Asset Management and Financing
Vol. xxx, Issue. xxx, No. xxx,
Received: 8/8/2017 Accepted:1/1/2018
PP:

فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال .....، شماره...... شماره پیاپی (...) ....
تاریخ دریافت: ۹۶/۵/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۰/۱۱
صص: ....

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

Nemat Rastgoo [1], 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
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. Accordingly, the relevant data for 174 companies in Tehran stock exchange were extracted daily for the period 1385-1394. 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، دانشکدهٔ تحصیلات تکمیلی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کاشان، ایران
nemat.rastgoo@yahoo.com
۲- دانشیار، گروه حسابداری، دانشکدهٔ تحصیلات تکمیلی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کاشان، ایران
h.panahian@iaukashan.ac.ir

چکیده
بازار سهام هر کشوری علاوه بر منعکس‌کردن ساختار اقتصادی آن کشور، منبع مهم گردش سرمایه در آن محسوب می‌شود؛ بنابراین، شناخت عوامل ایجادکنندهٔ بی‌ثباتی در بازار سهام اهمیت زیادی برای برنامه‌ریزان اقتصادی دارد. از عوامل شناخته‌شده در مدیریت سبد سهام، مطالعه دربارهٔ 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 باقی‌ماندهٔ الگوی رگرسیونی متمرکز است و متغیر وابستهٔ آن بازده بازار و متغیر مستقل آن لگاریتم طبیعی تغییرات شاخص قیمت و بازده نقدی[۶] به‌منزلهٔ سودآوری سبد بازار است؛ ازاین‌رو، داده‌های مرتبط برای ۱۷۴ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران و به‌صورت روزانه برای بازهٔ زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۵ استخراج شد. پس از تحلیل و بررسی داده‌ها در نرم‌افزار اُکس متریکس[۷] و بررسی الگوها با استفاده از سه معیار مجذور میانگین مربعات خطا[۸]، میانگین قدر مطلق خطا[۹] و ضریب تایل[۱۰]، نتایج نشان داد الگوی آرفیما - فیگارچ در هر سه معیار کمترین خطا را دارد که نشان‌دهندهٔ کارآیی زیاد الگو در برآورد بتای ریسک سیستماتیک است.
واژه‌های کلیدی: ریسک سیتماتیک، الگوهای گارچ، شاخص نابرابری تایل، 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 مسؤول

مقدمه

بحران های مالی اخیر بر اهمیت ریسک سیستماتیک به منزلۀ عامل بسیار مهم و مؤثر بر سیستم مالی تأکید ویژه‌ای دارد (لوچنبرگا و وو[1]، ۲۰۱۵). تخمین بتای بازار با الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[2] با وجود محدودیت‌های موجود، روشی مطمئن برای اندازه گیری ریسک به شمار می‌آید. گواه این واقعیت این است که در بسیاری از مطالعات انجام شده ازجمله برلی، میزر و آلن[3] (۲۰۰۶) و داموداران[4] (۲۰۱۰) از این روش به منزلۀ بهترین روش پذیرفته‌شده و در عمل نیز به‌منزلۀ حرفه‌ای‌ترین روش استفاده شده است. روش حداقل مربعات معمولی که تاکنون نیز به‌طور گسترده‌ای استفاده شده است، در عمل تخمین کارآیی از بتا نداشته است (علالایا[5]، ۲۰۱۴).

در سال‌های اخیر پژوهش‌هایی 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[6]، ۲۰۰۵). یکی از پیش فرض های محدودکنندۀ مطالعات در زمینۀ بررسی ریسک سیستماتیک، انتخاب شکلی مقید برای الگوی ریسک بازار است. برای مثال، انتخاب شکل خاص از الگوها ممکن است سبب به‌دست‌آمدن 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 فرض‌های مختلف تحمیلی دربارۀ شکل رگرسیون گارچ، شناخته و بررسی شده است (علالایا، ۲۰۱۴). انگیزۀ اصلی این پژوهش ایجاد بحثی دربارۀ روش کنونی اندازه‌گیری ریسک بازار با استفاده از الگوهای جدید اقتصادسنجی و استفاده از روش‌های ترکیبی است؛ ازجمله الگوهای ترکیبی برای سنجش ریسک در مدیریت مالی، استفاده از طیفی از خانوادۀ آرفیما - گارچ و آرفیما - فیگارچ و بررسی و نتیجه گیری از آن براساس شاخص های قدرت پیش‌بینی الگوی نهایی است. در سال‌های اخیر به این الگوها در علوم مالی و ارزیابی ریسک توجه زیادی شده است؛ اما مطالعه‌ای داخلی با این موضوع یافت نشد که از کاربردهای ترکیبی آرفیما - فیگارچ استفاده کرده باشد. مهم‌ترین ویژگی این پژوهش بررسی روش های جدید ازجمله ترکیب فن تابلوی دیتای آرفیما - فیگارچ در بحث تخمین ریسک سیستماتیک است؛ بنابراین، در این پژوهش ریسک سیستماتیک با روش‌های گارچ، ایگارچ، ام گارچ، آرفیما - گارچ و آرفیما - فیگارچ و با استفاده از شاخص قیمت و بازده نقدی به‌منزلۀ سودآوری سبد بازار برآورد شده است و مطالعه ای برای توسعۀ یافته‌های کیقبادی و احمدی (۲۰۱۷) است. درنهایت به‌طور 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 بازۀ زمانی بلندمدت ۱۰ساله و داده‌های روزانۀ مربوط به بازده شرکت‌ها و سودآوری سبد بازار در این بازۀ بلندمدت، استفاده از تغییرات شاخص به منزلۀ سودآوری سبد بازار و بازده بازار و محاسبۀ مقایسه‌ای ریسک سیستماتیک مبتنی بر الگوهای گارچ، این پژوهش را از پژوهش‌های قبلی متمایز می‌کند. در ضمن باید تأکید کرد که

---

1 Luchtenberga & Vu
2. CAPM
3. Brealey, Myers's & Allen
4. Damodaran
5. Alalaya
6. Elyasiani & Mansur

انتخاب بهترین الگو برای پیش بینی ریسک با مبانی الگوهای گارچ، به این سؤال مهم پاسخ می‌دهد که آیا ساختار تلاطم در سری زمانی بازده سهام از الگوی معادلهٔ واریانس شرطی تبعیت می‌کند یا خیر که در صورت اثبات اثرات گارچ با شکل های ساده تر (مانند این مقاله و مقاله های متعدد دیگر)، می توان با شناسایی ساختار واریانس بازده، ریسک نهفته در بازده سهام را پیش‌بینی کرد.

مبانی نظری

در جوامع امروزی تقریباً همهٔ 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 می آید. اینگونه ریسک ها ناشی از عواملی است که بر کارآیی کلی بازار اثر می گذارد و ریسک کنترل‌ناپذیر هم نامیده می‌شودکه نمی‌توان آن را به‌وسیلهٔ متنوع‌سازی کاهش داد (حسین پور و سیدی، ۲۰۱۶). از بتا به‌منزلهٔ معیار و شاخص ریسک سیستماتیک استفاده می‌شود. این معیار نشان دهندهٔ نوسانات بازده یک دارایی مالی نسبت به نوسانات بازده شاخص بازار است. یکی از فرض های مهم الگوی کلاسیک قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای این است که سرمایه‌گذاران از بازدهی موردانتظار و ماتریس - واریانس کوواریانس یکسان در تعیین ریسک بهینهٔ سبدی از دارایی‌های قابل‌نگهداری استفاده می‌کنند. با وجود این، فرض می‌شود شاخص بتا ثابت است (چادوری و وو[1]، ۲۰۰۹). باید توجه کرد که این فرض بسیاری از واقعیت‌های اقتصادی را نقض می‌کند؛ واقعیت‌هایی که به‌سرعت در حال تجربه‌کردن تغییرات ساختاری است (نوسلیت[2]، ۲۰۱۳). بر پایهٔ مطالعات گذشته، تغییر ریسک جریان نقدی بنگاه‌های مالی در طی چرخه‌های تجاری و تغییر وضعیت‌های مختلف اقتصادی و به‌روزشدن مجموعهٔ اطلاعات موجود در طی زمان ثبات شاخص بتا را نقض می کند (فابوزی و فرانسیس[3]، ۱۹۷۸؛ کای و رن[4]، ۲۰۱۱). مطالعات تجربی نیز فرض ثبات شاخص بتا را در الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای رد کرده است (فاما و فرنچ[5]، 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؛ ازاین‌رو، به‌کارگیری روش برآورد حداقل مربعات معمولی در تخمین شاخص بتا در عمل امکان‌پذیر نیست؛ زیرا به‌کارگیری این روش مستلزم برقراری فرض‌های بسیاری نظیر پایداری پارامترها و همسان‌بودن واریانس اجزای اخلال الگوست (بروکز ، فاف و مکنزی[6]، ۱۹۹۸)؛ در حالی که ناهمسانی واریانس، تغییرپذیری و نوسان ویژگی‌های جدایی‌ناپذیر بازارهای مالی است؛ بنابراین، در مطالعه های تجربی اخیر روش‌های جایگزین پیشنهاد شده است.

از فرض‌های اصلی و کلاسیک اقتصادسنجی، ثابت‌بودن واریانس جملات اخلال است که فرضی محدودکننده به شمار می آید. انگل[7] برای رهایی از این فرض روش جدیدی پایه گذاری کرد. او به الگوسازی تلاطم خوشه‌ای پرداخت؛ البته با این فرض که واریانس

1. Choudhry & Wu

2. Noseleit
3. Fabozzi & Francis
4. Cai & Ren
5. Fama & Ferench
6. Brooks, Faff & Mckenzie
7. Engel

شرطی به‌صورت تابعی خودهمبسته است که از پسماندهای قبلی تأثیر می گیرد؛ درواقع، در این الگو اجازه داده می‌شود که اثر یک شوک در طول زمان به‌سرعت محو نشود. انگل نشان داد زمانی که درجهٔ همبستگی در پسماندها قوی است، کارآیی استفاده از روش آرچ در مقایسه با روش حداقل مربعات معمولی بالاتر است. در حالت کلی فرایند مرتبهٔ q ام از آرچ و تابع حداکثر راست نمایی آن توسط معادلهٔ زیر ارائه می شود (انگل، ۱۹۸۲ به نقل از فلاح شمس و پناهی، ۲۰۱۴):

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

بنابراین به‌دلیل اینکه داده‌های استفاده‌شده در این پژوهش، روزانه و فرکانس بالایی دارد، انتظار می رود اثرات آرچ وجود داشته باشد و با آزمون به وجود آنها پی برده شود. ازطرفی با مشاهدهٔ اثرات آرچ، برآورد ضرایب اعتمادکردنی نیست؛ به همین دلیل به الگو سازی واریانس نیاز دارد و از الگوهای گارچ استفاده می شود 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 سری های زمانی مالی است که معادلهٔ آن به شکل زیر است (پون و گرانجر[1]، ۲۰۰۳؛ کشاورزحداد، ۲۰۱۵):

$$y_t = \acute{x}_t \gamma + \varepsilon_t$$
$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon^2_{t-1} + \beta_1 h_{t-1}$$
$$y_t = \acute{x}_t \gamma + \varepsilon_t h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon^2_{t-1} +$$
$$\beta_1 h_{t-1} \; y_t = \acute{x}_t \gamma + \varepsilon_t$$
$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon^2_{t-1} + \beta_1 h_{t-1}$$

معادلهٔ اول که میانگین شرطی الگوست، به منزلهٔ تابعی از متغیرهای برون‌زا با جزء اخلال ε_t است. از آنجا که واریانس هر دوره به‌وسیلهٔ واریانس دورهٔ قبل پیش‌بینی می‌شود، به آن واریانس شرطی می گویند. واریانس شرطی که با معادلهٔ دوم مشخص می‌شود از سه جزء زیر تشکیل می‌شود: میانگین ω، اخبار راجع به نوسان‌پذیری در دورهٔ گذشته که به‌وسیلهٔ متغیر تأخیری مربع پسماند از معادلهٔ اول به دست می‌آید و (ε^2_{t-1}) 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 مرتبهٔ اول (عبارت اول از سمت چپ در پرانتز) و جزء آرچ مرتبهٔ اول (عبارت دوم از سمت چپ در پرانتز) الگوی آرچ معمولی شکل خاصی از الگوی گارچ اشاره دارد که در معادلهٔ واریانس شرطی آن یعنی همان معادلهٔ دوم جزء پیش‌بینی واریانس تأخیری (h_{t-1}) وجود ندارد. اولین بار نلسن[2] (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 به‌صورت مثبت باقی می‌ماند (بریمبل و هادسون[3]، ۲۰۰۷)؛ ازاین‌رو، الگو این واقعیت را توضیح می‌دهد که شوک‌های منفی سبب واریانس شرطی بزرگ‌تری نسبت به شوک‌های مشابه مثبت می‌شود و معادلهٔ آن بدین صورت است:

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

در بررسی های اولیه دربارهٔ ویژگی های متغیرهای سری زمانی، نلسون و چارلز[4] (۱۹۸۲) دریافتند که بیشتر متغیرهای اقتصادی در سطح نامانا‌ست و با یک بار تفاضل گیری مانا می‌شود که حرکت این نوع متغیرها با فرایند آریما[5] (p, d, q) توضیح داده می‌شود. در تحلیل

1. Poon & Granger
2. Nelson
3. Brimble & Hodgson
4. Charles
5. ARIMA

باکس و جنکینز [1] از سری‌های زمانی، متغیرها یا مانا و دارای حافظهٔ بلندمدت و ویژگی بازگشت به میانگین است یا اینکه نامانا‌ست و در صورت نبود جزء فصلی با چند بار تفاضل گیری که به درجهٔ هم‌انباشتگی متغیرها (d) بستگی دارد، مانا می‌شود. تصور غالب این بود که درجهٔ هم انباشتگی همیشه عدد صحیح است؛ اما گرنجر و جویکس [2] (۱۹۸۰) و هاسکینگ [3] (۱۹۸۱) با بسط الگوهای آریما نشان دادند درجهٔ هم‌انباشتگی ممکن است عدد صحیح نباشد و در مواردی نیز کسری است (تورک ایلماز [4]، ۲۰۱۴). بررسی وجود حافظهٔ بلندمدت دربارهٔ جذب یا دفع شوک در شاخص های مختلف اقتصادی، به ویژه تورم و بازار پول جذابیت پژوهشی زیادی دارد. به‌طوری که توجه پژوهشگران اقتصادسنجی و حتی اقتصاددانان کلان را در زمینه‌های سری زمانی به خود جلب کرده است. از اواسط دههٔ ۸۰، پژوهشگران اقتصادسنجی به وجود انواع دیگری از نامانایی و پایداری تقریبی در بسیاری از متغیرهای دارای روند تصادفی در زمینه های مالی و اقتصادی پی بردند. مهم‌ترین ویژگی اینگونه متغیرها آن است که نمودار خودهمبستگی (ACF) نزولی اما غیرنمایی (هیپربولیک) دارد (عباسی‌نژاد و تشکینی، ۲۰۱۰).

بیلی و چانگ [5] (۱۹۹۶) (به نقل از انگل و کرونر [6]، ۱۹۹۵)، الگوی ام گارچ را ایجاد کردند تا قادر باشند اثرات چندین متغیر را بر یکدیگر بررسی کنند. روابط زیر بیان‌کنندهٔ معادلات میانگین و واریانس شرطی الگوی ام‌گارچ (p,q) است:

$$y_t = \mu_t + \sigma_t z_t \quad , z_t \text{NID}(0,1)$$
$$\mu_t = a + \sum_{i=1}^{k} b_i X_{i,t}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + .. + \alpha_q\varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2 + .. + \beta_p\sigma_{t-p}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p}\beta_i\sigma_{t-i}^2 \qquad \varepsilon_t \text{NID}(0, \text{H}_t)$$

واریانس شرطی تابع مقدار تأخیرهای خود و تأخیر های 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 توزیع‌شده است. به‌دنبال بررسی‌های اولیه در زمینهٔ وجود ریشهٔ واحد و فرایندهای نامانا، مطالعات اولیه در زمینهٔ فرایندهای خودهمبستهٔ میانگین متحرک انباشتهٔ کسری [7] 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 ام‌گارچ)، الگوی جدیدی برای تحلیل رابطهٔ بین میانگین و واریانس شرطی یک فرایند با حافظهٔ بلندمدت و دارای روند نزولی در سطح فراهم می کند؛ این در حالی است که نوسانات در طول زمان متغیر است (بیلی و چانگ، ۱۹۹۶). رابینسون [8] (۲۰۰۳) حافظهٔ بلندمدت را چنین تعریف کرده است: حافظهٔ بلندمدت به‌طور معمول جزیی از اتوکوواریانس یا ساختار چگالی طیفی را تشریح می کند. در یک الگوی کوواریانس مانای سری زمانی می‌توان چنین فرض کرد که اگر $x_t, t = 0, \pm1, ...$ براساس نوع الگوی سری زمانی در دورهٔ t به‌صورتی تعریف شود که $E(x_t) = \mu$ و $cov(x_t, x_{t-1}) = \gamma(j)$ و هیچ وابستگی به زمان نداشته باشد و اگر ساختار تابع توزیع چگالی به صورت

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

پیوسته داشته باشد، چگالی طیفی براساس الگوی زیر دارد (ریبیرو، سرمینو و کورتو[1]، ۲۰۱۶):

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

به‌طوری که $f(\lambda)$ تابعی غیرمنفی است و دورهٔ تناوب 2π در بازهٔ π [، $-\pi$] دارد؛ بنابراین، x_t فرایندی با حافظهٔ بلندمدت است، اگر:

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

به‌طوری 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 حافظهٔ کوتاه‌مدت دارد، اگر:

$$0 < f(0) < \infty$$

الگوی ترکیبی گارچ (p,q) دو مزیت دارد: یکی اینکه لازم نیست دورهٔ زمانی طولانی باشد تا حجم نمونه به اندازهٔ کافی بزرگ باشد؛ ازاین‌رو، امکان کوتاه کردن دورهٔ زمانی فراهم می‌شود تا از اطلاعات جدید برای الگوسازی استفاده شود؛ درنتیجه لحاظ کردن داده‌های اخیر ممکن است توانمندی الگو را افزایش دهد. دوم اینکه می‌توان نمونه‌ای متنوع از شرکت‌های مختلف در بورس را انتخاب کرد؛ درنتیجه الگو براساس اطلاعاتی برآورد می‌شود که سبب شناسایی بهتر رفتار متغیر مالی می‌شود؛ ازاین‌رو، الگوی ترکیبی گارچ (p,q) پایهٔ پژوهش به شرح زیر است (سرمینو و گری‌یر[2]، ۲۰۰۱):

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

که در معادلهٔ میانگین مذکور، m نمایندهٔ اثرات ثابت یا تصادفی صنایع i است. x برداری از متغیرهای مجازی و بیان کنندهٔ بازدهی صنایع است. برای سری زمانی، الگوی تلاطم زمانی بازده‌ها به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

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

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 (جملهٔ گارچ)، h_{t-n} جملهٔ ARCH یا همان واریانس شرطی با n دوره تأخیر است.

در تابلویی از سری‌ها، یک الگوی عمومی به همهٔ پارامترها ازقبیل μ_t، α_0، $\alpha_1 \ldots \alpha_m$ و $\delta_1 \ldots \delta_n$ اجازه می دهد روی تمام سری‌های موجود در پانل تغییر کنند (سرمینو و گری‌یر، ۲۰۰۱).

با توجه به اینکه هدف این پژوهش بررسی دقت الگو های گارچ در برآورد بتای ریسک سیستماتیک شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است، فرضیهٔ پژوهش به‌شرح زیر مطرح می‌شود:

شاخص ریسک سیستماتیک برآوردشده از الگوی آرفیما - فیگارچ نسبت به الگوهای گارچ، ام گارچ، ایگارچ و آرفیما - گارچ دقت بیشتری دارد.

روش پژوهش

جامعهٔ آماری این پژوهش شامل همهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران (بدون احتساب شرکت های 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 دورهٔ زمانی بررسی‌شده تغییری در آنها ایجاد نشده باشد، جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بیمه‌ای و بانک و واسطه‌گری مالی نباشد و اطلاعات مالی موردنیاز این پژوهش را در دورهٔ زمانی ۸۵ تا ۹۴ به‌طور کامل ارائه

1. Ribeiro, Cermeno & Curto
2. Grier

کـرده باشـد. بـا احتسـاب ایـن شـرایط تعـداد جامعـۀ دردسترس، ۳۱۵ شرکت شد؛ سپس با استفاده از فرمول کوکران در سطح خطای ۵ درصد تعداد ۱۷۴ شرکت از جامعۀ آماری دردسترس برای انجام آزمون‌ها انتخاب شد. برای آزمون فرضیۀ مطرح‌شده در ایـن پـژوهش بـه پیـروی از رحمانی، پیکـارجو و عزیـزی (۲۰۱۴)، بـرای برآورد بتای ریسک سیستماتیک از الگوی ترکیبی زیـر استفاده شده است:

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

i تعـداد شـرکت‌هـای اسـتفاده‌شـده در نمونـه (۱ تـا ۱۷۴)، t تعداد روزهای عملیاتی در بـازار سـهام در یـک دورۀ سالانه (۱ تا ۳۶۰)، S تعداد سال‌هـایی کـه داده‌هـا دردسترس است، R_{it} بیان‌کنندۀ بازده سهام i در زمـان t، α_i محل تقاطع رگرسیون بـا محـور عمـودی (عـرض از مبدأ)، β_{is} مربوط بـه ضـریب بتـای سـهام i در دورۀ s و R_{Mt} بیان‌کنندۀ سودآوری سبد بازار در زمان t است کـه از نسبت زیر محاسبه می‌شود:

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

I_t شاخص بازار سهام انتخاب‌شده به‌منزلۀ سـبد بـازار (شـاخص بـازده نقـدی و قیمـت (TEDPIX)) در پایـان دورۀ t و I_{t-1} شاخص بازار سهام انتخـاب‌شـده بـه‌منزلـۀ سبد بازار (شـاخص بـازده نقـدی و قیمـت (TEDPIX)) در پایـان دورۀ t-1 اسـت. در ادامـه بتـای الگـو بـه‌منزلـۀ شاخص ریسک سیسـتماتیک از روش‌هـای زیـر تخمـین زده می‌شود:

بتای گارچ (β_{GARCH})

در برخـی کاربردهـای الگـوی آرچ، از معـادلات واریانس شرطی با وقفه‌های طولانی استفاده می‌شود کـه تعیـین سـاختار وقفـه‌هـا بـرای جلـوگیری از مشـکل پارامترهای منفی در واریانس، ایجاب می‌کند فرایندی با حافظۀ طولانی‌تر و سـاختار وقفـۀ انعطـاف‌پـذیرتر از ردۀ آرچ انتخاب شود. برای دسـت‌یـابی بـه انعطـاف‌پـذیری بیشتر، تعمیم دیگری به‌صـورت فراینـد آرچ تعمـیم‌یافتـه (گارچ) پیشنهاد شده است. این فرایند گارچ (p,q) تـابع واریانس شرطی به‌شکل رابطۀ زیر دارد:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_1 \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_1 \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2 = \alpha_0 + \alpha(B)\varepsilon_t^2 + \beta(B)\sigma_t^2$$

کـه در آن $0 < P$, $\beta_i \geq 0$ و $1 \leq i, \leq P$ اسـت.

در ایـن پـژوهش بـه پیـروی از فـلاح‌شـمس (۲۰۱۰)، الیاسـیانی و منصـور (۲۰۰۵) و جیـراردی و ارگـون[1] (۲۰۱۳) برای تخمین بتا از روش گارچ استفاده می‌شود.

بتای ام‌گارچ ($\beta_{M-GARCH}$)

برای تخمین بتـا از روش ام گـارچ از مرگنـر و بـولا[2] (۲۰۰۸)، بریمبل و هادسون (۲۰۰۷)، فاف، هیلر و هیلـر[3] (۲۰۰۰) و رحمانی و همکـاران (۲۰۱۴) پیـروی شـد. در الگوی ام‌گارچ، تلاطم کـه توسـط ریشـۀ دوم واریـانس شرطی محاسـبه شـده اسـت، در معادلـۀ میـانگین شـرطی وارد می‌شود که سبب تأثیر مستقیم تلاطـم مشـاهده‌شـده توسط واریانس شرطی بر بازده می‌شود.

بتای ایگارچ (β_{EGARCH})

از الگوی ایگارچ برای رسیدن بـه اثـر اهرمـی بـالقوه استفاده می‌شود که در این روش از پدرزولی[4] (۲۰۰۶) و رحمانی و همکاران (۲۰۱۴) پیروی شـده اسـت. نلسـون (۱۹۹۱) الگوی گارچ نمائی (ایگـارچ) زیـر را بـا هـدف درنظرگرفتن اثر اهرمی تعریف کرد کـه در آن واکـنش نامتقارن به شوک‌ها به‌صورت رابطۀ زیـر در نظـر گرفتـه می‌شود:

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

که در آن:

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

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

منحنی تأثیر اخبار $f(.)$، بازنگری در تلاطم شرطی را که در اینجا به‌وسیلهٔ $\log(\sigma_t^2)$ نشان داده می شود، به اخبار ε_{t-1} مرتبط می کند. این مشخص‌نمایی، منعکس کنندهٔ واکنش نامتقارن نسبت به تغییرات ε_{t-1} است؛ زیرا برای $\varepsilon_{t-1} > 0$ داریم $\frac{\partial f}{\partial \varepsilon_{t-1}} = \frac{\theta_1+1}{\sigma_{t-1}}$ 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 $\varepsilon_{t-1} = 0$ تلاطم در حداقل مقدار خود قرار می گیرد. این عدم‌تقارن به‌طور بالقوه سودمند است؛ زیرا این امکان را فراهم می کند که تلاطم با سرعت بیشتری به شرایط بد بازار نسبت به شرایط خوب بازار از خود واکنش نشان دهد و این واقعیت تحقق‌یافته در بسیاری از بازارهای مالی است.

$$f(.) \log(\sigma_t^2)\, \varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1} > 0 \frac{\partial f}{\partial \varepsilon_{t-1}} = \frac{\theta_1+1}{\sigma_{t-1}}\varepsilon_{t-1} < 0 \frac{\partial f}{\partial \varepsilon_{t-1}} = \frac{\theta_1-1}{\sigma_{t-1}}\varepsilon_{t-1} = 0$$

بتای آرفیما-گارچ ($\beta_{ARFIMA-GARCH}$)

الگوی گارچ (1,1) را می توان به شکل الگوی آرما[1] (1,1) با استفاده از مربع کردن پسماندها نوشت. به‌طور کلی برای الگوی گارچ (p,q) رابطهٔ زیر برقرار است:

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

که این عبارت را می توان به سادگی به شکل رابطهٔ زیر نوشت:

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

که در آن:

$$u_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$$
$$\emptyset(L) = 1 - \emptyset_1 L - \emptyset_2 L^2 - \cdots - \emptyset_m L^m$$
$$b(L) = 1 - b_1 L - b_2 L^2 - \cdots - b_q L^q$$

همچنین m=max(p, q) و $\emptyset_i = a_i + b_i$ است. روشن است که عبارت ذکرشده نشان‌دهندهٔ فرایند گارچ (p,q) است که پسماندهای آن مربع شده است و u_t جزء اختلال یک دنبالهٔ تفاضلی مارتینگل است. ماندگاری زیاد در الگوهای گارچ نشان‌دهندهٔ این موضوع است که این معادلهٔ چندجمله‌ای، ریشهٔ واحد دارد. در این حالت الگوی گارچ به الگوی گارچ انباشته[2] تبدیل می‌شود. برای ایجاد امکان الگوسازی ماندگاری بالا و حافظهٔ بلندمدت در واریانس شرطی و برای اینکه از پیچیدگی الگوهای گارچ انباشته نیز جلوگیری شود، می توان عبارت ارائه‌شده را مشابه تبدیل فرایند آرما (m,q) به فرایند آرفیما (m, d, q)، به‌صورت زیر بسط داد:

$$\emptyset(L)(1-L)^d\varepsilon_t^2 = a + b(L)u_t$$

L)dεt2=a+ bLut

هنگامی که همهٔ ریشه‌های $\emptyset(z) = 0$ و $b(z) = 0$ خارج از دایرهٔ واحد قرار می گیرد و d=0 است، عبارت مذکور به الگوی گارچ معمولی تبدیل می شود و نیز زمانی که $0 < d < 1$، مربع پسماند های تفاضلی جزیی $(1-L)^d\varepsilon_t^2$، از فرایند آرما (m,q) مانا تبعیت می کند. فرایند آرفیما مذکور را برای ε_t^2 می‌توان براساس واریانس شرطی σ_t^2 به‌صورت رابطهٔ زیر بازنویسی کرد:

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

بتای آرفیما - فیگارچ ($\beta_{ARFIMA-FIGARCH}$)

الگوی فیگارچ به‌طور مستقیم نمایش توان دوم پسماندها به‌وسیلهٔ آرما را به الگوی انباشتهٔ 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 به‌صورت فرایند آرما با

1. ARMA

2. IGARCH

استفاده از لگاریتم واریانس شرطی نشان داد، الگوی انباشتۀ جزئی ایگارچ (فیگارچ)، به‌صورت رابطۀ زیر پیشنهاد می‌شود:

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

جایی که تعریف $\emptyset(L)$ 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 استانداردشده است:

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

بیلی، بولرسلف و میکلسون[1] (۱۹۹۶) نشان دادند الگوی فیگارچ در صورتی که $0 < d < 1$، ماناست.

در این روش با استفاده از فرایند حافظۀ 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 می شود که دارای انباشتگی کسری I(d) با یک جزء مانای آرما در میانگین شرطی است. این فرایند حافظۀ بلندمدت واریانس ناهمسان شرطی انباشتۀ کسری از نوع فیگارچ را ایجاد می کند. همچنین دورۀ زمانی پژوهش نسبت به مطالعات قبلی دورۀ بلندمدت‌تری است که استفاده از این روش را توجیه می کند.

ذکر این نکته ضروری است که الگو های مذکور را به‌راحتی می توان با نسخۀ ششم نرم‌افزار اُکس متریکس به شکل تابلوی دیتا و با تعریف اثرات مقطعی و دوره ای برای دامنۀ وسیعی از واحد - سال ها به نرم افزار انتقال داد و فن‌های پیشرفته‌ای چون آرفیما - فیگارچ را روی آن آزمون کرد. درنهایت برای مقایسۀ قدرت پیش‌بینی الگوها از سه معیار زیر استفاده می‌شود:

۱- میانگین قدر مطلق خطای پیش‌بینی:

$$MAE = \sum_{t=T+1}^{T+K}|\hat{y}_t - y_t|^2/K$$

۲- شاخص RMSE به‌صورت 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 پیش بینی شدۀ نوسانات است. بدین ترتیب، داخل پرانتز مقدار خطای پیش بینی را نشان می دهد. همچنین فاصلۀ زمانی $t=T+1, T+2, \ldots, T+h$ نشان‌دهندۀ دورۀ دوم (دورۀ پیش‌بینی گذشته‌نگر) است.

۳- ضریب نابرابری تایل (TIC) نیز با رابطۀ زیر محاسبه می‌شود:

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

براساس این معیارها، هر قدر خطای پیش بینی کمتر باشد، توانایی الگو برای پیش بینی 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 خانوادۀ گارچ شرط پایایی بسیار مهم است (نایتو، اربه و زاراگا[2]، ۲۰۱۴)؛ ازاین‌رو، آزمون پایایی برای دو متغیر الگو یعنی بازدهی سهام شرکت و شاخص بازار برای نمونۀ پژوهش به روش آزمون دیکی - فولر[3] انجام شد. آمارۀ آزمون دیکی‌فولر 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 معنی داری ۰/۰۰۰۰ به دست آمد. مقادیر بحرانی برای هر دو متغیر در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ استخراج شد که

1. Bollerslev & Mikkelsen

2. Nieto, Orbe & Zarraga
3. Dicky Fuller

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 بلامانع است؛ ازاین‌رو، به دلیل وجودنداشتن ریشه، واحد نامانایی سری زمانی رد می شود و این بدان معنی است 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 واریانس‌ها بررسی شد (ریبیرو و همکاران، ۲۰۱۶) که نتایج آن در جدول (۱) آمده است:

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

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
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)		**آمارهٔ F**	**سطح معنی‌داری**	**نتیجه**
ARCH(1,3)		۲/۷۳۴۵	۰/۰۴۲۰	اثر آرچ دارد

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 فرضیهٔ اثرات آرچ از مرتبهٔ 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:

جدول (۲) الگوی گارچ ترکیبی

پارامترها	ضرایب	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
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

در این جدول ضرایب و پارامترهای مربوط به الگوی گارچ (۱،۳) برای الگوی ریسک سیستماتیک سهام شرکت‌های بررسی‌شده نشان داده شده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود، ضریب پارامترهای α_1 مربوط به الگوی گارچ، معنی دار به دست آمده است که برازش خوب ترکیب P=1 الگوی گارچ را نشان

می دهد. الگوی واریانس شرطی با پارامترهـای معنـی دار β_1 نشـان مـی‌دهـد انتخـاب مرتبـهٔ q=1 بـرای معادلـهٔ واریانس شرطی الگو مناسب است و الگو به طـور کامـل همگرایی دارد. نتایج آزمـون ناهمسـانی واریـانس نشـان می‌دهد الگو مشکل ناهمسانی واریانس ندارد.

از آنجا که هدف این پژوهش بررسی دقت الگو های گارچ در تخمین بهتر شاخص بتای ریسک سیسـتماتیک اسـت، از دو الگـوی دیگـر یعنـی الگـوی نمـایی گـارچ (ایگارچ) و الگوی گـارچ ترکیبـی بـا کوواریـانس هـای شرطی افزوده‌شده (ام‌گارچ) نیز برای مقایسه استفاده شد که نتایج تخمین این الگوها در جـداول (۳) و (۴) آمـده است.

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

پارامترها	ضرایب	آمارهٔ 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
آمارهٔ 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 (٤) نتایج تخمین الگوی ام‌گارچ

پارامترها	ضرایب	robust-SE	آمارهٔ 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	۰/۰۵۰۱۹	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
آمارهٔ Portmanteau			Chi^ ۲(۲۰۶)=۱۵۵/۴۱	نتیجه
سطح معناداری			۰/۹۹۶۵	وجودنداشتن همبستگی سریالی

در این الگوی ترکیبی ضرایب و پارامترهای مربوط به الگوی ترکیبی ایگارچ (۱،۳) برای الگوی ریسک سیستماتیک سهام شرکت‌های بررسی‌شده نشان داده شده است. همان گونه که ملاحظه می شود، ضریب پارامتر Θ_1 مربوط به الگوی واریانس شرطی نمایی ایگارچ معنی دار به دست آمده است که برازش خوب ترکیب الگوی ایگارچ و روش تابلوی دیتا را نشان می دهد. همچنین الگوی واریانس شرطی با پارامترهای معنی دار β_1 تا β_3 نشان می دهد انتخاب مرتبۀ $q=3$ برای معادلۀ واریانس شرطی الگو بجا و شایسته بوده است.

همان‌گونه که در جدول (۴) نشان داده شده است، در الگوی ام گارچ، واریانس شرطی به منزلۀ یکی از متغیرهای توضیحی وارد معادلۀ میانگین شرطی واحدهای ترکیبی می‌شود. از آنجا که معادلۀ میانگین شرطی در این پژوهش بیان کنندۀ بازده کل بازار است، واردکردن واریانس شرطی در معادلۀ اصلی، ریسک بازار را نیز به‌منزلۀ متغیر توضیحی وارد الگو می کند و امکان افزایش قدرت توضیحی الگوی تابلوی دیتا را بررسی می کند (تورک‌ایلماز، ۲۰۱۴). نتایج برآورد الگوی ام گارچ با درجۀ گارچ (۱و۳) نشان می دهد همۀ پارامترهای مربوط به الگوی واریانس شرطی معنی‌دار است و با توجه به معنی داربودن ضریب شاخص بازار (Rm) می توان نتیجه گرفت که با ورود واریانس های 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 اولیۀ الگوی آرفیما که در آن وقفۀ بهینۀ فرایند اتورگرسیو و میانگین و درجۀ هم انباشتگی مشخص شده است، توسط آزمون ضریب لاگرانژ ازنظر اثرات آرچ بررسی شود. درنهایت، با مشخص‌شدن وقفه‌های الگوی آرفیما و مشاهدۀ مراتب اثرات آرچ الگوهای ترکیبی آرفیما - گارچ و آرفیما - فیگارچ قابل‌تخمین 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:

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

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارۀ 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)		**آمارۀ F**	**سطح معنی‌داری**	**نتیجه**
ARCH(1,1)		۲۵/۸۹۹	۰/۰۰۰۰	اثر آرچ دارد

همان‌گونه که در این جدول مشاهده می‌شود، پارامتر D آرفیما معنی دار است و بیان می کند که برازش الگوی آرفیما به قدرت توضیح‌دهندگی الگو کمک کرده است. با توجه به اینکه احتمال رد فرضیۀ اثرات آرچ از مرتبۀ اول در آزمون ضریب لاگرانژ صفر است و کمتر از ۰/۰۵ است، الگو اثرات آرچ دارد. در

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

جدول (٦) نتایج تخمین الگوی آرفیما (1,0,D,1) گارچ (1,1)

پارامترها	ضرایب	انحراف معیار	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
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 معنی‌داربودن ضریب بازده شاخص بازار (Rm) و معنی داری ضریب D آرفیما، می‌توان گفت برازش به روش آرفیما به قدرت برازش الگو افزوده است.

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

پارامترها	ضرایب	انحراف معیار	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
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

بهترین برآورد الگوی آرفیما (1,0,D,1) – فیگارچ (1,D,1) است؛ زیرا با افزودن وقفه‌های دیگر الگو قابلیت همگرایی را نداشت. با توجه به نتایج جدول (۷)، مشاهده می‌شود که ضرایب D فیگارچ معنی‌دار است و از آنجا که ضریب فوق کمتر از یک است، این موضوع مانایی کوواریانس فرایند واریانس شرطی را نشان می‌دهد. همچنین آزمون واریانس ناهمسانی شرطی نشان می دهد الگو مشکل ناهمسانی واریانس ندارد. با توجه به معنی‌داربودن ضریب شاخص بازار (Rm) و معنی داری ضریب D فیگارچ، می توان گفت برازش به روش آرفیما – فیگارچ به قدرت برازش 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.

جدول (۸) مقایسهٔ کارآیی الگوی آرفیما – فیگارچ با الگوهای دیگر

معیارهای خطای برازش	گارچ	ایگارچ	ام‌گارچ	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

با توجه به جدول (۸) الگویی که کمترین خطای پیش‌بینی را دارد، به‌منزلهٔ بهترین الگو شناخته می‌شود. همان طور که ملاحظه می شود الگوی آرفیما – فیگارچ ازنظر هر سه معیار کمترین خطا را دارد که نشان می دهد برازش این الگو از تمام الگوهای گارچ، ایگارچ، ام‌گارچ و آرفیما – گارچ بهتر است.

نتایج و پیشنهادها

هدف از این مقاله مقایسهٔ کارآیی ۵ الگو از الگوهای خانوادهٔ گارچ ترکیبی در الگوسازی و اندازه‌گیری شاخص بتای ریسک سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران بود. براساس یافته‌های حاصل از این پژوهش از بین ۵ الگوی خانوادهٔ گارچ، الگوی آرفیما – فیگارچ براساس هر سه معیار مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE)، میانگین قدر مطلق خطا (MAE) و ضریب تایل (TIC)، بهترین عملکرد پیش‌بینی شاخص بتای ریسک سیستماتیک بازار بورس و اوراق بهادار تهران را دارد. نتایج حاصل از قبول این فرضیه نشان می‌دهد نتیجه‌گیری دربارهٔ پیش‌بینی تلاطم بازده سهام با استفاده از الگوی سری زمانی به تنهایی سبب قضاوت نادرست دربارهٔ الگوی نظام‌مند می‌شود. اثرات آرچ و گارچ و نوع چینش آنها یا اثرات معنی دار دیگر در معادلهٔ واریانس همچون اثرنمایی معکوس جملهٔ ایگارچ یا نکویی برازش الگوی کسری انباشتهٔ فیگارچ و دیگر الگوهایی است که اگر به تنهایی بررسی شود، معیارهای نکویی برازش را به دست می‌آورد؛ اما نتایج حاصل از قبول این فرضیه تأیید می کند که در ارائهٔ نتایج پیش بینی به‌دست‌آمده از مطالعه و بررسی تلاطم بازده، انتخاب نوع خاص از الگوهای خانوادهٔ گارچ پیامد محدودکننده‌ای را برای نتایج مطالعه‌های از این دست دارد و آن قیدی است که پژوهشگر به الگو تحمیل کرده است. این قید انتخاب یک شکل خاص برای

معادلهٔ واریانس شرطی است که انتقاد زیادی به آن وارد است؛ بنابراین، این پژوهش تأیید می کند که هرچه به‌جای استفاده از شکل خاص، از انواع الگو و مقایسهٔ آنها و انتخاب الگوی مطلوب بیشتر استفاده شود، از تحمیل برآورد مقید معادلهٔ واریانس کاسته می شود و کارآیی برآوردگر های معادلهٔ 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[1] (۲۰۰۰) همسوست؛ زیرا آنها نشان دادند چگونه بازده‌های مثبت و منفی بر واریانس شرطی تأثیر می گذارد، چگونه این اثرات ممکن است در طول زمان ماندگار باشد و سبب توزیع‌های شرطی بازده با دنباله های سنگین شود. بیلی و همکاران (۱۹۹۶) معتقدند وجود ریشهٔ واحد در واریانس ممکن است ویژگی های 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 متقارن‌بودن نوسانات ریسک سیستماتیک ارائه می کند؛ 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 منزلهٔ 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 است. مطابق نتایج این پژوهش، خانوادهٔ الگوهای گارچ و ازجمله الگوی آرفیما–فیگارچ ممکن است کمک بزرگی در زمینهٔ 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 خانوادهٔ گارچ به ویژه الگوی آرفیما - فیگارچ استفاده کنند؛ زیرا همان طور که نتایج این پژوهش و پژوهش‌های مشابه نشان می دهد 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 کاربردی پیشرفته*، تهران: انتشارات دانشکده علوم اقتصادی و نور علم.

فلاح شمس، م. (۱۳۸۹). بررسی مقایسه‌ای کارایی مدل ریسک سنجی و مدل اقتصادسنجی GARCH در پیش بینی 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

1. Kearney & Patton

سیمان در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات بررسی‌های مدیریت*، ۲: ۸۰–۸٤ .

کیقبادی، ا. و احمدی، م. (۱۳۹۵). مقایسه کارایی روش‌های GARCH و ARCH در پیش بینی ارزش در معرض ریسک جهت انتخاب پرتفولیوی بهینه، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۳۲: ٦۳–۸۲ .

کشاورز حداد، غ. (۱۳۹۵). اقتصاد سنجی داده‌های خرد و ارزیابی سیاست، تهران: نشر نی.

رحمانی، ع.؛ پیکارجو، ک. و عزیزی، م. (۱۳۹۳). رابطه بتای بازار سهام با متغیر های کلان اقتصادی و اطلاعات حسابداری، دانش *سرمایه گذاری*، ۱۰: ٤۷ –٦٦.

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 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/16 Aug11.pdf.

Ceremeno, R., & Grier, K. (2001). Modeling GARCH processes in panel data: Theory, simulations and examples. working paper. University of Oklahama. 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

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 Revew*, 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.

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

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

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.