تحقیقات مالی
دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

دوره ۱۴، شماره ۱
بهار و تابستان ۱۳۹۱
صص ۱۶-۱

مدلسازی نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره[۱]

اسمعیل ابونوری[۱]، محمدرضا عبداللهی[۲]

چکیده: این مقاله از یک مدل گارچ چند متغیره برای برآورد همزمان میانگین و واریانس شرطی بازده‌های روزانه بخش‌های مختلف بازار سهام ایران از ۱ تیر ۱۳۸۶ تا ۱ تیر ۱۳۹۱ استفاده می‌کند. از آنجایی‌که دارایی‌های مالی بر اساس این شاخص‌های بخشی دادوستد می‌شوند، مکانیسم انتقال نوسانات در طول زمان و در میان بخش‌ها به‌منظور تصمیم‌گیری برای تخصیص بهینه سبد مهم است. نتایج بیانگر انتقال معنادار شوک‌ها و نوسانات در میان بخش‌های مختلف است. این یافته‌ها ایده به اشتراک‌گذاری اطلاعات به‌وسیله‌ی سرمایه‌گذاران در این بخش‌ها را تأیید می‌کند.

واژه‌های کلیدی: انتقال نوسانات،گارچ چند متغیره، مدل‌سازی نوسانات.

طبقه‌بندی JEL: G1.

۱. استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی بخش اقتصاد دانشگاه سمنان، ایران
۲. دانشجوی دکترای اقتصاد مالی، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۰/۰۵/۲۶
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۰/۱۰/۱۹
نویسنده مسئول مقاله: محمد رضا عبداللهی
E-mail: 2070.abdolahi@gmail.com

۱. این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی با عنوان "مدلسازی نوسانات گروه‌های صنعت بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چند متغیره" تحت حمایت سازمان بورس و اوراق بهادار است.

مقدمه

جهانی‌سازی سبب همگرایی بیشتر در بازارهای مالی بین‌المللی شده است و تحلیلگران بازارهای مالی به دانستن چگونگی انتقال نوسانات و شوک‌ها میان بازارها و بخش‌های یک بازار در طول زمان علاقمند هستند. اکثر مطالعات، تنها به بررسی برخی بازارهای مالی پرداخته و کار جدی در زمینه مکانیسم انتقال نوسانات در میان بازده‌های بخش‌ها انجام نداده‌اند. اغلب دو مسیر اصلی در این زمینه وجود دارد: اول، تحلیل همگرایی که در ابتدا به‌وسیله‌ی کسا [۲۰] استفاده شد و انتقال شوک‌ها میان بازده‌ها و قیمت‌های سهام را بررسی می‌نمود. این نگرش اغلب برای مطالعه هم‌حرکتی بازارهای مالی بین‌المللی متمایز در طول یک دوره زمانی طولانی انجام می‌شود. مسیر دوم مطالعه روند زمانی نوسانات در قیمت و بازده‌های سهام است. در این راستا اغلب، مدل ناهمسان واریانس خود رگرسیون شرطی (ARCH) برای مدلسازی واریانس شرطی استفاده شده است. در سال‌های اخیر به انتقال نوسانات از یک بازار به دیگر بازارها توجه شده است.

این مقاله با مطالعه دو مسیر، مکانیسم انتقال نوسانات و شوک‌ها در میان بازده‌های۴ بخش از بازار سهام ایران؛ یعنی بخش‌های فلزات اساسی، محصولات کانه‌های غیر فلزی، واسطه‌گری‌های مالی و پولی و استخراج کانه‌های فلزی را بررسی کرده است. برای این منظور یک مدل گارچ ۴ متغیره برای تخمین همزمان میانگین و واریانس شرطی بازده‌های روزانه از ۱ تیر ۱۳۸۶ تا ۱ تیر ۱۳۹۱ استفاده شده است.

این پژوهش، در ساخت مدل‌های قیمت‌گذاری دقیق دارایی‌ها و پیش‌بینی نوسانات در بازده‌های بخش‌ها کاربرد دارد و به برابری بازارها کمک خواهد کرد. به‌علاوه از آنجایی‌که دارایی‌های مالی متمایز بر اساس این شاخص‌های بخشی داد و ستد می‌شوند، برای سهامداران بازار، مکانیسم انتقال نوسانات در طول زمان و در میان بخش‌ها به‌منظور تصمیم‌گیری برای تخصیص سبد بهینه با اهمیت است.

مروری بر ادبیات پژوهش

مطالعات زیادی در زمینه چگونگی ارتباط متقابل بازارها و بخش‌های مختلف وجود دارد. ایوینگ [۱۲] با استفاده از تکنیک آنالیز واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته با یک چارچوب خودرگرسیون برداری (VAR) رابطه متقابل میان ۵ بخش مهم بازار سهام امریکا یعنی کالاهای سرمایه‌ای، مالی، صنعتی، حمل و نقل و برق را تحلیل کرد. با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص سهام S&P از ژانویه ۱۹۸۸ تا جولای ۱۹۹۷، او دریافت که اخبار یا شوک‌های غیر قابل انتظار در یک بخش اثر معناداری روی بازده سایر بخش‌ها دارد. ایوینگ، فوربز و پون [۱۳] اثرات

شوک‌های اقتصاد کلان بر شاخص‌های ۵ بخش اصلی S&P در دوره بحرانی قبل از ۱۹۸۷را مطالعه کردند. آنها با استفاده از تجزیه و تحلیل واکنش ناگهانی تعمیم یافته نشان دادند، قیمت دارایی‌ها بیشتر از وقایع غیر منتظره اقتصاد کلان در مقایسه با وقایع قابل پیش‌بینی تأثیرپذیر بوده است. فرناری و دیگران [۱۴] از یک مدل گارچ سه متغیره برای تحلیل تأثیر اخبار سیاسی و اقتصادی بر نوسانات شرطی چندین متغیر مالی ایتالیا استفاده کردند. آنها یک الگوی معنادار برای واریانس غیر شرطی متغیرهای تحت مطالعه یافتند. برنانکه و کوتنر[۳] نشان دادند چگونه سیاست‌های پولی بر برابری قیمت‌ها اثر می‌گذارد. آنها اثر سیاست‌های پولی روی بخش‌های مختلف را مطالعه کردند و دریافتند که سیاست پولی اثر کمتری بر بخش‌های مجزا در مقایسه با شاخص‌های کلی دارد. حسن و مالک[۱۷] با استفاده از یک مدل گارچ چند متغیره انتقال شوک و نوسانات را در میان ۶ بخش مالی، تکنولوژی، مصرف و خدمات، سلامت، صنعت و انرژی بررسی کردند و انتقال شوک‌ها و نوسانات معناداری میان این بخش‌ها یافتند.

انگل، ایتو و لین[۱۰] استدلال می‌کنند که نوسانات در یک بازار ارز خارجی با سرعت به بازارهای ارز خارجی دیگر انتقال می‌یابد؛ در حالی‌که راس[۲۹] نشان داد، نوسان در بازده دارایی به جریان اطلاعات بستگی دارد. از آنجایی‌که نرخ شناوری اطلاعات و زمان استفاده شده در هر فرآیند مجزایی متغیر است، باید الگوهای نوسانات متمایز بین بازارها(بخش‌ها) را انتظار داشت.

افزایش همگرایی بازارهای مالی تمایل شدیدی برای فهم اثر نوسانات خارجی از یک بازار به سایر بازارها به‌وجود آورده است. این اثرات خارجی نوسانات به رفتار پوششی بین بازاری و تغییر در اطلاعات مشترک نسبت داده می‌شود، ممکن است انتظارات همه بازارها به‌طور همزمان تغییر کند. حوزه دیگر پژوهش‌ها توضیح اثر خارجی نوسانات و میانگین به‌وسیله‌ی سرایت[1] مالی است. سرایت مالی به‌صورت یک شوک در بازار دارایی یک کشور که از بازار دارایی سایر کشورها تأثیر می‌پذیرد، تعریف می‌شود. کودرز و پریسکر[۲۳] مدل پیش‌بینی عقلایی دارایی چندگانه را برای توضیح سرایت مالی توسعه دادند. سرمایه‌گذاران در بازاری متعادل، با وفق دادن سبد سهامشان با ریسک‌های اقتصاد کلان شوک‌ها را در میان بازارها انتقال می‌دهند. آنها نشان دادند، وسعت سرایت مالی به حساسیت‌های بازار به عوامل ریسک اقتصاد کلان و میزان عدم تقارن اطلاعات در میان بازارها بستگی دارد.

در مدل‌های اقتصاد سنجی مقطعی، ثابت بودن واریانس جملات اختلال همواره یکی از فروض کلاسیک به‌حساب آمده است. انگل[۹] برا ی رهایی از این فرض محدود کننده مدل

1. contagion

جدیدی موسوم به ARCH را پیشنهاد کرد. در این مدل فرض بر این است که جمله‌های اختلال مستقل از هم با میانگین صفر هستند، ولی واریانس آنها با فرض وجود اطلاعات گذشته خود متغیر شکل می‌گیرد. یکی از دلایل استفاده از مدل‌های آرچ وجود خطاهای پیش بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های اقتصادی (مانند نرخ ارز، تورم و سهام) است؛ به‌طوری‌که ممکن است هر سری گفته شده طی سال‌های مختلف رفتارهای متفاوتی را از خود به نمایش بگذارد. به‌مفهوم دیگر، در برخی سال‌ها نوسان کم و در برخی از سال‌های دیگر نوسان زیاد داشته باشد .در چنین شرایط انتظار بر این است که واریانس در طول روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات اختلال باشد. در واقع با مدل‌های آرچ می‌توان روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته توضیح داد.

در این مقاله برای مدلسازی نوسانات، با توجه به وجود ناهمسانی واریانس، از مدل آرچ و مدل تعمیم یافته آن یعنی گارچ بلرسلو[۴] استفاده شده است. در مدلسازی به‌وسیله‌ی مدل‌های آرچ و گارچ تک متغیره، بازدهی‌های با وقفه، تغییرات تصادفی[1]، نوسانات یا ترکیبی از این متغیرها برای یک بازار تنها، به‌عنوان متغیر توضیحی دیگر بازارها استفاده شده‌اند تا اثرات خارجی نوسانات و بازده‌ها میان بازارهای مختلف به‌دست آیند. این روش در پژوهش‌های کیم و راجرز[۲۲]، کاناس [۱۹]، ریس[۲۸] وهارجو و حسین[۱۶] مشاهده می‌شود.

مدل‌های آرچ و گارچ تک‌متغیره به مدل‌های آرچ وگارچ چندمتغیره (MGARCH) بسط یافته‌اند که قادرند ویژگی‌های بارز بازدهی بازارهای سهام شامل کشیدگی‌ها[2]، اثرات اهرمی[3] و خوشه‌بندی نوسانات[4] را تجزیه و تحلیل کنند که با مدل‌های آرچ و گارچ تک متغیره قابل برآورد نبودند. در مدل‌های گارچ چندمتغیره ماتریس واریانس ـ کواریانس جمله‌های اختلال چند سری برآورد می‌شود؛ در حالی‌که در مدل‌های تک متغیره تنها واریانس جملات اختلال یک سری زمانی محاسبه می‌شود. از این‌رو به‌تازگی، مدل گارچ چندمتغیره برای تحلیل هم حرکتی نوسانات و اثرات اهرمی بین بازارهای سهام بین‌المللی و تشخیص شواهدی مبنی بر وجود انتقال نوسانات در میان بازارهای سهام مختلف به‌وسیله‌ی چو، لین و وو[۸]، بروکز و هنری[۷] و لی[۲۶] به‌کار گرفته شده است. کیارنی و پاتن[۲۱] ازمدل گارچ چند متغیره برای بررسی انتقال نوسانات در میان نرخ‌های ارز مختلف در سیستم پولی اروپا استفاده کرده‌اند. پون و گرنجر[۲۷] ادبیات نوسانات بازار مالی را بررسی کردند و نشان‌دادند، چگونه روی قیمت‌گذاری دارایی، مدیریت

1. Innovations
2. Leptokurtosis
3. Leverage Effects
4. Volatility Clustering

ریسک و سیاست پولی اثر می‌گذارد. آنها استدلال کردند، نوسانات در بازار مالی قابل پیش‌بینی هستند.

تصریحات گوناگون مدل گارچ چندمتغیره که تاکنون استفاده شده‌اند شامل مدل گارچ برداری (VECH) بلرسلو، انگل و وولدریج[۶] خود همبستگی شرطی ثابت (CCC) بلرسلو[۵] و مدل BEKK بابا، انگل و دیگران[۱] و انگل و کرونر[۱۱] هستند.

مدل گارچ برداری قطری در این مقاله مزیتی ویژه دارد: طبق شیرر و ریباریتز[۳۷]، اگر بیش از دو متغیر در ماتریس واریانس کواریانس شرطی وجود داشته باشد، این مدل در مقایسه با مدل BEKK انعطاف‌پذیرتر است. با این حال طبق انگل و کرونر[۱۱]، کرونر و انجی[۲۴] و بروکز و هنری[۷] کاربرد تجربی مدل گارچ برداری به سبب دشواری تضمین نیمه معین مثبت بودن ماتریس واریانس کواریانس شرطی محدود است.

روش پژوهش

معرفی الگو

هدف اصلی در این مقاله، بررسی وابستگی بازدهی و نوسانات در میان چهار بخش بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره است. فرآیند تصادفی اتورگرسیو برداری برای بازدهی دارایی‌ها از معادله (۱) به‌دست می‌آید. بازدهی بخش i در زمان t (R_{it}) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$R_{it} = \mu_{0i} + \sum_{j=1}^{4} \mu_{ij} R_{ij(t-1)} + \varepsilon_{it} \qquad (۱$$

که در آن $i = 1$ بخش فلزات اساسی، $i = 2$ بخش استخراج کانه‌های فلزی، i=3 بخش محصولات کانه‌های غیر فلزی و i=4 بخش واسطه‌گری‌های مالی و پولی است، μ_{0i} بیانگر عرض از مبدأ بخش i و μ_{ij} (برای $i = 1, \ldots, 4$ و j) نمایانگر میانگین شرطی بازدهی سهام است؛ $i = j$، نمایانگر تأثیر بازدهی گذشته خود بخش i (R_{iit}) و $i \neq j$ نمایانگر تأثیر بازدهی‌های گذشته بخش j (R_{ijt}) است. جمله اختلال ε_{it} نیز تغییرات تصادفی (شوک‌ها) بخش i را در زمان t نشان می‌دهد.

ماتریس واریانس ـ کواریانس شرطی H_t با ابعاد ۴ را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} & h_{13t} & h_{14t} \\ h_{21t} & h_{22t} & h_{23t} & h_{24t} \\ h_{31t} & h_{32t} & h_{33t} & h_{34t} \\ h_{41t} & h_{42t} & h_{43t} & h_{44t} \end{bmatrix} \quad (۲$$

که در آن h_{iit}، واریانس شرطی بازدهی سهام بخش i در زمانt و h_{ijt} کواریانس شرطی بین بازدهی‌های سهام بخش‌هایi وj (i≠j) در زمان t است. اگرچه راههای زیادی برای تصریح گارچ چندمتغیره وجود دارد، در این مقاله از مدل گارچ برداری قطری بلرسلو، انگل و وولدریج (۱۹۹۸) برای یافتن ماتریس واریانس و کواریانس استفاده شده است. طبق شیرر و ریباریتز [۳۰]، این مدل در زمانی‌که تعداد متغیرها بیش از دوتاست انعطاف‌پذیرتر است. تصریح مدل گارچ برداری عبارتند از:

$$vech\left(H_t\right) = C + A\,vech\left(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^{'}\right) + B\,vech\left(H_{t-1}\right) \quad (۳$$

که در آنA و B ماتریس پارامترها با ابعاد1/2N(N+1)×1/2N(N+1) و C یک بردار 1/2N(N+1)×1 و vech(.)، عملگری است که ماتریس پایین مثلثی را به بردار ستونی تبدیل می‌کند. به‌دلیل وجود تعداد زیاد پارامترها بلرسلو، انگل و وولدریج[۶] نسخه محدود شده این مدل را که به مدل گارچ برداری قطری معروف است، به‌صورت زیر معرفی کردند:

$$H_t = C + A \bullet \varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^{'} + B \bullet H_{t-1} \quad (۴$$

که در آن ماتریس‌های ضرایب A و B، ماتریس‌های متقارن $N \times N$ و عملگر " $\bullet$"، عملگر ضرب عنصر در عنصر است. در ماتریس A اثرات مربع تغییرات تصادفی گذشته بر نوسانات جاری به‌وسیله‌ی عناصر قطری $(a_{11}, a_{22}, a_{33}, a_{44})$ اندازه گیری می‌شود؛ در حالی‌که عناصر غیرقطری $(a_{ij}\ i \neq j)$ اثرات متقاطع حاصل از تغییرات تصادفی گذشته را روی نوسانات مشترک نشان می‌دهند. به‌طور مشابه، در ماتریسB عناصر قطری $(b_{11}, b_{22}, b_{33}, b_{44})$ تأثیر مربع نوسانات گذشته را روی نوسانات جاری و عناصر غیر قطری اثرات حاصل از نوسانات مشترک گذشته را بر نوسانات مشترک فعلی ارزیابی می‌کنند.

طبق گئرگ و مارکیورینگ[۱۵] دو موضوع اساسی باید در فرآیند برآورد این مدل مورد توجه قرار گیرد: یکی تعداد پارامترهایی که باید برآورد شود و دیگری محدودیت‌هایی که باید بر مدل اعمال شود تا از نیمه معین مثبت بودن ماتریس واریانس کواریانس اطمینان حاصل شود. بلرسلو،انگل و وولدریج [۶] برای کاهش تعداد پارامترها استفاده از شکل قطری ماتریس‌های A

و B را در معادله (۳) را پیشنهاد نمودند. طبق بویونز، لورنت و رامبوتز[۲]، اگر همه پارامترهای A و B وC مثبت و همچنین ماتریس واریانس کواریانس شرطی ابتدایی (H_0) نامنفی باشد، آنگاه ماتریس واریانس و کواریانس شرطی در مدل گارچ برداری قطری نیمه معین مثبت خواهد بود.

در این مطالعه، برای برآورد پارامترها از روش حداکثر درستنمایی پیشنهاد شده به‌وسیله‌ی بلرسلو [۶] استفاده شده است. اگر θ پارامتر و T اندازه یا حجم نمونه باشد، آنگاه تابع حداکثر درست‌نمایی می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$L_T(\theta)=\sum_{i=1}^{T} l_t(\theta) \qquad (۵$$

که در آن

$$l_t(\theta)=\frac{N}{2}\ln\ln(2\pi)-\frac{1}{2}\ln|H_t|-\frac{1}{2}\varepsilon'_t\,H_t^{-1}\,\varepsilon_t$$

طبق بلرسلو [۶] مقدارهای پیش نمونه θ را می‌توان برابر مقدارهای مورد انتظار یعنی صفر قرار داد. به هر حال در این مطالعه از واریانس غیر شرطی پسماندها به‌عنوان واریانس شرطی پیش نمونه استفاده شد تا نیمه معین مثبت بودن H_t تضمین گردد. برای به‌دست آوردن مقدارهای بهینه پارامترها از الگوریتم برندت‌هال،هال و هوسمان ($BHHH$) استفاده شده است:

$$\theta^{(i+1)}=\theta^{(i)}+\lambda_i\left(\left(\frac{\partial l_t}{\partial\theta}\right)'\frac{\partial l_t}{\partial\theta}\right)^{-1}\left(\frac{\partial l_t}{\partial\theta}\right)' \qquad (۶$$

که در آن $\theta^{(i)}$ پارامتر برآوردی را پس از تکرار i ام مشخص می‌کند، $\frac{\partial l_t}{\partial\theta}$ در $\theta^{(i)}$ معین است و λ طول گام متغیر انتخاب شده برای تابع حداکثر درستنمایی در مسیر داده شده است که به‌وسیله‌ی رگرسیون حداقل مربعات بردار $T\times 1$ برای هریک از $\frac{\partial l_t}{\partial\theta}$ محاسبه شده است.

از آماره آزمون لیونگ باکس ـ هاسکینگ[۱۸] که شکل چندمتغیره آزمون پرتمانتیو[1] است، برای آزمون وجود اثرات آرچ در مدل استفاده شده است. آماره آزمون لیونگ باکس برای یک فرآیند چندمتغیره مرتبه (p,q) و سری زمانی پایای $\{y_t : t=1,\ldots,T\}$ عبارتست از:

1. Portmanteau

$$Q = T^2 \sum_{j=1}^{5} (T-j)^{-1} tj \left\{ C_{Y_t}^{-1}(0) C_{Y_t}(j) C_{Y_t}^{-1}(0) C'_{Y_t}(j) \right\} \quad (۷$$

که در آن $Y_t = \text{vech}(y_t y_t')$ و $C_{Y_t}(j)$ ماتریس اتوکواریانس نمونه از مرتبه j، s تعداد گام‌های آزمون شده و T تعداد مشاهدات است. برای نمونه‌های بزرگ، آماره آزمون لیونگ باکس (Q) تحت فرض صفر (عدم اثرات آرچ) به‌طور مجانبی توزیع کایدو دارد.

داده‌ها

شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران در صنایع مختلفی طبقه‌بندی شده‌اند. این طبقه‌بندی که براساس روش ISIC صورت می‌گیرد، به تفکیک صنایع در بورس تهران منجر شده است. بورس تهران اقدام به محاسبه شاخص قیمت برای هر صنعت می‌کند که همگی با فرمولی مشابه شاخص کل قیمت محاسبه می‌شوند. در این مطالعه برای نمونه از ۴ بخش فلزات اساسی، واسطه‌گری‌های مالی و پولی، محصولات کانه‌های غیرفلزی و استخراج کانه‌های فلزی استفاده شده است. بررسی شاخص‌های بخش‌ها بسیار مهم است؛ زیرا تحلیلگران بازار بیش از بقیه شاخص‌های بازار، این شاخص‌ها را برای ارزیابی حرکات گروه‌های صنعت و اندازه‌گیری اهمیت بخش استفاده کرده‌اند.

در این مقاله از شاخص‌های روزانه این بخش‌ها، از ۱ تیر ۱۳۸۶ تا ۱ تیر ۱۳۹۱ استفاده شده است. داده‌ها از سایت بورس اوراق بهادار تهران گرفته شده است.

بازدهی بازار سهام بر پایه شاخص‌های قیمت بخش‌های موردنظر بازار سهام به‌صورت زیر محاسبه شده است:

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (۸$$

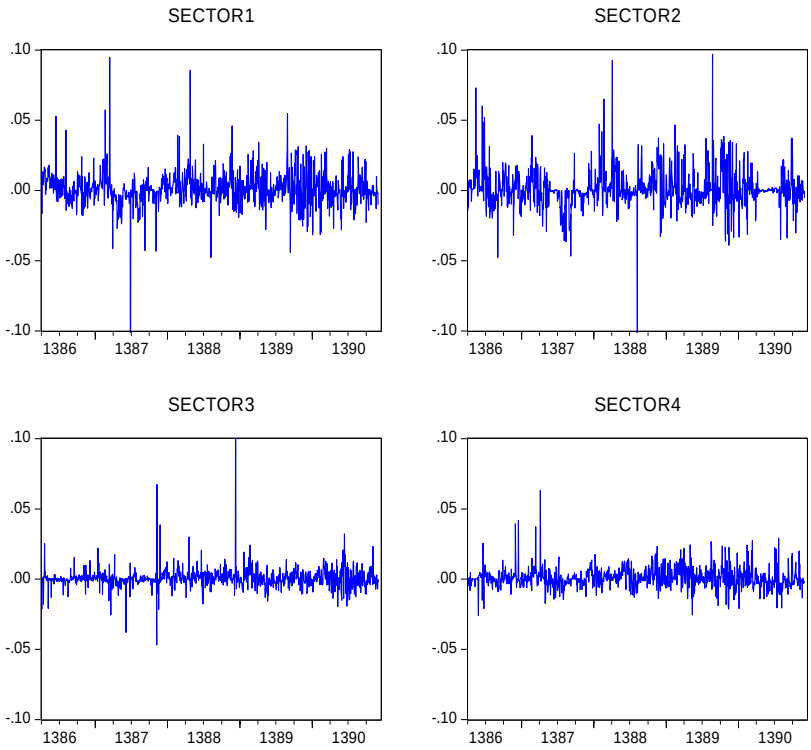
که در آن p_t شاخص قیمت بخش خاص بازار سهام در دوره t است.

جدول ۱ آماره‌های توصیفی را برای سری‌های بازده بخش‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی برای سری‌های بازده بخش‌ها

انحراف معیار	۰.۰۱۴۷۰۱	۰.۰۱۳۵۸۵	۰.۰۰۶۷۸۲	۰.۰۰۷۱۳۴
چولگی	-۰.۵۹۷۷۰۵	-۳.۶۷۰۷۱۷	۵.۱۷۹۸۴۰	۱.۱۷۲۳۰۰
کشیدگی	۲۴.۵۷۵۷۰	۷۸.۶۹۴۱۸	۹۱.۶۲۴۴۸	۱۱.۴۱۱۶۷

همچنین نمودار (۱) به‌ترتیب بازده این ۴ بخش رابه‌طور نموداری در طول دوره مورد بررسی نشان می‌دهد.



نمودار ۱. نمودار بازده بخش‌های مختلف

با توجه به ضریب کشیدگی، تمامی سری‌ها کشیده هستند. بنابراین، معادله میانگین در تمام موارد برای وجود ناهمسانی واریانس خودرگرسیو شرطی با استفاده از آزمون انگل[۹] آزمون شده‌اند. معادله میانگین برای تمام سری‌ها شواهدی از وجود اثرات آرچ نشان می‌دهد؛ بنابراین برآورد مدل گارچ مناسب است. با توجه به اطلاعات مندرج در جدول(۱) بخش استخراج کانه‌های فلزی بزرگ‌ترین انحراف معیار را به نسبت سه بخش دیگر نشان می‌دهد.

نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در جدول ۲ نشان دهنده پایایی بازده‌ها در چهار بخش مورد مطالعه هستند. همچنین آماره آزمون مرکب لیونگ باکس نشان دهنده نبود خودهمبستگی در تمام سری‌ها است.

جدول۲. آماره‌های آزمون دیکی فولر و لوینگ باکس

	استخراج کانه‌های فلزی	فلزات اساسی	محصولات کانه‌های غیر فلزی	واسطه‌گری‌های مالی و پولی
آماره‌های t آزمون ADF				
بر پایه حداقل SIC	-۱۴.۰۷۷۸۳	۱۲.۲۷۴۸۹	-۲۶.۷۲۸۴۴	-۲۲.۳۵۱۹۳
آماره‌های آزمون لوینگ باکس برای سری‌های بازدهی				

وقفه	آماره	P_Value	آماره	P_Value	آماره	P_Value	آماره	P_Value
Q(۱)	۹۹.۳۶۵	۰.۰۰۰	۳۴.۷۶۹	۰.۰۰۰	۶.۱۲۱۹	۰.۰۹۰	۳۵.۴۰۱	۰.۰۰۰
Q(۲)	۱۳۸.۳۶	۰.۰۰۰	۵۲.۰۲۰	۰.۰۰۰	۸.۱۳۸۳	۰.۰۶۶	۳۹.۹۴۸	۰.۰۰۰
Q(۳)	۱۵۳.۹۲	۰.۰۰۰	۶۸.۸۱۹	۰.۰۰۰	۱۴.۹۵۸	۰.۰۰۶	۴۱.۰۶۲	۰.۰۰۰
Q(۴)	۱۷۰.۰۲	۰.۰۰۰	۸۰.۵۱۰	۰.۰۰۰	۱۵.۷۸۱	۰.۰۰۳	۴۸.۳۹۳	۰.۰۰۰
Q(۵)	۱۹۱.۱۸	۰.۰۰۰	۹۲.۸۸۰	۰.۰۰۰	۲۲.۱۹۹	۰.۰۰۰	۵۵.۷۸۸	۰.۰۰۰
Q(۶)	۲۱۷.۱۵	۰.۰۰۰	۱۰۳.۵۶	۰.۰۰۰	۲۴.۰۳۴	۰.۰۰۱	۶۰.۵۱۵	۰.۰۰۰
Q(۷)	۲۳۰.۸۱	۰.۰۰۰	۱۱۴.۲۰	۰.۰۰۰	۳۸.۲۴۵	۰.۰۰۰	۶۰.۸۴۴	۰.۰۰۰
Q(۸)	۲۵۰.۱۵	۰.۰۰۰	۱۲۵.۱۳	۰.۰۰۰	۳۸.۲۸۲	۰.۰۰۰	۶۳.۶۸۳	۰.۰۰۰
Q(۹)	۲۶۳.۲۸	۰.۰۰۰	۱۴۳.۳۰	۰.۰۰۰	۴۱.۲۸۸	۰.۰۰۰	۶۴.۳۵۶	۰.۰۰۰
Q(۱۰)	۲۷۷.۹۸	۰.۰۰۰	۱۵۴.۷۱	۰.۰۰۰	۴۳.۹۱۷	۰.۰۰۰	۶۷.۲۷۹	۰.۰۰۰
Q(۱۱)	۲۸۷.۱۸	۰.۰۰۰	۱۵۸.۳۵	۰.۰۰۰	۴۴.۴۴۳	۰.۰۰۰	۶۸.۸۳۹	۰.۰۰۰
Q(۱۲)	۲۹۴.۴۶	۰.۰۰۰	۱۶۴.۰۳	۰.۰۰۰	۴۴.۶۷۲	۰.۰۰۰	۶۹.۱۵۱	۰.۰۰۰

نتایج تجربی

برای شناسایی VECH(p,q) قطری از معیار SIC استفاده شده است. نتایج نشان داده، تصریح VECH(۱,۱) قطری دارای کمترین مقدار SIC برابر ۲۷.۳۱۴۰۳- ، با درستنمایی مساوی ۱۰۷۲۶.۴۵۴۴۵ است؛ بنابراین مدل به‌صورت VECH(۱,۱) قطری تصریح شده است.

نتایج با استفاده از معادله (۳) با معادله میانگین شرطی (۱) در جدول ۳ خلاصه شده است. برپایه نتایج مندرج در جدول ۳ با توجه به معناداری ضرایب میانگین خودی (μ_{ii} برای i=۱,۲,۳,۴) در سطح ۱٪ هر چهار بخش از بازده‌های گذشته خودشان تأثیر پذیر بوده‌اند و بخش استخراج کانه‌های فلزی بیشترین تأثیر (۰.۳۶) و بخش فلزات اساسی کمترین تأثیر (۰.۲۵) را از بازده‌های گذشته خود پذیرفته‌اند. همچنین بر اساس ضرایب بین میانگینی (اثر بازده یک بخش

بر بخش دیگر) طبق انتظار، بین بخش‌های استخراج کانه‌های فلزی و فلزات اساسی در سطح ۵٪ معنادار هستند که بیانگر تأثیرپذیری دو بخش از یکدیگر هستند که این تأثیر از اثرات بازده‌های خودی کمتر است. همچنین بخش فلزات اساسی از بازده‌های گذشته بخش واسطه‌گری‌های مالی و پولی تأثیر پذیر بوده است.

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد معادلات (۱) و (۲)

	فلزات اساسی (i=1)	استخراج کانه‌های فلزی(i=2)	محصولات کانه‌های غیرفلزی(i=3)	واسطه‌گری‌های مالی و پولی (i=4)
μ_{0i}	۰.۰۰۰۵ (۰.۳۱)	۰.۰۰۰۳ (۰.۳۴)	−۰.۰۰۰۱ (۰.۵۸)	۰.۰۰۳۷ (۰.۰۴)
μ_{1i}	۰.۲۵۷ (۰.۰۰)	۰.۰۷۷۳ (۰.۰۰)	۰.۰۱۴ (۰.۵۸)	۰.۰۱۵ (۰.۳۹)
μ_{2i}	۰.۰۹۵ (۰.۰۰)	۰.۳۶۸ (۰.۰۰)	۰.۰۴۵ (۰.۰۱)	۰.۰۰۵ (۰.۷۱)
μ_{3i}	−۰.۰۴ (۰.۶۹)	۰.۰۵۶ (۰.۲۹)	۰.۲۹۴ (۰.۰۰)	۰.۰۱۸ (۰.۶)
μ_{4i}	۰.۱۲۶ (۰.۱۶)	۰.۰۷۹ (۰.۱۷)	−۰.۰۰۴ (۰.۸۸)	۰.۴۲۶ (۰.۰۰)
a_{i1}	۰.۰۲ (۰.۰۱)			
a_{i2}	۰.۱۰۷ (۰.۰۰)	۰.۱۳۱ (۰.۰۰)		
a_{i3}	۰.۰۴۴ (۰.۵)	۰.۰۹۶ (۰.۱۳)	۰.۱۳۹ (۰.۰۰)	
a_{i4}	۰.۱۰۷ (۰.۰۰)	۰.۱۱۷ (۰.۰۰)	۰.۵۹ (۰.۳۴)	۰.۱۴ (۰.۰۰)
b_{i1}	۰.۰۱۷ (۰.۹۲)			
b_{i2}	۰.۴۳ (۰.۰۰)	۰.۳۴ (۰.۰۰)		
b_{i3}	۰.۴۰۷ (۰.۶۳)	۰.۵۰۷ (۰.۰۸)	۰۶۵ (۰.۰۰۰)	
b_{i4}	۰.۳۸ (۰.۰۳)	۰.۴۱ (۰.۰۱)	۰.۴۹ (۰.۳۳)	۰.۴۳ (۰.۰۰)

منبع: با استفاده از داده‌های بازار سهام ایران به‌وسیله‌ی نرم‌افزار eviews7 حاصل شده است.

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده p-value ضریب مورد نظر هستند.

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، اثرات خود نوسانی برای همه بخش‌ها ($a_{11}, a_{22}, a_{33}, a_{44}$) در سطح ۵٪ معنا دارند و تغییرات از ۰.۰۲ (فلزات اساسی) تا ۰.۱۴ (واسطه‌گری‌های مالی و پولی) ، نشان دهنده وجود اثرات آرچ است. یعنی تغییرات تصادفی بخش واسطه‌گری‌های مالی و پولی قوی‌ترین تأثیر را روی نوسانات آینده خود به نسبت نوسانات خودی دیگر بخش‌ها می‌گذارد. با توجه به معناداری ضرایب برآورده شده، a_{ij} ($i \neq j$) ، تغییرات تصادفی در بخش فلزات اساسی، استخراج کانه‌های فلزی و واسطه‌گری‌های مالی و پولی بر نوسانات مشترک هم تأثیر می‌گذارند. همچنین با توجه به ضرایب برآوردی گارچ مدل(b_{ij}) نوسانات به‌طور غیر مستقیم در میان بخش‌ها انتقال می‌یابد.

کاربردهای مدل

در تصمیم‌گیری برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها، مدیریت ریسک و تخصیص پرتفوی، برآورد صحیح ماتریس واریانس ـ کواریانس اهمیت بسیاری دارد. در این بخش به‌منظور فهم اهمیت ماتریس واریانس ـ کواریانس در این گونه تصمیم‌گیری‌ها، چند نمونه کاربردهای ماتریس واریانس کواریانس بیان شده به‌وسیله‌ی کرونر و انجی[۲۴] معرفی شده است .

الف) مسئله محاسبه نگهداری سبد بهینه سرمایه‌گذاری، در نظر گرفته می‌شود. مدیران سبد اغلب با این مسئله، هنگام نتیجه‌گیری برای نگهداری سبد بهینه روبه‌رو می‌شوند. اگر فرض کنیم که بازده انتظاری صفر باشد، در این صورت وزن حداقل‌سازی ریسک سبد به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$w_{12,t} = \frac{h_{22,t} - h_{12,t}}{h_{11,t} - 2h_{12,t} - h_{22,t}} \qquad (۹$$

که در آن $w_{12,t}$ وزن سبد بخش اول نسبت به بخش دوم در زمان t است. با فرض تابع میانگین ـ واریانس، سبد بهینه از سبد بخش مالی به‌صورت زیر است:

$$\begin{cases} w_{12,t} = 0 & if\ w_{12,t} < 0 \\ w_{12,t} & \\ w_{12,t} = 1 & if\ w_{12,t} > 1 \end{cases} \qquad (۱۰$$

برای مثال از بخش‌های استخراج کانه‌های فلزی و فلزات اساسی استفاده شده است. $h_{11,t}$ واریانس شرطی بخش استخراج کانه‌های فلزی و $h_{22,t}$ واریانس شرطی بخش فلزات اساسی را

در دوره t نشان می‌دهند. همچنین $h_{12,t}$ نشان دهنده کواریانس شرطی بین بخش‌های استخراج کانه‌های فلزی و فلزات اساسی است. معادله بالا نشان می‌دهد، وزن $w_{12,t}$ در هر دوره، تابع واریانس و کواریانس شرطی است. میانگین $w_{12,t}$ در مدل ما ۰.۴۳ است که دلالت می‌کند که نگهداری سبد بهینه در بخش استخراج کانه‌های فلزی باید ۰.۴۳ ریال برای ۱ ریال باشد. این مثال نشان می‌دهد، چگونه نتایج مدل گارچ چند متغیره می‌تواند به‌وسیله‌ی سهامداران برای تصمیمات تخصیص سبد بهینه استفاده شود.

ب) به‌عنوان یک مثال دیگر، نسبت پوششی حداقل‌سازی ریسک[1] برای این بخش‌ها با استفاده از نتایج مدل گارچ چند متغیره به‌صورتی که در کرونر و سلطان[۲۵] نشان داده شده، برآورد می‌شود. به‌منظور حداقل‌سازی ریسک برخی سبدها، سرمایه‌گذار برای ۱ ریال سرمایه‌گذاری بیشتر، باید β ریال از بخش دوم کم کند. نسبت پوششی حداقل‌سازی ریسک به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\beta_t = \frac{h_{12,t}}{h_{22,t}} \qquad (۱۱$$

که در آن $h_{12,t}$ و $h_{22,t}$ کواریانس و واریانس شرطی در دوره t است. مقدار نسبت پوششی حداقل‌سازی ریسک با استفاده از مدل گارچ چند متغیره ۰.۳۳۹ به‌دست آمده است. این ارزش دلالت می‌کند که سرمایه‌گذار برای هر ریال سرمایه‌گذاری بیشتر در بخش استخراج کانه‌های فلزی، باید ۰.۳۳۹ ریال از بخش فلزات اساسی کم کند.

مسئله‌ای که باید در استفاده از مدل‌های گارچ چند متغیره برای پروژه‌های پیش‌بینی آینده در نظر گرفته شود این است که اگر فرآیند شکست ساختاری داشته باشد، ممکن است مدل گارچ پیش‌بینی‌های اشتباهی بدهد. بنابراین چالش واقعی برای پژوهشگر، یافتن یک اندازه نمونه بهینه است که تمام جنبه‌های اصلی داده‌ها را در بر داشته باشد و البته از دوره‌های شامل شکست ساختاری اجتناب کند.

نتیجه‌گیری

در این مقاله از داده‌های بازده‌های روزانه بخش‌های فلزات اساسی، محصولات کانه‌های غیرفلزی، واسطه‌گری‌های مالی و پولی و استخراج کانه‌های فلزی از ۱ تیر ۱۳۸۶ تا ۱ تیر ۱۳۹۱ استفاده شده است. مدل *VECH(1,1)* قطری برآورد شده با آزمون‌های تشخیص استاندارد

1. Risk-minimizing hedge ratio

پذیرفته شد. نتایج برآورد مدل گارچ ۴ متغیره نشان می‌دهد، چهار بخش از بازده‌های گذشته خود تأثیرپذیر بوده‌اند. بخش‌های استخراج کانه‌های فلزی و فلزات اساسی بر یکدیگر اثر داشته‌اند که این اثر از اثرات بازده‌های خودی کمتر بوده است. همچنین بر اساس ضرایب آرچ و گارچ بـرآورد شده انتقال نوسانات در میان بخش‌ها به‌صورت مستقیم و غیر مستقیم دیده می‌شود. این یافته‌ها اشتراک‌گذاری اطلاعات به‌وسیله‌ی سرمایه‌گذاران را تأیید می‌کند.

منابع

1. Baba Y., Engle R. F., Kraft D, Kroner K. Multivariate simultaneous generalized ARCH. Unpublished manuscript, University of California-San Diego; 1990.
2. Bauwens L, Laurent S, Rombouts J. V. K. Multivariate GARCH Models: A Survey. Journal of Applied Econometrics 2006; 21: 79-109.
3. Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? Journal of Finance 2005; 60: 1221–1257.
4. Bollerslev, T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. Journal of Econometrics 1986; 31: 307–327.
5. Bollerslev, T. Modeling the coherence in short run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH approach. Review of Economics and Statistics 1990; 72: 498–505.
6. Bollerslev T, Engle R. F, Wooldridge J. M. A capital asset pricing model with time varying covariance. Journal of Political Econom 1988; 96: 116–131.
7. Brooks C, Henry O. T Linear and Non-linear Transmission of Equity Return volatility: evidence from the US, Japan and Australia, Economic modeling 2000; 17: 497-513.
8. Chou R. Y. Lin J, Wu, C. Modeling the Taiwan Stock Market and International linkages, Pacific Economic Review 1999; 4(3): 305-320
9. Engle R. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of the U.K. inflation. Econometrica 1982; 50: 987–1008.
10. Engle R, Ito T, Lin W. Meteor showers or heat waves? Heteroscedasticity intra-daily volatility in the foreign exchange markets. Econometrica 1990; 58: 525–542.

11. Engle R, Kroner K. Multivariate simultaneous generalized ARCH. Econometric Reviews 1995; 11: 122-150.

12. Ewing B. T. The transmission of shocks among S&P indexes. Applied Financial Economics 2002; 12: 285-290.

13. Ewing B. T, Forbes S. M, Payne J. E. The effects of macroeconomic shocks on sector-specific returns. Applied Economics 2003; 35: 201-207.

14. Fornari F, Monticelli C, Pericoli M, Tivegna M. The impact of news on the exchange rate of the lira and long-term interest rates. Economic Modelling 2002; 19: 611-639.

15. Goeij P. D, Marquering W. Modeling the Conditional Covariance Between Stock and Bond Returns: A Multivariate GARCH Approach, Journal of Financial Econometrics2004; 2(4): 531-564.

16. Harju K, Hussain S. M. Intraday Return and Volatility spillovers Across International Equity Markets, International Research Journal of Finance and Economics 2008; (22): 205-220.

17. Hassan S Malik F. Multivariate GARCH modeling of sector volatility transmission The Quarterly Review of Economics and Finance 2007; 47: 470–480

18. Hosking J. R. M. The Multivariate Portmanteau Statistic. Journal of the American Statistical Association 1980; 75(371): 602-608.

19. Kanas A. Volatility Spillovers Across Equity Markets: European Evidence, Applied Financial Economics1998; 8: 245-256

20. Kasa K. Common stochastic trends in international stock markets. Journal of Monetary Economics 1992; 29, 95–124.

21. Kearney C, Patton, A. J. Multivariate GARCH modeling of exchange rate volatility transmission in the European monetary system. Financial Review 2000; 41: 29–48.

22. Kim S. W, Rogers J. H. International Stock Price spillovers and market liberalization: evidence from Korea, Japan and the United States, Discussion Paper 1995; 499.

23. Kodres L. E, Pritsker M. A rational expectations model of financial contagion. Journal of Finance 2002; 57: 768-799.

24. KronerF. K, Ng V. K. Modeling asymmetric comovements of asset returns. Review of Financial Studies 1998; 11: 817-844.

25. Kroner K. F, Sultan J. Time varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures. Journal of Financial and Quantitative Analysis 1993; 28: 535-551.

26. Li H. International linkages of the Chinese stock exchanges: a Multivariate GARCH Analysis, Applied Financial Economics 2007; 17: 285-297.

27. Poon S. H, Granger C.W. Forecasting volatility in financial markets: Areview. Journal of Economic Literature 2003; 61: 478-539.

28. Reyes M. G. Asymmetric Volatility Spillover in the Tokyo Stock Exchange, Journal of Economics and Finance 2001; 25(2): 206-213.

29. Ross S. A. Information and volatility: The no-arbitrage martingale property to timing and resolution irrelevancy.Journal of Finance 1989; 44: 1-17.

30. Scherrer W, Ribarits E. On the Parameterization of Multivariate GARCH Models, Econometric Theory 2007; 23.