فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره چهل و سوم / تابستان ۱۳۹۹

بررسی اثرات نامتقارن تلاطم در بازار سهام ایران و امارات

اسمعیل ابونوری[۱]
محمد نوفرستی[۲]
منصور تور[۳]

تاریخ دریافت مقاله : ۹۸/۱۰/۲۱ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۸/۱۲/۰۳

چکیده

پیش‌بینی تلاطم به عنوان عامل تعیین‌کننده ریسک، نقش اساسی در تعیین سرمایه‌گذاری، سیاست‌گذاری و برنامه ریزی در بازارهای مالی دارد. انتخاب الگوی مناسب برای پیش‌بینی صحیح تلاطم در این بازارها بسیار حائز اهمیت می‌باشد. همانگونه که وجود اثرات نامتقارن شوک‌ها (اخبار خوب و اخبار بد) بر تلاطم در برخی بازارهای مالی تایید می‌شوند، وجود اثرات نامتقارن افزایش و کاهش تلاطم دوره گذشته بر تلاطم دوره جاری در بازارهای مالی قابل بررسی و آزمون می‌باشد. لذا در این تحقیق با نگرشی جدید جهت آزمون اثر نامتقارن تلاطم، بخش واریانس شرطی (تلاطم) نامتقارن به مدل GARCH(1,1) بلرسلو (۱۹۸۶) اضافه گردید سپس این مدل با استفاده از اطلاعات شاخص هفتگی بازار سهام ایران و امارات در بازه زمانی ۱۵ دسامبر ۲۰۰۸ تا ۱۰ آوریل ۲۰۱۷ بصورت مجزا برآورد شدند. براساس نتایج، وجود اثرات نامتقارن افزایش و کاهش تلاطم دوره قبل بر تلاطم دوره جاری بازدهی سهام، در بازار سهام امارات تایید گردید و در مقابل این اثرات نامتقارن در بازار سهام ایران پذیرفته نشد. برای ارزیابی دقت پیش‌بینی تلاطم در مدل گارچ نامتقارن در مقایسه با مدل گارچ متقارن در بازار سهام امارات، "شاخص جذر میانگین مجذور خطا" و "ضریب نابرابری تایل" برای این دو مدل در این دوره محاسبه شدند که هر دو شاخص برتری نسبی مدل گارچ نامتقارن بر مدل متقارن در این بازار را تایید می‌نماید بنابراین الگوی مناسب جهت پیش‌بینی تلاطم در بازار سهام امارات، مدل نامتقارن می‌باشد.

کلمات کلیدی

شوک، تلاطم، شاخص سهام، گارچ نامتقارن (طبقه‌بندیJEL: C58، F30، G15)

۱-گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری،، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. Esmaiel.abouoori@semnan.ac.ir
۲-گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. m-noferesti@sbu.ac.ir
۳-گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران، (نویسنده مسئول) tour_mansour@semnan.ac.ir

مقدمه

پیش‌بینی تلاطم متغیرهای اقتصادی و مالی از موضوعات مهم در بازارهای جهانی بشمار می‌رود. تلاطم به عنوان عامل تعیین‌کننده ریسک، نقش مهمی در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری، تعیین سبد بهینه دارایی‌ها، برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری دارا می‌باشد. برای اندازه‌گیری و پیش‌بینی تلاطم، مدل‌های سری زمانی مختلفی مورد استفاده قرار می‌گیرند. تحقیقات مندلبروت[۱] (۱۹۶۳) بر روی برخی از سری‌های زمانی نشان داد توزیع داده‌ها در دوره‌های مربوط به مقادیر بزرگ نسبت به مقادیر کوچک متفاوت بوده و این نوع سری‌ها دارای تلاطم خوشه‌ای می‌باشند، لذا مدل‌های مبتنی بر تغییر تلاطم طی زمان برای این نوع سری‌ها معرفی شدند.

بررسی‌های فلاریو[۲] (۲۰۰۴) اثر نامتقارن سیاست پولی بر تولیدات، لی و چانگ[۳] (۲۰۱۱) اثر نامتقارن اخبار بر شاخص سهام صنعت و جونز و اندرس[۴] (۲۰۱۵) اثر نامتقارن نااطمینانی بر روی فعالیت‌های اقتصاد کلان را تایید نمود.

همچنین در ایران، وجود اثر نامتقارن سیاست پولی بر سطح تولید و نرخ تورم (صلوی‌تبار، ۱۳۸۸)، درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی (التجائی و ارباب افضلی، ۱۳۹۱)، تورم بر سرمایه‌گذاری واقعی (آرمن و میرائی‌زاده، ۱۳۹۱)، تورم بر شاخص قیمت سهام (پدرام، شیرین‌بخش و روستایی، ۱۳۹۳) و همچنین اثر نامتقارن قیمت نفت بر بازار مسکن (زروکی و موتمنی، ۱۳۹۶) تایید شدند.

در مدل گارچ[۵] بلرسلو[۶] (۱۹۸۶) اثر شوک‌های مثبت و منفی بر واریانس شرطی یکسان و بصورت متقارن در نظر گرفته می‌شود. برای بررسی تفاوت اثر شوک مثبت (خبر خوب) و منفی (خبر بد) بر تلاطم یک متغیر، مدل گارچ متقارن به مدل‌های نامتقارن بر مبنای شوک GJR[۷] و گارچ نمایی نلسون[۸] (۱۹۹۱) توسعه یافتند.

علاوه بر وجود اثرات نامتقارن شوک مثبت و منفی بر تلاطم، وجود اثرات نامتقارن واریانس شرطی بر تلاطم در زمان افزایش و کاهش واریانس شرطی در برخی بازارها قابل بررسی می‌باشد بطوریکه اثر واریانس شرطی دوره قبل بر تلاطم دوره جاری در زمان افزایش واریانس شرطی در مقایسه با زمان کاهش آن متفاوت باشد. در این پژوهش جهت آزمون اثر نامتقارن واریانس بر تلاطم، با نگرشی جدید مدل گارچ متقارن بلرسلو ((GARCH(1,1)) با اضافه نمودن جمله واریانس دوره قبل بصورت نامتقارن، به مدل گارچ نامتقارن تغییر داده شد و سپس این مدل با استفاده از شاخص هفتگی بازار سهام ایران و امارات برآورد گردید و دقت پیش‌بینی این دو مدل با استفاده از شاخص‌های جذر میانگین مجذور خطا[۹] و ضریب نابرابری تایل[۱۰] مورد ارزیابی قرار گرفتند. این پژوهش در پنج بخش تهیه گردید؛ در

بخش بعدی به پیشینه نظری شکل‌گیری و توسعه مدل‌های آرچ و گارچ و مدل گارچ نامتقارن و همچنین پیشینه تجربی این مدل‌ها پرداخته شد. روش تحقیق در بخش سوم و برآورد مدل و تحلیل در بخش چهارم صورت پذیرفت. در بخش پایانی نیز نتایج تحقیق ارائه گردید.

مبانی نظری

توسعه بازارهای مالی منجر به رشد و توسعه اقتصادی می‌گردد بطوریکه افزایش فعالیت واسطه‌ها و نهادهای مالی کارا رابطه میان بخش مالی و واقعی اقتصاد را تقویت می‌نماید (شومپیتر[11]، ۱۹۱۱). سیستم‌های مالی با عملکرد مناسب‌تر، همراه با رشد اقتصادی بالاتری خواهند بود (مکینون[12]، ۱۹۷۳). همچنین بررسی‌ها نیز وجود رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را تایید می‌کند. از الزامات اساسی توسعه بازارهای مالی، حفظ ثبات نسبی این بازارها در مقابل تغییرات ناگهانی ناشی از بروز هرگونه شوک و تلاطم داخلی و خارجی می‌باشد. 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. پیش‌بینی ریسک (تلاطم) متغیرهای مالی برای سرمایه-گذاری، سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی در بازارهای مالی بسیار حائز اهمیت است. پیش‌بینی صحیح تلاطم در این بازارها نیازمند انتخاب الگو و مدل مناسب تلاطم (واریانس شرطی) می‌باشد.

مدل‌های واریانس شرطی مبتنی بر تغییر واریانس طی زمان می‌باشد. کلمه شرطی به معنای وابستگی مشاهدات به گذشته است بطوریکه مقادیر جاری متغیر بر اساس مقادیر گذشته آن شکل می-گیرد. در مدل‌های واریانس شرطی، از مقادیر گذشته واریانس شرطی و جملات خطا برای محاسبه تلاطم دوره جاری استفاده می‌شود.

انگل[13] (۱۹۸۲) برای اولین بار طبقه جدیدی از فرآیندهای تصادفی با عنوان واریانس شرطی اتورگرسیو (ARCH)[14] را معرفی نمود. ایده اصلی مدل آرچ، عدم وابستگی سریالی شوک‌ها و در مقابل وابستگی مجذور شوک‌ها به شوک‌های دوره‌های قبل می‌باشد.

بر اساس مدل معرفی شده از سوی گرنجر و اندرسون[15] (۱۹۷۸)، واریانس یک سری زمانی وابسته به مقادیر گذشته سری می‌باشد.

$$y_t = \varepsilon_t y_{t-1} \qquad (1)$$

واریانس y_t برابر $\sigma^2 y_{t-1}^2$ است. جهت دوری از مساله نامشخص بودن واریانس ناشرطی (σ^2)، مدل $y_t = \varepsilon_t h_t^{1/2}$ و $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2$ معرفی گردید که توزیع و واریانس شرطی y_t مطابق

روابط (۲) و (۳) می‌باشد:

$$y_t \mid \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \qquad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 \qquad (3)$$

ψ_{t-1} اطلاعات در دسترس در زمان t-1 است. لذا تابع واریانس نیز به رابطه (۴) تغییر می‌یابد:

$$h_t = h(y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots, y_{t-p}, \alpha) \qquad (4)$$

α برداری از پارامترهای ناشناخته است. جهت بدست آوردن مدل ARCH، میانگین y_t برابر $x_t \beta$ فرض گردید.

$$y_t \mid \psi_{t-1} \sim N(x_t \beta, h_t) \qquad (5)$$

β برداری از پارامترها است.

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad E(\varepsilon_t) = 0, Var(\varepsilon_t) = 1, \qquad (6)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \ldots + \alpha_p u_{t-p}^2 \qquad (7)$$

$$u_t = y_t - x\beta \qquad (8)$$

بطور مشخص مدل ARCH(1,1) بصورت رابطه ذیل نشان داده می‌شود:

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \theta + \lambda u_{t-1}^2 \qquad (9)$$

$\{\varepsilon_t\}$ دنباله متغیرهای تصادفی دارای توزیع مستقل و یکسان با میانگین صفر و واریانس ثابت و $\theta > 0$ و $\lambda > 0$ (جهت اطمینان از برقراری شرط $\sigma_t^2 > 0$) می‌باشد. ε_t دارای توزیع نرمال استاندارد و یا t استیودنت است. در این مدل شوک‌های بزرگ منجر به شوک‌های بیشتر و شوک‌های کوچک نیز به شوک‌های کوچکتر منتهی می‌گردد.

l_t معادل لگاریتم حداکثر درستنمایی[۱۶] t امین مشاهده می‌باشد:

$$l_t = -\frac{1}{2}\log h_t - \frac{1}{2}\frac{\varepsilon_t^2}{h_t} \qquad (10)$$

از طریق حداکثر نمودن مجموع رابطه (۱۰) برای کلیه مشاهدات، پارامترهای معادله میانگین (رابطه ۸) و معادله واریانس شرطی (رابطه ۹) بصورت همزمان برآورد می‌گردد.

با توجه به اینکه در مدل انگل، واریانس شرطی فقط به جمله اختلال دوره قبل وابسته بود مدل آرچ تعمیم یافته به نام مدل گارچ (GARCH) توسط بلرسلو (۱۹۸۶) معرفی شد. در این مدل،

واریانس شرطی علاوه بر آنکه همانند مدل انگل وابسته به جمله اختلال دوره قبل می‌باشد، تابعی از میانگین وزنی جملات اختلال دوره‌های قبل (معادل σ_{t-1}^2) نیز می‌باشد.

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \theta + \lambda u_{t-1}^2 + \gamma \sigma_{t-1}^2 \qquad (11)$$

ε_t دارای توزیع مستقل با میانگین صفر و واریانس ثابت و $\theta > 0$، $\lambda > 0$ و $\gamma > 0$ می‌باشد. u_{t-1}^2 شوک در دوره قبل و σ_t^2 و σ_{t-1}^2 بترتیب واریانس شرطی دوره جاری و دوره قبل است.

جهت سنجش اثرات نامتقارن شوک منفی و مثبت بر تلاطم، نلسون (۱۹۹۱) از مدل گارچ نمایی[۱۷] (رابطه ۱۲) و گلستان، جاگاناتان و رانکل (۱۹۹۳) از مدل گارچ نامتقارن GJR[۱۸] (رابطه ۱۳) استفاده نمودند:

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \beta \ln \sigma_{t-1}^2 + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \qquad (12)$$

مدل گارچ نمایی دارای مزیت‌هایی است: ۱- بدلیل لگاریتمی بودن متغیر وابسته نیازی به اعمال شرط مثبت بودن ضرایب نمی‌باشد زیرا همواره σ_t^2 مثبت خواهد بود. ۲- اثر شوک‌ها نامتقارن در نظر گرفته می‌شود بطوریکه اثر شوک‌های مثبت برابر $\alpha + \gamma$ و اثر شوک‌های منفی برابر $\alpha - \gamma$ است؛ اگر γ منفی باشد، اثر شوک‌های منفی بیشتر از شوک‌های مثبت می‌باشد، که وجود اثر اهرمی تایید می‌گردد. اگر $\gamma = 0$، اثر شوک منفی و مثبت یکسان خواهد بود:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma u_{t-1}^2 I_{t-1} \qquad (13)$$

$$I_{t-1} = \begin{cases} 1 & u_{t-1} < 0 \text{ اگر و} \\ 0 & u_{t-1} \geq 0 \text{ اگر و} \end{cases}$$

در مدل GJR، اثر شوک منفی معادل $\alpha_1 + \gamma$ و اثر شوک مثبت برابر α_1 است.

مشابه مدل گارچ نامتقارن GJR برای بررسی اثرات شوک مثبت و منفی (اخبار خوب و اخبار بد)، در مطالعه حاضر نیز مدل GARCH(1,1) متقارن بلرسلو به مدل گارچ نامتقارن در واریانس (رابطه ۱۴) برای تفکیک اثر افزایش و کاهش واریانس دوره قبل بر تلاطم جاری تبدیل گردید:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \lambda \sigma_{t-1}^2 I_{t-1} \qquad (14)$$

$$I_{t-1} = \begin{cases} 1 & (\sigma_{t-1}^2 \geq \sigma_{t-2}^2) \text{ اگر و} \\ 0 & (\sigma_{t-1}^2 < \sigma_{t-2}^2) \text{ اگر و} \end{cases}$$

در صورتیکه مدل متقارن صحیح باشد، λ معادل صفر خواهد بود. اثر افزایش واریانس شرطی ($\sigma_{t-1}^2 > \sigma_{t-2}^2$) بر تلاطم متغیر وابسته معادله میانگین برابر $\beta + \lambda$ و اثر کاهش واریانس شرطی بر

تلاطم نیز معادل β می‌باشد. در صورت هم علامت بودن λ و β، اثر افزایش واریانس شرطی بر تلاطم از اثر کاهش آن بر تلاطم بیشتر خواهد بود.

پیشینه تحقیق

تاکنون هیچگونه مطالعات داخلی و خارجی در خصوص مدل گارچ نامتقارن در واریانس انجام نپذیرفت لذا در ادامه به برخی مطالعات در زمینه مدل‌های گارچ نامتقارن در شوک پرداخته می‌شود.

بامول و ویروس[۱۹] (۲۰۰۹) با استفاده از مدل گارچ، گارچ نمایی و TGARCH[۲۰] و داده‌های روزانه SP500 در ۱ جولای ۲۰۰۴ تا ۳۱ آگوست ۲۰۰۹ و منحنی اثر خبر، اثر اهرمی خبر خوب و خبر بد را روی تلاطم بازدهی بررسی نمودند. نتایج نشان می‌دهد بدلیل منفی بودن برخی ضرایب مدل‌های برآوردی، مقدار تلاطم با افزایش مقادیر شوک‌های مثبت دوره قبل کاهش می‌یابد. همچنین در هر دو مدل گارچ نامتقارن، مقادیر تلاطم برای شوک‌های مثبت کمتر از شوک‌های منفی می‌باشد.

هررا، هیو و پاستور[۲۱] (۲۰۱۸) جهت پیش‌بینی تلاطم قیمت نفت خام، مدل‌های ریسک متریکس[۲۲]، گارچ، گارچ نامتقارن[۲۳] و مدل مارکو سوئیچینگ گارچ[۲۴] را با استفاده از داده‌های روزانه بازدهی قیمت آنی نفت خام در بازه زمانی ۱ جولای ۲۰۰۳ تا ۲ آوریل ۲۰۱۵ برآورد نمودند. نتایج پیش‌بینی بر اساس معیارهای ارزیابی و داده‌های تلاطم تحقق یافته نشان می‌دهد مدل‌های ریسک متریکس و گارچ پیش‌بینی کوتاه‌مدت، مدل گارچ نامتقارن پیش‌بینی میان‌مدت و مدل مارکو سوئیچینگ گارچ پیش‌بینی بلندمدت بهتری ارائه می‌دهند.

کیم و هاجین[۲۵] (۲۰۱۸) ساختار وابستگی میان قیمت نفت، نرخ ارز و نرخ بهره آمریکا را با استفاده از داده‌های ۱۹۹۸-۲۰۱۷ و مدل گارچ نامتقارن بررسی نمودند. نتایج نشان می‌دهد رابطه معکوس بین نرخ بهره و قیمت نفت خام وجود دارد و قیمت نفت خام علیت گرنجر نرخ ارز می‌باشد. همچنین سرریز یکطرفه تلاطم قیمت نفت خام به بازار نرخ ارز برای کشورهای صادر کننده نفت و به نرخ بهره آمریکا وجود دارد.

راسخی، شهرازی، و عبداللهی (۱۳۹۱) اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسان آن بر صادرات غیرنفتی را با استفاده از داده‌های سالانه نرخ ارز و صادرات در ۱۳۳۸-۱۳۸۶ بررسی نمودند. نتایج حاصل از برآورد مدل گارچ نمایی و معادله صادرات نشان می‌دهد در این دوره اثرگذاری نامتقارن شوک‌های با وقفه نرخ ارز بر تلاطم آن و همچنین اثر مثبت و نامتقارن نرخ ارز بر صادرات وجود داشته است.

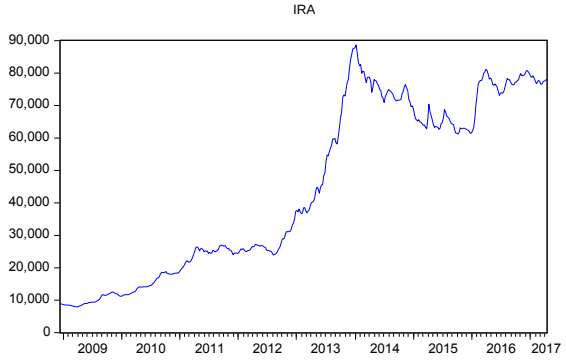
حیدری و بشیری (۱۳۹۱) در بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه VAR-GARCH[۲۶] با استفاده از داده‌های ماهیانه نرخ ارز و شاخص قیمت سهام و مدل واریانس ناهمسانی شرطی دریافتند که رابطه منفی یک‌سویه از ناطمینانی نرخ واقعی ارز به سمت شاخص قیمت سهام وجود دارد و برای رشد پایدار بازار سهام باید از اتخاذ سیاست‌های تشدیدکننده نااطمینانی نرخ ارز اجتناب نمود.

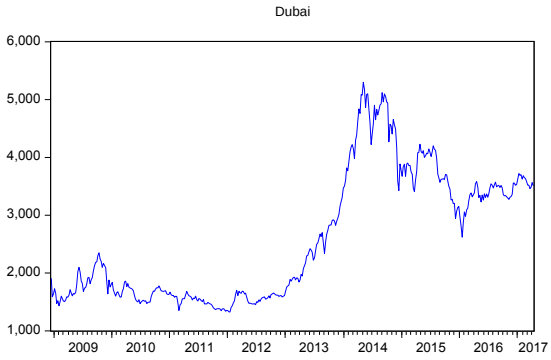
صادقی شاهدانی و محسنی (۱۳۹۴) برای بررسی تعامل پویای بازار سهام و نفت خام، مدل DCC-GARCH[۲۷] و GJR را با استفاده از مشاهدات ماهانه قیمت نفت خام و شاخص سهام (ایران، عربستان، داوجونز آمریکا، داکس آلمان و نیکی ژاپن) طی ژانویه ۱۹۸۷ تا دسامبر ۲۰۰۹ برآورد نمودند و نتیجه گرفتند همبستگی میان دو بازار سهام و قیمت نفت در این کشورها در این دوره وجود نداشته است.

داده‌های تحقیق

در این پژوهش به منظور بررسی اثرات نامتقارن واریانس شرطی دوره قبل بر تلاطم جاری از داده‌های هفتگی شاخص سهام ایران[۲۸] و امارات[۲۹] (Dubai) از ۱۵ دسامبر ۲۰۰۸ تا ۱۰ آوریل ۲۰۱۷ استفاده شد.

تغییرات شاخص هفتگی سهام ایران و امارات در این دوره مطابق نمودار (۱) می‌باشد.





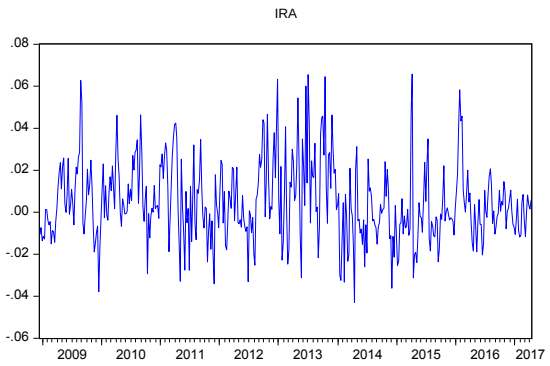
نمودار ۱ : تغییرات شاخص هفتگی سهام ایران و امارات[۳۰]

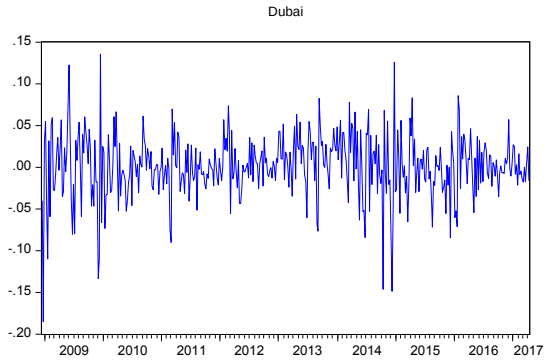
نمودار فوق نشان می‌دهد که تغییرات شاخص سهام این دو کشور در این دوره تاحدودی مشابه می‌باشد بطوریکه این شاخص‌ها در ابتدای دوره بجزء در برخی زمان‌ها، روندی افزایشی را طی نموده و به حداکثر خود در سال ۲۰۱۴ رسیده و بعد از آن، پس از طی روندی کاهشی تا سال ۲۰۱۵، با روندی نوسانی و با میانگین ثابت به پایان دوره می‌رسد.

بازدهی هفتگی شاخص سهام بصورت زیر محاسبه گردید:

$$R_t = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)$$

R_t و p_t بترتیب معادل بازدهی و شاخص سهام در هفته t می‌باشد. تغییرات بازدهی هفتگی شاخص سهام در دوره مذکور بر اساس نمودار (۲) می‌باشد.





نمودار ۲: بازدهی هفتگی شاخص سهام ایران و امارات[۳۱]

منبع: محاسبات بر اساس شاخص سهام هفتگی

جدول ۱: شاخص‌های آماری سری بازدهی هفتگی (اسمی) شاخص سهام ایران و امارات

شاخص آماری		ایران	امارات
میانگین	اسمی	۰/۰۰۵۰	۰/۰۰۱۳
	واقعی	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۱۵
میانه		۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۲۱
ماگزیمم		۰/۰۶۵۸	۰/۱۳۵۷
مینیمم		-۰/۰۴۲۹	-۰/۱۸۴۹
انحراف معیار		۰/۰۱۸۸	۰/۰۳۷۷
چولگی		۰/۶۱۹۸	-۰/۵۴۷۰
کشیدگی		۳/۶۸۹	۵/۷۷۲
جارک-برا		۳۶/۴۵۹ (۰/۰۰۰)	۱۶۰/۹۹۵ (۰/۰۰۰)
دیکی فولر تعمیم یافته (مانایی)		-۱۲ (۰/۰۰۰)	-۲۰ (۰/۰۰۰)
اثرات آرچ		۹/۱۵ (۰/۰۰۰)	۳۷/۷۸ (۰/۰۰۰)

*اعداد داخل پرانتز معادل سطح اهمیت آماره می‌باشد.

منبع: محاسبات انجام شده بر اساس اطلاعات داده‌های هفتگی شاخص سهام کشورهای مورد مطالعه

شاخص‌های آماری بازدهی سهام ابران و امارات مطابق جدول (۱) می‌باشد: میانگین بازدهی اسمی شاخص سهام ابران و امارات بترتیب ۰/۰۰۵۰ و ۰/۰۰۱۳ و میانگین واقعی نیز بترتیب ۰/۰۰۱۸ و ۰/۰۰۱۵ می‌باشد؛ شکاف فاحش میان بازدهی اسمی و واقعی سهام ایران در این دوره ناشی از حاکمیت تورم نسبتاً بالا در ایران است. چولگی منفی توزیع بازدهی در بازار امارات، بیانگر آن است که فراوانی بازدهی‌های بالاتر از میانگین در مقایسه با بازدهی‌های کمتر از میانگین در این بازار نسبتاً بیشتر است. مطابق آماره جارک-برا مقدار کشیدگی توزیع سری بازدهی در این دو بازار بیشتر از توزیع نرمال می‌باشد که این موضوع مطابق با شواهد تجربی است.

آزمون ریشه واحد دیکی- فولر موید مانایی سری بازدهی سهام در هر دو کشور در این دوره می‌باشد. همچنین سطح اهمیت آزمون آرچ بازدهی سهام، وجود اثرات آرچ در این بازارها را تایید می‌نماید.

روش تحقیق و برآورد مدل

معادلات میانگین شرطی بازدهی سهام بصورت مدل خودرگرسیون می‌باشد؛ قبل از برآورد معادلات میانگین می‌بایست وقفه بهینه متغیرها در این معادلات تعیین گردد. نتایج بررسی تعیین وقفه بهینه نشان می‌دهد تعداد وقفه بهینه سری بازدهی سهام ایران و امارات در این دوره بترتیب ۳ و ۱ می‌باشد لذا معادلات میانگین شرطی بازدهی سهام ایران و امارات بترتیب مطابق رابطه (۱۵) و (۱۶) خواهد بود.

$$R_{1t} = a_1 + b_{11}R_{1t-1} + b_{12}R_{1t-2} + b_{13}R_{1t-3} + u_{1t} \qquad (15)$$

$$R_{2t} = a_2 + b_{21}R_{2t-1} + u_{2t} \qquad (16)$$

$R_{it}\,(i=1,2)$ بیانگر بازدهی سهام بازار ایران و امارات در زمان t می‌باشد.

معادله واریانس شرطی متقارن در این بازارها مطابق رابطه (۱۷) است.

$$\sigma_{it}^2 = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}u_{t-1}^2 + \beta_i\sigma_{it-1}^2 \qquad (17)$$

α_{i1} ضریب آرچ و β_i ضریب گارچ در دو بازار می‌باشد.

نتایج برآورد پارامترهای معادلات میانگین و واریانس شرطی متقارن بازار سهام ایران و امارات در این دوره مطابق جدول (۲) است.

جدول ۲: نتایج برآورد مدل گارچ متقارن در بازار سهام ایران و امارات

کشور	معادله میانگین			کشور	معادله واریاتس		
	ضریب	مقدار ضریب	P-Value		ضریب	مقدار ضریب	P-Value
ایران	a_1	۰/۰۰۱۷	۰/۰۲۴	ایران	α_{10}	۰ (تاجیز)	۰/۰۴۲
	b_{11}	۰/۵۲۷۰	۰/۰۰۰				
	b_{12}	-۰/۰۸۱۱	۰/۱۹۰		α_{11}	۰/۱۲۲۸	۰/۰۰۰
	b_{13}	۰/۱۳۷۷	۰/۰۰۹۱		β_1	۰/۸۳۲۴	۰/۰۰۰
امارات	a_2	۰/۰۰۱۱	۰/۵۰۶	امارات	α_{20}	۰ (ناچیز)	۰/۰۰۳
	b_{21}	۰/۱۲۰۸	۰/۰۰۱		α_{21}	۰/۱۲۵۱	۰/۰۰۰
					β_2	۰/۸۲۹۸	۰/۰۰۰

فقط موارد بولد شده از نظر آماری معنی‌دار هستند.

منبع: برآورد مدل گارچ متقارن با استفاده از نرم‌افزار Rats

جهت بررسی اثر نامتقارن واریانس شرطی در زمان افزایش و کاهش بر تلاطم بازدهی در بازار سهام ایران و امارات، از مدل ذیل استفاده گردید:

$$\sigma_{it}^2 = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} u_{it-1}^2 + \beta_i \sigma_{it-1}^2 + \lambda_i \sigma_{it-1}^2 I_{it-1} \qquad (18)$$

$$I_{it-1} = \begin{cases} 1 & (\sigma_{it-1}^2 \geq \sigma_{it-2}^2) \text{ اگر} \\ 0 & (\sigma_{it-1}^2 < \sigma_{it-2}^2) \text{ اگر} \end{cases}$$

λ اندازه و جهت عدم تقارن واریانس در معادله تلاطم دو بازار را نشان می‌دهد.

نتایج برآورد پارامترهای مدل نامتقارن مطابق جدول (۳) می‌باشد.

جدول ۳: نتایج برآورد مدل گارچ نامتقارن در واریانس در بازار سهام ایران و امارات

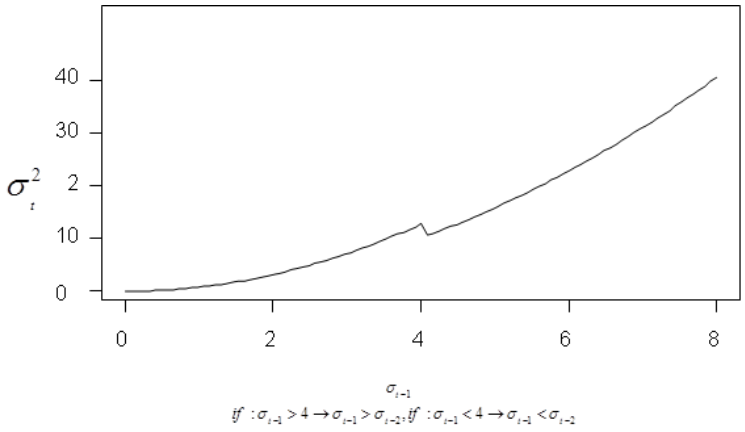
کشور	معادله میانگین			کشور	معادله واریاتس		
	ضریب	مقدار ضریب	P-Value		ضریب	مقدار ضریب	P-Value
ایران	a_1	۰/۰۰۱۵	۰/۰۳۵	ایران	α_{10}	۰/۰۰۰۰۱۴	۰/۰۱۸
	b_{11}	۰/۵۲۷۴	۰/۰۰۰				
	b_{12}	-۰/۰۷۰۵	۰/۲۵۲		α_{11}	۰/۱۱۸۰	۰/۰۰۲
	b_{13}	۰/۱۳۵۳	۰/۰۱۰		β_1	۰/۸۳۲۶	۰/۰۰۰
					λ_1	۰/۰۰۵	۰/۹۵۳

امارات	a_2	۰/۰۰۱۵	۰/۳۷	امارات	α_{20}	۰/۰۰۰۰۹	۰/۰۱۶
	b_{21}	۰/۰۹۹۶	۰/۰۵		α_{21}	۰/۱۸۵۳	۰/۰۰۲
					β_2	۰/۷۹۸۸	۰/۰۰۰
					λ_2	-۰/۱۶۳۱	۰/۰۷۸

فقط موارد بولد شده از نظر آماری معنی‌دار هستند.

منبع: برآورد مدل گارچ نامتقارن در واریانس با استفاده از توسعه کدهای مدل گارچ متقارن در نرم-افزار Rats

بر اساس نتایج برآورد مدل نامتقارن، وجود اثرات نامتقارن افزایش و کاهش واریانس بر تلاطم بازدهی سهام در بازار ایران تایید نمی‌شود و در مقابل، اثرات نامتقارن واریانس در بازار سهام امارات در این دوره تایید می‌گردد. در این دوره اثر شوک دوره قبل بر تلاطم دوره جاری در بازار سهام امارات معادل ۰/۱۸۵۳ می‌باشد و اثر تلاطم دوره قبل بر تلاطم دوره جاری در زمان کاهش واریانس شرطی (تلاطم) معادل $\beta_2 = 0.7988$ و در زمان افزایش واریانس شرطی معادل $\beta_1 + \lambda = 0.6356$ است. مجموع اثرات آرچ و گارچ در بازار سهام امارات در زمان کاهش تلاطم معادل ۰/۹۸۴۱ و در زمان افزایش تلاطم معادل ۰/۸۲۰۹ برآورد گردید؛ لذا این موضوع بیانگر آن است افزایش تلاطم در دوره قبل در مقایسه با کاهش تلاطم در دوره قبل بر تلاطم دوره جاری اثر نسبی کمتری دارد بطوریکه میزان و شدت افزایش تلاطم دوره جاری (و دوره‌های آتی) در واکنش به افزایش تلاطم دوره قبل در مقایسه با میزان و شدت کاهش تلاطم دوره جاری (و دوره‌های آتی) در واکنش به کاهش در تلاطم دوره قبل کمتر می‌باشد؛ لذا مطابق نمودار (۳)، افزایش تلاطم بازدهی ($\sigma_{t-1} > \sigma_{t-2}$) در مقایسه با کاهش تلاطم بازدهی در دوره قبل ($\sigma_{t-1} < \sigma_{t-2}$) با سرعت کمتر (شیب کندتر در نمودار) تلاطم دوره جاری (σ_t^2) را متاثر می‌سازد که این موضوع موید وجود ثبات نسبی بیشتر در این بازار در زمان افزایش تلاطم در مقایسه با کاهش تلاطم در حالت وجود اثرات نامتقارن در واریانس در مقایسه با نبود این اثرات در این بازار می‌باشد.



نمودار ۳: اثرات نامتقارن افزایش و کاهش تلاطم در بازار سهام امارات

منبع: با استفاده از نرم افزار R بر اساس یافته‌های تحقیق

در این مطالعه جهت ارزیابی و مقایسه عملکرد پیش‌بینی تلاطم در مدل گارچ متقارن و نامتقارن، ابتدا الگوهای پیش‌بینی نوسانات قیمت سهام بازار امارات (گارچ متقارن و نامتقارن در واریانس) از ۱۵ دسامبر ۲۰۰۸ تا ۱۰ آوریل ۲۰۱۷ براساس داده‌های هفتگی برآورد شدند و سپس تلاطم برای ۳۰ هفته آتی با استفاده از مدل گارچ متقارن و نامتقارن در واریانس پیش‌بینی گردید. پس از محاسبه تلاطم تحقق یافته هفتگی در ۳۰ دوره (هفته) آتی به سه روش: با استفاده از رابطه (۱۰)[۳۲] و (۱۱)[۳۳] و روش برآورد مدل با تجمیع مشاهدات درون و برون نمونه‌ای[۳۴]، عملکرد الگوهای پیش‌بینی گارچ متقارن و نامتقارن در دوره پیش‌بینی با استفاده از معیار " جذر میانگین مجذور خطا" و "ضریب نابرابری تایل" مورد ارزیابی قرار گرفتند[۳۵] و میزان نزدیکی متغیر پیش‌بینی به سری واقعی اندازه‌گیری شد.

$$\sigma_t^2 = s_t^2 = \sum_{j=1}^{5} R_{t,j}^2 \qquad (10)$$

$$\sigma_t^2 = s_t^2 = R_t^2 \qquad (11)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\sigma_t - \hat{\sigma}_t)^2}{h}} \qquad (12)$$

$$TIC = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{t=T+1}^{T+h}(\sigma_t - \hat{\sigma}_t)^2}{h}}}{\sqrt{\frac{\sum_{t=T+1}^{T+h}\hat{\sigma}_t^2}{h}} + \sqrt{\frac{\sum_{t=T+1}^{T+h}\sigma_t^2}{h}}} \qquad (13)$$

R_t بازدهی سهام، σ_t^2 و $\hat{\sigma}_t^2$ بترتیب تلاطم تحقق یافته (واقعی) و پیش‌بینی شده، RMSE معیار " جذر میانگین مجذور خطا" و "شاخص نابرابری تایل" می‌باشند.

نتایج عملکرد پیش‌بینی تلاطم گارچ متقارن و نامتقارن در بازار سهام امارات مطابق جدول (۴) می‌باشد.

جدول ۴ : ارزیابی عملکرد پیش‌بینی تلاطم گارچ متقارن و نامتقارن

معیار محاسبه گارچ تحقق یافته	معیار RMSE		معیار Theil-IC	
	مدل متقارن	مدل نامتقارن	مدل متقارن	مدل نامتقارن
مجموع مربعات بازدهی روزانه در هفته $s_t^2 = \sum_{j=1}^{5} R_{t,j}^2$	۰/۰۰۰۶۴۳	۰/۰۰۰۴۲۸	۰/۸۸۴۶۱۰	۰/۸۳۴۱۳۷
توان دوم بازدهی هفتگی $s_t^2 = R_t^2$	۰/۰۰۰۵۴۱	۰/۰۰۰۳۴۲	۰/۵۶۱۹۰۴	۰/۴۵۷۲۱۷
برآورد مدل با تجمیع مشاهدات درون و برون نمونه‌ای	۰/۰۰۰۳۵۹	۰/۰۰۰۱۳۸	۰/۳۳۷۰۷۵	۰/۱۵۹۴۱۵

منبع: محاسبات محقق

نتایج حاصل بر اساس معیار RMSE و همچنین ضریب نابرابری تایل بیانگر برتری نسبی مدل گارچ نامتقارن در واریانس در مقایسه با مدل گارچ متقارن برای پیش‌بینی تلاطم در بازار سهام امارات می‌باشد.

نتیجه‌گیری

برای بررسی اثرات نامتقارن واریانس شرطی بر تلاطم در بازار سهام ایران و امارات، مدل گارچ نامتقارن در واریانس در این دو بازار با استفاده از شاخص قیمت هفتگی سهام در بازه زمانی ۱۵ دسامبر ۲۰۰۸ تا ۱۰ آوریل ۲۰۱۷ برآورد گردیدند. براساس نتایج برآورد مدل‌ها، وجود اثر نامتقارن افزایش و کاهش واریانس شرطی بر تلاطم در بازار سهام امارات تایید شد ولی این اثرات نامتقارن در بازار سهام

ایران پذیرفته نشد. در این دوره مجموع اثرات آرچ و گارچ در بازار سهام امارات در زمان کاهش تلاطم نزدیک به یک (۰/۹۸۴۱) و در زمان افزایش تلاطم معادل ۰/۸۲۰۹ برآورد گردید؛ بنابراین تغییرات تلاطم بازدهی به سمت بالا در واکنش به افزایش تلاطم در مقایسه با تغییرات تلاطم بازدهی به سمت پایین در واکنش به کاهش تلاطم، با سرعت و شدت کمتری اتفاق می‌افتد که این موضوع موید وجود ثبات نسبی بیشتر در این بازار در زمان افزایش تلاطم در حالت وجود اثرات نامتقارن در مقایسه با نبود این اثرات نامتقارن در این بازار می‌باشد. بنابراین تایید وجود اثرات اهرمی بر تلاطم در بازار سهام امارات نشان می‌دهد اثر افزایش تلاطم در دوره‌های قبل در مقایسه با اثر کاهش تلاطم در دوره‌های قبل بر تلاطم جاری و همچنین بر میزان ثبات نسبی بازار سهام امارات متفاوت می‌باشند.

جهت بررسی عملکرد پیش‌بینی تلاطم در مدل گارچ متقارن و نامتقارن، تلاطم خارج از نمونه با استفاده از مدل گارچ متقارن و نامتقارن پیش‌بینی گردید سپس بعد از محاسبه تلاطم تحقق یافته در خارج از نمونه، عملکرد این دو الگو در دوره پیش‌بینی با استفاده از معیار RMSE و معیار TIC (تایل)، مورد ارزیابی قرار گرفتند و میزان انحراف تلاطم پیش‌بینی از تلاطم واقعی (تحقق یافته) اندازه‌گیری شد. بر اساس نتایج، هر دو معیار دقت پیش‌بینی تلاطم توسط مدل گارچ نامتقارن را در مقایسه با مدل گارچ متقارن نسبتاً بیشتر نشان می‌دهد که این موضوع بیانگر برتری نسبی مدل گارچ نامتقارن نسبت به مدل متقارن در پیش بینی تلاطم در بازار سهام امارات است؛ لذا در دوره مورد مطالعه الگوی مناسب جهت پیش‌بینی صحیح تلاطم در بازار سهام امارات، مدل گارچ نامتقارن می‌باشد.

منابع

۱) ابریشمی، حمید، محسن مهرآرا و یاسمین آریانا، (۱۳۸۶). ارزیابی عملکرد مدل‌های پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت. مجله تحقیقات اقتصادی، ۷۸، ۱-۲۱.

۲) ارباب افضلی، محمد و ابراهیم التجایی، (۱۳۹۱). اثرات نامتقارن درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: کاربردی از الگوهای GARCH و SVAR. فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصاددی، ۷، ۸۹-۱۱۰.

۳) پدرام، مهدی، شمس اله شیرین بخش ماسوله و آمنه روستایی، (۱۳۹۳). بررسی اثر نامتقارن تورم بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۲۰، ۶۱-۷۵.

۴) حیدری، حسن و سحر بشیری، (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه VAR-GARCH. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۹، ۷۱-۹۲

۵) راسخی، سعید، میلاد شهرازی و محمد رضا عبداللهی، (۱۳۹۱). اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسان آن بر صادرات غیرنفتی ایران. فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه، ۷، ۱۴۹-۱۶۷.

۶) صادقی شاهدانی، مهدی، محسنی، حسین، (۱۳۹۴). تعامل پویای بازار سهام و نفت: شواهدی از کشورهای منتخب. فصلنامه پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی، ۱، ۱۵۷-۱۸۴.

۷) صلوی تبار، شیرین، (۱۳۸۸). اثر نامتقارن سیاست پولی بر سطح تولید و نرخ تورم در اقتصاد ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی.

۸) کشاورز حداد، غلامرضا و موسی اسمعیل‌زاده، (۱۳۸۹). مدل‌سازی سری زمانی برای پیش‌بینی تلاطم در بازدهی سهام شرکت سیمان، مجله تحقیقات اقتصادی، ۹۱، ۱-۳۶.

۹) زورکی، شهریار و مانی موتمنی، (۱۳۹۶). اثرات نامتقارن قیمت نفت بر بازار مسکن در ایران، کاربردی از رهیافت ARDL غیرخطی. پژوهشنامه ی اقتصاد کلان، علمی – پژوهشی، ۲۳، ۸۱-۱۰۵.

۱۰) میرابی‌زاده، معصومه و سیدعزیز آرمن، (۱۳۹۱). تحلیل اثر نامتقارن تورم بر سرمایه گذاری واقعی در ایران، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۸(۲)، ۱۴۱-۱۵۸.

11) Baba, Y., Engle, R. F., Kraft, D., & Kroner, K. (1990). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. Unpublished Manuscript, University of California, and San Diego, Working Paper.

12) Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics, 31, 307-327.

13) Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heterskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, 50, 987–1007.

14) Engle, R. F., Lilien, D., & Robins, R. (1987). Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M Model, Econometrica, 55, 391-407.

15) Florio, A. (2004). The Asymmetric Effects of Monetary Polic., Journal of Economic Surveys, 2004, 18, 409-426.

16) Glosten, L. R., Jagannathan, R., and Runkel, D. E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. The Journal of Finance, 5, 1779-1801.

17) Granger,C. W. J., and Andersen A. (1978). An Introduction to Bilinear Time-Series Models.Gottingen: Vandenhoeck and Ruprecht.

18) Herrera, A, M., Hu, L., & Pastor, D. (2018). Forecasting crude oil price volatility. International Journal of Forecasting, 34, 622-635.

19) Jones, P. M., and Enders, W. (2016). The Asymmetric Effects of Uncertainty on Macroeconomic Activity. Macroeconomic Dynamics, 20, 1219-1246.

20) Kim, J. M., & Hojin, J. (2018). Dependence Structure between Oil Prices, Exchange Rates, and Interest Rates. The Energy Journal, 39, 121-137.

21) Lee, C. W., Chang, M. J. (2011). Announcement Effects and Asymmetric Volatility in Industry Stock Returns: Evidence from Taiwan. Emerging Markets Finance and Trade, 47, 48-61.

22) Mandelbrot, B. (1963). New Methods in Statistical Economics. Journal of Political Economy, 71, 421-440.

23) McKinnon, R.I. (1973) Money and Capital in Economic Development. Brookings Institution Press, Washington DC.

24) Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Rturns: a New Approach. Econometrica, 59, 347-370.

25) Pindyck, S.R. and Rubinfeld, L.D. (1998) Econometric Models and Economic Forecasts. Irwin/McGraw-Hill, New York.

26) 26- Schumpeter, J.A. (1911). The Theory of Economic Development. Harvard University Press, Cambridge.

27) Vyrost, T. A.S., and Baumohl, E. (2011). Asymmetric GARCH and the nancial Crisis: a Preliminary Study, Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/27909/ MPRA Paper No. 27909, posted 6.

28) Tsay, R. S.(2002), Analysis Financial Time Series, JOHN WILEY & SONS, INC, P.81.
29) https://www.investing.com/indices/dfmgi-historical-data.
30) http://new.tse.ir.

یادداشت‌ها :

1 Mandelbrot
2 Florio
3 Lee and Chang
4 Jones and Enders
5 symmetric Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
6 Bollerslev
7 Glosten, Jagannathan and Runkle
8 Nelson
9 Root Mean Square Error
10 Theil
11 Schumpeter
12 Mckinnon & Shaw
13 Engle
14 Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
15 Granger, and Andersen
16 Log Likelihood
17 Exponential GARCH
18 Glosten, Jagannathan, and Runkle
19 Baumohl & Vyrost
20 Exponential ARCH
21 Herrera, Hu & Pastor
22 RiskMetrics
23 Asymmetric GARCH
24 Markov Switching GARCH
25 Kim & Hojin
26 Vector Autoregressive- General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
27 Dynamic Conditional Correlation GARCH
28 http://new.tse.ir
29 https://www.investing.com/indices/dfmgi-historical-data
۳۰بر اساس اطلاعات داده‌های هفتگی شاخص سهام ایران و امارات

۳۱بر اساس محاسبه بازدهی اطلاعات داده‌های هفتگی شاخص سهام ایران و امارات

۳۲ کشاورز و اسمعیل‌زاده (۱۳۸۹)

۳۳ Tsay (2002)

۳۴ ابریشمی، مهرآرا و آریانا (۱۳۸۶)؛ مدل نهایی با استفاده از مشاهدات هفتگی دو بازار از ۱۵ دسامبر ۲۰۰۸ تا ۱۰ آوریل ۲۰۱۷ و همچنین سی هفته بعد بصورت تجمیعی برآورد می‌گردد و سپس مقادیر واریانس شرطی حاصل بعنوان تلاطم تحقق یافته در نظر گرفته می‌شود.

35 Pindyck & Rubinfeld (1998)