تحلیل رابطهٔ بین شاخص قیمت سهام صنعت بیمهٔ کشور با شاخص قیمت سایر صنایع در بورس (رویکرد CCC-GARCH و GJR-GARCH)

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۹/۱۳

محمدنبی شهیکی تاش[۱]

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۶/۱۶

محمد میرباقری جم[۲]

چکیده

این تحقیق به تعیین تأثیرپذیری شاخص قیمت سهام صنعت بیمهٔ کشور از شاخص قیمت سایر صنایع در بورس می‌پردازد. روش تحلیل تحقیق، استفاده از مدل‌های CCC-GARCH و GJR-GARCH دو متغیره است؛ که با روش حداکثر درست‌نمایی پارامترهای مدل با نرم‌افزار R 3.0.2 برآورد می‌شود. نتایج برآورد مدل، وجود رقابت بین صنایع در جذب سرمایهٔ سرمایه‌گذاران بازار سرمایه را تأیید می‌کند و نشان می‌دهد که بازده سهام صنعت بیمه و بازده سهام سایر صنایع در بورس تأثیر منفی بر یکدیگر دارند. تلاطم بازده سهام صنعت بیمه به علت ماهیت ریسکی فعالیت‌های آن، بیشتر از تلاطم بازده دیگر صنایع بورس است. همبستگی تلاطم بازده سهام صنعت بیمه با دیگر صنایع بورس ضعیف و در حدود ۰/۰۷ است. شوک‌های بازار و خبرهای بد در بورس تأثیری بر تلاطم بازده سهام صنعت بیمه ندارند، ولی تلاطم بازده سایر صنایع بورس را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند.

واژگان‌کلیدی: *صنعت بیمه، بازدهی و تلاطم، شاخص قیمت سهام، مدل دو متغیرهٔ CCC-GARCH، مدل GJR-GARCH*

---

۱. دانشیار دانشگاه سیستان و بلوچستان Mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسندهٔ مسئول)

Mohammad.mirbagherijam@gmail.com

۱. مقدمه

تعیین رابطهٔ بین بازده یک دارایی با نوسانات[1] (تلاطم) همان دارایی یا با بازده و تلاطم بازده سایر دارایی‌ها، نقش اساسی در تصمیم‌گیری‌های مالی دارد. به‌عنوان‌مثال، قیمت‌گذاری اختیارات[2] براساس نوسانات بازده دارایی‌ها انجام می‌پذیرد. محاسبهٔ انحراف معیار[3] قیمت یک دارایی براساس مشاهدات گذشته، اطلاعات صحیح و کاملی از تلاطم بازده پرتفوی به‌دست‌نمی‌دهد و استفاده از این معیار به‌تنهایی در یک تصمیم مالی صحیح نیست. چون‌که انحراف معیار قیمت دارایی برای یک بازهٔ زمانی دلخواه در زمان گذشته تعیین می‌شود؛ همچنین در محاسبهٔ انحراف معیار، وزن و اهمیت یکسانی به همه مشاهدات داده می‌شود، درحالی‌که در واقعیت اطلاع از قیمت دارایی در زمان‌های نزدیک به حال مهم‌تر از زمان‌های بسیار گذشتهٔ دور است و در آخر نوسانات بازده پرتفوی طی زمان در دنیای واقعی مقدار ثابتی نیست، درحالی‌که استفاده از انحراف معیار، آن را ثابت نشان می‌دهد. اگرچه با استفاده از مدل‌های میانگین متحرک نمایی[4]، می‌توان بر مشکل «یکسان قراردادن ضریب اهمیت مشاهدات دورتر یا نزدیک‌تر به زمان حال در محاسبهٔ انحراف معیار» فایق آمد ولی هنوز مدل‌سازی تلاطم بازده با این روش براساس مشاهدات گذشته و به دور از واقعیت انجام می‌شود. بنابراین استفاده از مدل‌های واریانس‌های ناهمسان شرطی[5] در مدل‌سازی تلاطم بازده دارایی‌ها بسیار سودمند خواهد بود. با استفاده از مدل‌های GARCH امکان بررسی اثر شوک‌های مثبت و منفی و اثرات اهرمی[6] در بازار بر بازده و تلاطم بازده پرتفوی فراهم می‌شود.

---

1. Volatility
2. Options
3. Standard Deviation
4. Exponentially Weighted Moving Average Models
5. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)
6. Leverage Effect

هدف از این تحقیق تحلیل رابطهٔ بین شاخص قیمت سهام صنعت بیمهٔ کشور با شاخص قیمت سایر صنایع در بورس است. بدین‌منظور بازده شاخص‌های مذکور با لگاریتم نسبت شاخص قیمت یک دوره به دورهٔ قبل محاسبه می‌شود. سپس رابطهٔ بین بازده صنعت بیمه با بازده بازار (سایر صنایع)، تلاطم خود صنعت بیمه و تلاطم سایر صنایع در بورس با روش سیستم معادلات خودرگرسیونی برداری[1] با استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی چند متغیره[2] تعیین می‌شود. ممکن است برخی از شوک‌های وارده بر بازار سرمایه فقط قیمت سهام صنعت بیمه کشور را تحت تأثیر قرار دهد یا برعکس فقط پرتفوی بازار را تحت تأثیر قرار دهد و بر صنعت بیمه بی‌تأثیر باشد. همبستگی بین صنعت بیمهٔ کشور با صنایع دیگر نقش تعیین‌کننده‌ای در انتقال یک شوک از صنعت بیمه به بازار سرمایه و برعکس دارد. ازطرف‌دیگر ممکن است اثر شوک‌های مثبت و منفی (خبرهای خوب و بد) بر بازده و تلاطم صنعت بیمه و بازده و تلاطم بازار سرمایه یکسان نباشند. بنابراین استفاده از الگوهای مدل‌های گارچ با ضریب همبستگی پویا[3]، مدل‌های گارچ با ضریب همبستگی ثابت[4] و GJR-GARCH امکان آزمون فرضیه‌های مذکور را می‌دهد.

نتایج تجربی این تحقیق، در اتخاذ تصمیم سهام‌داران بورس در انتخاب سبد دارایی‌ها سودمند خواهد بود. علاوه‌براین با تحلیل روابط بین بازده و تلاطم سهام صنعت بیمه با سایر صنایع، امکان مدیریت صحیح انواع ریسک مانند ریسک سرمایه‌گذاری و تمرکز فعالیت و... برای صنعت بیمه کشور فراهم می‌شود.

1. Vector Auto-Regression (VAR)
2. Multi Variate GARCH (M-GARCH)
3. Dynamic Conditional Correlation GARCH (DCC-GARCH)
4. Constant Conditional Correlation GARCH (CCC-GARCH)

۲. پیشینهٔ پژوهش

امروزه استفاده از انواع مدل‌های GARCH در تحلیل مسائل اقتصادی در حوزه‌های گوناگون رو به گسترش است؛ به‌طورمعمول تعداد پارامترهای مجهول در سیستم مدل‌های واریانس شرطی بیشتر از سیستم واریانس غیرشرطی است، لذا استفاده از مدل‌های GARCH وقتی امکان‌پذیر خواهد بود که تعداد مشاهدات به اندازهٔ کافی در دسترس باشد. باتوجه به اینکه داده‌های بورس به‌صورت روزانه قابل دسترس است، لذا از لحاظ حوزهٔ مورد مطالعه، در ایران پژوهش‌های انجام‌یافته با مدل‌های GARCH در حوزهٔ مالی و بازار سرمایه بسیار متعدد است، مطالعاتی مانند: راعی و باجلان (۱۳۸۷)، محمدی و همکاران (۱۳۸۸)، کشاورز حداد و صمدی (۱۳۸۸)، تک‌روستا و همکاران (۱۳۹۰)، کشاورز حداد و حیدری (۱۳۹۰). در برخی از مطالعات اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازارهای مالی و برعکس یعنی اثر بازارهای مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد با مدل‌های GARCH بررسی شده است؛ کشاورز حداد و مهدوی (۱۳۸۴) با استفاده از مدل‌های GARCH نشان داده‌اند که بازار سهام ایران کانالی برای سازوکار سرایت سیاست‌های پولی نیست. حیدری و بشیری (۱۳۹۱) بر پایهٔ مدل VAR-GARCH نشان داده‌اند که بین نااطمینانی قیمت سهام و نرخ ارز رابطهٔ معنی‌داری وجود ندارد ولی بین نااطمینانی نرخ ارز و شاخص بورس رابطهٔ معکوس وجود دارد.

بااین‌وجود در داخل کشور، به غیر از مطالعهٔ کشاورز حداد و همکاران (۱۳۹۰) در بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن، تاکنون مطالعه‌ای در زمینهٔ تحلیل روابط بین شاخص قیمت سهام یک صنعت با صنایع دیگر انجام نشده است[۱]. لذا تحقیق حاضر یک رهیافت جدید در تحلیل

۱. کشاورز حداد و همکاران (۱۳۹۰) پارامتر حافظهٔ بلندمدت (d) را در بررسی سرایت تلاطم بین صنعت سیمان و صنعت کاشی و سرامیک و سرمایه‌گذاری لحاظ کرده‌اند و با استفاده از مدل‌های FIGARCH نشان داده‌اند که بیشترین سرایت تلاطم از صنعت سیمان به صنعت کاشی و سرامیک است.

رابطهٔ بین بازده و تلاطم سهام صنعت بیمه کشور با بازده و تلاطم سهام سایر صنایع در بورس محسوب می‌شود. مطالعات خارجی دراین‌زمینه نیز بسیار متعدد است که در ادامه به برخی از آنها اشاره می‌شود:

الیاسیانی و همکاران[1] هم‌گرایی و ارتباط بین بازده بنگاه‌های مؤسسات مالی آمریکا (بانک، بیمه و اوراق بهادار) را با مدل‌های M-GARCH مدل‌سازی کرده‌اند؛ نتایج مطالعهٔ آنها نشان می‌دهد که وابستگی بازده و تلاطم بین مؤسسات مالی معنی‌دار بوده و شدت سرایت تلاطم در بین بنگاه‌های بزرگ بیشتر از بنگاه‌های کوچک است؛ شدت وابستگی اندک در بین بنگاه‌های کوچک نشان از وجود ریسک ویژه[2] و فعالیت موضعی آنهاست و در بنگاه‌های بزرگ نشان از وجود رقابت بین بازارهای مالی است.

در تحقیق دیگری با مدل‌های M-GARCH حساسیت بازده سهام شرکت‌هایی که در بیمهٔ عمر فعالیت دارند به نرخ بهره سنجیده و نشان داده شد که ارزش سهام در این شرکت‌ها نسبت به تغییرات نرخ بهرهٔ بلندمدت بسیار حساس است (Brewer III et al., 2007).

کارسون و همکاران[3] اثر ریسک بازار و ریسک نرخ بهره بر بازده و نوسانات بازده سهام سه گروه از شرکت‌های صنعت بیمه که در زمینهٔ بیمهٔ عمر، بیمهٔ اموال و بیمهٔ حوادث فعالیت دارند را با روش System-GARCH بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعهٔ آنها نشان می‌دهد که تأثیر ریسک بازار بر بازده سهام شرکت‌های بیمهٔ حوادث بیشتر بوده و تلاطم بازار از این شرکت‌ها به شرکت‌های بیمهٔ عمر و بیمهٔ دارایی سرایت می‌کند. شرکت‌های بیمهٔ عمر بر ریسک نرخ بهره حساس هستند و شوک‌های نرخ بهره اثر معکوس بر بازده بیمهٔ عمر دارند. همچنین شدت وابستگی بین بازده شرکت‌های بیمهٔ دارایی با بیمهٔ حوادث بیشتر است.

1. Elyasiani et al., 2007
2. Idiosyncratic Risk
3. Carson et al., 2008

در تحقیقی، حرکت هم‌زمان بازده و تلاطم بازار سرمایهٔ اسلوونی با بازار سرمایهٔ کشورهای اروپایی با استفاده از مدل‌های DCC-GARCH مدل‌سازی شد و مشخص شد که سرایت بازده در بین بازارهای سرمایهٔ اسلوونی و بازارهای اروپایی وجود دارد (Dajcman and Festic, 2012).

بیلیو و همکاران[1] با بررسی علیت گرنجری[2] ریسک نظام‌مند (سیستماتیک)[3] در بخش‌های مالی (بانک، صندوق‌های تأمینی، واسطه‌گرهای مالی) و بیمه با مدل‌های GARCH(1,1) نشان داده‌اند که رابطهٔ بین ریسک‌های سیستماتیک در بخش‌های مذکور متقارن نیست و بانک‌ها نقش اساسی در انتقال شوک‌ها در بخش‌های مالی دارند.

۳. مبانی نظری و الگوی تحلیلی تحقیق

۳-۱. الگوی تحلیلی تحقیق

در این قسمت ابتدا الگوی تحلیلی تحقیق ارائه، سپس روش برآورد مدل ساده شده با اعمال فرض‌ها و محدودیت‌های لازم بیان می‌شود.

۳-۱-۱. معادلات میانگین شرطی

جهت بررسی تأثیرپذیری شاخص قیمت سهام صنعت بیمه از شاخص قیمت سهام سایر صنایع در بورس، بازده و تلاطم سایر صنایع در بورس و بازده سهام صنعت بیمه با معادلات میانگین شرطی[4] مدل دو متغیره به‌صورت زیر مدل‌سازی شده است:

$$M_t = a_{M,0} + \sum_{a=1}^{A} \beta_{M,a} M_{t-a} + \sum_{b=1}^{B} \gamma_{M,b} I_{t-b} + \varepsilon_{M,t} \quad (۱)$$

$$I_t = a_{I,0} + \sum_{c=1}^{C} \beta_{I,c} M_{t-c} + \sum_{d=1}^{D} \gamma_{I,d} I_{t-d} + \varepsilon_{I,t} \quad (۲)$$

که در آن M_t و I_t به‌ترتیب بازده سایر صنایع و بازده صنعت بیمه در زمان t است. تعداد وقفه‌ها در معادلات (۱) و (۲) براساس معیار آکایک[5] نوشته می‌شود.

---

1. Billio et al., 2012
2. Granger Causality
3. Systematic Risk
4. Conditional Mean Equations
5. Akaike Information Criterion (AIC)

۲-۱-۳. معادلات واریانس-کواریانس شرطی

در مدل‌سازی اثرات تلاطم بورس بر بازده سهام صنعت بیمه، فرض‌های متفاوتی قابل تصور است. یک فرض معمول این است که همبستگی بین تلاطم بورس و تلاطم صنعت بیمه در طی زمان مقدار ثابتی است. فرض دیگر تقارن و عدم تقارن در اندازه و جهت اثرات شوک‌های مثبت و منفی بر واریانس‌های شرطی (یا تلاطم بورس و تلاطم صنعت بیمه) است. فرض ثابت بودن همبستگی بین واریانس‌های شرطی، اولین‌بار توسط بولرسلو[1] برای مدل‌های GARCH دومتغیره مطرح شده است. فرض عدم تقارن اثر شوک‌های مثبت و منفی بر واریانس‌های شرطی را گلستن و همکارانش[2] مطرح کردند و مدل‌های GARCH با این ویژگی به مدل‌های GJR-GARCH مشهور است. باتوجه به اینکه در دنیای واقعی، اخبار خوب و بد بر شاخص بورس کشور تأثیر یکسانی ندارند لذا در مدل‌سازی تلاطم بورس و صنعت بیمه از مدل‌های GJR-GARCH استفاده می‌شود[3]؛ و معادلات واریانس شرطی بازده بورس و بازده سهام صنعت بیمه به‌این‌صورت است:

$$\sigma_{M,t}^2 = \omega_M + \sum_{n=1}^{N} \delta_{n,p}\sigma_{M,t-n}^2 + \sum_{f=1}^{F} k_{M,b}(\varepsilon_{M,t-f})^2 + \lambda_M S_{M,t-1}^{-}(\varepsilon_{M,t-1})^2 \quad (۳)$$

$$\sigma_{I,t}^2 = \omega_I + \sum_{p=1}^{P} \delta_{I,p}\sigma_{I,t-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q} k_{I,q}(\varepsilon_{V,t-q})^2 + \lambda_I S_{I,t-1}^{-}(\varepsilon_{I,t-1})^2 \quad (۴)$$

در معادلات فوق $\sigma_{M,t}^2$ و $\sigma_{I,t}^2$ واریانس شرطی بازده بورس و بازده سهام صنعت بیمه در زمان t است. متغیرهای مجازی $S_{M,t-1}^{-}$ و $S_{I,t-1}^{-}$ درصورتی‌که $\varepsilon_{M,t-1} < 0$ و $\varepsilon_{I,t-1} < 0$ باشد مقدار یک به خود می‌گیرند، درغیراین‌صورت مقدار صفر اختیار می‌کنند. در معادله (۳) و (۴) پارامترهای λ_M و λ_I، اثر شوک‌ها و خبرهای مثبت و

---

1. Bollerslev, 1987
2. Glosten, et al., 1993

۳. برای نشان‌دادن عدم تقارن اثر هم‌زمان اندازهٔ شوک و نوع شوک بر تلاطم بازده پرتفوی از مدل‌های EGARCH استفاده می‌کنند. منظور از اندازهٔ شوک، بزرگ و کوچک بودن آن است و منظور از نوع شوک، مثبت یا منفی بودن آن شوک یا خوب و بد بودن خبر است. معادلهٔ واریانس شرطی EGARCH(1,1) به‌صورت مقابل است: $\ln(\sigma_t^2) = \omega + \alpha\left|\frac{r_{t-1}}{h_{t-1}^{1/2}}\right| + \gamma\frac{r_{t-1}}{h_{t-1}^{1/2}} + \beta\ln(\sigma_{t-1}^2)$

ازآنجاکه مشخص‌نمایی این‌گونه مدل‌ها لگاریتمی بودن آنهاست، لذا واریانس شرطی، مقداری مثبت خواهد بود و وقتی که $\gamma < 0$، اثر اهرمی خواهیم داشت. برای مطالعهٔ بیشتر ر.ک.به: Nelson,1991

منفی بر تلاطم صنعت بیمه و سایر صنایع در بورس را نشان می‌دهد و اگر مقدار آنها صفر برآورد شود، اثر شوک‌ها برظ تلاطم بازده به‌صورت اثرات متقارن[1] خواهد بود[2].

لازم به ذکر است که برای مشخص‌نمایی معادلات (۳) و (۴) حالت‌های متفاوتی از مدل‌های ARCH و GARCH خواهیم داشت. بنابراین در اینجا برای سادگی مدل، فرض می‌شود که همبستگی واریانس‌های شرطی مقداری ثابت است یعنی:

$$\sigma_{MI,t} = \sigma_{IM,t} = \rho_{MI} \cdot \sigma_{I,t} \cdot \sigma_{M,t} \qquad (۵)$$

که در آن ρ_{MI} ضریب همبستگی بین واریانس‌های شرطی بازده صنعت بیمه و سایر صنایع در بورس را نشان می‌دهد. بنابراین الگوی ارائه‌شده در اینجا به مدل‌های GARCH دو متغیره با همبستگی ثابت[3] معروف است که در خانواده مدل‌های CCC-GARCH قرار می‌گیرد.

۲-۳. تابع حداکثر درست‌نمایی مدل تحقیق

باتوجه به اینکه مدل الگوی تحلیلی تحقیق، مدل GJR-GARCH دو متغیره است و با فرض اینکه توزیع مشترک جملات جزء اخلال شرطی $\varepsilon_{R,t}$ و $\varepsilon_{V,t}$ در معادلات (۱) و (۲)، توزیع تی استیودنت چند متغیره باشد، الگوی کامل تحقیق به‌این‌صورت ارائه می‌شود[4]:

$$\varepsilon_t|\Omega_{t-1} \equiv [\varepsilon_{M,t} \quad \varepsilon_{I,t}]'|\Omega_{t-1} \sim Multivariate\ Student - t(0, H_t, s) \qquad (۶)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} \sigma_{M,t}^2 & \sigma_{MI,t} \\ \sigma_{IM,t} & \sigma_{I,t}^2 \end{bmatrix} \qquad (۷)$$

---

1. Symmetric Effects

۲. در مدل‌سازی تلاطم بازده یک پرتفوی اگر بخواهیم نشان دهیم که در رفتار شاخص قیمت اخبار بد خیلی مهم‌تر از اخبار خوب و شوک‌های مثبت تلقی می‌شود، باید از مدل‌های TGARCH استفاده کنیم:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{t=1}^{p} a_i\left[(1-\gamma_i)\varepsilon_{t-i}^{+} - (1+\gamma_i)\varepsilon_{t-i}^{-}\right] + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \sigma_{t-j}$$

3. Constant Correlation Bivariate GARCH Model

۴. برای مطالعهٔ بیشتر توزیع مشترک شرطی برای چند متغیر وقتی که هریک از معادلات دارای توزیع t-student هستند ر.ک به: Bollerslev and Wooldridge, 1992

که در آن Ω_{t-1} مجموعهٔ اطلاعات در زمان t-1 است؛ و s درجهٔ آزادی یا تعداد پارامترها در معادلهٔ (۶) است. اگر فرض کنیم که همبستگی بین واریانس‌های شرطی مقداری ثابت است آنگاه در معادلهٔ (۷) فقط عناصر قطر اصلی ماتریس H طی زمان تغییر می‌کند و با درنظرگرفتن این فرض، در برآورد پارامترهای مدل از محاسبات پیچیده کاسته می‌شود. بنابراین با حداکثرسازی تابع لگاریتم درست‌نمایی، پارامترهای مجهول در معادلهٔ (۶) برآورد می‌شوند. تابع لگاریتم درست‌نمایی مدل GJR-GARCH دو متغیرهٔ تحقیق به‌این‌صورت نوشته می‌شود:

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^{T}\left[ln\Gamma\left(\frac{s+n}{2}\right) - ln\Gamma\left(\frac{s}{2}\right) - \frac{n}{2}ln[(s-2)\pi]\right] - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left[ln|H_t| + (s+n)ln\left(1+\frac{\varepsilon_t' H_t^{-1}\varepsilon_t}{s-2}\right) - \frac{n}{2}ln[(s-2)\pi]\right],\ s>2 \quad (۸)$$

که در آن n تعداد متغیرهای مدل است (که در این پژوهش تعداد متغیرها دو مورد است) و عبارت‌اند از: بازده پرتفوی صنعت بیمه و بازده پرتفوی بازار. بردارθ، پارامترهای مجهول مدل را نشان می‌دهد که باید برآورد شوند.

۴. داده‌ها و نتایج تجربی

۴-۱. معرفی داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مقاله به شکل روزانه بوده و از سایت بورس اوراق بهادار تهران برای بازهٔ زمانی ۱۳۸۸/۰۷/۱۸ تا ۱۳۹۲/۰۸/۱۵ استخراج شده است. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق، بازده‌های روزانهٔ سهام شرکت‌های صنعت بیمه و سایر شرکت‌های بورس است که از این پس به‌ترتیب بازده پرتفوی صنعت بیمه[۱] و بازده پرتفوی بازار[۲] نامیده می‌شود. بازده پرتفوی صنعت بیمه براساس

۱. اثرات شاخص صنعت بیمه بر شاخص کل به‌صورت مجموع ضریب اهمیت اثرات مبادلهٔ سهام شرکت‌های بیمهٔ آسیا، بیمهٔ البرز، بیمهٔ پارسیان، بیمهٔ دانا و بیمهٔ ملت درنظرگرفته‌می‌شود و با ضرب عبارت (مجموع ضریب اهمیت صنعت بیمه در شاخص کل-۱) در شاخص کل، شاخص تعدیل‌شدهٔ کل بدون صنعت بیمه به‌دست‌می‌آید. بازده همهٔ شرکت‌های بیمه‌ای که در بورس هستند را با نماد rbimeh نشان داده‌ایم.

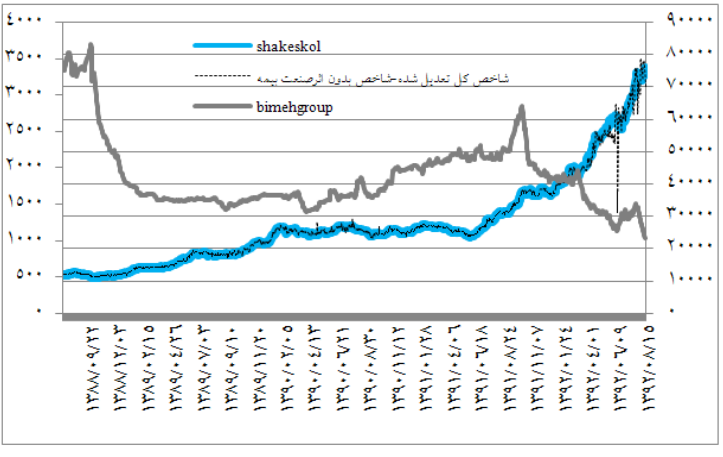
۲. بازده بازار را با rbazar نشان داده‌ایم.

فرمول $rbimeh_t = ln(pbimeh_t/pbimeh_{t-1})$ محاسبه شده است؛ که در آن $pbimeh_t$ شاخص سهام صنعت بیمه است. بازده پرتفوی بازار نیز به‌صورت تفاضل لگاریتم شاخص کل تعدیل‌شده[1] درنظرگرفته‌شده‌است:

$$rbazar_t = ln(pkolt_t/pkolt_{t-1})$$

در سایت بورس، تأثیر مبادلهٔ سهام شرکت‌ها بر شاخص کل بازار گزارش می‌شود؛ بنابراین برای دستیابی به شاخص کل بازار بدون تأثیر صنعت بیمه، اثر مبادلهٔ سهام شرکت‌های صنعت بیمه در بورس از شاخص کل خارج شده است. نمودار ۱ روند شاخص سهام صنعت بیمه و بازار را نشان می‌دهد.

نمودار ۱. شاخص کل بورس و شاخص کل صنعت بیمه



آمارهای توصیفی متغیرهای فوق به‌صورت خلاصه در جدول ۱ ارائه شده است. این جدول تعداد مشاهدات، بیشینه، کمینه، میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی آمارهٔ جارگ – برا[2] و احتمال مربوطبه آن را نشان می‌دهد. دامنهٔ تغییرات و پراکندگی بازده پرتفوی بازار که متشکل از صنایع مختلف است بیشتر از دامنهٔ تغییرات و پراکندگی بازده صنعت خاصی مانند بیمه است. باتوجه به میانگین صفر بازده پرتفوی بازار و پرتفوی

۱. بازده تعدیل‌شدهٔ بازار را با pkolt نشان داده‌ایم.

2. Jarque-Bera

بیمه و چولگی منفی بازده بازار و چولگی مثبت صنعت بیمه می‌توان استنباط کرد که شاخص بازار در مقایسه با شاخص صنعت بیمه تعداد دفعات یا روزهای بیشتری افزایش داشته و تعداد روزهای کمتری کاهش داشته است. باتوجه به اینکه مقدار p-value آمارهٔ جارگ –برا برای هر دو پرتفوی نزدیک صفر است، لذا فرضیهٔ H_0 مبنی‌بر نرمال‌بودن توزیع هر دو متغیر بازده پرتفوی صنعت بیمه و بازده پوتفوی بازار رد می‌شود. برای آزمون نرمال بودن توزیع این دو متغیر از آمارهٔ کولموگوروف–اسمیرنوف نیز استفاده شده است که p-value مربوطبه آن عدم توزیع نرمال در هر دو متغیر را تأیید می‌کند.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی بازده پرتفوی صنعت بیمه و بازده پرتفوی بازار

پرتفوی صنعت بیمه **rbimeh**	
Observations	۹۸۰
Maximum	۰/۱۳
Minimum	–۰/۰۸
Sample mean	۰
Standard deviation	۰/۰۱
Skewness	۰/۷۳
kurtosis	۱۱/۹۸
Jarque-Bera	۵۹۷۷/۴ (۰/۰۰)
Kolmogorov-Smirnov: D-statistic	۰/۴۸۰۸
Augmented Dickey-Fuller Test	–۸/۷۵ (۰/۰۱)
Box-Ljung test: data (rbimeh): X-squared, df=1	۱۰۳/۷۱ (۰/۰۰۰)
data (rbimeh^2): X-squared, df=1	۲/۷۴۵۷ (۰/۰۹۷۵)
ARCH LM-test: ARCH(12) Chi-squared	۲۳/۳۹ (۰/۰۲۴)

پرتفوی بازار **rbazar**	
Observations	۹۸۰
Maximum	۰/۶
Minimum	–۰/۶۶
Sample mean	۰
Standard deviation	۰/۰۴
Skewness	–۱/۳۳
kurtosis	۱۵۵/۶۳
Jarque-Bera	۹۹۳۴۰۱/۶ (۰/۰۰) ♦
Kolmogorov-Smirnov: D-statistic*	۰/۴۶۲۸
Augmented Dickey-Fuller Test	–۱۰/۸۸ (۰/۰۱)
Box-Ljung test: data (rbazar): X-squared, df=2	۱۱۹/۴۰ (۰/۰۰۰)
data (rbazar^2): X-squared, df=2	۲۵۲/۰۸ (۰/۰۰۰)
ARCH LM-test: ARCH(12) Chi-squared	۳۸۱/۵۱ (۰/۰۰)

توضیحات: ♦ اعداد داخل پرانتز p-value آمارهٔ آزمون‌ها را نشان می‌دهد؛ اگر مقدار p-value کمتر از ۰/۰۵ باشد آنگاه فرضیهٔ H_0 با احتمال بیش از ۰/۹۵ رد خواهد می‌شود.

* آمارهٔ مربوطبه آزمون نرمال بودن توزیع جزء اخلال به روش کولموگوروف–اسمیرنوف است.

نتایج آزمون دیکی- فولر[1] برای هر دو متغیر نشان از مانایی آنهاست. آزمون خودهمبستگی پیاپی سری‌های زمانی بازده و مجذور بازده‌های پرتفوی صنعت بیمه نشان از وجود همبستگی پیاپی مرتبهٔ اول در این متغیرهاست. سری‌های بازده پرتفوی بازار و مجذور بازده پرتفوی بازار دارای همبستگی پیاپی مرتبهٔ دوم هستند. برای بررسی وجود اثرات ARCH-GARCH در بازده‌های پرتفوی بازار و صنعت بیمه آزمون ARCH-LM برای هر دو متغیر انجام شده است. p-value آمارهٔ خی‌دو[2] برای هر دو متغیر بازده بازار و بازده صنعت بیمه کمتر از ۰/۰۵ (بازده پوتفوی بازار نزدیک صفر و بازده پرتفوی صنعت بیمه حدود ۰/۰۲۴) است؛ بنابراین فرضیهٔ H_0 مبنی بر عدم وجود اثرات ARCH برای هر دو متغیر رد می‌شود و فرضیهٔ جایگزین یعنی وجود اثرات ARCH تا مرتبهٔ ۱۲ پذیرفته می‌شود.

۲-۴. نتایج تجربی برآورد

برآورد پارامترهای معادلات میانگین و واریانس شرطی بازده پرتفوی بازار و بازده پرتفوی صنعت بیمه در دو مرحله انجام می‌پذیرد. در مرحلهٔ اول، مرتبهٔ خودهمبستگی پیاپی بازده و واریانس شرطی مربوطه برای سری زمانی هر پرتفوی به‌طور جداگانه برآورد می‌شود. در مرحلهٔ دوم، ازآنجاکه معادلات میانگین و واریانس شرطی بازده هر دو پرتفوی با هم سیستم معادلات خودهمبسته (VAR) را تشکیل می‌دهند، لذا با فرض ثابت بودن همبستگی بین واریانس‌های شرطی، پارامترهای سیستم VAR با روش حداکثر درست‌نمایی محاسبه می‌شود. جدول ۲ نتایج برآورد مرتبهٔ همبستگی پیاپی و واریانس شرطی سری زمانی بازده پرتفوی بازار و صنعت بیمه را با نرم‌افزار R3.0.2 نشان می‌دهد.

1. Dickey-Fuller Test
2. Chi-Square

جدول ۲. تعیین مرتبهٔ همبستگی پیاپی در سری‌های زمانی بازده و واریانس شرطی مربوطبه پرتفوهای بازار و صنعت بیمه

نام سری زمانی	بازده پرتفوی بازار	بازده پرتفوی صنعت بیمه	تلاطم بازده پرتفوی بازار	تلاطم بازده پرتفوی صنعت بیمه
نوع فرایند سری زمانی[1]	ARIMA(۲،۰،۲)	ARIMA(۱ ،۰ ،۲)	GARCH(۱ ،۲)	GARCH(۱ ،۰)
intercept	۰/۰۰۱۹ [۰/۰۰۰۵]	----	۰/۰۰۰۰۰۳ (۰/۴۸۰۵۴)	۰/۰۰۰۲۸۸ (۰/۰۰۰۰۴)
AR1	۱/۰۲۳۱ [۰/۰۷۹۸]	۰/۸۸۷۳ [۰/۰۴۵۸]	۰/۱۸۳۰۷ (۰/۰۰۰۰۴)	۰/۹۹۹۰۰ (۰/۰۰۰۰۵)
AR2	−۰/۳۲۸۶ [۰/۰۴۶۴]	-----	-----	-----
MA1	−۱/۵۵۲۳ [۰/۰۷۶۱]	[۰/۰۵۶۸]	۰/۱۹۱۳۱ (۰/۲۳۴۰۵)	-----
MA2	۰/۶۸۶۱ [۰/۰۵۵۰]	−۰/۱۷۴۶ [۰/۰۳۵۹]	۰/۶۲۴۶۰ (۰/۰۰۰۰۶)	-----

توضیحات: اعداد داخل براکت خطای استاندار ضرایب برآورد شده است. اعداد داخل پرانتز p-value است.

در تعیین مرتبهٔ همبستگی پیاپی سری زمانی بازده هر پرتفوی از آزمون دیکی- فولر استفاده می‌شود. با انجام آزمون دیکی- فولر مشخص شده که سری زمانی بازده بازار دارای همبستگی پیاپی مرتبهٔ دوم است و سری زمانی بازده صنعت بیمه دارای همبستگی مرتبهٔ اول است.

برای تعیین همبستگی پیاپی سری زمانی واریانس شرطی بازده هر پرتفوی، مدل‌های GARCH(m,n) گوناگونی با مرتبهٔ (m,n) برای سری‌های مذکور به‌ترتیب با فرایندهای ARIMA(2,0,2) و ARIMA(1,0,2) برآورد شده است و از بین آنها مدل مناسب GARCH(m*,n*) براساس معیار آکایک انتخاب شده است. مدل

۱. در نرم‌افزار R، بازده پرتفوی بازار به‌صورت یک فرایند ARIMA(2,0,2)، و بازده پرتفوی بیمه به‌صورت فرایند ARIMA(1,0,2) برآورد شده که نشان از وجود همبستگی پیاپی تا مرتبهٔ دوم و مرتبهٔ اول در سری‌های زمانی مذکور است.

مناسب انتخابی برای سری زمانی تلاطم بازده پرتفوی صنعت بیمه طبق معیار کمترین مقدار آکایک، مدل GARCH(1,0) است[۱]؛ و مدل مناسب برای سری زمانی تلاطم بازده بازار GARCH(1,2) است. باتوجه به اینکه توزیع آماری سری زمانی بازده هر دو پرتفوی بازار و صنعت بیمه نرمال نیست، لذا از توزیع تی استیودنت در برآورد ضرایب پارامترهای این فرایندها استفاده شده است. براین‌اساس توزیع مشترک معادلات VAR برآوردشده در جدول ۳ توزیع تی استیودنت چندمتغیره خواهد بود. نتایج برآورد سیستم معادلات میانگین و واریانس شرطی بازده هر دو پرتفوی در جدول ۳ ارائه شده است[۲].

۱. کمترین مقدار معیار آکایک برای مدل‌های مختلف GARCH(m, n) برای سری زمانی تلاطم بازده صنعت بیمه 5.026151 – است که مربوطبه فرایند GARCH(1,0) است.

۲. تعیین تعداد وقفه‌های معنی‌دار مرتبهٔ VAR را نرم‌افزار R براساس معیارهای آکایک و شوارتز محاسبه می‌کند. در اینجا مرتبهٔ وقفهٔ بهینهٔ سیستم VAR را نرم‌افزار R یک گزارش کرده است.

جدول ۳. برآورد پارامترهای سیستم VAR معادلات میانگین و واریانس شرطی پرتفوی صنعت بیمه و بازده پرتفوی بازار

توضیح پارامترها		پرتفوی بازار		پرتفوی صنعت بیمه	
		پارامتر	برآورد ضرایب	پارامتر	برآورد ضرایب
معادلات میانگین شرطی	تعداد وقفه‌های متغیر بازده بازار	A	۲	C	۱
	تعداد وقفه‌های متغیر بازده بیمه	B	۱	D	۱
	عرض از مبدأ میانگین	$\alpha_{M,0}$	۰/۰۰۲۶۳۷۸۵۳	$\alpha_{I,0}$	۰/۰۰۱۲۰۰۷۱۵
	مجموع اثرات وقفه‌های بازده بازار	$\sum_{a=1}^{A}\beta_{M,a}$	−۰/۰۶۶۱۴۱۷۵	$\sum_{c=1}^{C}\beta_{I,c}$	−۰/۰۴۴۵۴۲۷۹
	مجموع اثرات وقفه‌های بازده بیمه	$\sum_{b=1}^{B}\gamma_{M,b}$	−۰/۵۲۶۶۲۵۴۰	$\sum_{d=1}^{D}\gamma_{I,d}$	−۰/۰۶۴۲۰۱۸۷
سیستم معادلات واریانس شرطی	عرض از مبدأ تلاطم	ω_M	۰/۰۰۰۰۰۵ (۰/۱۴۲۹۶)	ω_I	۰/۰۰۰۲۹۰ (۰/۰۰۰۰۵۲)
	مرتبهٔ ARCH(x,-)	O	۱	Q	۱
	مرتبهٔ اول ARCH	$k_{M,1}$	۰/۱۷۴۲۶۳ (۰/۰۰۲۰۶۰)	$k_{I,1}$	۰/۹۹۹۹۹۸ (۰/۰۰۰۱۸۲)
	مرتبهٔ GARCH(-,x)	N	۲	P	۰
	مرتبهٔ اول GARCH	$\delta_{n,1}$	۰/۵۱۳۰۸۱ (۰/۰۲۳۱۷۶)	--------	--------
	مرتبهٔ دوم GARCH	$\delta_{n,2}$	۰/۳۶۷۵۸۹ (۰/۰۷۰۶۸۰)	--------	--------
	اثر اخبار بد بر تلاطم	λ_M	−۰/۱۱۱۸۶۶ (۰/۰۰۸۷۳۳)	λ_I	−۰/۰۰۲۰۰۵ (۰/۹۹۴۴۵۷)
توزیع آماری معادلات VAR که t-studen فرض شده است.		shape♦	۳/۶۶۷۱۷۳ (۰/۰۰۰۰۰۰)	shape	۲/۴۸۷۴۴۱ (۰/۰۰۰۰۰۰)
همبستگی واریانس‌های شرطی		ρ_{MI}	۰/۰۶۹۱۶۸۲۴	ρ_{MI}	۰/۰۶۹۱۶۸۲۴

توضیحات: ♦ این ضریب پارامتر محاسبه‌شده برای توزیع آماری تی استیودنت هریک از معادلات VAR است. نکته اینکه هر توزیع آماری دارای پارامترهای آماری خاص خود است و معنی‌دار بودن ضریب shape به نوعی نشان‌دهندهٔ معنی‌دار بودن همه پارامترهای آن توزیع است. برای مطالعهٔ بیشتر دراین‌زمینه ر.ک. به: Stasinopoulos, et. al., 2009

۳-۴. تفسیر نتایج برآورد

مثبت بودن ضریب عرض از مبدأ پرتفوی بازار و پرتفوی صنعت بیمه در معادلات میانگین شرطی، بیانگر تأثیر مثبت سایر عوامل تأثیرگذار بر بازده سهام، مانند نااطمینانی نرخ ارز و نرخ تورم است که در مدل درنظرگرفته‌نشده‌است. نتایج برآورد سیستم معادلات میانگین و واریانس شرطی جدول ۳، همبستگی منفی بین بازده صنعت بیمه با بازده صنایع دیگر را تأیید می‌کند و همچنان که از قبل هم انتظار داشتیم، بازدهی سهام صنعت بیمه و بازدهی سهام سایر صنایع بر یکدیگر تأثیر منفی دارند؛ اگرچه شدت تأثیر آنها بر هم یکسان نیست؛ مجموع شدت تأثیر بازده سهام صنعت بیمه (۰/۵۲۶۶-) بر بازده سهام سایر صنایع خیلی بیشتر از شدت تأثیر بازده سهام سایر صنایع (۰/۰۴۴۵-) بر بازده سهام صنعت بیمه است. تأثیر منفی بازده سهام صنایع بر یکدیگر نشان از وجود رقابت بین صنایع در جذب سرمایهٔ سرمایه‌گذاران بازار سرمایه است که با تکنیک‌هایی مانند سیاست‌های تقسیم سود و سیاست‌های افزایش سرمایه انجام می‌پذیرد.

عرض از مبدأ تلاطم پرتفوی بازار معنی در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار نیست ولی عرض از مبدأ تلاطم پرتفوی صنعت بیمه معنی‌دار است و این نشان از وجود تلاطم در سهام صنعت بیمه حتی با عدم وجود تلاطم در سایر صنایع است. ماهیت ریسکی فعالیت صنعت بیمه باعث می‌شود تا حتی با عدم وجود تلاطم در بورس، تلاطم در سهام این صنعت وجود داشته باشد[۱].

واریانس بازده پرتفوی صنعت بیمه فقط به تلاطم دورهٔ قبل بستگی دارد، درحالی‌که واریانس بازده پرتفوی صنایع دیگر به تلاطم دورهٔ قبل و شوک‌های دو دورهٔ قبل بستگی دارد. به‌علت ماهیت فعالیت صنعت بیمه و تفاوت ساختاری آن با

---

۱. مؤسسات بیمه در فعالیت خود با ریسک‌های بسیار متنوع و زیادی مواجه‌اند و لذا ماهیت فعالیت صنعت بیمه ریسکی است. پدیده‌های مانند انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی (Moral Hazard) برخی از دلایل ماهیت ریسکی فعالیت صنعت بیمه هستند.

ساختار و فعالیت سایر صنایع، شدت وابستگی واریانس بازده به تلاطم دورهٔ قبل در صنعت بیمه بیشتر از سایر صنایع است. همچنین شوک‌های دوره‌های قبل واریانس بازده را در صنایع دیگر تحت تأثیر قرار می‌دهد و بسته به نوع شوک (خبر خوب یا بد) جهت تأثیر متفاوت است. منفی بودن ضریب پارمتر λ_M (اثر اخبار بد بر تلاطم) در بازده پرتفوی بازار (دیگر صنایع) در جدول ۳ مؤید این موضوع است. اخبار خوب و بد در بورس بر تلاطم بازده سهام صنعت بیمه تأثیرگذار نیست.

همبستگی بین تلاطم بازده سهام صنعت بیمه با سایر صنایع (بازار) عددی مثبت و در حدود ۰/۰۷ است. همبستگی تلاطم بازده صنایع بین صفر و یک تغییر می‌کند. هر اندازه همبستگی به عدد یک نزدیک‌تر باشد شدت سرایت تلاطم و بازده از یک صنعت به صنعت دیگر بیشتر خواهد بود و برعکس. علاوه‌براین ممکن است همبستگی بین صنایع طی زمان تغییر کند[1]. بنابراین صنعت بیمه می‌تواند با تغییرات ساختاری و بنیادی در مؤسسات بیمه، و بدون نگرانی از بابت وجود شوک و تلاطم در دیگر صنایع، میزان سودآوری مؤسسات زیرمجموعهٔ خود را افزایش دهد؛ تا برای جذب سرمایه در این صنعت، به سرمایه‌گذاران سیگنال‌های مثبتی در ارزیابی صورت‌های مالی مؤسسات بیمه بدهد و همچنین نااطمینانی در سود فعالیت‌های مؤسسات بیمهٔ زیرمجموعهٔ صنعت را تا حدی با افزایش سود تقسیمی هر سهم جبران کند.

۵. نتیجه‌گیری

در این تحقیق رابطهٔ بین بازده و تلاطم بازده سهام صنعت بیمه کشور با بازده و تلاطم سایر صنایع در بورس با استفاده از مدل‌های M-GARCH تحلیل شده است. باتوجه به اینکه بازده و تلاطم سهام صنعت بیمه بر بازده و تلاطم سهام سایر صنایع بورس بر یکدیگر تأثیر می‌گذارند و ازطرف‌دیگر میزان بازده و تلاطم یک دوره

1. Time Varying

تحت تأثیر بازده و تلاطم دوره‌های قبل و شوک‌های بازار است، لذا از سیستم معادلات خود رگرسیون (VAR) در انجام تحقیق استفاده شده است. علاوه‌براین باتوجه به اینکه فرض شده که همبستگی بین بازده و تلاطم صنعت بیمه با بازده و تلاطم سایر صنایع وابسته به زمان نبوده و مقداری ثابت است، بنابراین از مدل‌های CCC-GARCH و GJR-GARCH در تحلیل رابطهٔ بین شاخص قیمت سهام صنعت بیمه کشور با شاخص قیمت سایر صنایع در بورس استفاده شده و پارامترهای سیستم VAR-GARCH با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی با نرم‌افزار R برآورد شده است.

نتایج برآورد معادلات میانگین شرطی، وجود رقابت بین صنایع در جذب سرمایهٔ سرمایه‌گذاران بازار سرمایه را تأیید می‌کند و نشان می‌دهد که بازده سهام سایر صنایع در بورس تأثیر منفی بر بازده سهام صنعت بیمه دارد. ماهیت ریسکی فعالیت‌های صنعت بیمه باعث شده تا تلاطم و نااطمینانی در سود و بازده سهام این صنعت بیشتر از نااطمینانی و تلاطم بازده دیگر صنایع بورس باشد. بنابراین صنعت بیمه می‌تواند با مدیریت و کاهش ریسک مؤسسات بیمه، میزان نوسانات و نااطمینانی در بازده سهام این صنعت را کاهش دهد.

شوک‌های بازار بر تلاطم بازده سهام صنعت بیمه تأثیر ندارد و همبستگی بین تلاطم بازده سهام صنعت بیمه با تلاطم بازده سهام دیگر صنایع در بورس ضعیف است. باتوجه به اینکه شدت همبستگی بین تلاطم بازده صنعت بیمه با تلاطم بورس نسبتاً ضعیف و اندک است (حدود ۰/۰۷) و تلاطم بازده سهام صنعت بیمه به‌علت ماهیت ریسکی فعالیت‌های آن بیشتر از تلاطم بازده دیگر صنایع بورس است، لذا سهام‌داران در انتخاب پرتفوی صنعت بیمه باید بیشتر به تحلیل‌های بنیادی توجه کنند تا به تحلیل‌های تکنیکال. صنعت بیمه باید با مدیریت ریسک، سود مؤسسات بیمهٔ زیرمجموعه خود را افزایش دهد تا بتواند با افزایش سود سهام، مازاد تلاطم و نااطمینانی در بازده سهام این صنعت را جبران نماید.

منابع

۱. ابونوری، ا.، خانعلی‌پور، ا. و عباسی، ج. ۱۳۸۸. اثر اخبار بر نوسانات نرخ ارز در ایران: کاربردی از خانوادهٔ ARCH. *پژوهشنامهٔ بازرگانی*، (۵۰)۱۳، صص ۱۲۰-۱۰۱.

۲. تک‌روستا، ع.، مروت، ح. و تک‌روستا، ح. ۱۳۹۰. مدل‌سازی نوسانات (تلاطم) بازدهی روزانهٔ سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه)*، (۱۸)۲، صص ۸۴-۶۱.

۳. حیدری، ح. و بشیری، س. ۱۳۹۱. بررسی رابطهٔ بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایهٔ مدل VAR-GARCH. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، (۳)۹، صص ۹۲-۷۱.

۴. راعی، ر. و باجلان، س. ۱۳۸۷. شناسایی و مدل‌سازی اثرات تقویمی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH. *پژوهش‌های اقتصادی*، (۴)۸، صص ۴۷-۲۱.

۵. کشاورزحداد، غ.ر.، ابراهیمی، س. و جعفرعبدی، الف.، ۱۳۹۰. بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۴۷)۱۶، صص ۱۶۲-۱۲۹.

۶. کشاورزحداد، غ.ر. و حیدری، ه.، ۱۳۹۰. بررسی تأثیر اخبار سیاسی بر تلاطم بازار سهام تهران (مقایسهٔ مدل‌های عمومی FAGARCH و MSM). *تحقیقات اقتصادی*، (۴۶)۹۴، صص ۱۳۶-۱۱۱.

۷. کشاورزحداد، غ.ر. و صمدی، ب.، ۱۳۸۸. برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسهٔ دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانوادهٔ FIGARCH. *تحقیقات اقتصادی*، (۸۶)۴۴، صص ۲۳۵-۱۹۳.

۸. کشاورزحداد، غ.ر. و مهدوی، الف.، ۱۳۸۴. آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟. *تحقیقات اقتصادی*، صص ۱۴۷-۱۷۰.

9. Billio, M., Getmansky, M.W., Lo, A. and Pelizzon, L., 2012. Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors. *Journal of Financial Economics, 104*(3), pp.535–559.

10. Bollerslev, T., 1987. A conditional heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *Review of Economics and Statistics*, pp.542-547.
11. Bollerslev, T. and Wooldridge, J.M., 1992. Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric Reviews*, 11(2), pp.143-172.
12. Brewer III, E., Carson, J., Elyasiani, E., Mansur, I., and Scott, W., 2007. Interest rate risk and equity values of life insurance Companies: A GARCH–M mode. *Journal of Risk and Insurance, 74(2)*, pp. 401–423.
13. Carson, J., Elyasiani, E. and Mansur, I., 2008. Market risk, Interest rate risk, and interdependencies in insurer stock returns: A system-GARCH model. *Journal of Risk and Insurance,* 75(4), pp. 873–889.
14. Dajcman, S. and Festic, M., 2012. interdependence between the slovenian and european stock markets-a DCC-GARCH analysis. *Ekonomska Istrazivanja*, 25(2), p. 379.
15. Elyasiani, E., Mansur, I. and Pagano, M., 2007. Convergence and risk-return linkages across financial service firms. *Journal of Banking & Finance*, 31(4), pp. 1167–1190.
16. Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D., 1993. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48(5), pp. 1779-1801.
17. Nelson, D.B., 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 347-370.
18. Stasinopoulos, D.M., Rigby, B.A. and Akantziliotou, C., 2009. *Gamlss: Generalized additive models for location,* Scale and Shape. 1.11ed.