۶۹، باید در ریسک‌نما، که ارزش دفتری سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌ها (MV_A) است، ضرب شود.

جدول ٤: محاسبهٔ ضریب‌ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام بورسی در شرایط عادی

ریسک‌نما (MV_A) طبق آیین‌نامهٔ شمارهٔ ٦٩	ضریب ریسک	پیش‌بینی انحراف از معیار سالانه	پیش‌بینی انحراف از معیار فصلی	روش
ارزش دفتری سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌ها	٪۵۰/۳	٪۲۱/۶	٪۱۰/۸	V-C
	۴۵/۴	٪۱۹/۵	٪۹/۷	AR-GARCH
	٪۳۹	٪۱۶/۷	٪۸/۴	ARDL-GARCH

منبع: محاسبات پژوهشگر

جدول ۵: محاسبهٔ ضریب‌ریسک بازار سرمایه‌گذاری در سهام بورسی در شرایط استرس و بحرانی

ضریب‌ریسک در شرایط استرس	انحراف معیار سالانه	انحراف معیار فصلی	GDP	EXR	CPI	TEPIX
٪۸۶/۴	٪۳۷/۱	٪۱۸/۵	٪-۱۰	٪۲۵۰	٪۵۰	٪۷۷

منبع: محاسبات پژوهشگر

٤. جمع‌بندی و پیشنهادها

هدف اصلی این مقاله ارائهٔ روشی است کاراتر، که تلفیقی از دو مدل خودبازگشت با وقفهٔ توزیع‌شده (ARDL) و واریانس ناهمسانی خودبازگشت تعمیم‌یافته (GARCH) است. در این مقاله، درمقایسه‌با محاسبات آیین‌نامهٔ شمارهٔ 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، محاسبهٔ ضریب‌ریسک برای شرایط استرس و بحران اقتصادی. به‌این‌منظور، با استفاده از داده‌های آماری شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)، رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ ارز و سنجهٔ ریسک ارزش در معرض ریسک (VaR)، درصدد 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، به‌وسیلهٔ 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 برآوردشده از روش ARDL-EGARCH، درمقایسه‌با دو روش V-C و AR-GARCH کمتر است و این بدین معنی است که اگر از این دو روش برای محاسبهٔ سرمایهٔ الزامی ریسک بازار، استفاده شود بیش‌برآورد رخ می‌دهد. این نکته از آن جهت اهمیت دارد که درصورتی‌که بیمهٔ مرکزی ج.ا.ا از این دو روش برای محاسبهٔ ریسک بازار شرکت‌های بیمه استفاده کند، به‌علت مدل‌سازی غیربهینهٔ نوسان‌پذیری، موجب تحمیل هزینهٔ سرمایهٔ بیشتر به این شرکت‌ها می‌شود.

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

منابع

اسدی، سعید، البدوی، امیر و حسین‌زاده کاشان، علی (۱۳۹۶). محاسبهٔ سرمایهٔ الزامی ریسک بازار در مدل توانگری مالی شرکت‌های بیمه. *پژوهشنامهٔ بیمه*، ۳۲(۳)، ۸۳-۱۰۲.

بیمهٔ مرکزی ج.ا.ا. (۱۳۹۰). *آیین‌نامهٔ شمارهٔ ۶۹ شورای عالی بیمه*: نحوهٔ 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. *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ویژه‌نامهٔ بورس، ۵، ۱۹۵-۲۲۱.

پیکارجو، کامبیز و حسین‌پور، بدریه (۱۳۸۹). اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک در شرکت‌های بیمه با استفاده از مدل GARCH. *فصلنامهٔ صنعت بیمه*، ۲۵(۴)، ۳۳-۵۸.

سجادی، زینب و سعید، فتحی (۱۳۹۲). تبیین فرایند چهارگامی محاسبهٔ 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 آیین‌نامهٔ نحوهٔ محاسبه و نظارت بر توانگری مالی مؤسسات بیمه (آیین‌نامهٔ ۶۹ شورای عالی بیمه)*. طرح تحقیقاتی. تهران: پژوهشکدهٔ بیمه.

شهریار، بهنام (۱۳۹۳). *مبانی مدیریت ریسک و نظارت بر توانگری مالی در شرکت‌های بیمه*. تهران: پژوهشکدهٔ بیمه.

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

قره‌خانی، محسن و ماجدی، زهرا (۱۳۹۲). محاسبهٔ ضرایب ریسک دارایی‌ها در توانگری مالی مؤسسات بیمه با استفاده از ارزش در معرض خطر. *پژوهشنامهٔ بیمه*، ۲۸(۴)، ۱۲۷-۱۵۴.

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

کشاورز حداد، غلامرضا و حیدری، هادی (۱۳۹۶). رتبه‌بندی مدل‌های پارامتریک ارزش در معرض خطر با لحاظ‌کردن موقعیت معاملاتی سهام‌دار (کاربرد توابع توزیع نامتقارن در مدل‌های خانوادهٔ GARCH). *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۱۷(۳)، ۱۵۱-۱۷۸.

میشکین، فردریک (۱۳۹۲). *پول، ارز و بانکداری*. ترجمهٔ 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). *ریشهٔ 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 Hetroskedasticity. *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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی