



Evaluating the Effectiveness of GARCH Models in the Estimation of Systematic Risk in listed companies of the Tehran Stock Exchange

Nemat Rastgoo¹, Hossein Panahian^{2*}

1- Ph.D. Student, Department of Accounting, Graduate Education Faculty, Islamic Azad University, Kashan Branch, Iran
nemat.rastgoo@yahoo.com

2- Associate Professor, Department of Accounting, Graduate Education Faculty, Kashan Branch, Islamic Azad University, Iran
h.panahian@iaukashan.ac.ir

Abstract

Objectives: The stock market of each country, in addition to reflecting its economic structure, is considered as an important source of capital circulation of that country. Therefore, recognizing the causes of instability in market is of great importance for economic planners. The purpose of this research is systematic risk modeling using GARCH, E-GARCH, M-GARCH, ARFIMA-GARCH AND ARFIMA- FIGARCH models that is focuses on the residual review of the regression model, whose dependent variable is the market return and the independent variable, the natural logarithm of the change in the price index and cash return (TEDPIX) as a market portfolio.

Method: Accordingly, the relevant data for 174 companies in Tehran stock exchange were extracted daily for the period 1385-1394.

Results: After analyzing and checking the data in OXmetrics software and examining the models using three criteria, RMSE, MAE & TIC, the results showed that the ARFIMA-FIGARCH model had the least error in terms of all three criteria, which indicates the efficiency of the model in the systematic risk beta estimation.

Keywords: systematic risk, GARCH models, time series, Tehran stock exchange

ارزیابی کارآیی الگوهای گارچ در برآورد ریسک سیستماتیک دارایی‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

نعمت راستگو^۱، حسین پناهیان^{۲*}

۱- دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده تحصیلات تکمیلی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کاشان، ایران

nemat.rastgoo@yahoo.com

۲- دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده تحصیلات تکمیلی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کاشان، ایران

h.panahian@iaukashan.ac.ir

چکیده

اهداف: بازار سهام هر کشوری علاوه بر منعکس کردن ساختار اقتصادی آن کشور، منبع مهم گردش سرمایه در آن محسوب می‌شود؛ بنابراین، شناخت عوامل ایجادکننده بی‌ثباتی در بازار سهام اهمیت زیادی برای برنامه‌ریزان اقتصادی دارد. از عوامل شناخته‌شده در مدیریت سبد سهام، مطالعه درباره رفتار ریسک سیستماتیک است. هدف این پژوهش الگوسازی ریسک سیستماتیک با استفاده از الگوهای گارچ^۱، ایگارچ^۲، ام گارچ^۳، آرفیما - گارچ^۴ و آرفیما - فیگارچ^۵ است که بر بررسی باقی‌مانده الگوی رگرسیونی متمرکز است و متغیر وابسته آن بازده بازار و متغیر مستقل آن لگاریتم طبیعی تغییرات شاخص قیمت و بازده نقدی^۶ به‌منزله سودآوری سبد بازار است.

روش: داده‌های مرتبط برای ۱۷۴ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران و به‌صورت روزانه برای بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۵ استخراج شد.

نتایج: پس از تحلیل و بررسی داده‌ها در نرم‌افزار اکس متریکس^۷ و بررسی الگوها با استفاده از سه معیار مجذور میانگین مربعات خطا^۸، میانگین قدر مطلق خطا^۹ و ضریب تایلر^{۱۰}، نتایج نشان داد الگوی آرفیما - فیگارچ در هر سه معیار کمترین خطا را دارد که نشان‌دهنده کارآیی زیاد الگو در برآورد بتای ریسک سیستماتیک است.

واژه‌های کلیدی: ریسک سیستماتیک، الگوهای گارچ، شاخص نابرابری تایلر، بورس اوراق بهادار تهران

1. GARCH
2. E-GARCH
3. M-GARCH
4. ARFIMA-GARCH
5. ARFIMA- FIGARCH
6. TEDPIX
7. OXmetrics
8. RMSE
9. MAE
10. TIC

* نویسنده مسئول

مقدمه

بحران های مالی اخیر بر اهمیت ریسک سیستماتیک به منزله عامل بسیار مهم و مؤثر بر سیستم مالی تأکید ویژه ای دارد (لوچنبرگا و وو^۱، ۲۰۱۵). تخمین بتای بازار با الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای^۲ با وجود محدودیت های موجود، روشی مطمئن برای اندازه گیری ریسک به شمار می آید. گواه این واقعیت این است که در بسیاری از مطالعات انجام شده از جمله برلی، میزر و آلن^۳ (۲۰۰۶) و داموداران^۴ (۲۰۱۰) از این روش به منزله بهترین روش پذیرفته شده و در عمل نیز به منزله حرفه ای ترین روش استفاده شده است. روش حداقل مربعات معمولی که تاکنون نیز به طور گسترده ای استفاده شده است، در عمل تخمین کارآیی از بتا نداشته است (علالایا^۵، ۲۰۱۴).

در سال های اخیر پژوهش هایی مبتنی بر الگوهای مختلف گارچ انجام شده است که نشان می دهد هر یک با استفاده از فرضیه های مختلف خاص خود ریسک سیستماتیک را سنجیده است؛ اما در این میان انتخاب یک الگوی گارچ به تنهایی از کارآیی ارزیابی ریسک می کاهد (الیاسیانی و منصور^۶، ۲۰۰۵). یکی از پیش فرض های محدود کننده مطالعات در زمینه بررسی ریسک سیستماتیک، انتخاب شکلی مقید برای الگوی ریسک بازار است. برای مثال، انتخاب شکل خاص از الگوها ممکن است سبب به دست آمدن نتایج نامطمئن الگو شود؛ بنابراین، استفاده از روش های ترکیبی بیش از پیش در پژوهش های مدیریت مالی ضرورت یافته است. در مطالعات مختلف چند سال گذشته استفاده از معیارهایی برای ارزیابی فرض های مختلف تحمیلی

درباره شکل رگرسیون گارچ، شناخته و بررسی شده است (علالایا، ۲۰۱۴). انگیزه اصلی این پژوهش ایجاد بحثی درباره روش کنونی اندازه گیری ریسک بازار با استفاده از الگوهای جدید اقتصادسنجی و استفاده از روش های ترکیبی است؛ از جمله الگوهای ترکیبی برای سنجش ریسک در مدیریت مالی، استفاده از طیفی از خانواده آرفیما - گارچ و آرفیما - فیگارچ و بررسی و نتیجه گیری از آن بر اساس شاخص های قدرت پیش بینی الگوی نهایی است. در سال های اخیر به این الگوها در علوم مالی و ارزیابی ریسک توجه زیادی شده است؛ اما مطالعه ای داخلی با این موضوع یافت نشد که از کاربردهای ترکیبی آرفیما - فیگارچ استفاده کرده باشد. مهم ترین ویژگی این پژوهش بررسی روش های جدید از جمله ترکیب فن تابلوی دیتای آرفیما - فیگارچ در بحث تخمین ریسک سیستماتیک است؛ بنابراین، در این پژوهش ریسک سیستماتیک با روش های گارچ، ایگارچ، ام گارچ، آرفیما - گارچ و آرفیما - فیگارچ و با استفاده از شاخص قیمت و بازده نقدی به منزله سودآوری سبد بازار برآورد شده است و مطالعه ای برای توسعه یافته های کیقبادی و احمدی (۲۰۱۷) است. در نهایت به طور ابتکاری و با استفاده از روش فلاح شمس (۲۰۱۰) بهترین الگوی آرفیما - فیگارچ با مبنای ترکیبی (تابلوی دیتا) مقایسه و انتخاب شده است که از این نظر نسبت به مطالعات پیشین نوآوری چشمگیری دارد؛ علاوه بر این، استفاده از بازه زمانی بلندمدت ۱۰ ساله و داده های روزانه مربوط به بازده شرکت ها و سودآوری سبد بازار در این بازه بلندمدت، استفاده از تغییرات شاخص به منزله سودآوری سبد بازار و بازده بازار و محاسبه مقایسه ای ریسک سیستماتیک مبتنی بر الگوهای گارچ، این پژوهش را از پژوهش های قبلی متمایز می کند. در ضمن باید تأکید کرد که

1 Luchtenberga & Vu

2. CAPM

3. Brealey, Myers's & Allen

4. Damodaran

5. Alalaya

6. Elyasiani & Mansur

این فرض بسیاری از واقعیت‌های اقتصادی را نقض می‌کند؛ واقعیت‌هایی که به سرعت در حال تجربه کردن تغییرات ساختاری است (نوسلایت^۲، ۲۰۱۳). بر پایه مطالعات گذشته، تغییر ریسک جریان نقدی بنگاه‌های مالی در طی چرخه‌های تجاری و تغییر وضعیت‌های مختلف اقتصادی و به‌روزشدن مجموعه اطلاعات موجود در طی زمان ثبات شاخص بتا را نقض می‌کند (فابوزی و فرانسیس^۳، ۱۹۷۸؛ کای و رن^۴، ۲۰۱۱). مطالعات تجربی نیز فرض ثبات شاخص بتا را در الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای رد کرده است (فاما و فرنچ^۵، ۱۹۹۵؛ کای و رن، ۲۰۱۱)؛ بنابراین، استفاده از این الگو برای الگوسازی ریسک سیستماتیک و پیش‌بینی بازده‌های آتی دارایی‌های مالی، ممکن است سبب رسیدن به نتایج گمراه‌کننده‌ای شود؛ از این رو، به کارگیری روش برآورد حداقل مربعات معمولی در تخمین شاخص بتا در عمل امکان‌پذیر نیست؛ زیرا به کارگیری این روش مستلزم برقراری فرض‌های بسیاری نظیر پایداری پارامترها و همسان‌بودن واریانس اجزای اخلاص الگوست (بروکز، فاف و مکنزی^۶، ۱۹۹۸)؛ در حالی که ناهمسانی واریانس، تغییرپذیری و نوسان ویژگی‌های جدایی‌ناپذیر بازارهای مالی است؛ بنابراین، در مطالعه‌های تجربی اخیر روش‌های جایگزین پیشنهاد شده است.

از فرض‌های اصلی و کلاسیک اقتصادسنجی، ثابت‌بودن واریانس جملات اخلاص است که فرضی محدودکننده به شمار می‌آید. انگل^۷ برای رهایی از این فرض روش جدیدی پایه‌گذاری کرد. او به الگوسازی تلاطم خوشه‌ای پرداخت؛ البته با این فرض که واریانس

انتخاب بهترین الگو برای پیش‌بینی ریسک با مبانی الگوهای گارچ، به این سؤال مهم پاسخ می‌دهد که آیا ساختار تلاطم در سری زمانی بازده سهام از الگوی معادله واریانس شرطی تبعیت می‌کند یا خیر که در صورت اثبات اثرات گارچ با شکل‌های ساده‌تر (مانند این مقاله و مقاله‌های متعدد دیگر)، می‌توان با شناسایی ساختار واریانس بازده، ریسک نهفته در بازده سهام را پیش‌بینی کرد.

مبانی نظری

در جوامع امروزی تقریباً همه افراد با مفهوم ریسک آشنا هستند و اذعان می‌کنند که زندگی آنها در هر جنبه‌ای با ریسک روبه‌روست. به‌طور سنتی ریسک شامل احتمال خطر ناشی از رویدادی است که قرار است در آینده اتفاق بیفتد. ریسک سیستماتیک شامل بخشی از ریسک کلی دارایی مالی است که از تأثیر عوامل مؤثر بر قیمت کلی بازار به دست می‌آید. اینگونه ریسک‌ها ناشی از عواملی است که بر کارآیی کلی بازار اثر می‌گذارد و ریسک کنترل‌ناپذیر هم نامیده می‌شود که نمی‌توان آن را به وسیله متنوع‌سازی کاهش داد (حسین پور و سیدی، ۲۰۱۶). از بتا به منزله معیار و شاخص ریسک سیستماتیک استفاده می‌شود. این معیار نشان دهنده نوسانات بازده یک دارایی مالی نسبت به نوسانات بازده شاخص بازار است. یکی از فرض‌های مهم الگوی کلاسیک قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای این است که سرمایه‌گذاران از بازدهی موردانتظار و ماتریس - واریانس کوواریانس یکسان در تعیین ریسک بهینه سبدي از دارایی‌های قابل نگهداری استفاده می‌کنند. با وجود این، فرض می‌شود شاخص بتا ثابت است (چادوری و وو^۱، ۲۰۰۹). باید توجه کرد که

2. Noseleit

3. Fabozzi & Francis

4. Cai & Ren

5. Fama & Ferenc

6. Brooks, Faff & Mckenzie

7. Engel

1. Choudhry & Wu

جزء زیر تشکیل می‌شود: میانگین ω ، اخبار راجع به نوسان‌پذیری در دوره گذشته که به وسیله متغیر تأخیری مربع پسماند از معادله اول به دست می‌آید و (ε_{t-1}^2) که این عبارت را جزء آرچ می‌نامند. h_{t-1} (پیش‌بینی واریانس آخرین دوره) را نیز جزء گارچ می‌نامند. عبارت (۱،۱) در گارچ (۱،۱) به وجود جزء گارچ مرتبه اول (عبارت اول از سمت چپ در پرانتز) و جزء آرچ مرتبه اول (عبارت دوم از سمت چپ در پرانتز) الگوی آرچ معمولی شکل خاصی از الگوی گارچ اشاره دارد که در معادله واریانس شرطی آن یعنی همان معادله دوم جزء پیش‌بینی واریانس تأخیری (h_{t-1}) وجود ندارد. اولین بار نلسن^۲ (۱۹۹۱) الگوی ایگارچ را ارائه کرد؛ این الگو ضرورت اعمال محدودیت بر پارامترهای الگوی آرچ را از بین می‌برد که با تعریف واریانس شرطی در شکل لگاریتمی، واریانس همواره به صورت مثبت باقی می‌ماند (بریمبل و هادسون^۳، ۲۰۰۷)؛ از این رو، الگو این واقعیت را توضیح می‌دهد که شوک‌های منفی سبب واریانس شرطی بزرگ‌تری نسبت به شوک‌های مشابه مثبت می‌شود و معادله آن بدین صورت است:

$$\log(\sigma_{t-1}^2) = w_0 + \log(\sigma_{t-1}^2) + w_2 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + w_3 \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right]$$

در بررسی‌های اولیه درباره ویژگی‌های متغیرهای سری زمانی، نلسون و چارلز^۴ (۱۹۸۲) دریافتند که بیشتر متغیرهای اقتصادی در سطح ناماناست و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شود که حرکت این نوع متغیرها با فرایند آریما^۵ (p, d, q) توضیح داده می‌شود. در تحلیل

شرطی به صورت تابعی خودهمبسته است که از پسماندهای قبلی تأثیر می‌گیرد؛ در واقع، در این الگو اجازه داده می‌شود که اثر یک شوک در طول زمان به سرعت محو نشود. انگل نشان داد زمانی که درجه همبستگی در پسماندها قوی است، کارآیی استفاده از روش آرچ در مقایسه با روش حداقل مربعات معمولی بالاتر است. در حالت کلی فرایند مرتبه q ام از آرچ و تابع حداکثر راست‌نمایی آن توسط معادله زیر ارائه می‌شود (انگل، ۱۹۸۲ به نقل از فلاح شمس و پناهی، ۲۰۱۴):

$$y_t | \varphi_{t-1} N(x_t, \beta, h_t) \\ \sigma_{t-1/t}^2 = h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

بنابراین به دلیل اینکه داده‌های استفاده شده در این پژوهش، روزانه و فرکانس بالایی دارد، انتظار می‌رود اثرات آرچ وجود داشته باشد و با آزمون به وجود آنها پی برده شود. از طرفی با مشاهده اثرات آرچ، برآورد ضرایب اعتماد‌کردنی نیست؛ به همین دلیل به الگو سازی واریانس نیاز دارد و از الگوهای گارچ استفاده می‌شود که از تعمیم‌های الگوی آرچ انگل است. الگوهای گارچ نسبت به آرچ بسیار کوچک‌تر است و الگوی گارچ (۱،۱) معمول‌ترین ساختار برای بسیاری از سری‌های زمانی مالی است که معادله آن به شکل زیر است (پون و گرانجر^۱، ۲۰۰۳؛ کشاورز حداد، ۲۰۱۵):

$$y_t = x_t \gamma + \varepsilon_t \\ h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \\ y_t = x_t \gamma + \varepsilon_t h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} y_t \\ \beta_1 h_{t-1} y_t = x_t \gamma + \varepsilon_t \\ h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

معادله اول که میانگین شرطی الگوست، به منزله تابعی از متغیرهای برون‌زا با جزء اخلاص ε_t است. از آنجا که واریانس هر دوره به وسیله واریانس دوره قبل پیش‌بینی می‌شود، به آن واریانس شرطی می‌گویند. واریانس شرطی که با معادله دوم مشخص می‌شود از سه

2. Nelson
3. Brimble & Hodgson
4. Charles
5. ARIMA

1. Poon & Granger

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2$$

=
 $\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$ $\varepsilon_t \text{NID}(0, H_t)$
 واریانس شرطی تابع مقدار تأخیرهای خود و تأخیرهای پسماند خطای خود و H_t ماتریس کوواریانس است که تابعی از تأخیرهای کوواریانس و تأخیرهای ضرب متقاطع پسماندهای خود است. این مقدار میانگین صفر دارد و صورت نرمال توزیع شده است. به دنبال بررسی‌های اولیه در زمینه وجود ریشه واحد و فرایندهای نامانا، مطالعات اولیه در زمینه فرایندهای خودهمبسته میانگین متحرک انباشته کسری^۷ توسط بیلی و چانگ (۱۹۹۶) (به نقل از گرنجر، ۱۹۸۰)، گرنجر و جویکس (۱۹۸۰) و هاسکینگ (۱۹۸۱) انجام شد. برای داده‌هایی که مشکل ناهمسانی واریانس وابسته به زمان دارد، این نوع ناهمسانی واریانس دارای ویژگی از نوع الگوهای گارچ در نظر گرفته می‌شود. این الگو (الگوی ام گارچ)، الگوی جدیدی برای تحلیل رابطه بین میانگین و واریانس شرطی یک فرایند با حافظه بلندمدت و دارای روند نزولی در سطح فراهم می‌کند؛ این در حالی است که نوسانات در طول زمان متغیر است (بیلی و چانگ، ۱۹۹۶). رابینسون^۸ (۲۰۰۳) حافظه بلندمدت را چنین تعریف کرده است: حافظه بلندمدت به طور معمول جزیی از اتوکوواریانس یا ساختار چگالی طیفی را تشریح می‌کند. در یک الگوی کوواریانس مانای سری زمانی می‌توان چنین فرض کرد که اگر $x_t, t = 0, \pm 1, \dots$ براساس نوع الگوی سری زمانی در دوره t به صورتی تعریف شود که $E(x_t) = \mu$ و $\text{COV}(x_t, x_{t-1}) = \gamma(j)$ و هیچ وابستگی به زمان نداشته باشد و اگر ساختار تابع توزیع چگالی به صورت

باکس و جنکینز^۱ از سری‌های زمانی، متغیرها یا مانا و دارای حافظه بلندمدت و ویژگی بازگشت به میانگین است یا اینکه ناماناست و در صورت نبود جزء فصلی با چند بار تفاضل گیری که به درجه هم‌انباشتگی متغیرها (d) بستگی دارد، مانا می‌شود. تصور غالب این بود که درجه هم‌انباشتگی همیشه عدد صحیح است؛ اما گرنجر و جویکس^۲ (۱۹۸۰) و هاسکینگ^۳ (۱۹۸۱) با بسط الگوهای آریما نشان دادند درجه هم‌انباشتگی ممکن است عدد صحیح نباشد و در مواردی نیز کسری است (تورک ایلماز^۴، ۲۰۱۴). بررسی وجود حافظه بلندمدت درباره جذب یا دفع شوک در شاخص‌های مختلف اقتصادی، به ویژه تورم و بازار پول جذابیت پژوهشی زیادی دارد. به طوری که توجه پژوهشگران اقتصادسنجی و حتی اقتصاددانان کلان را در زمینه‌های سری زمانی به خود جلب کرده است. از اواسط دهه ۸۰، پژوهشگران اقتصادسنجی به وجود انواع دیگری از نامانایی و پایداری تقریبی در بسیاری از متغیرهای دارای روند تصادفی در زمینه‌های مالی و اقتصادی پی بردند. مهم‌ترین ویژگی اینگونه متغیرها آن است که نمودار خودهمبستگی (ACF) نزولی اما غیرنمایی (هیپربولیک) دارد (عباسی نژاد و تشکینی، ۲۰۱۰).

بیلی و چانگ^۵ (۱۹۹۶) (به نقل از انگل و کرونر^۶، ۱۹۹۵)، الگوی ام گارچ را ایجاد کردند تا قادر باشند اثرات چندین متغیر را بر یکدیگر بررسی کنند. روابط زیر بیان‌کننده معادلات میانگین و واریانس شرطی الگوی ام گارچ (p,q) است:

$$y_t = \mu_t + \sigma_t z_t, \quad z_t \text{NID}(0,1)$$

$$\mu_t = a + \sum_{i=1}^k b_i X_{i,t}$$

1. Box-Jenkins
2. Joyeux
3. Hosking
4. Turkyilmaz
5. Baillie & Chung
6. Kroner

7. ARFIMA

8. Robinson

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{m=1}^q \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 + \sum_{n=1}^p \delta_n h_{t-n} + \pi_t; \pi_t \sim N(0, h_\pi)$$

که y_t متغیر وابسته و معادل بازدهی شرکت، ε_{t-1} اطلاعات زمان گذشته تا $t-1$ ، α_0 عدد ثابت، h_t واریانس شرطی، ε_{t-m}^2 اخبار در ارتباط با تلاطم بازده شرکت (جمله گارچ)، h_{t-n} جمله ARCH یا همان واریانس شرطی با n دوره تأخیر است.

در تابلویی از سری‌ها، یک الگوی عمومی به همه پارامترها از قبیل $\mu_t, \alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_m$ و $\delta_1, \dots, \delta_n$ اجازه می‌دهد روی تمام سری‌های موجود در پانل تغییر کنند (سرمینو و گری‌یر، ۲۰۰۱).

با توجه به اینکه هدف این پژوهش بررسی دقت الگوهای گارچ در برآورد بتای ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است، فرضیه پژوهش به شرح زیر مطرح می‌شود: شاخص ریسک سیستماتیک برآورد شده از الگوی آرفیما - فیگارچ نسبت به الگوهای گارچ، ام گارچ، ایگارچ و آرفیما - گارچ دقت بیشتری دارد.

روش پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شامل همه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (بدون احتساب شرکت‌های فرابورس) از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ است که ویژگی‌های زیر را داشته باشد: تا پایان سال ۸۴ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد، سال مالی آنها منتهی به پایان اسفندماه باشد، در دوره زمانی بررسی شده تغییری در آنها ایجاد نشده باشد، جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بیمه‌ای و بانک و واسطه‌گری مالی نباشد و اطلاعات مالی مورد نیاز این پژوهش را در دوره زمانی ۸۵ تا ۹۴ به‌طور کامل ارائه

پیوسته داشته باشد، چگالی طیفی براساس الگوی زیر دارد (ریبیرو، سرمینو و کورتو^۱، ۲۰۱۶):

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} + \sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma(j) e^{-ij\lambda}, -\pi \leq \lambda \leq \pi$$

به طوری که $f(\lambda)$ تابعی غیرمنفی است و دوره تناوب 2π در بازه $[-\pi, \pi]$ دارد؛ بنابراین، x_t فرایندی با حافظه بلندمدت است، اگر:

$$f(0) = \frac{1}{2\pi} + \sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma(j) \rightarrow \infty$$

به طوری که $f(\lambda)$ یک قطب در نوسان صفر دارد. در مقابل می‌توان در وضعیت صفر چنین نوشت:

$$f(0) = \frac{1}{2\pi} + \sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma(j) = 0$$

بنابراین، x_t حافظه کوتاه مدت دارد، اگر:

$0 < f(0) < \infty$
الگوی ترکیبی گارچ (p,q) دو مزیت دارد: یکی اینکه لازم نیست دوره زمانی طولانی باشد تا حجم نمونه به اندازه کافی بزرگ باشد؛ از این رو، امکان کوتاه کردن دوره زمانی فراهم می‌شود تا از اطلاعات جدید برای الگوسازی استفاده شود؛ در نتیجه لحاظ کردن داده‌های اخیر ممکن است توانمندی الگو را افزایش دهد. دوم اینکه می‌توان نمونه‌های متنوع از شرکت‌های مختلف در بورس را انتخاب کرد؛ در نتیجه الگو براساس اطلاعاتی برآورد می‌شود که سبب شناسایی بهتر رفتار متغیر مالی می‌شود؛ از این رو، الگوی ترکیبی گارچ (p,q) پایه پژوهش به شرح زیر است (سرمینو و گری‌یر^۲، ۲۰۰۱):

$$Y_{it} = m + X_{it}b + u_{it}$$

که در معادله میانگین مذکور، m نماینده اثرات ثابت یا تصادفی صنایع i است. x برداری از متغیرهای مجازی و بیان کننده بازدهی صنایع است. برای سری زمانی، الگوی تلاطم زمانی بازده‌ها به صورت زیر تعریف می‌شود:

کرده باشد. با احتساب این شرایط تعداد جامعه در دسترس، ۳۱۵ شرکت شد؛ سپس با استفاده از فرمول کوکران در سطح خطای ۵ درصد تعداد ۱۷۴ شرکت از جامعه آماری در دسترس برای انجام آزمون‌ها انتخاب شد. برای آزمون فرضیه مطرح شده در این پژوهش به پیروی از رحمانی، پیکارجو و عزیززی (۲۰۱۴)، برای برآورد بتای ریسک سیستماتیک از الگوی ترکیبی زیر استفاده شده است:

آرچ انتخاب شود. برای دست‌یابی به انعطاف‌پذیری بیشتر، تعمیم دیگری به صورت فرایند آرچ تعمیم‌یافته (گارچ) پیشنهاد شده است. این فرایند گارچ (p, q) تابع واریانس شرطی به شکل رابطه زیر دارد:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 = \alpha_0 + \alpha(B)\varepsilon_t^2 + \beta(B)\sigma_t^2$$

که در آن $0 < P < 1$ و $\beta_i \geq 0$ ، $1 \leq i \leq P$ است. در این پژوهش به پیروی از فلاح‌شمس (۲۰۱۰)، الیاسیانی و منصور (۲۰۰۵) و جیراردی و ارگون^۱ (۲۰۱۳) برای تخمین بتا از روش گارچ استفاده می‌شود.

بتای ام گارچ $(\beta_{M-GARCH})$

برای تخمین بتا از روش ام گارچ از مرگنر و بولا^۲ (۲۰۰۸)، بریمبل و هادسون (۲۰۰۷)، فاف، هیلر و هیلر^۳ (۲۰۰۰) و رحمانی و همکاران (۲۰۱۴) پیروی شد. در الگوی ام گارچ، تلاطم که توسط ریشه دوم واریانس شرطی محاسبه شده است، در معادله میانگین شرطی وارد می‌شود که سبب تأثیر مستقیم تلاطم مشاهده شده توسط واریانس شرطی بر بازده می‌شود.

بتای ایگارچ (β_{EGARCH})

از الگوی ایگارچ برای رسیدن به اثر اهرمی بالقوه استفاده می‌شود که در این روش از پدرزولی^۴ (۲۰۰۶) و رحمانی و همکاران (۲۰۱۴) پیروی شده است. نلسون (۱۹۹۱) الگوی گارچ نمائی (ایگارچ) زیر را با هدف در نظر گرفتن اثر اهرمی تعریف کرد که در آن واکنش نامتقارن به شوک‌ها به صورت رابطه زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 + f(\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}) + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

که در آن:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{is} R_{Mt} + \mu_{it}$$

i تعداد شرکت‌های استفاده شده در نمونه (۱ تا

۱۷۴)، t تعداد روزهای عملیاتی در بازار سهام در یک دوره سالانه (۱ تا ۳۶۰)، S تعداد سال‌هایی که داده‌ها در دسترس است، R_{it} بیان‌کننده بازده سهام i در زمان t ، α_i محل تقاطع رگرسیون با محور عمودی (عرض از مبدأ)، β_{is} مربوط به ضریب بتای سهام i در دوره s و R_{Mt} بیان‌کننده سودآوری سبد بازار در زمان t است که از نسبت زیر محاسبه می‌شود:

$$R_{Mt} = \ln \frac{I_t}{I_{t-1}}$$

I_t شاخص بازار سهام انتخاب شده به منزله سبد بازار

(شاخص بازده نقدی و قیمت (TEDPIX)) در پایان دوره t و I_{t-1} شاخص بازار سهام انتخاب شده به منزله سبد بازار (شاخص بازده نقدی و قیمت (TEDPIX)) در پایان دوره $t-1$ است. در ادامه بتای الگو به منزله شاخص ریسک سیستماتیک از روش‌های زیر تخمین زده می‌شود:

بتای گارچ (β_{GARCH})

در برخی کاربردهای الگوی آرچ، از معادلات واریانس شرطی با وقفه‌های طولانی استفاده می‌شود که تعیین ساختار وقفه‌ها برای جلوگیری از مشکل پارامترهای منفی در واریانس، ایجاب می‌کند فرایندی با حافظه طولانی‌تر و ساختار وقفه انعطاف‌پذیرتر از رده

1. Girardi & Ergün
2. Mergner & Bulla
3. Faff & Hillier
4. Pederzoli

همچنین $\phi_i = a_i + b_i$ و $m = \max(p, q)$ است. روشن است که عبارت ذکر شده نشان دهنده فرایند گارچ (p,q) است که پسماندهای آن مربع شده است و u_t جزء اختلال یک دنباله تفاضلی مارتینگل است. ماندگاری زیاد در الگوهای گارچ نشان دهنده این موضوع است که این معادله چند جمله‌ای، ریشه واحد دارد. در این حالت الگوی گارچ به الگوی گارچ انباشته^۲ تبدیل می‌شود. برای ایجاد امکان الگوسازی ماندگاری بالا و حافظه بلندمدت در واریانس شرطی و برای اینکه از پیچیدگی الگوهای گارچ انباشته نیز جلوگیری شود، می‌توان عبارت ارائه شده را مشابه تبدیل فرایند آرما (m,q) به فرایند آرفیما (m, d, q)، به صورت زیر بسط داد:

$$\begin{aligned} \phi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 &= a + b(L)u_t \\ \phi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 &= a + b(L)u_t \\ b(z) = 0 \text{ و } \phi(z) = 0 \end{aligned}$$

هنگامی که همه ریشه‌های $\phi(z) = 0$ و $b(z) = 0$ خارج از دایره واحد قرار می‌گیرد و $d=0$ است، عبارت مذکور به الگوی گارچ معمولی تبدیل می‌شود و نیز زمانی که $0 < d < 1$ ، مربع پسماند های تفاضلی جزئی $(1-L)^d \varepsilon_t^2$ از فرایند آرما (m,q) مانا تبعیت می‌کند. فرایند آرفیما مذکور را برای ε_t^2 می‌توان براساس واریانس شرطی σ_t^2 به صورت رابطه زیر بازنویسی کرد:

$$b(L)\sigma_t^2 = a + [b(L) - \phi(L)(1-L)^d] \varepsilon_t^2$$

بنای آرفیما - فیگارچ ($\beta_{ARFIMA-FIGARCH}$) الگوی فیگارچ به طور مستقیم نمایش توان دوم پسماندها به وسیله آرما را به الگوی انباشته کسری بسط می‌دهد؛ ولی برای اطمینان از اینکه الگوی عمومی فیگارچ ماناست و نیز واریانس شرطی σ_t^2 همیشه مثبت است، لازم است محدودیت‌های پیچیده‌ای به ضرایب الگو تحمیل شود (علالایا، ۲۰۱۴). با توجه به آنکه الگوی ایگارچ را می‌توان به صورت فرایند آرما با

$$f(\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}) = \theta_1 \varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1} + (|\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}|) - E(|\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}|)$$

منحنی تأثیر اخبار $f(\cdot)$ ، بازنگری در تلاطم شرطی را که در اینجا به وسیله $\log(\sigma_t^2)$ نشان داده می‌شود، به اخبار ε_{t-1} مرتبط می‌کند. این مشخص‌نمایی، منعکس کننده واکنش نامتقارن نسبت به تغییرات ε_{t-1} است؛ زیرا برای $\varepsilon_{t-1} > 0$ داریم $\frac{\partial f}{\partial \varepsilon_{t-1}} > 0$ و اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ ، آنگاه $\frac{\partial f}{\partial \varepsilon_{t-1}} = \frac{\theta_1 - 1}{\sigma_{t-1}}$ و در صورتی که خبری نباشد، یعنی $\varepsilon_{t-1} = 0$ در حداقل مقدار خود قرار می‌گیرد. این عدم تقارن به طور بالقوه سودمند است؛ زیرا این امکان را فراهم می‌کند که تلاطم با سرعت بیشتری به شرایط بد بازار نسبت به شرایط خوب بازار از خود واکنش نشان دهد و این واقعیت تحقق یافته در بسیاری از بازارهای مالی است.

$$\begin{aligned} f(\cdot) \log(\sigma_t^2) \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1} &> 0 \frac{\partial f}{\partial \varepsilon_{t-1}} \\ &= \frac{\theta_1 + 1}{\sigma_{t-1}} \varepsilon_{t-1} < 0 \frac{\partial f}{\partial \varepsilon_{t-1}} \\ &= \frac{\theta_1 - 1}{\sigma_{t-1}} \varepsilon_{t-1} = 0 \end{aligned}$$

بنای آرفیما-گارچ ($\beta_{ARFIMA-GARCH}$) الگوی گارچ (1,1) را می‌توان به شکل الگوی آرما (1,1) با استفاده از مربع کردن پسماندها نوشت. به طور کلی برای الگوی گارچ (p,q) رابطه زیر برقرار است:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-i}^2$$

که این عبارت را می‌توان به سادگی به شکل رابطه زیر نوشت:

$$\phi(L)\varepsilon_t^2 = a + b(L)u_t$$

که در آن:

$$\begin{aligned} u_t &= \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2 \\ \phi(L) &= 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_m L^m \\ b(L) &= 1 - b_1 L - b_2 L^2 - \dots - b_q L^q \end{aligned}$$

۱- میانگین قدر مطلق خطای پیش‌بینی:

$$MAE = \sum_{t=T+1}^{T+K} |\hat{y}_t - y_t| / K$$

۲- شاخص RMSE به صورت زیر به دست می‌آید:

$$RSME = \sqrt{\frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}$$

که در آن y_t و \hat{y}_t به ترتیب مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده نوسانات است. بدین ترتیب، داخل پراتنز مقدار خطای پیش‌بینی را نشان می‌دهد. همچنین فاصله زمانی $t=T+1, T+2, \dots, T+h$ نشان‌دهنده دوره دوم (دوره پیش‌بینی گذشته‌نگر) است.

۳- ضریب نابرابری تایلر (TIC) نیز با رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$TIC = \frac{\sqrt{\left(\frac{1}{h}\right) \sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t^2/h) + \sum_{t=T+1}^{T+h} (y_t^2/h)}}$$

براساس این معیارها، هر قدر خطای پیش‌بینی کمتر باشد، توانایی الگو برای پیش‌بینی بیشتر است؛ بنابراین، الگویی که مقادیر کمتری از این معیارها را دارد، عملکرد بهتری در پیش‌بینی تلاطم‌ها خواهد داشت (الیاسیانی و منصور، ۲۰۰۵).

یافته‌ها

در الگوهای جزء خانواده گارچ شرط پایایی بسیار مهم است (نایتو، اربه و زاراگا^۲، ۲۰۱۴)؛ از این رو، آزمون پایایی برای دو متغیر الگو یعنی بازدهی سهام شرکت و شاخص بازار برای نمونه پژوهش به روش آزمون دیکی - فولر^۳ انجام شد. آماره آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیر بازده شرکت (Ri)، عدد ۷۷/۱۱۲۹- در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰۱ و برای بازده متغیر بازده بازار (Rm)، عدد ۴۱/۱۸۱۲- در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰۰ به دست آمد. مقادیر بحرانی برای هر دو متغیر در سطح ۰/۱، ۰/۵ و ۰/۱۰ استخراج شد که

استفاده از لگاریتم واریانس شرطی نشان داد، الگوی انباشته جزئی ایگارچ (فیگارچ)، به صورت رابطه زیر پیشنهاد می‌شود:

$$\sigma(L)(1-L)^d \ln \sigma_t^2 = a + \sum_{j=1}^q (b_j |x_{t-j}| + \gamma_j x_{t-j})$$

جایی که تعریف $\sigma(L)$ مطابق تعریف پیشین برای الگوی فیگارچ است، $\gamma_j \neq 0$ اجازه می‌دهد که اثر اهرمی در الگو در نظر گرفته شود و x_t پسماندهای استاندارد شده است:

$$x_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$$

بیلی، بولرسلف و میکلسون^۱ (۱۹۹۶) نشان دادند الگوی فیگارچ در صورتی که $0 < d < 1$ ، ماناست. در این روش با استفاده از فرایند حافظه بلندمدت، روند شاخص بتای ریسک سیستماتیک برای شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می‌شود که از یک روش جدید برای تخمین تابع حداکثر درست‌نمایی با فرایند آرفیما - فیگارچ استفاده می‌شود که دارای انباشتگی کسری $I(d)$ با یک جزء مانای آرما در میانگین شرطی است. این فرایند حافظه بلندمدت واریانس ناهمسان شرطی انباشته کسری از نوع فیگارچ را ایجاد می‌کند. همچنین دوره زمانی پژوهش نسبت به مطالعات قبلی دوره بلندمدت تری است که استفاده از این روش را توجیه می‌کند.

ذکر این نکته ضروری است که الگوهای مذکور را به راحتی می‌توان با نسخه ششم نرم‌افزار آکس متریکس به شکل تابلوی دیتا و با تعریف اثرات مقطعی و دوره‌ای برای دامنه وسیعی از واحد - سال‌ها به نرم‌افزار انتقال داد و فن‌های پیشرفته‌ای چون آرفیما - فیگارچ را روی آن آزمون کرد. در نهایت برای مقایسه قدرت پیش‌بینی الگوها از سه معیار زیر استفاده می‌شود:

2. Nieto, Orbe & Zarraga
3. Dicky Fuller

1. Bollerslev & Mikkelsen

که گشتاورهای ثابتی برای بازده ها وجود دارد. برای برآورد اثرات گارچ در سری زمانی ابتدا الگوی اولیه تخمین زده شد؛ سپس آزمون ضریب لاگرانژ اثر آرچ برای ناهمسانی واریانس ها بررسی شد (ریبیرو و همکاران، ۲۰۱۶) که نتایج آن در جدول (۱) آمده است:

مقدار آن برای متغیر بازده بازار به ترتیب $-۳/۴۳۰۳۳$ ، $-۲/۸۶۱۴۱$ ، $-۲/۵۶۶۷۴$ و برای بازده بازار به ترتیب $-۳/۴۳۰۳۳$ ، $-۲/۸۶۱۴۱$ ، $-۲/۵۶۶۷۴$ شد. تمام متغیرها در سطح پایاست و از این جنبه انجام الگوهای گارچ بلا مانع است؛ از این رو، به دلیل وجودنداشتن ریشه، واحد نامانایی سری زمانی رد می شود و این بدان معنی است

جدول (۱) نتایج برآورد الگو و آزمون اثرات آرچ (ضریب لاگرانژ) - متغیر وابسته

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	۰/۲۱۳۷۲۹	۰/۰۱۶۲۳۸	۱۳/۱۶	۰/۰۰۰۰
بازده بازار (Rm)	۰/۱۰۶۴۵۹	۰/۰۵۳۵۳۹	۱/۹۸۸	۰/۰۴۶۸
آزمون اثرات آرچ				
ARCH(p,q)		آماره F	سطح معنی داری	نتیجه
ARCH(1,3)		۲/۷۳۴۵	۰/۰۴۲۰	اثر آرچ دارد

اثرات آرچ از مرتبه سوم در آزمون ضریب لاگرانژ $۰/۰۴۲$ است و کمتر از $۰/۰۵$ است، الگو، اثرات آرچ دارد. در جدول (۲) نتایج برآورد الگوی گارچ آمده است:

در این جدول، نتایج برآورد الگوی حداقل مربعات و آزمون ضریب لاگرانژ مشخص شده است. همان طور که ملاحظه می شود، با توجه به اینکه احتمال رد فرضیه

جدول (۲) الگوی گارچ ترکیبی

پارامترها	ضرایب	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	$-۰/۰۴۶۰۹$	$-۰/۶۲۸۶$	$۰/۰۰۴۲$
بازده بازار (Rm)	$۰/۱۶۰۹۷$	$۲/۵۸۷$	$۰/۰۰۹۷$
ARCH(Alpha1)	$۰/۴۵۷۹۱۴$	$۲/۳۰۷$	$۰/۰۲۱۱$
ARCH(Alpha2)	$-۰/۳۱۰۰۹$	$-۱/۱۵۶$	$۰/۰۰۰۰$
ARCH(Alpha3)	$-۰/۱۲۷۲۲$	$-۰/۷۶۲۶$	$۰/۰۰۰۵$
GARCH(Beta1)	$۰/۹۸۴۶۱۹$	$۲۲۲/۵$	$۰/۰۰۰۰$
آزمون ناهمسانی شرطی tse		$RBD(2)=۰/۱۵۳۸۶۱$	نتیجه
سطح معناداری		$۰/۹۲۵۹۵۴۴$	همسانی واریانس

همان گونه که ملاحظه می شود، ضریب پارامترهای α_1 مربوط به الگوی گارچ، معنی دار به دست آمده است که برازش خوب ترکیب $P=1$ الگوی گارچ را نشان

در این جدول ضرایب و پارامترهای مربوط به الگوی گارچ (۱،۳) برای الگوی ریسک سیستماتیک سهام شرکت های بررسی شده نشان داده شده است.

می‌دهد. الگوی واریانس شرطی با پارامترهای معنی‌دار β_1 نشان می‌دهد انتخاب مرتبه $q=1$ برای معادله واریانس شرطی الگو مناسب است و الگو به طور کامل همگرایی دارد. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس نشان می‌دهد الگو مشکل ناهمسانی واریانس ندارد. از آنجا که هدف این پژوهش بررسی دقت الگوهای

گارچ در تخمین بهتر شاخص بتای ریسک سیستماتیک است، از دو الگوی دیگر یعنی الگوی نمایشی گارچ (ایگارچ) و الگوی گارچ ترکیبی با کوواریانس‌های شرطی افزوده شده (ام گارچ) نیز برای مقایسه استفاده شد که نتایج تخمین این الگوها در جداول (۳) و (۴) آمده است.

جدول (۳) نتایج الگوی ترکیبی ایگارچ (۳،۱)

پارامترها	ضرایب	آماره t	سطح معنی‌داری
عرض از مبدأ	-۰/۱۴۶۳۵	-۲/۸۹۴	۰/۰۰۳۸
بازده بازار (Rm)	-۰/۳۷۹	-۱/۱۰۵	۰/۰۰۴
ARCH(Alpha1)	۱/۴۰۶۲۷۶	۱/۴۳	۰/۰۴۲۵
GARCH(Beta1)	۰/۶۴۵۸۰۵	۷/۵۵۴	۰/۰۰۰۰
GARCH(Beta2)	۰/۵۵۱۲۸	-۴/۲۶۴	۰/۰۰۰۰
GARCH(Beta3)	۰/۸۳۹۶۰۵	۸/۵۹	۰/۰۰۰۰
EGARCH(Theta1)	۰/۰۸۹۷۳۹	۲/۷۸۵	۰/۰۰۵۴
EGARCH(Theta2)	۰/۰۸۵۳۰۱	۱/۳۲۷	۰/۰۳۵۱
آماره Q	Q(5)=۰/۰۸۶۴۸۲۱		نتیجه
Prob	۰/۷۶۸۶۹۸۰		وجودنداشتن همبستگی سریالی
آزمون ناهمسانی شرطی tse	RBD(2)=۰/۰۱۳۶۵۷۸		نتیجه
سطح معناداری	۰/۹۹۳۱۹۴۴		همسانی واریانس

جدول (۴) نتایج تخمین الگوی ام گارچ

پارامترها	ضرایب	robust-SE	آماره t	سطح معنی‌داری
عرض از مبدأ	-۰/۰۶۰۴۸	۰/۰۰۶۴۷۲	-۹/۳۴	۰/۰۰۰۰
بازده بازار (Rm)	۰/۰۰۰۲۳۸	۰/۰۰۵۱۶۷	۰/۰۴۶	۰/۰۰۲۵
alpha_0	۰/۰۳۶۸۷۲	۰/۰۱۵۰۳	۲/۴۵	۰/۰۱۴
alpha_1	۲/۷۷۶۴	۰/۵۱۳۸	۵/۴	۰/۰۰۰۰
beta_1	۰/۴۲۸۱۲	۰/۰۳۱۲۲	۱۳/۷	۰/۰۰۰۰
beta_2	۰/۰۲۱۵۰۵	۰/۰۴۶۷۴	۰/۴۶	۰/۰۰۵۴
beta_3	۰/۰۵۰۰۱۹	۰/۰۳۵۳۶	۱/۴۱	۰/۰۰۲۴
student-t	۲/۲۴۹۲۶	۰/۰۵۰۷۶	۴۴/۳	۰/۰۰۰۰
h_t	۰/۰۰۰۴۷۳	۰/۰۰۰۱۰۷	۴/۴۳	۰/۰۰۰۰
آماره Portmanteau	Chi^۲(۲۰۶)=۱۵۵/۴۱		نتیجه	
سطح معناداری	۰/۹۹۶۵		وجودنداشتن همبستگی سریالی	

بررسی می‌کند (تورک ایلماز، ۲۰۱۴). نتایج برآورد الگوی ام گارچ با درجه گارچ (۳ و ۱) نشان می‌دهد همه پارامترهای مربوط به الگوی واریانس شرطی معنی‌دار است و با توجه به معنی دار بودن ضریب شاخص بازار (Rm) می‌توان نتیجه گرفت که با ورود واریانس‌های شرطی، قدرت توضیح‌دهندگی الگو افزایش یافته است. برای انجام الگوی آرفیما - گارچ و آرفیما - فیگارچ ابتدا لازم است تخمین صحیح به روش آرفیما انجام شود؛ سپس نتایج حاصل از برآورد اولیه الگوی آرفیما که در آن وقفه بهینه فرایند اتورگرسیو و میانگین و درجه هم‌انباشتگی مشخص شده است، توسط آزمون ضریب لاگرانژ از نظر اثرات آرچ بررسی شود. در نهایت، با مشخص شدن وقفه‌های الگوی آرفیما و مشاهده مراتب اثرات آرچ الگوهای ترکیبی آرفیما - گارچ و آرفیما - فیگارچ قابل تخمین خواهد بود (تورک ایلماز، ۲۰۱۴). بر این اساس ابتدا الگوی آرفیما (1,d,1) برآورد شد که نتایج آن در جدول (۵) به همراه آزمون اثرات آرچ نشان داده شده است:

در این الگوی ترکیبی ضرایب و پارامترهای مربوط به الگوی ترکیبی ایگارچ (۱،۳) برای الگوی ریسک سیستماتیک سهام شرکت‌های بررسی شده نشان داده شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، ضریب پارامتر Θ_1 مربوط به الگوی واریانس شرطی نمایی ایگارچ معنی‌دار به دست آمده است که برآزش خوب ترکیب الگوی ایگارچ و روش تابلوی دیتا را نشان می‌دهد. همچنین الگوی واریانس شرطی با پارامترهای معنی‌دار β_1 تا β_3 نشان می‌دهد انتخاب مرتبه $q=3$ برای معادله واریانس شرطی الگو بجا و شایسته بوده است. همان‌گونه که در جدول (۴) نشان داده شده است، در الگوی ام گارچ، واریانس شرطی به منزله یکی از متغیرهای توضیحی وارد معادله میانگین شرطی واحدهای ترکیبی می‌شود. از آنجا که معادله میانگین شرطی در این پژوهش بیان‌کننده بازده کل بازار است، وارد کردن واریانس شرطی در معادله اصلی، ریسک بازار را نیز به منزله متغیر توضیحی وارد الگو می‌کند و امکان افزایش قدرت توضیحی الگوی تابلوی دیتا را

جدول (۵) نتایج برآورد الگوی آرفیما و آزمون اثرات آرچ (ضریب لاگرانژ)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
عرض از مبدأ	۰/۲۱۳۸۵۷	۰/۰۴۰۲۷۱	۵/۳۱	۰/۰۰۰۰
بازده بازار (Rm)	۰/۰۹۵۵۵۲	۰/۰۴۷۵۵۹	۲/۰۰۹	۰/۰۴۴۵
D-ARFIMA	۰/۰۸۶۷۸۶	۰/۰۱۸۶۳۴	۴/۶۵۷	۰/۰۰۰۰
AR(1)	-۰/۲۷۵۰۷	۰/۰۲۹۴۸۵	-۰/۹۳۲۹	۰/۰۱۴۷
MA(1)	۰/۳۳۶۸۰۲	۰/۲۷۵۰۲	۱/۲۲۵	۰/۰۰۰۰
آزمون اثرات آرچ				
ARCH(P,Q)		آماره F	سطح معنی‌داری	نتیجه
ARCH(1,1)		۲۵/۸۹۹	۰/۰۰۰۰	اثر آرچ دارد

کرده است. با توجه به اینکه احتمال رد فرضیه اثرات آرچ از مرتبه اول در آزمون ضریب لاگرانژ صفر است و کمتر از ۰/۰۵ است، الگو اثرات آرچ دارد. در

همان‌گونه که در این جدول مشاهده می‌شود، پارامتر D آرفیما معنی‌دار است و بیان می‌کند که برآزش الگوی آرفیما به قدرت توضیح‌دهندگی الگو کمک

جدول‌های (۶) و (۷) نتایج برآورد الگوهای ترکیبی آرفیما - گارچ و آرفیما - فیگارچ آمده است:

جدول (۶) نتایج تخمین الگوی آرفیما (1,0,D,1) گارچ (1,1)

پارامترها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	۰/۰۷۳۸۳۳	۰/۰۶۳۲۷۱	۱/۱۶۷	۰/۰۰۲۱
بازده بازار (Rm)	-۰/۹۹۹۵۵	۰/۵۰۶۹۸	-۱/۹۷۲	۰/۰۴۸۷
D-ARFIMA	-۰/۱۶۷۹۱	۰/۰۸۵۱۴	-۱/۹۷۲	۰/۰۴۸۶
AR(1)	۰/۲۴۵۷۰۲	۰/۱۸۸۳۸	۱/۳۰۴	۰/۰۲۱۳
MA(1)	۰/۱۲۸۸۱۹	۰/۱۴۴۵۴	۰/۸۹۱۲	۰/۰۳۲۶
CST(V)	۰/۲۷۷۲۵۲	۰/۲۰۴۸۳	۱/۳۵۴	۰/۰۱۵۶
ARCH(alpha1)	۰/۲۸۰۳۵۵	۰/۱۷۱۹۵	۱/۶۳	۰/۰۴۷۳
GARCH(beta1)	۰/۸۳۵۵۴۳	۰/۰۸۳۸۷	۹/۹۶۲	۰/۰۰۰۰۰
آزمون ناهمسانی شرطی tse		RBD(2)=۰/۰۵۶۲۵۴۰	نتیجه	
سطح معناداری		۰/۹۷۲۲۶۴۹	همسانی واریانس	

بهترین الگوی برآورد آرفیما - گارچ به صورت (1,0,D,1) - (1,1) است؛ زیرا با افزودن وقفه‌های دیگر الگو قابلیت همگرایی را نداشت. با توجه به نتایج جدول (۷)، مشاهده می‌شود که ضرایب D آرفیما و β معنادار است و از آنجا که مجموع ضرایب فوق کمتر از یک است، این موضوع مانایی کوواریانس فرایند

واریانس شرطی را نشان می‌دهد. همچنین آزمون ناهمسانی واریانس شرطی نشان می‌دهد الگو مشکل ناهمسانی واریانس ندارد. با توجه به معنی داری بودن ضریب بازده شاخص بازار (Rm) و معنی داری ضریب D آرفیما، می‌توان گفت برآورد به روش آرفیما به قدرت برآورد الگو افزوده است.

جدول (۷) نتایج تخمین الگوی آرفیما (1,0,D,1) - فیگارچ (1,D,1)

پارامترها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	۰/۰۶۰۰۸۱	۰/۰۴۹۸۲۸	۱/۲۰۶	۰/۰۳۲۵
بازده بازار (Rm)	۰/۱۳۶۶۶۶	۰/۰۶۳۷۲۳	۲/۱۴۵	۰/۰۳۲
D-ARFIMA	-۰/۰۸۸۸۳	۰/۰۴۳۵۹۱	-۲/۰۱۴	۰/۰۳۶۵
AR(1)	-۰/۰۵۵۰۱	۰/۰۲۲۳۸	-۲/۴۸۹۵	۰/۰۲۴۵
MA(1)	۰/۳۷۲۳۵۲	۰/۰۹۹۳۲۷	۳/۷۴۹	۰/۰۰۰۲
Cst(V)	۷۵/۳۰۷۱۱	۶۱/۸۵۱	۱/۲۱۸	۰/۰۴۹۷
D-FIGARCH	۰/۴۰۲۴۶۷	۰/۰۸۱۳۸۷	۴/۹۴۵	۰/۰۰۰۰
ARCH(Phi1)	۰/۶۷۶۰۴۸	۰/۲۶۹۷۹	۲/۵۰۶	۰/۰۱۲۲
GARCH(Beta1)	۰/۸۱۴۷۰۸	۰/۱۹۶۶۱	۴/۱۴۴	۰/۰۰۰۰
آزمون ناهمسانی شرطی tse		RBD(2)=۰/۰۱۱۹۴۵۳	نتیجه	
سطح معناداری		۰/۹۹۴۰۴۵۲	همسانی واریانس	

به معنی داربودن ضریب شاخص بازار (Rm) و معنی داری ضریب D فیگارچ، می توان گفت برآزش به روش آرفیما - فیگارچ به قدرت برآزش الگو افزوده است. در جدول (۸) با استفاده از مقادیر پیش بینی و مقادیر واقعی واریانس شرطی، معیارهای ارزیابی عملکرد الگوها شامل مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE)، میانگین قدر مطلق خطا (MAE) و ضریب تایل (TIC) برای چهار الگو محاسبه شد.

بهترین برآورد الگوی آرفیما (1,0,D,1) - فیگارچ (1,D,1) است؛ زیرا با افزودن وقفه های دیگر الگو قابلیت همگرایی را نداشت. با توجه به نتایج جدول (۷)، مشاهده می شود که ضرایب D فیگارچ معنی دار است و از آنجا که ضریب فوق کمتر از یک است، این موضوع مانایی کوواریانس فرایند واریانس شرطی را نشان می دهد. همچنین آزمون واریانس ناهمسانی شرطی نشان می دهد الگو مشکل ناهمسانی واریانس ندارد. با توجه

جدول (۸) مقایسه کارآیی الگوی آرفیما - فیگارچ با الگوهای دیگر

معیارهای خطای برآزش	گارچ	ایگارچ	ام گارچ	آرفیما - گارچ	آرفیما - فیگارچ
RMSE	۳/۵۱۳۹۵۲	۳/۴۴۳۰۷۳	۳/۴۷۵۵۳۷	۳/۴۲۹۵۳۱	۳/۴۱۰۰۳۶
MAE	۱/۸۲۳۰۷۷	۱/۷۶۷۵۳۶	۱/۷۵۹۹۰۲	۱/۷۵۴۱۶	۱/۷۴۳۴۸۱
TIC	۰/۷۹۸۱۸۵	۰/۹۴۹۳۵۲	۰/۸۵۷۸۹۴	۰/۶۹۵۶۷۷	۰/۶۶۷۸۳۳

بتای ریسک سیستماتیک بازار بورس و اوراق بهادار تهران را دارد. نتایج حاصل از قبول این فرضیه نشان می دهد نتیجه گیری درباره پیش بینی تلاطم بازده سهام با استفاده از الگوی سری زمانی به تنهایی سبب قضاوت نادرست درباره الگوی نظام مند می شود. اثرات آرج و گارچ و نوع چینش آنها یا اثرات معنی دار دیگر در معادله واریانس همچون اثرنمایی معکوس جمله ایگارچ یا نکویی برآزش الگوی کسری انباشته فیگارچ و دیگر الگوهای است که اگر به تنهایی بررسی شود، معیارهای نکویی برآزش را به دست می آورد؛ اما نتایج حاصل از قبول این فرضیه تأیید می کند که در ارائه نتایج پیش بینی به دست آمده از مطالعه و بررسی تلاطم بازده، انتخاب نوع خاص از الگوهای خانواده گارچ پیامد محدودکننده ای را برای نتایج مطالعه های از این دست دارد و آن قیدی است که پژوهشگر به الگو تحمیل کرده است. این قید انتخاب یک شکل خاص برای

با توجه به جدول (۸) الگویی که کمترین خطای پیش بینی را دارد، به منزله بهترین الگو شناخته می شود. همان طور که ملاحظه می شود الگوی آرفیما - فیگارچ از نظر هر سه معیار کمترین خطا را دارد که نشان می دهد برآزش این الگو از تمام الگوهای گارچ، ایگارچ، ام گارچ و آرفیما - گارچ بهتر است.

نتایج و پیشنهادها

هدف از این مقاله مقایسه کارآیی ۵ الگو از الگوهای خانواده گارچ ترکیبی در الگوسازی و اندازه گیری شاخص بتای ریسک سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران بود. براساس یافته های حاصل از این پژوهش از بین ۵ الگوی خانواده گارچ، الگوی آرفیما - فیگارچ براساس هر سه معیار مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE)، میانگین قدر مطلق خطا (MAE) و ضریب تایل (TIC)، بهترین عملکرد پیش بینی شاخص

است. مطابق نتایج این پژوهش، خانواده الگوهای گارچ و از جمله الگوی آرفیما-فیگارچ ممکن است کمک بزرگی در زمینه برآورد ریسک سیستماتیک و ارزش‌گذاری قیمت سهام کند.

با توجه به تأثیر پذیری ریسک سیستماتیک از شرایط بازار در بلندمدت به تحلیل‌گران و سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان پیشنهاد می‌شود در تحلیل‌های خود برای ارزیابی ریسک سیستماتیک و با توجه به محدودیت‌های اساسی الگوهای سنتی از الگوهای خانواده گارچ به ویژه الگوی آرفیما - فیگارچ استفاده کنند؛ زیرا همان‌طور که نتایج این پژوهش و پژوهش‌های مشابه نشان می‌دهد دقت این الگوها بسیار بیشتر از الگوهای سنتی است و الگوی آرفیما - فیگارچ توانایی بررسی تأثیر بلندمدت نوسانات را دارد.

منابع فارسی

- عباسی نژاد، ح. و تشکینی، ا. (۱۳۸۹). *اقتصادسنجی کاربرد پیشرفته*، تهران: انتشارات دانشکده علوم اقتصادی و نور علم.
- فلاح شمس، م. (۱۳۸۹). *بررسی مقایسه‌ای کارایی مدل ریسک سنجی و مدل اقتصادسنجی GARCH* در پیش‌بینی ریسک بازار در بورس اوراق بهادار تهران. *مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی*، ۵: ۱۵۹-۱۳۷
- فلاح شمس، م. و پناهی، ی. (۱۳۹۳). *مقایسه کارایی مدل‌های خانواده GARCH در مدل‌سازی و اندازه‌گیری ریسک نقد شوندگی بورس اوراق بهادار تهران، دانش سرمایه‌گذاری*، ۹: ۲۱ - ۴۱.
- حسین‌پور، ع. و سعیدی، پ. (۱۳۹۵). *رابطه بین نسبت‌های مالی و ریسک سیستماتیک در صنعت*

معادله واریانس شرطی است که انتقاد زیادی به آن وارد است؛ بنابراین، این پژوهش تأیید می‌کند که هرچه به‌جای استفاده از شکل خاص، از انواع الگو و مقایسه آنها و انتخاب الگوی مطلوب بیشتر استفاده شود، از تحمیل برآورد مقید معادله واریانس کاسته می‌شود و کارایی برآوردگرهای معادله واریانس شرطی افزایش می‌یابد. این نکته یکی از نتایج متمایز این پژوهش با پژوهش‌های قبلی است و در نتیجه‌گیری بر مبنای نظریه‌های کلاسیک ارزش‌گذاری قیمت سهام مؤثر است. همچنین نتایج این فرضیه با نتایج پژوهش کرنی و پاتن^۱ (۲۰۰۰) همسوست؛ زیرا آنها نشان دادند چگونه بازده‌های مثبت و منفی بر واریانس شرطی تأثیر می‌گذارد، چگونه این اثرات ممکن است در طول زمان ماندگار باشد و سبب توزیع‌های شرطی بازده با دنباله‌های سنگین شود. بیلی و همکاران (۱۹۹۶) معتقدند وجود ریشه واحد در واریانس ممکن است ویژگی‌های محدودکننده را منعکس کند. آنها همچنین گزارش کردند که بهتر است تلاطم بازار سهام آمریکا با یک فرایند بازگشت به میانگین فیگارچ الگوسازی شود. همچنین نتایج پژوهش حاضر شواهدی قوی مبنی بر متقارن بودن نوسانات ریسک سیستماتیک ارائه می‌کند؛ به این مفهوم که اخبار بد (تکانه‌های منفی) و اخبار خوب سبب نوسانات آتی مشابهی خواهد شد. در این پژوهش برای اولین بار الگوی آرفیما - فیگارچ به منزله الگویی مناسب برای الگوسازی ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران مطرح شد و با توجه به گسترش روزافزون بازار بورس اوراق بهادار تهران، بی‌ثباتی بیشتر و نوسانات شدید بازدهی بازار بورس تهران، استفاده از سازوکارهایی که بتوان به کمک آنها ریسک بازار را در آینده پوشش داد، امری ضروری

- variables in diverse economic conditions. *Managerial Finance*, 33, 553-573. Doi: 10.1108/03074350710760296.
- Brooks, R. D., Foff, R. W., & McKenzie, M. D. (1998). Time-varying beta risk of Australian industry portfolios: A comparison of modeling techniques. *Australian Journal of Management*, 23 (1), 1-22. Doi: 10.1177/031289629802300101.
- Cai, Z., Ren, R. W. (2011). A new estimation on time-varying betas in conditional CAPM. *Miscellaneous Papers*. 7: 211-217. Available at: <http://www.fas.nus.edu.sg/ecs/events/seminar/seminar-papers/16Aug11.pdf>.
- Ceremeno, R., & Grier, K. (2001). Modeling GARCH processes in panel data: Theory, simulations and examples. working paper. University of Oklahoma. Available at: https://www.researchgate.net/publication/253914511_Modeling_GARCH_processes_in_Panel_Data_Theory_Simulations_and_Examples.
- Choudhry, T., & Wu, H. (2009). Forecasting the weekly time-varying beta of UK firms: GARCH models vs Kalman Filter method. *European Journal of Finance*, 15 (4), 437-444. Doi: 10.1080/13518470802604499.
- Damodaran, A. (2010). *Applied Corporate Finance*. New York: John Wiley & Sons.
- Elyasiani, E., & Mansur, I. (2005). The association between market and exchange rate risks and accounting variables: A GARCH model of the Japanese banking institutions. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 25, 183-206. Doi: 10.1007/s11156-005-4248-6.
- Fabozzi, F., & Francis, J. (1978). Beta as a random coefficient. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13, 101-116. Doi: 10.2307/2330525.
- Faff, R., Hillier, W., & Hillier, D. J. (2000). Time varying beta risk: An analysis of alternative modelling techniques. *Journal of Business Finance & Accounting*, 27: 523-554. Doi: 10.1111/1468-5957.00324.
- Fallah Shams, M. (2010). Comparative study of the effectiveness of risk assessment
- سیمان در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات بررسی های مدیریت*، ۲: ۸۴-۸۰.
- کیقبادی، ا. و احمدی، م. (۱۳۹۵). مقایسه کارایی روش های ARCH و GARCH در پیش بینی ارزش در معرض ریسک جهت انتخاب پرتفولیوی بهینه، *پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۳۲: ۶۳-۸۲.
- کشاورز حداد، غ. (۱۳۹۵). اقتصاد سنجی داده های خرد و ارزیابی سیاست، تهران: نشر نی.
- رحمانی، ع؛ پیکارجو، ک. و عزیز، م. (۱۳۹۳). رابطه بتای بازار سهام با متغیر های کلان اقتصادی و اطلاعات حسابداری، *دانش سرمایه گذاری*، ۱۰: ۴۷-۶۶.

References

- Abbasi Nejad, H., & Tashkini, A. (2010). *Advanced Applied Econometrics*. Tehran: Economical Science Faculty. (in persian).
- Alalaya, B. T. (2014). A case study: Study of Amman Stock Exchange volatility during 1994-2013. *International Business Research*, 5, 80-90. Doi: 10.5539/ibr.v7n5p80.
- Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 74, 3-30. Doi: 10.1016/S0304-4076(95)01749-6.
- Baillie, R. T., & Chung, F. C. (1996). Analysing inflation by the fractionally integrated ARFIMA-GARCH model. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 23-40. Doi: 10.1002/(SICI)1099-1255(199601)11:1<23::AID-JAE374>3.0.CO;2-M.
- Brealey, R. A., Myers's, C., & Allen. F. (2006). *Principiosde Finanzas Corporativas*. Madrid: McGraw-Hill. ISBN: 978-007-340510-0.
- Brimble, M., & Hodgson, A. (2007). Assessing the risk relevance of accounting

- Financial Accounting and Audit Research*, 32, 63-82. (in persian). Available at: <http://faar.iauctb.ac.ir/article-528671.html>.
- Luchtenberga, K. F., & Vu, Q. V. (2015). The 2008 financial crisis: Stock market contagion and its Determinants. *Research in International Business and Finance*, 33, 178-203. Doi: 10.1016/j.ribaf.2014.09.007.
- Mergner, S., & Bulla, J. (2008). Time-varying beta risk of Pan-European industry portfolios: A comparison of alternative modeling techniques. *European Journal of Finance*, 14, 771-802. Doi: 10.1080/13518470802173396.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59, 34-70. Doi: 10.2307/2938260.
- Nelson, C. R., & Charles, I. P. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10 (2), 139-162. Doi: 10.1016/0304-3932(82)90012-5.
- Nieto, B., Orbe, S., & Zarraga, A. (2014). Time-varying market beta: Does the estimation methodology matter? *Sort-Statistics and Operations Research Transactions*, 38, 13-42. Available at: <https://www.raco.cat/index.php/SORT/article/view/277216>.
- Noseleit, F. (2013). Entrepreneurship, structural change and economic growth. *Journal of Evolutionary Economics*, 23 (4), 735-766. Doi: 10.1007/s00191-012-0291-3.
- Pederzoli, C. (2006). Stochastic volatility and GARCH: A comparison based on UK stock data. *European Journal of Finance*, 12, 41-59. Doi: 10.1080/13518470500039121.
- Poon, H., & Granger, C. (2003). Forecasting volatility in financial markets: A review. *Journal of Economic Literature*, 41 (2), 478-539. Doi: 10.1257/002205103765762743.
- Rahmani, A., Peikarjoo, K., & Azizi, M. (2014). The relationships between market beta with macroeconomic variables and accounting information. *Investment Knowledge*, 3: 47-66. (in model and GARCH econometric model in market risk forecasting of Tehran Stock Exchange. *Financial Engineering and Securities Management*, 6, 137-157. (in persian). Available at: http://fej.iauctb.ac.ir/article_511785.html.
- Fallah Shams, M., & Panahi, Y. (2014). Efficiency comparison among GARCH models in modeling and liquidity measurement; A case study of Tehran Stock Exchange. *Investment Knowledge*, 3, 21-42. (in persian). Available at: http://jik.srbiau.ac.ir/article_7592.html.
- Fama, E., & French, K. R. (1995). Size and book to market factors in earning and returns. *Journal of Finance*, 50, 131-155. Doi: 10.1111/j.1540-6261.1995.tb05169.x.
- Girardi, G., & Ergün, A. T. (2013). Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of Covar. *Journal of Banking and Finance*, 37, 3169-3180. Doi: 10.1016/j.jbankfin.2013.02.027.
- Granger, C. W. J., & Joyeux, R. (1980). An introduction to long memory time series models and fractional difference. *Journal of Time Series Analysis*, 1: 15-29. Doi: 10.1111/j.1467-9892.1980.tb00297.x.
- Hosking, J. R. M. (1981). Fractional differencing. *Biometrika*, 68 (1), 165-176. Doi: 10.2307/2335817.
- Hosseinpour, A., & Saeidi, P. (2016). The relationship between financial ratios and systematic risk in cement industry in Tehran stock exchange. *Research Journal of Management Reviews*, 2 (2), 80-84. (in persian). Available at: <http://jafesjournal.com/fulltext/paper-29012016211230.pdf>.
- Kearney, C., & Patton, A. J. (2000). Multivariate GARCH modeling of exchange rate volatility transmission in the European monetary system. *Financial Review*, 41, 29-48. Doi: 10.1111/j.1540-6288.2000.tb01405.x.
- Keshavarz Haddad, G. (2015). *Microeconomic Data Economics and Policy Evaluation*. Tehran: Ney Press. (in persian).
- Keyghobadi, A. R., & Ahmadi, M. (2017). Comparison of the efficiency of GARCH and ARCH methods in forecasting value at risk for optimal portfolio selection.

Robinson, F. P. (2003). *Time Series with Long Memory*. New York: Oxford University Press.

Turkyilmaz, S. (2014). Long memory behavior in the returns of Pakistan stock market: ARFIMA-FIGARCH models. *International Journal of Economics and Financial*, 4(2), 400-410. Available at: <http://www.econjournals.com/index.php/ijefi/article/view/784>.

persian). Available at: <http://jik.srbiau.ac.ir/article-7605.html>.

Ribeiro, P. P., Ceremeno, R., & Curto, J. D. (2016). Sovereign bond markets and financial volatility dynamics: Panel-GARCH evidence for six Euro area countries. *Finance Research Letters*, 21, 107-114. Doi: 10.1016/j.frl.2016.11.011.