فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال بیست‌وچهارم/ شماره ۸۱/ زمستان ۱۳۹۸/ صفحات ۱۵۶-۱۳۵

برآورد نسبت پوشش ریسک، وزن بهینه و اثرات سرریز تلاطم در بازار سهام ایران، آمریکا، ترکیه و امارات

اسمعیل ابونوری[۱]

منصور تور[۲]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۷/۰۷/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۲

چکیده

آگاهی از نسبت پوشش ریسک، وزن بهینه سبد دارایی، میزان و شدت اثرگذاری شوک و تلاطم در بازارهای مالی جهت سرمایه‌گذاری، سیاست‌گذاری، مدیریت ریسک و توسعه بازارهای مالی حائز اهمیت است. در این پژوهش به منظور بررسی نسبت پوشش ریسک، وزن بهینه دارایی و همچنین سرریز تلاطم میان بازار سهام ایران، آمریکا، ترکیه و امارات، مدل گارچ چندمتغیره با استفاده از اطلاعات شاخص هفتگی سهام در بازه زمانی ۱۵ دسامبر ۲۰۰۸ تا ۱۰ آوریل ۲۰۱۷ برآورد شد. مستقل بودن بازار سهام ایران از سایر بازارها از دلایل تلاطم به نسبت پایین بازار سهام ایران و همبستگی (کوواریانس شرطی) ناچیز میان بازار ایران و سایر بازارها است. بنابراین، نسبت پوشش ریسک و وزن بهینه دارایی میان بازار سهام کشورهای مورد مطالعه و ایران اندک است. همچنین نتایج بیانگر وجود اثرات (خودی) آرچ و گارچ قابل توجه در بازار سهام هر یک از این کشورها است. اقتصاد آمریکا به‌صورت نسبی بسیار بزرگ است، از این رو، طبق انتظار، سایر بازارها بر بازار سهام این کشور اثر معنادار نداشته‌اند. اکثر مقادیر ویژه ماتریس اثرات آرچ و گارچ کمی کوچک‌تر از عدد یک بوده که نشان می‌دهد، ثبات نسبی در این بازارها مقابل شوک و تلاطم داخلی و خارجی کم بوده است.

واژگان کلیدی: پوشش ریسک، وزن بهینه، سرریز، گارچ چندمتغیره

طبقه‌بندی JEL: *C58، F30، G15*.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، پست الکترونیکی: Esmaiel.abouoori@semnan.ac.ir

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه سمنان (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی:
tour_mansour@semnan.ac.ir

۱- مقدمه

بازارهای مالی متشکل از بازار پول و بازار سرمایه است. بازار سهام نیز از بخش‌های مهم بازار سرمایه به‌شمار می‌رود. تامین مالی منابع کوتاه‌مدت از وظایف اصلی بازار پول است درحالی‌که تامین منابع مالی بلندمدت و ارزان و تخصیص آن به واحدهای اقتصادی توسط بازار سرمایه سازماندهی می‌شود.

گسترش سرمایه‌گذاری‌های خارجی در بازارهای مالی و مبادلات تجاری میان کشورها از دلایل مهم تعاملات و ارتباطات میان بازارهای مالی جهان تلقی می‌شود. رشد فناوری اطلاعات و ارتباطات در دهه‌های اخیر در عرصه‌های بین‌المللی، تعاملات و ارتباطات بین بازارهای مالی را به شدت افزایش داده است به‌طوری‌که رخدادهای سیاسی، اجتماعی، اقتصادی؛ مانند جنگ، تحریم‌ها، سیاست‌های مالی، پولی، واردات و صادرات بر بازارهای مالی جهان اثر می‌گذارند.

وجود خودهمبستگی بین بازدهی دارایی‌های مالی ناشی از عدم واکنش سریع سرمایه‌گذاران به ورود اطلاعات جدید به بازار است به‌طوری‌که اطلاعات جدید به‌تدریج به قیمت‌ها منتقل می‌شود (بودوخ، ریچاردسون و وایتلا[1]، ۱۹۹۴). همچنین تلاطم دارایی‌ها به نرخ ورود اطلاعات به بازار بستگی دارد که در بازار کارا تلاطم دارایی‌ها برابر تلاطم جریان اطلاعات است (گلیک و روز[2]، ۱۹۹۹).

توسعه بازارهای مالی منجر به رشد و توسعه اقتصادی می‌شود به‌طوری‌که افزایش فعالیت واسطه‌ها و نهادهای مالی کارا رابطه میان بخش مالی و واقعی اقتصاد را تقویت می‌کند (شومپیتر[3]، ۱۹۱۱). سیستم‌های مالی با عملکرد مناسب‌تر با رشد اقتصادی بالاتری همراه خواهند بود (مکینون و شاو[4]، ۱۹۷۳). همچنین بررسی‌ها وجود رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را تایید می‌کند (کینگ و لوین[5]، ۱۹۹۵). از الزامات اساسی توسعه

1- Boudoukh, Richardson and Whitelaw
2- Glick and Rose
3- Schumpeter
4- Mckinnon and Shaw
5- King and Levine

بازارهای مالی، حفظ ثبات نسبی این بازارها در مقابل تغییرات ناگهانی ناشی از بروز هرگونه شوک و تلاطم داخلی و خارجی است. از معیارهای سنجش میزان ثبات در یک بازار مالی، اندازه تلاطم آن بازار است که افزایش این معیار رشد و توسعه ریسک سرمایه‌گذاری و کاهش جذابیت فعالیت در آن بازار مالی را نشان می‌دهد. بنابراین، اطلاع از نسبت پوشش ریسک، وزن بهینه سبد دارایی و اندازه شوک و تلاطم و نحوه ارتباط آن‌ها در بازارهای مالی برای سرمایه‌گذاران جهت مدیریت ریسک و اتخاذ تصمیم مناسب برای انتخاب سبد بهینه دارایی‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. همچنین شناسایی و پیش‌بینی میزان اثر شوک و تلاطم هر بازار بر همان بازار و سایر بازارها جهت اتخاذ سیاست‌ها و تدابیر لازم از سوی سیاست‌گذاران و نهادهای مسئول در راستای برقراری و حفظ ثبات نسبی در بازارهای مالی امری ضروری است تا از طریق توسعه مالی، بخشی از اهداف رشد و رونق اقتصادی تامین شود.

در این پژوهش با استفاده از داده‌های هفتگی شاخص سهام آمریکا، ترکیه، امارات و ایران، مدل گارچ چندمتغیره برآورد می‌شود[1] و نسبت پوشش ریسک، وزن بهینه سبد سهام و همچنین میزان اثر شوک و تلاطم هر بازار بر همان بازار، ارتباطات و تعاملات بین این بازارها شناسایی و تعیین و امکان استفاده از نتایج آن توسط سرمایه‌گذاران، سیاست‌گذاران و نهادهای مسئول فراهم می‌شود. در این پژوهش منظور از شوک (معادل جمله اختلال معادله میانگین شرطی) وتلاطم (معادل واریانس شرطی) است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

۲- پیشینه نظری و تجربی پژوهش

پرتال جامع علوم انسانی

۲-۱- پیشینه نظری

تا ۱۹۸۲ براساس فروض کلاسیک، واریانس شرطی جملات اختلال ثابت و میانگین آن

۱- شواهد عینی حاکی از آن است که بازار سهام ترکیه، امارات و ایران با هم همبسته هستند در حالی که بازار سهام آمریکا از این بازارها تا حدودی مستقل است، از این رو، یکی از اهداف مشخص نویسندگان آن بوده که آیا مدل توانایی انعکاس این شواهد عینی را دارد یا خیر.

صفر فرض می‌شد و در الگوهای اقتصادسنجی با استفاده از معادلات میانگین شرطی، تنها روابط بین متغیرها برآورد می‌شد و براساس الگوی برآوردی، پیش‌بینی متغیرها صورت می‌پذیرفت. انگل[1] (۱۹۸۲) برای اولین بار طبقه جدیدی از فرآیندهای تصادفی با عنوان واریانس شرطی اتورگرسیو (ARCH)[2]را معرفی کرد که در آن فرض شد میانگین جمله اختلال برابر صفر بوده، اما واریانس شرطی جمله اختلال متغیر و تابعی از رفتار جمله اختلال در دوره قبل بود که به مدل آرچ (ARCH) معروف شده است (رابطه (۱)):

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\sigma_t^2 = \theta + \gamma \epsilon_{t-1}^2 \qquad (۱)$$

که در آن σ_t^2 و ε_{t-1}^2 به‌ترتیب واریانس شرطی در دوره t و مربع جمله اختلال (مربع شوک) در دوره t-1 است. انگل در این مطالعه با استفاده از داده‌های تورم انگلستان و روش حداکثر درستنمایی، معادلات میانگین و واریانس شرطی را برآورد کرد.

در مدل معرفی شده از سوی انگل، واریانس شرطی فقط به جمله اختلال دوره قبل وابسته بود و بلرسلو[3] (۱۹۸۶) این مدل را توسعه داد که در آن واریانس شرطی علاوه بر جمله اختلال دوره قبل به جملات دو، سه و t دوره قبل نیز وابسته است که در مدل نهایی، واریانس شرطی تابعی از جمله اختلال و واریانس شرطی دوره قبل است. بنابراین، مدل آرچ تعمیم‌یافته به نام مدل گارچ[4] (GARCH) معرفی شد (رابطه (۲)):

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\sigma_t^2 = \theta + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 + \varphi \sigma_{t-1}^2 \qquad (۲)$$

که در آن γ اثر ARCH و φ اثر GARCH است.

1- Engle
2- Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
3- Bollerslev
4- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

در مدل انگل و مدل بلرسلو تنها یک متغیر و یک بازار به‌صورت مجزا و در انزوا برآورد و ارزیابی می‌شود. با توجه به ضرورت شناسایی ارتباطات و تعاملات بین بازارهای مختلف به‌صورت همزمان، تعیین و برآورد معادلات واریانس و کواریانس شرطی جملات اختلال در این بازارها، مدل گارچ چندمتغیره[1] توسط بلرسلو، انگل و وولدریج[2] (۱۹۸۸) معرفی شد. آن‌ها با نگرشی کلی، یک مدل چندمتغیره را براساس مدل انگل، لی‌لین و رابینز[3] (۱۹۸۷) که مدلی با یک دارایی و یک بازار تنها بود، معرفی کردند. آن مدل به مدل MGARCH-VECH معروف شده است (رابطه (۳)):

$$
\begin{aligned}
&Vech_t(H_t) = C + AVech(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}') + BVech_t(H_t)\\
&\begin{bmatrix} h_{11t} \\ h_{12t} \\ h_{22t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} {\varepsilon_{1t-1}}^2 \\ \varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} \\ {\varepsilon_{2t-1}}^2 \end{bmatrix}\\
&+ \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11t-1} \\ h_{12t-1} \\ h_{22t-1} \end{bmatrix}
\end{aligned}
\qquad (۳)
$$

$$
\begin{aligned}
&h_{11t} = c_1 + a_{11}{\varepsilon_{1t-1}}^2 + a_{12}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} + a_{13}{\varepsilon_{2t-1}}^2\\
&+b_{11}h_{11t-1} + b_{12}h_{12t-1} + b_{13}h_{22t-1}\\
&h_{12t} = c_2 + a_{21}{\varepsilon_{1t-1}}^2 + a_{22}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} + a_{23}{\varepsilon_{2t-1}}^2\\
&+b_{21}h_{11t-1} + b_{22}h_{12t-1} + b_{23}h_{22t-1}\\
&h_{22t} = c_3 + a_{31}{\varepsilon_{1t-1}}^2 + a_{32}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} + a_{33}{\varepsilon_{2t-1}}^2\\
&+b_{31}h_{11t-1} + b_{32}h_{12t-1} + b_{33}h_{22t-1}
\end{aligned}
$$

که در آن دو معادله واریانس شرطی h_{11t} و h_{22t} و یک معادله کوواریانس شرطی h_{12t} تعریف شده است.

از محدودیت‌های این مدل (رابطه (۳))، تعداد زیاد پارامترهای مدل جهت برآورد و همچنین مشکلات مربوط به تامین شرط مثبت معین بودن بردار واریانس و کواریانس (H_t)

1- Multivariate GARCH-Vector Heteroskedasticity
2- Bollerslev, Engle and Wooldridge
3- Engle, Lilien and Robins

در مطالعات کاربردی اســت. برای رفع این محدودیت‌ها در این مدل، بابا، انگل، کرافت و کرونر[1] (۱۹۹۰)، مدل گارچ چندمتغیره بک[2](MGARCH-BEKK) را معرفی کردند که در آن بجای بردار واریـانس و کواریـانس (H_t) از مـاتریس واریـانس و کواریانس (H_t) استفاده شده است و این مدل در مقاله حاضر انتخاب شده است.

۲-۲- پیشینه تجربی

ورسـینگتون و هیگز[3] (۲۰۰۴) با اسـتفاده از مدل گارچ چندمتغیره، فرآیند انتقال تلاطم بین بازارهای سهام کشورهای آسیای جنوب شرقی را بررسی کردند. در این بررسی از داده‌های هفتگی سـه بازار پیشـرفته (هنگ‌کنگ، ژاپن و سـنگاپور) و شـش بازار نوظهور (کره، اندونزی، مالزی، فیلیپین، تایلند و تایوان) در دوره ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۰ اسـتفاده شـد. نتایج نشـان داد که همگرایی و ارتباط بالایی بین این بازارها وجود دارد. تلاطم در بازارهای نوظهور متفاوت از بازارهای پیشرفته است. تغییرات و حوادث داخلی بر بازارهای نوظهور در مقایسه با بازارهای پیشرفته اثر بیشتری دارد.

تاسـتان[4] (۲۰۰۶) جهت بررسـی ماهیت همبستگی شرطی بین بازار سهام و ارز با استفاده از شاخص روزانه سهام Dow-Jones و S&P500 و نرخ روزانه یورو-دلار در سوم ژوئن ۲۰۰۰ تا هفتم می ۲۰۰۴، مدل گارچ چندمتغیره (BEKK) را برآورد کرد. نتایج حاصـل نشـان داد، ضـریب همبسـتگی بین شـاخص بازدهی سهام Dow-Jones و نرخ ارز (یورو-دلار) و همچنین بین شـاخص بازدهی سـهام S&P500 و نرخ ارز ناچیز اسـت و واریانس شـرطی این دو شـاخص به‌طور قابل توجهی به‌وسـیله شوک‌ها و واریانس شرطی دوره قبل خود تعیین می‌شود.

ابونوری و عبداللهی (۱۳۹۰) با استفاده از داده‌های هفتگی شاخص سهام آمریکا، ترکیه،

1- Baba, Engle, Kraft and Kroner
2- Multivariate GARCH-BEKK
3- Worthington and Higgs
4- Tastan

مالزی و ایران در اکتبر ۱۹۹۷ تا مارس ۲۰۱۰ و گارچ چندمتغیره (VECH)، تعاملات بین این بازارها را بررسی کردند. استفاده از شاخص هفتگی در این تحقیق منجر به حذف تفاوت روزهای هفته مانند روزهای تعطیلات متفاوت در این کشورها شد. نتیجه، وجود اثرات متقابل تلاطم بین بازارها را تایید می‌کند به‌طوری‌که اندازه اثر تلاطم در هر بازار بر خودش در مقایسه با سایر بازارها بیشتر است.

فلاحی، حقیقت، صنوبر و جهانگیری (۱۳۹۳) برای بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه طلا در ایران با استفاده از داده‌های روزانه نرخ ارز، سکه و شاخص سهام در دوره زمانی ۱۳۹۰/۵/۱ تا ۱۳۹۲/۶/۱ از مدل DCC-GARCH استفاده کردند. نتایج حاصل موید همبستگی شرطی زیاد میان نرخ ارز و طلا و در مقابل همبستگی کم بین شاخص سهام با نرخ ارز و طلا است.

کانگ، چانگ و یون[1] (۲۰۱۳) جهت بررسی میزان و جهت انتقال تلاطم روزانه بین شاخص‌های آنی و آتی در بازار سهام کره، مدل گارچ چندمتغیره (BEKK) را برآورد کردند. در این تحقیق از شاخص سهام KOSPI200 بازار آنی و آتی (۱۰، ۲۰ و ۶۰ دقیقه) از ۲ ژانویه ۲۰۰۴ تا ۲۹ دسامبر ۲۰۰۵ استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که شوک و تلاطم بازار آتی بر تلاطم بازار آنی اثر می‌گذارد و برعکس. همچنین شوک و تلاطم دوره قبل بازار آتی (بازار آنی) بر تلاطم دوره جاری بازار آتی (بازار آنی) اثر می‌گذارد.

کانگ، مکلور و یون[2] (۲۰۱۷) با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره، نسبت پوشش ریسک، وزن بهینه سبد دارایی‌ها و جهت و اندازه سرریز بازدهی و تلاطم در بازار طلا، نقره، ذرت، گندم، برنج و نفت خام تگزاس را بررسی کردند. در این پژوهش از داده‌های روزانه در بازه زمانی ۴ ژانویه ۲۰۰۲ تا ۲۸ جولای ۲۰۱۶ استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد بالاترین نسبت پوشش ریسک طلا با نفت خام تگزاس (۰/۴۱) و بالاترین وزن بهینه طلا با گندم (۰/۸۲) است. همچنین بازار سهام طلا و نقره انتقال‌دهنده (منبع) سرریز بازدهی و سرریز تلاطم به دیگر بازارها هستند و در مقابل سایر بازارها

1- Kang, Cheong and Yoon
2- Kang, Mclver and Yoon

دریافت‌کننده سرریز محسوب می‌شوند.

الشوجیسری و جوینی[1] (۲۰۱۷) جهت بررسی میزان همگرایی میان بازارهای مواد غذایی و سهام، وزن بهینه سبد دارایی، نسبت پوشش ریسک و جهت و اندازه سرریز، مدل VAR-MGARCH را با استفاده از داده‌های روزانه قیمت سهام S&P500 و قیمت چهار ماده غذایی (جو، ذرت، سورگوم و گندم) از ۶ آوریل ۲۰۰۵ تا ۳۱ ژانویه ۲۰۱۲ برآورد کردند. نتایج نشان می‌دهد بیشترین وزن بهینه و نسبت پوشش ریسک بازار سهام با جو به‌ترتیب ۰/۳۵۴ و ۰/۱۵۷ و کمترین وزن بهینه و نسبت پوشش ریسک بازار سهام با گندم به‌ترتیب ۰/۲۶۰ و ۰/۱۱۰ است. همچنین سرریز شوک بازار سهام به بازار مواد غذایی (جو، ذرت و گندم) و سرریز تلاطم بازار مواد غذایی (جو، ذرت و گندم) به بازار سهام در این دوره مشاهده شد.

۳- روش تحقیق

۳-۱- انتخاب مدل

این مطالعه به طور عمده بر وزن بهینه سبد دارایی‌ها، نسبت پوشش ریسک، میزان، جهت و شدت آثار شوک‌ها و تلاطم هر بازار سهام بر همان بازار (اثر خودی) و بازارهای دیگر (اثر متقاطع) تمرکز می‌کند. همچنین میزان پایداری شوک‌ها و تلاطم وارده به بازارها بررسی می‌شود. برای این منظور با توجه به اینکه بر اساس نتایج تمامی معیارهای اطلاعات آکائیک، بیزین-شوارتز و حنان-کوئین طول وقفه بهینه مدل VAR(P) برابر یک بدست آمد لذا معادله میانگین شرطی سری‌های بازدهی سهام به‌صورت مدل خودرگرسیون زیر (رابطه (۴)) تعریف شده است:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{i1}R_{1t-1} + \beta_{i2}R_{2t-1} + \beta_{i3}R_{3t-1} + \beta_{i4}R_{4t-1} + \epsilon_t \qquad (۴)$$

1- Alshogeathri and Jouini

که در آن i بیانگر بازار آمریکا، ترکیه، امارات و ایران و α و β به‌ترتیب عرض از مبدا و ضریب‌های بازدهی (R) هستند.

به علت محدودیت‌های مدل VECH در تعداد زیاد پارامترهای مدل جهت برآورد و همچنین مشکلات مربوط به تامین شرط مثبت معین بودن ماتریس واریانس و کواریانس شرطی (H_t) از مدل گارچ چندمتغیره بک معرفی شده به‌وسیله بابا، انگل، کرافت و کرونر (۱۹۹۰) به‌عنوان معادله واریانس شرطی (رابطه (۵)) استفاده شد.

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B$$

$$\begin{aligned} h_{11t} = {} & c_1 + {a_{11}}^2{\varepsilon_{1t-1}}^2 + {a_{21}}^2{\varepsilon_{2t-1}}^2 + {a_{31}}^2{\varepsilon_{3t-1}}^2 + \\ & {a_{41}}^2{\varepsilon_{4t-1}}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} + 2a_{11}a_{31}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{3t-1} + \\ & 2a_{11}a_{41}\varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{4t-1} + 2a_{21}a_{31}\varepsilon_{2t-1}\varepsilon_{3t-1} + 2a_{21}a_{41}\varepsilon_{2t-1}\varepsilon_{4t-1} \\ & +2a_{31}a_{41}\varepsilon_{3t-1}\varepsilon_{4t-1} + {b_{11}}^2h_{11t-1} + {b_{21}}^2h_{22t-1} + {b_{31}}^2h_{33t-1} \\ & +{b_{41}}^2h_{44t-1} + 2b_{11}b_{21}h_{12t-1} + 2b_{11}b_{31}h_{13t-1} + 2b_{11}b_{41}h_{14t-1} \\ & +2b_{21}b_{31}h_{23t-1} + 2b_{21}b_{41}h_{24t-1} + 2b_{31}b_{41}h_{34t-1} \end{aligned} \qquad (۵)$$

که در آن H_t ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی را نشان می دهد، $C'C$ ماتریس ضرایب ثابت، $A'u_{t-1}u_{t-1}'A$ ماتریس شوک، $B'H_{t-1}B$ نیز ماتریس تلاطم و h_{11t} نیز معادله واریانس شرطی بازار اول است.

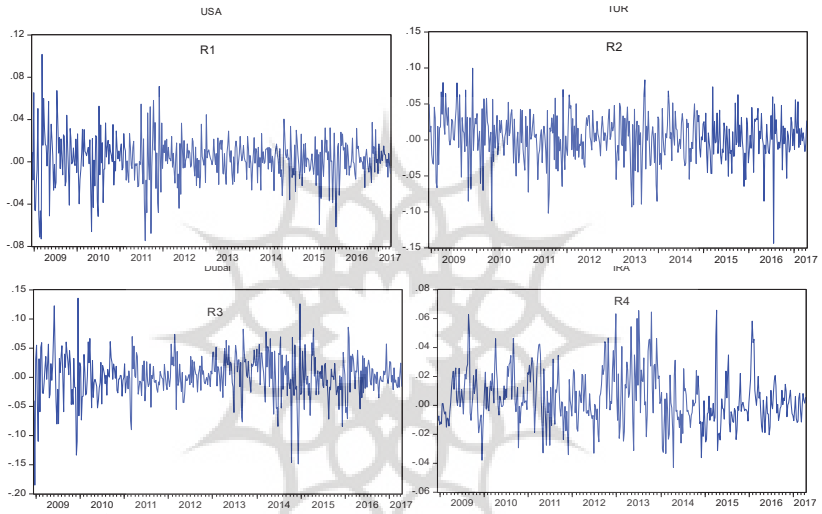
۳-۲- جمع‌آوری، سازماندهی و توصیف داده‌ها

برای بررسی تعاملات میان بازارهای مالی از آمار داده‌های هفتگی شاخص سهام ایران[1]، آمریکا (S&P500)[2]، ترکیه (XU100)[3] و امارات (Dubai)[4] در ۱۵ دسامبر ۲۰۰۸ تا ۱۰ آوریل ۲۰۱۷ استفاده شد. بزرگی بازار سهام و اقتصاد آمریکا و امکان اثرگذاری آن بر

1- http://new.tse.ir
2- http://finance.yahoo.com
3- http://finance.yahoo.com
4- http://www.investing.com/indices/dfmgi-historical-data

سایر بازارهای سهام از دلایل انتخاب این بازار است. شاخص سهام امارات و ترکیه نیز با توجه به همسایگی و وجود تعاملات و ارتباطات اقتصادی آن‌ها با ایران در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفت. بازدهی هفتگی شاخص سهام به‌صورت $R_t = \ln(\frac{p_t}{p_{t-1}})$ محاسبه شد که R_t و p_t به‌ترتیب بازدهی و شاخص قیمت سهام در هفته t است.

تغییرات بازدهی هفتگی شاخص سهام در این کشورها در دوره مورد بررسی مطابق نمودار (۱) است.



نمودار ۱- بازدهی هفتگی شاخص سهام آمریکا، ترکیه، امارات و ایران[۱]

ماخذ: یافته‌های پژوهش براساس محاسبه بازدهی اطلاعات داده‌های هفتگی شاخص سهام کشورهای مورد مطالعه

شاخص‌های آماری جدول (۱) اطلاعات مقابل را منعکس می‌کند: میانگین بازدهی هفتگی برای همه بازارها مثبت است. بالاترین میانگین بازدهی اسمی مربوط به بازار سهام ایران (۰/۰۰۵۰) و پایین‌ترین میانگین بازدهی اسمی نیز مربوط به بازار سهام امارات (۰/۰۰۱۳) است، اما بالاترین و پایین‌ترین میانگین بازدهی واقعی با توجه به تورم دوره به‌ترتیب مربوط به بازار سهام آمریکا (۰/۰۰۲۱) و امارات (۰/۰۰۱۵) است. نوسانات بازدهی در بازار سهام امارات و ترکیه در مقایسه با ایران و آمریکا به نسبت بیشتر است. چولگی در

۱- بر اساس محاسبه بازدهی اطلاعات داده‌های هفتگی شاخص سهام چهار کشور

تمام بازارها (بجز ایران) منفی اســت. همچنین مطابق آماره جارک-برا مقدار کشــیدگی توزیع سری‌های بازدهی در همه کشورها بیشتر از توزیع نرمال بوده که این موضوع مطابق با شواهد تجربی است.

جدول ۱- شاخص‌های آماری بازدهی هفتگی (اسمی) شاخص سهام آمریکا، ترکیه، امارات و ایران

شاخص آماری	آمریکا	ترکیه	امارات	ایران
میانگین	۰/۰۰۲۲	/۰۰۳۰	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۵۰
میانه	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۴۴	/۰۰۲۱	۰/۰۰۱۹
ماگزیمم	۰/۱۰۱۷	۰/۰۹۹۷	۰/۱۳۵۷	۰/۰۶۵۸
مینیمم	-۰/۰۷۴۶	-۰/۱۴۳۷	-۰/۱۸۴۹	-۰/۰۴۲۹
انحراف معیار	۰/۰۲۲۳	۰/۰۳۳۳	۰/۰۳۷۷	۰/۰۱۸۸
چولگی	-۰/۱۶۲۸	-۰/۵۳۳۲	-۰/۵۴۷۰	۰/۶۱۹۸
کشیدگی	۵/۰۶۱	۴/۱۵۶	۵/۷۷۲	۳/۶۸۹
جارک-برا	۷۸/۸۹۵	۴۴/۸۵۴	۱۶۰/۹۹۵	۳۶/۴۵۹
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
دیکی فولر تعمیم‌یافته (مانایی)	-۲۲ (۰/۰۰۰)	-۲۲ (۰/۰۰۰)	-۲۰ (۰/۰۰۰)	-۱۲ (۰/۰۰۰)
اثرات آرچ (F)	۶۱ (۰/۰۰۰)	۳/۵۷ (۰/۰۶)	۳۷/۷۸ (۰/۰۰۰)	۹/۱۵ (۰/۰۰۰)
میانگین واقعی	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۱۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش براساس اطلاعات داده¬های هفتگی شاخص سهام کشورهای مورد مطالعه

آزمون ریشه واحد دیکی-فولر موید مانایی سری‌های بازدهی سهام در همه بازارها است. همچنین سطوح اهمیت آزمون آرچ سری‌ها، وجود اثرات آرچ در تمام بازارها را تایید می‌کند.

٤- یافته‌های پژوهش

٤-١- اثرات سرریز میان بازارها

برای اندازه‌گیری میزان اثرگذاری شوک و تلاطم بازارها بر همدیگر از مــــــدل گارچ چندمتغیره (MGARCH-BEKK) اســتفاده شــد. نتایج برآورد پارامترهای مدل در

جدول‌های (۲) و (۳) گزارش شده است[۱].

جدول ۲- نتایج برآورد ضرایب آرچ مدل گارچ چندمتغیره

کشور	ضریب	مقدار ضریب	P-Value
آمریکا	A(1, 1)=a11	**۰/۳۵۵۹**	۰/۰۰۰۳
	A(1, 2)=a12	-۰/۰۳۶۶	**۰/٦۲۲٤**
	A(1, 3)=a13	-۰/۰۷۶۵	**۰/۳۵۲۰**
	A(1, 4)=a14	۰/۰۷۲۷	**۰/۱۸۱۹**
ترکیه	A(2, 1)=a21	۰/۰۳۸۳	**۰/۲۳٤٤**
	A(2, 2)=a22	-۰/۰۴۵۳	**۰/۲۲۱۷**
	A(2, 3=a23	۰/۰۱۷۲	**۰/۷۰۳۲**
	A(2, 4)=a24	**-۰/۰۹۳٦**	۰/۰۲۴۲
امارات	A(3, 1)=a31	۰/۰۴۷۵	**۰/۲۲۳۰**
	A(3, 2)=a32	**۰/۰۷۱۵**	۰/۰۱۴۷
	A(3, 3)=a33	**۰/۲۲۹۲**	۰/۰۰۰۰
	A(3, 4)=a34	-۰/۰۰۹۵	**۰/٦٦۸۹**
ایران	A(4, 1)=a41	-۰/۰۶۴۶	**۰/۱٦٦۳**
	A(4, 2)=a42	-۰/۰۵۶۹	**۰/٤۳٦٦**
	A(4, 3)=a43	-۰/۰۵۳۵	**۰/٤۷۷۲**
	A(4, 4)= a44	**-۰/٤٦۲۳**	۰/۰۰۰۰

- فقط موارد بولد شده از نظر آماری معنی‌دار هستند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

مقادیر A(i , j) و B(i , j) به‌ترتیب متناظر با اثرات ARCH و GARCH در بازار j است به طوری که $[A(i,j)]^2$ اثر شوک دوره قبل بر تلاطم جاری را نشان می‌دهد و در مقابل $[B(i,j)]^2$ اثر تلاطم دوره قبل بر تلاطم دوره جاری را منعکس می‌کند.

اثرات آرچ نشان می‌دهد همه عناصر قطری (A(1, 1)، A(2, 2)، A(3, 3) بجز A(2, 2)) به لحاظ آماری معنادار هستند که بیانگر وابستگی تلاطم هر بازار به شوک گذشته خود است. بازار سهام ایران دارای بیشترین و بازار سهام امارات دارای کمترین اثر آرچ است. شوک بازار سهام ترکیه به‌صورت یک‌طرفه بر بازار سهام ایران به مقدار ناچیز $\alpha_{24}^2 = (-0.0936)^2$ اثر می‌گذارد و اثر شوک بازار سهام امارات نیز به‌صورت

۱- به منظور برآورد مدل گارچ چهار متغیره Full BEKK از نرم‌افزار RATS استفاده شده است.

یک‌طرفه بر بازار سهام ترکیه به مقدار $\alpha_{32}^2 = (0.0715)^2$ است.

جدول ۳- نتایج برآورد ضرایب گارچ مدل گارچ چندمتغیره

کشور	ضریب	مقدار ضریب	P-Value
آمریکا	B(1, 1)=b11	**۰/۸۹۷۲**	۰/۰۰۰۰
	B(1, 2)=b12	۰/۰۲۶۰	**۰/۵۵۴۰**
	B(1, 3)=b13	۰/۰۱۰۰	**۰/۸۰۷۱**
	B(1, 4)=b14	۰/۰۰۱۲	**۰/۹۷۵۶**
ترکیه	B(2, 1)=b21	۰/۰۲۴۱	**۰/۱۷۶۵**
	B(2, 2)=b22	**۰/۹۸۸۵**	۰/۰۰۰۰
	B(2, 3)=b23	**۰/۰۵۲۶**	۰/۰۰۰۱
	B(2, 4)=b24	۰/۰۱۵۱	**۰/۴۵۴۶**
امارات	B(3, 1)=b31	-۰/۰۱۲۴	**۰/۴۱۵۰**
	B(3, 2)=b32	**-۰/۰۳۷۷**	۰/۰۰۱۵
	B(3, 3)=b33	**۰/۹۵۱۲**	۰/۰۰۰۰
	B(3, 4)=b34	۰/۰۱۷۷	**۰/۱۱۸۸**
ایران	B(4, 1)=b41	-۰/۰۲۵۵	**۰/۴۹۰۶**
	B(4, 2)=b42	**-۰/۱۲۹۴**	۰/۰۰۳۸
	B(4, 3)=b43	**۰/۰۹۵۰**	۰/۰۴۰۳
	B(4, 4)=b44	**۰/۷۷۳۰**	۰/۰۰۰۰

- فقط موارد بولد شده از نظر آماری معنی‌دار هستند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

اثرات گارچ نشان می‌دهد همه عناصر قطری (B(1, 1)، B(2, 2)، B(3, 3)وB(4, 4)) به لحاظ آماری معنادار هستند که بیانگر وابستگی تلاطم هر بازار به تلاطم گذشته خودش است. نتایج همچنین نشان می‌دهد تلاطم خودی از تلاطم متقابل (متقاطع) بین بازارها بسیار بیشتر است. بازار سهام ترکیه دارای بیشترین اثر گارچ معادل ۰/۹۷۷است. تلاطم دوطرفه از بازار سهام ترکیه به بازار سهام امارات معادل ۰/۰۰۲۸ و از بازار سهام امارات به بازار سهام ترکیه معادل ۰/۰۰۱۴ است. همچنین تلاطم بازار سهام ایران به‌صورت یک‌طرفه بر بازار سهام ترکیه و امارات به‌ترتیب معادل ۰/۰۱۶۷ و ۰/۰۰۹۰ اثر می‌گذارد.

همانگونه که از سوی تاستان (۲۰۰۶)، ابونوری و عبداللهی (۱۳۹۰)، علمی، ابونوری، راسخی و شهرازی (۱۳۹۳)، کانگ، چانگ و یون (۲۰۱۳)، الشوجیسری و جوینی (۲۰۱۷) نشان داده شد، اثرات آرچ و گارچ خودی (داخل بازارها) از اثرات آرچ و گارچ متقابل (میان بازارها) بیشتر است و نتایج حاصل از این پژوهش نیز با آن‌ها سازگار است.

اغلب مقادیر ویژه ماتریس مجموع حاصل‌ضرب کرونکر ماتریس‌های ضرایب برآوردی آرچ و گارچ ($A\otimes A$ +B $\otimes$B) اندکی کمتر از عدد واحد است که بیانگر درجه پایینی از ثبات نسبی در این بازارها در مقابل شوک و تلاطم در تعادل بلندمدت است.

٤-۲- وزن سبد بهینه و نسبت پوشش ریسک

حداقل کردن ریسک دارایی‌ها بدون کاهش بازدهی، مستلزم آگاهی از وزن‌های بهینه و نسبت‌های پوشش ریسک سبد دارایی است. برآورد عناصر ماتریس واریانس-کواریانس شرطی طی زمان در مدل گارچ چندمتغیره، امکان محاسبه مقدار وزن بهینه دارایی و نسبت پوشش ریسک را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌کند.

وزن بهینه سبد دارایی‌ها با استفاده از رابطه (۶) به‌دست می‌آید (نگ و کرونر[1]، ۱۹۹۸):

$$w_{ij,t}=\frac{h_{jj,t}-h_{ij,t}}{h_{ii,t}-2h_{ij,t}+h_{jj,t}}, w_{ij,t}=\begin{cases}0 & w_{ij,t}<0\\ w_{ij,t} & 0\le w_{ij,t}\le 1\\ 1 & w_{ij,t}>0\end{cases} \qquad (۶)$$

که در آن، $w_{ij,t}$ وزن بهینه دارایی i، $h_{ij,t}$ کواریانس شرطی بازدهی میان دارایی i و j، $h_{ii,t}$ و $h_{jj,t}$ به‌ترتیب واریانس شرطی بازدهی دارایی i و j در زمان t است. وزن بهینه دارایی j در سبد دارایی‌ها نیز معادل 1- $w_{ij,t}$ خواهد بود.

براساس رابطه (۶) وزن بهینه دارایی‌ها تابعی از واریانس شرطی و کوواریانس شرطی دارایی‌ها است که به دلیل تغییر واریانس و کواریانس شرطی طی زمان، وزن بهینه نیز در هر لحظه از زمان مقدار معینی خواهد بود.

1- Ng and Kroner

جدول ٤- میانگین وزن بهینه سبد سهام در چهار کشور

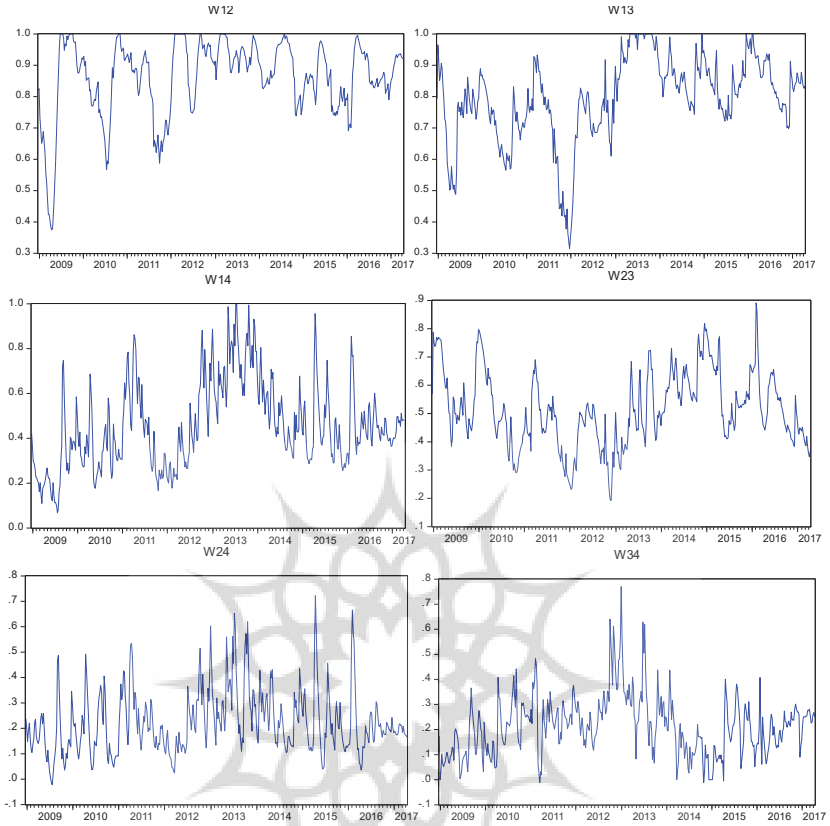
سبد سهام	وزن بهینه ($\mathbf{W_{ij,t}}$)
آمریکا-ترکیه	w12=۰/۸۶
آمریکا-امارات	w13=۰/۷۹
آمریکا-ایران	w14=۰/۴۶
ترکیه- امارات	w23=۰/۵۲
ترکیه-ایران	w24=۰/۲۳
امارات-ایران	w34=۰/۲۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

برآورد وزن بهینه سبد سهام میان بازار آمریکا و سایر کشورها نشان می‌دهد بالاترین وزن بهینه مربوط به بازار سهام آمریکا و ترکیه است (۰/۸۶). بنابراین، سرمایه‌گذاران در هر دلار سبد دارایی باید ۸۶ سنت به سهام آمریکا و در مقابل ۱۴ سنت به سهام ترکیه اختصاص دهند. علت مقدار زیاد این وزن بهینه، سطح پایین تلاطم در بازار سهام آمریکا و در مقابل حاکمیت تلاطم به نسبت بالا در بازار سهام ترکیه در مقایسه با سایر کشورها در این دوره است. مستقل بودن بازار سهام ایران از سایر بازارها و درجه پایین اثرگذاری حوادث و تغییرات در دیگر بازارها بر این بازار، موجب شد تا تلاطم در بازار سهام ایران و همبستگی (کوواریانس شرطی) میان ایران و سایر بازارها به نسبت پایین باشد به‌طوری‌که کمترین وزن بهینه دارایی‌ها میان بازار سهام کشورهای مورد مطالعه و ایران (ترکیه-ایران و امارات-ایران به‌ترتیب ۰/۲۳ و ۰/۲۲) به‌دست آمد.

مقدار وزن بهینه سبد دارایی‌ها میان کشورهای مورد مطالعه به شرایط حاکم بر بازار این کشورها بستگی دارد. بنابراین، مطابق نمودار (۲) وزن بهینه سبد دارایی‌ها میان کشورهای آمریکا، ترکیه، امارات و ایران طی دوره با فراز و نشیب‌هایی همراه بوده است.

پرتال جامع علوم انسانی



نمودار ۲- تغییرات وزن بهینه سبد دارایی بین کشورها

ماخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از نتایج برآورد عناصر ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی

سرمایه‌گذاران جهت پوشش ریسک تغییرات قیمت دارایی i باید مقدار دارایی j در سبد خود را تغییر دهند (کرونر و سلطان[1]، ۱۹۹۳). رابطه (۷) نسبت پوشش ریسک دارایی i را در مقابل تغییرات قیمت نشان می‌دهد.

$$\beta_{ij,t} = \frac{h_{ij,t}}{h_{jj,t}} \qquad (۷)$$

1- Kroner and Sultan

به منظور حداقل کردن ریسک سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها به ازای یک دلار سرمایه‌گذاری در دارایی i، بتا دلار مقدار دارایی j در سبد دارایی‌ها (بسته به نوع علامت بتا) تغییر می‌کند.

میانگین نسبت پوشش ریسک میان بازار سهام کشورهای مورد مطالعه مطابق جدول (۵) است.

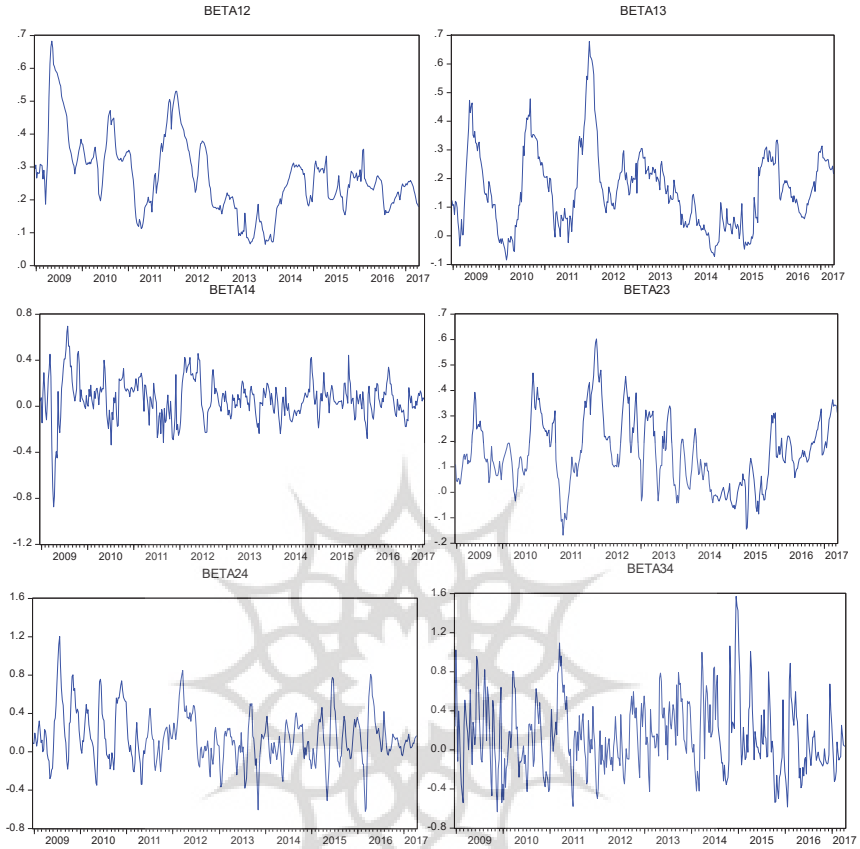
جدول ۵- میانگین نسبت پوشش ریسک بهینه سهام در چهار کشور

سبد دارایی	نسبت پوشش ریسک بهینه ($\beta_{ij,t}$)
آمریکا-ترکیه	BETA12=۰/۲۷
آمریکا-امارات	BETA13=۰/۱۶
آمریکا-ایران	BETA14=۰/۰۶
ترکیه- امارات	BETA23=۰/۱۵
ترکیه-ایران	BETA24=۰/۱۵
امارات-ایران	BETA34=۰/۱۴

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از محاسبه نسبت پوشش ریسک بهینه میان بازار سهام آمریکا و سایر کشورها نشان می‌دهد بالاترین نسبت پوشش ریسک مربوط به کشور ترکیه است (۰/۲۷). به عبارت دیگر، به ازای یک دلار سرمایه‌گذاری در بازار سهام آمریکا، ۰/۲۷ دلار از مقدار سهام ترکیه در سبد دارایی‌ها کاسته می‌شود. به‌دلیل سطح پایین کواریانس شرطی (درجه وابستگی) میان بازار سهام ایران و سایر کشورها، کمترین نسبت پوشش ریسک در این دوره میان بازار سهام کشورهای مورد مطالعه و بازار ایران به‌دست آمد (آمریکا-ایران و امارات-ایران به‌ترتیب ۰/۰۶ و ۰/۱۴).

تغییرات نسبت پوشش ریسک بهینه میان کشورهای مورد مطالعه در این دوره مطابق نمودار (۳) است.



نمودار ۳- تغییرات نسبت پوشش ریسک بین بازار سهام کشورها

ماخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از نتایج برآورد عناصر ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

جهت بررسی نسبت پوشش ریسک، وزن بهینه سبد دارایی، ارتباط متقابل بین بازار سهام آمریکا، ترکیه، امارات و ایران، مدل گارچ چندمتغیره با استفاده از شاخص سهام هفتگی در ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۷ برآورد شد. مستقل بودن بازار سهام ایران از سایر بازارها از دلایل تلاطم به نسبت پایین بازار سهام ایران و همچنین همبستگی (کوواریانس شرطی) ناچیز میان بازار ایران و سایر بازارها است. بنابراین، نسبت پوشش ریسک و وزن بهینه دارایی میان بازار سهام کشورهای مورد مطالعه و ایران به نسبت پایین است.

در دوره مورد بررسی، بیشترین (میانگین) وزن بهینه دارایی مربوط به بازار سهام آمریکا-ترکیه (۰/۸۶) و آمریکا-امارات (۰/۷۹) ناشی از تلاطم به نسبت بالا در بازار سهام ترکیه و امارات است. کمترین (میانگین) وزن بهینه نیز مربوط به بازار سهام امارات-ایران (۰/۲۲) و ترکیه-ایران (۰/۲۳) است. همچنین بیشترین و کمترین (میانگین) نسبت پوشش ریسک در این دوره به‌ترتیب مربوط به بازار سهام آمریکا-ترکیه (۰/۲۷) و آمریکا-ایران (۰/۰۶) است.

شوک و تلاطم هر بازار به استثنای شوک بازار ترکیه بر تلاطم همان بازار اثر دارد؛ میزان اثرگذاری تلاطم از اثرگذاری شوک بیشتر است. شوک بازار سهام امارات به‌صورت یک‌طرفه بر بازار سهام ترکیه اثرگذار است درحالی‌که شوک بازار سهام ترکیه به‌صورت یک‌طرفه و به مقدار اندک بر بازار سهام ایران اثر دارد. سرریز تلاطم به صورت دوطرفه بین بازار سهام ترکیه و امارات وجود دارد. تلاطم بازار سهام ایران به‌صورت یک‌طرفه بر بازار سهام ترکیه و امارات اثر می‌گذارد.

در ارتباط با آمریکا، شوک و تلاطم هیچ‌یک از کشورها بجز خودش بر بازار سهام این کشور اثر معنادار ندارد. به بیان دیگر، هیچ‌یک از کشورهای دیگر به اندازه کافی بزرگ نیست تا اثر معناداری بر بازار سهام آمریکا داشته باشد. به دلایل یاد شده و همچنین عدم حضور و سرمایه‌گذاری قابل توجه شرکت‌های خارجی در بازار سهام امارات و ترکیه[1]، میزان وابستگی بین بازارهای مورد بررسی به نسبت پایین است.

اغلب مقادیر ویژه ماتریس اثرات آرچ و گارچ اندکی کمتر از عدد واحد است که درجه پایینی از ثبات نسبی در این بازارها در دوره مورد بررسی را نشان می‌دهد. در نتیجه، سیاست‌گذاران و نهادهای مسئول بازارهای مالی ایران می‌توانند از اتخاذ هرگونه سیاست ایجادکننده شوک و تلاطم در بازار سهام جهت جلوگیری از تداوم و انتقال این آثار به دوره‌های بعد و آسیب جدی به بخش‌های اقتصادی اجتناب کنند.

پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، اثرات سرریز شوک و تلاطم در میان صنایع مختلف ایران با توجه به شاخص مورد استفاده در مطالعات یالماز[2] (۲۰۱۲) مورد بررسی قرار گیرد.

1- http://www.world-exchanges.org/home/
2- Yilmaz

منابع

ابونوری، اسمعیل و عبداللهی، رضا (۱۳۹۰). ارتباط بازارهای سهام ایران. مالزی. آمریکا و ترکیه در یک مدل گارچ چندمتغیره. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، دوره ۴، شماره ۱۴، ۶۱-۷۹.

ابونوری، اسمعیل و عبداللهی، رضا (۱۳۹۱). مدلسازی نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره:. *مجله تحقیقات مالی*، دوره ۱۴، شماره ۱، ۱-۱۶.

ابونوری، اسمعیل، رضا عبداللهی و حمزه، مصطفی (۱۳۹۱). ارزیابی پویایی‌های رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام بورس تهران با استفاده از مدل گارچ دومتغیره. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۶۵، ۶۵-۸۶

سید حسینی، سید محمد و ابراهیمی، سید بابک (۱۳۹۲). مدل‌سازی و سنجش‌سرایت تلاطم با استفاده از مدل‌های GARCH چندمتغیره؛ مطالعه موردی: ایران، امارات و شاخص قیمت جهانی نفت. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، دوره ۶، شماره ۲۱، ۱۳۷-۱۵۷.

علمی، زهرا، ابونوری، اسمعیل، راسخی، سعید و شهرازی، محمدمهدی (۱۳۹۳). اثر شکست‌های ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام ایران. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۲، ۵۷-۷۳.

فلاحی، فیروز، حقیقت، جعفر، صنوبر، ناصر و جهانگیری، خلیل (۳۹۳). بررسی همبستگی بین تالطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DCC-GARCH. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۴، شماره ۵۲، ۱۲۳-۱۴۷.

مشایخ، شهناز و جعفری، محبوبه (۱۳۸۵). بازار مالی ایران در مقایسه با بازارهای جهان. *مجله حسابدار*، شماره ۱۸۰، ۳۲-۴۱.

Baba, Y., Engle, R. F., Kraft. D., & Kroner, K. (1990). Multivariate simultaneous generalized ARCH unpublished manuscript. University of California and San Diego. Working Paper.

Billio, M., Caporin, M., Frattarolo, L., & Pelizzon, L. (2016). Networks in risk spillovers: a multivariate GARCH perspective. Working Paper Department of Economics. Ca' Foscari University of Venice, 1-49.

Bollerslev, T., Engle, R., & Wooldridge, J. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of Political Economy*, 96, 31-116.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional

heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
Boudoukh, J., Richardson, M., & Whitelaw, R. (1994). A tale of three schools: insights on autocorrelations of short-horizon stock returns. *The Review of Financial Studies*, 7(3), 539-573.
Borovkova, S. A., & Lopuhaa, H. P., Spatial GARCH: A spatial approach to multivariate volatility modeling (November 9. 2012). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2176781 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2176781.
Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28, 57–66.
Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007.
Engle, R. F., Lilien, D. M., & Robins, R. P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 391-407.
Engle, R. F., & Kroner, K. (1993). Multivariate simultaneous generalized ARCH. Discussion paper, 89-57r.
Engle, R. F., & Kroner, K. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11(1), 122-150.
Glick, R., & Rose, A. K. (1999). Contagion and trade: Why are currency crises regional? *Journal of International Money and Finance*, 18(4), 603-617.
http://new.tse.ir.
http://finance.yahoo.com/world-indices.
http://www.investing.com/indices/dfmgi-historical-data.
http://tradingeconomics.com.
http://www.world-exchanges.org/home/.
Jouini, J., & Alshogeathri, M. (2017). Linkages between equity and global food markets: New evidence from including structural changes. Finance a úvě r-Czech. *Journal of Economics and Finance*, 67(3), 166-198.
Kang, S. H., Cheong, C., & Yoon, S. M. (2013). Intraday volatility spillovers between spot and futurs tndices: Evidence from the Korean stock market. *Physica A*, 392, 1795-1802.
Kang, S. H., McIver, R., & Yoon, S. M. (2017). Dynamic spillover effects among crude oil. precious metal. and agricultural commodity futures markets. *Energy Economics*, 62, 19-32.
Keller, T. E., Cusick, G. R., & Courtney, M. E. (2007). Approaching the transition to adulthood: Distinctive profiles of adolescents aging out of the child welfare system. *Social Service Review*, 81(3), 453-484.
King, R.G., & Levine, R. (1993). *Financial intermediation and economic development*. Financial Intermediation in the Construction of Europe Eds: C. Mayer and X. Vives. London: Centre for Economic Policy Research, 156-189.
Kroner, K. F., & Sultan, T. (1993). Time-varing distributions and dynamic hedging with foreign currency futures. *The Journal of Financial and*

Quantitative Analysis, 28(4), 535-551.
Mckinnon, R. I. (1973). Money and capital in economic development. Washington. D.C., Brookings Institution.
Mohammadi, H., & Tan. Y. (2015). Return and volatility spillovers across equity markets in Mainland China. Hong Kong and the United States. *Econometrics*, 3, 215-232.
Ng, V. K., & Kroner, K. F. (1998). Modeling asymmetric comovements of asset returns. *Review of Financial Studies*, 11(4), 817-844.
Schumpeter, J. A. (1911). The theory of economic development. Harvard University Press, Cambridge.
Shaw, E. S. (1973). Financial deepening in economic development. New York, Oxford University Press.
Tastan, H. (2006). Estimating time-varying conditional correlations between stock and foreign exchange markets. *Physica A*, 360, 445-458.
Wang, H. (2012). An empirical study on stock exchange linkages between Chinese and Western markets. Department of Statistics, Uppsala University.
Worthington, A., & Higgs, H. (2004). Transmission of equity returns and volatility in Asian developed and emerging markets: a multivariate GARCH analysis. *International Journal of Finance and Economics*, 9, 71–80.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی