Financial Research Journal
ISSN: 1024-8153
EISSN: 2423-5377
Winter 2018
Vol. 19, No. 4, pp. 505 - 520
DOI: 10.22059/frj.2018.98551.1005730

University of Tehran
Faculty of Management

A Comparison between the Performance of Standard Capital Asset Pricing Model and Capital Asset Pricing Model Based on Symmetric and Asymmetric Conditional Heteroscedasticity in Tehran Stock Exchange

Reza Raei [1]***, Mahdi Asima*** [2]

Abstract: The capital asset pricing model has been one of the most prevalent models in assessing investors' expected rate of return. Provided that it is likely that the residuals of the estimated regression of this model resemble conditional heteroscedasticity, this paper aims to test the predictive power of standard CAPM and CAPM based on symmetric and asymmetric conditional heteroscedasticity. For this purpose, the expected returns during the time period of the research have been estimated based on three existing models. The findings were compared with obtained returns and mean squared error index was utilized for measurement of the predictive power of those models. The models were compared using Diebold-Mariano test on mean squared error index. The findings indicated that, with respect to the CAPM model, the consideration of the conditional heteroscedasticity (symmetric and asymmetric) can stimulate predictive power of the obtained return.

Keywords: ***Asymmetry conditional heteroscedasticity, Auto Regressive Conditionally Heteroscedastic (ARCH), Capital asset pricing model, Investment, Symmetry conditional heteroscedasticity.***

1. Prof., Financial Management, Faculty of Management, Tehran University, Tehran, Iran
2. Ph.D. Student, Finance-Banking, Faculty of Management, Tehran University, Tehran, Iran

Submitted: April; 21, 2014 *Accepted: June; 7, 2015*
Corresponding Author: Mahdi Asima *Email: asima1366@ut.ac.ir*

Citation: Raei, R., & Asima, M. (2018). A Comparison between the Performance of Standard Capital Asset Pricing Model and Capital Asset Pricing Model Based on Symmetric and Asymmetric Conditional Heteroscedasticity in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 19(4), 505 – 520.

Archive of SID

www.SID.ir

تحقیقات مالی
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۱۹، شمارهٔ ۴
زمستان ۱۳۹۶
صص. ۵۲۰- ۵۰۵

Financial Research Journal
DOI: 10.22059/frj.2018.98551.1005730

مقایسهٔ عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی متقارن و نامتقارن در بورس اوراق بهادار تهران

رضا راعی[۱]، مهدی آسیما[۲]

چکیده: مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای یکی از مدل‌های رایجِ برآورد نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران است. از آنجا که ممکن است پسماندهای باقی‌مانده از رگرسیون تخمینی در این مدل دارای ناهمسانی واریانس شرطی باشند، در این پژوهش تلاش شده است که قدرت پیش‌بینی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی متقارن و نامتقارن آزمون شود. بدین منظور بازده مورد انتظار طی دورهٔ زمانی تحقیق بر اساس هر سه مدل موجود در این پژوهش برآورد شد و مقایسه‌ای میان نتایج آن با بازده تحقق یافته انجام گرفت و از شاخص میانگین مجذور خطا برای سنجش قدرت پیش‌بینی مدل‌های تحقیق استفاده شد. با اجرای آزمون دایبولد ـ ماریانو روی شاخص میانگین مجذور خطا، مدل‌های تحقیق با یکدیگر مقایسه شدند. نتایج نشان داد در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی (متقارن و نامتقارن) موجب افزایش قدرت پیش‌بینی بازده تحقق‌یافته با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای می‌شود.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، ناهمسانی واریانس خودرگرسیو شرطی، ناهمسانی واریانس شرطی متقارن، ناهمسانی واریانس شرطی نامتقارن.

۱. استاد مدیریت مالی، دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران
۲. دانشجو دکتری مالی ـ بانکداری، دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۰۲/۰۱
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹٤/۰۳/۱۷
نویسندهٔ مسئول مقاله: مهدی آسیما
E-mail: asima1366@ut.ac.ir

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

سرمایه‌گذاری یکی از فرایندهای مهم تصمیم‌گیری در دانش مالی است. در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری دو عامل ریسک و بازده و چگونگی رابطهٔ آنها بررسی می‌شود. یکی از مسائل اصلی در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری این است که سرمایه‌گذاران چگونه ریسک جریان‌های نقدی یک موقعیت سرمایه‌گذاری را شناسایی کرده و میزان صرف ریسک مطالبه‌شدهٔ خود را تعیین می‌کنند. تا قبل از سال ۱۹۵۲ و تلاش‌های هری مارکویتز برای کمی کردن شاخص ریسک، ریسک یک عامل کیفی در نظر گرفته می‌شد (مارکویتز، ۱۹۵۲). مدل میانگین ـ واریانس مارکویتز مشهورترین و رایج‌ترین رویکرد در مسئلهٔ انتخاب سرمایه‌گذاری است. از برجسته‌ترین نکات در مدل مارکویتز، توجه به ریسک سرمایه‌گذاری، هم بر اساس انحراف معیار یک دارایی و هم بر اساس ریسک مجموعهٔ سرمایه‌گذاری است. نحوهٔ تأثیر ریسک سرمایه‌گذاری به ریسک مجموعهٔ سرمایه‌گذاری در مدل مارکویتز، مستلزم محاسبهٔ کوواریانس و ضریب همبستگی دو به دو تمام دارایی‌های موجود در سبد سرمایه‌گذاری است که این محاسبات به صرف زمان بسیاری نیاز دارد، به‌ویژه هنگامی که دارایی‌های موجود در مجموعهٔ سرمایه‌گذاری بیشتر و بیشتر شود. ۱۲ سال بعد از مدل مارکویتز، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[1] همزمان و مستقل توسط شارپ (۱۹۶۴)، لینتنر (۱۹۶۵) و ماسین (۱۹۶۶) گسترش یافت و آنها با معرفی ضریب حساسیت بتا به‌عنوان شاخص ریسک سیستماتیک، به تبیین ریسک سرمایه‌گذاری پرداختند (شارپ، ۱۹۶۴). در مدل‌های رگرسیون خطی کلاسیک، فرض بر آن است که واریانس اجزای اخلال، ثابت یا همسان است، این در شرایطی است که واریانس اجزای اخلال می‌توانند در طول زمان متغیر و ناهمسان باشند (اندرس، ۱۹۹۴: ۱۳۲). با شکل‌گیری مباحث اقتصادسنجی و نقش آن در داده‌های سری زمانی، رابرت انگل در سال ۱۹۸۲ با معرفی الگوی ناهمسانی واریانس خودرگرسیو شرطی[2] به مدل‌سازی نوسان‌ها مبادرت ورزید (انگل، ۱۹۸۲) و حدود چهار سال بعد، بولرسلو شکل تعمیم‌یافتهٔ ناهمسانی واریانس خودرگرسیو شرطی[3] را ارائه کرد. در سال‌های بعد مدل‌های خانواده ARCH گسترش یافتند که از جملهٔ آنها می‌توان به مدل ناهمسانی واریانس خودرگرسیو تعمیم‌یافتهٔ نامتقارن[4] اشاره کرد (بولرسلو، ۱۹۸۶).

شرکت‌های فعال در بازار سرمایه و همچنین بنگاه‌های اقتصادی برای تصمیم‌گیری در زمینهٔ پذیرفتن یا نپذیرفتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری، از نرخ هزینهٔ سرمایه استفاده کرده و بازده مورد

1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
2. AutoRegressive Conditionally Heteroscedastic (ARCH)
3. Generalised AutoRegressive Conditionally Heteroscedastic (GARCH)
4. Asymmetric Generalized AutoRegressive Conditionally Heteroscedastic (A-GARCH)

Archive of SID

www.SID.ir

انتظار خود را تعیین می‌کنند و با توجه به شاخص‌های مالی و تنزیل جریان‌های نقدی به‌دست آمده از طرح‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از نرخ هزینهٔ سرمایه، توجیه‌پذیری آن را بررسی می‌نمایند. با توجه به اینکه استفاده از روش‌های ناکارا برای تعیین نرخ بازده مورد انتظار، به نتایج نادرستی در فرایند تصمیم‌گیری برای پذیرفتن یا نپذیرفتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری منجر می‌شود، تعیین روش مناسب و کارا برای برآورد صحیح آن، اهمیت بسیاری دارد. با توجه به اینکه تاکنون پژوهش‌های انجام‌شده در این زمینه فقط به استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی متقارن محدود بوده است، در این پژوهش علاوه بر مدل‌های متقارن ناهمسانی واریانس شرطی، از مدل‌های نامتقارن ناهمسانی واریانس شرطی نیز استفاده شده است. بنابراین با بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی متقارن و نامتقارن، تلاش شده است قدرت پیش‌بینی مدل‌های نام برده آزمون شده و دقیق‌ترین مدل شناسایی شود. همچنین مسئلهٔ اصلی پژوهش حاضر این است که بر اساس تبیین مدل‌های متقارن و نامتقارن ناهمسانی واریانس شرطی و برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای بر پایهٔ آن، ضریب بتا در مدل CAPM به شکل کارایی برآورد شود؛ به نحوی که بازده مورد انتظار برآورد شده، بازده تحقق‌یافته را با انحراف کمتری پیش‌بینی کند.

پیشینهٔ نظری پژوهش

مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد

در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، فرض می‌شود که هر سرمایه‌گذار، پرتفوی بهینهٔ خود را از ترکیب دو پرتفوی انتخاب خواهد کرد، یکی دارایی بدون ریسک و دیگری پرتفوی بازار. در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد فرض می‌شود اجزای اخلال به‌دست آمده از رگرسیون تخمینی، دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت هستند (بودی، کین و مارکوس، ۲۰۱۰: ۲۹۴– ۲۹۳).

$$R_{it} - R_f = \alpha_0 + \beta_i(R_{mt} - R_f) + u_{it} \quad \text{رابطهٔ ۱)}$$

$$u_{it} \sim N(0\ , \sigma^2)$$

مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته

این مدل که توسط بولرسلو (۱۹۸۶) ارائه شده است، بیان می‌کند که واریانس شرطی هم با خطاهای پیش‌بینی یا مقادیر شوک‌های گذشته و هم با وقفه‌های خود همبستگی نشان می‌دهد. ساختار یک مدل GARCH (p,q) به شکل زیر است:

Archive of SID

www.SID.ir

رابطهٔ ۲)
$$r_t = \mu + u_t$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{P} \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

p و q به‌ترتیب مرتبه‌های فرایند GARCH و ARCH هستند. r_t بازده دارایی و u_t جزء اخلال است. در این مدل فرض می‌شود که اجزای اخلال از توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_t^2 برخوردارند. تمام پارامترهای این مدل مثبت و شرط $\alpha + \beta < ۱$ در آنها برقرار است. در مدل GARCH-in-Mean انحراف معیار اجزای اخلال در معادلهٔ میانگین شرطی وارد می‌شود (بروکس، ۲۰۰۸؛ بولرسلو، ۱۹۸۶).

رابطهٔ ۳)
$$r_t = \mu + \delta_i \sigma_{t-1} + u_{it}$$

مدل ناهمسانی واریانس شرطی نمایی

این مدل را نخستین بار نلسون (۱۹۹۱) ارائه کرد. با استفاده از این مدل می‌توان به مدل‌سازی اثرهای اهرمی پرداخت. مدل EGARCH (1,1) به‌صورت زیر است:

رابطهٔ ۴)
$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left[\frac{u_{t-1}}{(\sigma_{t-1}^2)^{0.5}}\right] + \lambda_1 \left|\frac{u_{t-1}}{(\sigma_{t-1}^2)^{0.5}}\right| + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2)$$

وجود اثرهای اهرمی را می‌توان از طریق ضریب λ آزمون کرد. اگر $\lambda \neq ۰$ باشد، اثر شوک‌ها بر واریانس شرطی به‌صورت نامتقارن خواهد بود.

در مدل EGARCH-in-Mean انحراف معیار اجزای اخلال در معادلهٔ میانگین شرطی وارد می‌شود (نلسون، ۱۹۹۱).

رابطهٔ ۵)
$$r_t = \mu + \delta_i \sigma_{t-1} + u_{it}$$

پیشینهٔ تجربی

فرسن، کندال و استمباک (۱۹۸۷)، در مطالعه‌ای با عنوان «آزمون قیمت‌گذاری دارایی‌ها با در نظر گرفتن زمان متغیر بودن صرف ریسک مورد انتظار و بتای بازار» بر اساس نسخهٔ CAPM چند دوره‌ای مرتن، بازده شرطی اضافهٔ مورد انتظار دارایی را بر مبنای صرف ریسک مورد انتظار شرطی آزمون کردند. نتایج آزمون آنها نشان داد زمانی که صرف ریسک مورد انتظار بازار به‌صورت شرطی است یا به بیان دیگر در طول زمان متغیر فرض می‌شود، شاخص موزون سهام

Archive of SID

www.SID.ir

به‌عنوان پرتفوی کارای میانگین ـ واریانس، قابلیت پذیرش ندارد و این مسئله نشان از حساس نبودن پرتفوی بازار به نوسان‌های صرف ریسک مورد انتظار است. از سویی، مدل با یک متغیر صرف ریسک تحت شرایط متغیر بودن در طول زمان رد نمی‌شود.

بولرسلو، انگل و وودریج (۱۹۸۸)، در مقاله‌ای با عنوان «مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با کوواریانس‌های زمان متغیر» کار خود را با نقد بر این فرض مدل کلاسیک CAPM آغاز کردند که همهٔ سرمایه‌گذارها نسبت به میانگین، واریانس و کوواریانس بازده دارایی‌ها، انتظارات همگنی دارند. به گفتهٔ این محققان ممکن است که انتظارات همگن باشند، اما این انتظارات شرطی است و در طول زمان تغییر می‌کند. آنان برای در نظر گرفتن زمان متغیر بودن کوواریانس بازدهی از مدل‌های GARCH استفاده کردند و به این نتیجه دست یافتند که کوواریانس شرطی در طول زمان متغیر است و به‌طور معناداری به‌عنوان عاملی تعیین‌کننده از صرف ریسک متغیر بازار شناخته می‌شود. همچنین آنها نتیجه گرفتند که بتا در طول زمان متغیر است.

آلبرگ، شالیت و یوسف (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای با عنوان «برآورد نوسان‌های بازار با استفاده از مدل‌های GARCH نامتقارن» با استفاده از سری زمانی شاخص روزانهٔ بازار سهام تل‌آویو در فاصلهٔ زمانی ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۵، به مدل‌سازی نوسان‌ها از طریق مدل‌های GARCH نامتقارن اقدام کردند و برای این کار از مدل‌های نامتقارن GJR، APARCH و EGARCH بهره بردند. آنها دریافتند که بین مدل‌های بررسی شده، مدل EGARCH بهترین مدل پیش‌بینی کنندهٔ شاخص‌های بازار سهام تل‌آویو است.

محمد ناجند، لین و فیتسگرالد (۲۰۰۶) در مقاله‌ای با عنوان «CAPM شرطی و صرف ریسک زمان متغیر برای سرمایه‌گذاری در تراست املاک و مستغلات»، به بررسی بازدهی $REIT_s$ پرداختند و نتیجه گرفتند که با استفاده از مدل CAPM شرطی، $REIT_s$ به‌طور میانگین بازدهی سالانهٔ غیرنرمالی معادل ۲/۲۵ درصد بیشتر از بازده بازار ایجاد می‌کند. آنها برای لحاظ‌کردن زمان متغیربودن صرف ریسک، از مدل GARCH استفاده کردند و اثرهای معناداری از GARCH و ARCH را مشاهده کردند. سری زمانی این مطالعه، شاخص REIT روزانهٔ مورگان استانلی در دورهٔ زمانی ژوئن ۱۹۹۵ تا دسامبر ۲۰۰۳ بود. شایان ذکر است که آنان به هیچ شواهدی مبنی بر مربوط بودن جزء GARCH-M در تعیین بازده مورد انتظار REIT دست نیافتند.

هوانگ و هونگ (۲۰۰۸) در مقاله‌ای با عنوان «رابطهٔ بازده ـ ریسک شرطی در مدل بتای زمان متغیر» به بررسی رابطهٔ نامتقارن بازده ـ ریسک در بتای CAPM زمان متغیر پرداختند. آنها سهام موجود در شاخص S&P500 در ۳ دسامبر ۲۰۰۳ را به‌عنوان نمونهٔ خود تعیین کرده و بازده

Archive of SID

www.SID.ir

روزانهٔ آنها را از نوامبر ۱۹۸۷ تا دسامبر ۲۰۰۳ گردآوری کردند و با رد فرض ثابت بودن بتا در مدل CAPM استاندارد و به‌کمک مدل بتای زمان متغیر، به بررسی زمان متغیر بودن بتا و همچنین رابطهٔ نامتقارن بازده ـ ریسک در بازارهای دارای رونق و رکود پرداختند. معیار منتخب در این مطالعه برای در نظر گرفتن زمان متغیر بودن بتا، معیار حداقل مربعات انطباقی است که اولین بار توسط مک‌کولاچ برای تخمین مدل بتای زمان متغیر استفاده شده بود. نتایج نشان داد در نظر گرفتن اثر نامتقارن ریسک ـ بازده و همچنین زمان متغیر بودن بتا در مقابل ثابت فرض‌کردن آن، موجب دقت بیشتر در برآورد قیمت ریسک می‌شود.

صادقی شریف (۱۳۸۲)، به تبیین مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار پرداخت و به این نتیجه دست یافت که بین بتا و بازده، رابطهٔ مقطعی شرطی وجود دارد و این رابطه مشروط به جهت حرکت بازار است.

خلیلی (۱۳۸۳) با استفاده از مدل GARCH، واریانس سهام در گروه شرکت‌های سرمایه‌گذار را پیش‌بینی کرد و به این نتیجه دست یافت که مدل GARCH با سری زمانی مالی و به‌ویژه قیمت سهام، سازگاری مناسبی دارد.

تهرانی و صادقی شریف (۱۳۸۳)، به تبیین مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و نشان دادند که مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، می‌تواند رفتار بازده در بورس تهران را در شرایطی که جهت حرکت بازار رو به پایین و صرف ریسک بازار منفی باشد، به‌طور مقطعی تبیین کند.

مهرآرا و عبدلی (۱۳۸۵)، نقش اخبار خوب و بد را در نوسان‌های بازدهی سهام ایران بررسی کردند و نشان دادند که اخبار خوب و بد تأثیر یکسانی بر نوسان بازده می‌گذارند.

سبحانی (۱۳۸۷)، به تبیین مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با رویکرد GARCH در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. بر اساس نتایج وی، در نظر گرفتن اثرهای آرچ (ARCH Effect) در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، موجب افزایش کارایی تخمین می‌شود.

محمدی، راعی، تهرانی و فیض آباد (۱۳۸۸)، به مدل‌سازی نوسان در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و نشان دادند مدل‌سازی ناهمسانی واریانس شرطی به خوبی می‌تواند ویژگی‌های داده‌های مالی از قبیل نوسان‌های خوشه‌ای، حافظهٔ بلندمدت و اثرهای اهرمی را مدل‌سازی کند.

تهرانی، محمدی و پورابراهیمی (۱۳۸۹)، طی پژوهشی به مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسان‌های بازده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و نتیجه گرفتند که در کل، مدل‌های غیرشرطی در مقایسه با مدل‌های شرطی عملکرد بهتری دارند.

Archive of SID

www.SID.ir

صادقی، سروش و فرهانیان (۱۳۸۹)، طی مقاله‌ای به بررسی معیارهای نوسان‌پذیری، ریسک مطلوب و ریسک نامطلوب در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و برای این کار، از بتای مطلوب و بتای نامطلوب استفاده کردند. نتایج آنان نشان داد بازدهی ماهانهٔ بورس تهران توزیع نرمال ندارد و معیارهای ریسک مطلوب بازدهی ماهانه را به شکل قوی‌تری تبیین می‌کنند.

اسلامی بیدگلی و خان احمدی (۱۳۹۱)، در پژوهشی به بررسی امکان کاهش ریسک پورتفوی براساس مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. با تأیید وجود نوسان‌های خوشه‌ای در سری‌های زمانی و مدل‌سازی عناصر مربوط در قالب مدل‌های توسعه‌یافته، دریافتند که می‌توان با چنین راهبردی، ریسک پرتفوی را به‌طور معناداری کاهش داد و عملکرد آن را بهبود بخشید.

پورابراهیمی، پویان‌فر و موسوی (۱۳۹۲) با استفاده از مدل GARCH-M نامتقارن، به بررسی اثر اهرم و بازخورد نوسان‌ها بر صرف ریسک پرداختند و به این سؤال پاسخ دادند که آیا بازده‌ها، صرف ریسک مثبت (منفی) را در نتیجهٔ یک شوک منفی (مثبت) و میزان صرف نشان می‌دهند یا خیر. نتایج این پژوهش به تأیید فرضیهٔ بازخورد نوسان‌ها انجامید و مشخص شد این اثرها برای سهام ارزشی بیش از سهام رشدی و برای شوک‌های منفی بیش از شوک‌های مثبت است.

فرضیه‌های پژوهش

به‌منظور تبیین مدل‌هایی که قدرت پیش‌بینی بالاتری دارند، در این پژوهش فرضیه‌های زیر آزمون می‌شوند:

فرضیهٔ اول: مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر ناهمسانی واریانس شرطی متقارن، نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد، قدرت پیش‌بینی بیشتری دارد.

فرضیهٔ دوم: مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر ناهمسانی واریانس شرطی نامتقارن، نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد، قدرت پیش‌بینی بیشتری دارد.

فرضیهٔ سوم: مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر ناهمسانی واریانس شرطی نامتقارن، نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر ناهمسانی واریانس شرطی متقارن، قدرت پیش‌بینی بیشتری دارد.

روش‌شناسی پژوهش

با استفاده از بازده‌های تعدیل‌شدهٔ ماهانهٔ سه سال ابتدایی دورهٔ زمانی تحقیق، مدل‌های CAPM استاندارد و CAPM با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس متقارن و نامتقارن برآورد می‌شوند.

Archive of SID

www.SID.ir

بدین ترتیب، ضریب β تحت این سه روش برای سال چهارم برآورد خواهد شد. در برآورد مدل‌های متقارن و نامتقارن، ابتدا با استفاده از آزمون اثر ARCH، وجود ناهمسانی واریانس در بازده‌های نمونهٔ آماری بررسی شده و با استفاده از شاخص اطلاعاتی آکائیک، وقفهٔ بهینهٔ مدل ناهمسانی واریانس مشخص می‌شود؛ سپس مدل‌های GARCH-in-Mean و EGARCH-in-Mean پیاده‌سازی می‌شوند، چنانچه ضریب مربوط به انحراف معیار در معادلهٔ میانگین شرطی معنادار نباشد، از مدل‌های GARCH و EGARCH استفاده خواهد شد.

با استفاده از β ضرایب تخمینی برای سال چهارم بر اساس هر یک از مدل‌های پژوهش، بازده مورد انتظار این سال بر اساس معادلهٔ CAPM به شرح زیر برآورد شده است.

$$E(R_{it}) = E(R_{ft}) + \beta[E(R_{mt}) - E(R_{ft})] \quad \text{رابطهٔ ۶)}$$

بنابراین برای سال چهارم تحت هر یک از مدل‌های CAPM استاندارد، CAPM با ناهمسانی واریانس شرطی متقارن و CAPM با ناهمسانی واریانس شرطی نامتقارن، بازده مورد انتظار برآورد می‌شود. به‌منظور برآورد $E(R_{it})$ از طریق رابطهٔ ۶ باید نرخ بازده مورد انتظار بازار و نرخ بازده بدون ریسک سال چهارم را تخمین زد. با فرض اینکه برآورد $E(R_{mt})$ و $E(R_{ft})$ از مقادیر تحقق‌یافته در سال چهارم بدون انحراف است، مقادیر تحقق‌یافتهٔ آنها در سال چهارم در معادلهٔ فوق وارد می‌شود.

فرایند بیان شده برای تمام شرکت‌های داخل نمونهٔ تحقیق برای سال چهارم اجرا می‌شود. به‌منظور اندازه‌گیری میزان دقت بازده‌های مورد انتظار برآورد شده نسبت به بازده تحقق‌یافته، از شاخص میانگین مجذور خطا به شرح زیر استفاده می‌شود که در آن A_t $\mathrm{A_t}$ معرف بازده تحقق-یافته در سال t و F_t گویای بازده برآورد شده در سال t است.

$$MSE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}(A_t - F_t)^2 \quad \text{رابطهٔ ۷)}$$

بنابراین در هر یک از سه مدل تحقیق، شاخص MSE برای سال چهارم محاسبه می‌شود، سپس با حذف یک سال از بالا و غلتاندن آن به سمت پایین، از طریق بازده‌های ماهانه، از سال دوم تا سال چهارم تمام فرایند فوق به روش پیش‌بینی یک مرحله پیش رو[1] انجام می‌شود و این فرایند تا زمانی که بازده مورد انتظار سال آخر برآورد شود، ادامه می‌یابد. بنابراین در انتها برای هر یک از سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ و هر یک از مدل‌های تحقیق شاخص MSE به‌دست می‌آید.

1. One-Step-Ahead

Archive of SID

www.SID.ir

مدل‌های تحقیق

رابطه‌های ۸ تا ۱۲ به‌ترتیب برآورد مدل CAPM استاندارد، مدل CAPM با در نظر گرفتن مدل‌های GARCH، GARCH-in-Mean، EGARCH و EGARCH-in-Mean را نشان می‌دهند.

رابطهٔ ۸)
$$\begin{cases} R_{it} - R_f = \alpha_0 + \beta_i (R_{mt} - R_f) + u_{it} \\ u_{it} \sim N(0\,, \sigma^2) \end{cases}$$

رابطهٔ ۹)
$$\begin{cases} (R_{it} - R_f) = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + u_{it} \\ u_{it} \sim N(0\,, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{P} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \end{cases}$$

رابطهٔ ۱۰)
$$\begin{cases} (R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + \delta_i \sigma_{t-1} u_{it} \\ u_{it} \sim N(0\,, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{P} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \end{cases}$$

رابطهٔ ۱۱)
$$\begin{cases} (R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + u_{it} \\ u_{it} \sim N(0\,, \sigma_t^2) \\ \ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left[\dfrac{u_{t-1}}{(\sigma_{t-1}^2)^{0.5}} \right] + \lambda_1 \left| \dfrac{u_{t-1}}{(\sigma_{t-1}^2)^{0.5}} \right| + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) \end{cases}$$

رابطهٔ ۱۲)
$$\begin{cases} (R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + \delta_i \sigma_{t-1} + u_{it} \\ u_{it} \sim N(0\,, \sigma_t^2) \\ \ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left[\dfrac{u_{t-1}}{(\sigma_{t-1}^2)^{0.5}} \right] + \lambda_1 \left| \dfrac{u_{t-1}}{(\sigma_{t-1}^2)^{0.5}} \right| + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) \end{cases}$$

جامعه و نمونه

جامعهٔ آماری این پژوهش کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ در نظر گرفته شده است. نمونه‌گیری تحقیق به‌صورت گزینشی انجام

Archive of SID

www.SID.ir

گرفت؛ بدین ترتیب که ۵۰ شرکت از بین جامعهٔ آماری که در دورهٔ زمانی تحقیق بیشترین روزهای معاملاتی را داشتند و بیشتر از ۴ ماه متوالی نماد معاملاتی آنها بسته نبود، برای نمونه انتخاب شدند.

متغیرهای پژوهش

به‌منظور مقایسهٔ عملکرد مدل‌های CAPM استاندارد و CAPM با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی متقارن و نامتقارن، از قیمت پایانی ماهانهٔ شرکت‌های داخل نمونه که از تارنمای شرکت بورس قابل استخراج است، استفاده شد. با احتساب سود نقدی، افزایش سرمایه از محل آوردهٔ نقدی و مطالبات و افزایش سرمایه از محل سود انباشته و اندوخته، قیمت‌های تعدیل‌شده محاسبه شدند، سپس با استفاده از رابطهٔ بازده زمان پیوسته که به شرح زیر است، بازده تعدیل‌شدهٔ ماهانهٔ شرکت‌ها به‌دست آمدند.

$$R_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right)$$ رابطهٔ ۱۳)

علاوه بر بازده ماهانهٔ تعدیل‌شده شرکت‌های داخل نمونه، بازده ماهانهٔ بازار با استفاده داده‌های مربوط به شاخص کل ماهانهٔ بازار از طریق رابطهٔ ۱۴ محاسبه شد.

$$R_{mt} = \ln\left(\frac{I_{mt}}{I_{mt-1}}\right)$$ رابطهٔ ۱۴)

به‌منظور پیاده‌سازی مدل CAPM، نرخ بازده بدون ریسک برابر با نرخ سود سپردهٔ کوتاه مدت سه‌ماههٔ بانک‌ها در نظر گرفته شد و داده‌های مربوط به آن از اطلاعات منتشر شدهٔ بانک مرکزی و سایر بانک‌ها به‌دست آمد. برای تبدیل نرخ بازده بدون ریسک سالانه به ماهانه، از میانگین هندسی به شرح رابطهٔ ۱۵ استفاده شده است.

$$RF_{mt} = \left(1 + RF_{yt}\right)^{\frac{1}{12}} - 1$$ رابطهٔ ۱۵)

یافته‌های پژوهش

داده‌ها و نتایج این پژوهش با استفاده از نرم‌افزارهای Eviews و MATLAB تجزیه و تحلیل شدند. مقادیر مربوط به میانگین مجذور خطا بر اساس هر یک از مدل‌های تحقیق برای سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ در جدول ۱ آورده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱. مقادیر شاخص میانگین مجذور خطا برای سه مدل تحقیق (۱۳۹۱-۱۳۸۷)

میانگین مجذور خطا	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱
CAPM-Standard	۰/۱۱۷۶۵	۰/۱۴۰۸۲	۰/۲۰۱۵۱	۰/۰۸۷۸۱	۰/۳۲۲۲۲
APM-GARCH	۰/۰۸۹۲۲	۰/۱۱۴۷۳	۰/۱۵۳۱۲	۰/۰۸۸۲۸	۰/۲۹۸۸۵
CAPM-EGARCH	۰/۰۸۵۶۸	۰/۱۲۹۱۲	۰/۱۶۵۴۱	۰/۰۸۷۲۵	۰/۲۶۶۲۰

با استفاده از آزمون دایبولد ـ ماریانو، فرضیه‌های زیر آزمون شدند.

رابطهٔ ۱۶)
$$\begin{cases} H_0 : MSE_{GARCH-CAPM} \geq MSE_{Standard-CAPM} \\ H_1 : MSE_{GARCH-CAPM} < MSE_{Standard-CAPM} \end{cases}$$

رابطهٔ ۱۷)
$$\begin{cases} H_0 : MSE_{EGARCH-CAPM} \geq MSE_{Standard-CAPM} \\ H_1 : MSE_{EGARCH-CAPM} < MSE_{Standard-CAPM} \end{cases}$$

رابطهٔ ۱۸)
$$\begin{cases} H_0 : MSE_{EGARCH-CAPM} \geq MSE_{GARCH-CAPM} \\ H_1 : MSE_{EGARCH-CAPM} < MSE_{GARCH-CAPM} \end{cases}$$

در آزمون دایبولد ـ ماریانو، چنانچه فرض شود که دو مدل رقیب برای پیش‌بینی وجود دارد و e_{1i} و e_{2i} مقدار خطای پیش‌بینی این دو مدل و همچنین زیان ناشی از خطای پیش‌بینی دورهٔ i به اندازهٔ $g(e_i)$ باشد، تفاضل میان زیان ناشی از به‌کارگیری این دو مدل به شکل $d_i = g(e_{1i}) - g(e_{2i})$ نشان داده می‌شود. اگر $\bar{d}$ و γ_i به‌ترتیب میانگین و واریانس نمونه‌ای دنبالهٔ $\{d_i\}$ باشد، با فرض آن که اجزای دنباله همبسته $\{d_i\}$ نباشد، آمارهٔ دایبولد ـ ماریانو به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

رابطهٔ ۱۹)
$$DM = \frac{\bar{d}}{\left(\frac{\gamma_0}{(H-1)}\right)^{0.5}}$$

در آمارهٔ بالا، N برابر با تعداد دوره‌های پیش‌بینی شده است. این آماره دارای توزیع t با درجه آزادی ۱− N است. همچنین در آزمون دایبولدـ ماریانو برای نمونه‌های کوچک از آمارهٔ هاروی ـ نیوبولد ـ لیبورن استفاده می‌شود (تهرانی، محمدی و پورابراهیمی، ۱۳۸۹).

نتایج آزمون فرضیه‌های فوق با استفاده از آزمون دایبولد ـ ماریانو و آمارهٔ هاروی ـ نیوبولد ـ لیبورن در جدول ۲ آورده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲. نتایج آزمون دایبولد ـ ماریانو

آزمون دو به دو مدل‌ها	df	آمارهٔ دایبولد ـ ماریانو	آمارهٔ هاروی ـ نیوبولد ـ لیبورن	Critical Z-dist (one-tail)	Critical t-dist (one-tail)
GARCH-Standard	۴	-۳/۶۱۴۶	-۳/۲۳۳۰	-۱/۶۴۴۹	-۲/۱۳۱۸
EGARCH-Standard	۴	-۳/۱۴۲۱	-۲/۸۱۰۴	-۱/۶۴۴۹	-۲/۱۳۱۸
EGARCH-GARCH	۴	-۰/۲۸۰۳	-۰/۲۵۰۷	-۱/۶۴۴۹	-۲/۱۳۱۸

از مقایسهٔ آمارهٔ محاسبه‌شده در جدول ۲ با مقادیر بحرانی توزیع Z و t-student می‌توان نتیجه گرفت مدل CAPM با ناهمسانی واریانس متقارن و مدل CAPM با ناهمسانی واریانس نامتقارن نسبت به مدل CAPM استاندارد، با توجه به معیار MSE قدرت پیش‌بینی بیشتری دارد، اما قدرت پیش‌بینی مدل CAPM با ناهمسانی واریانس نامتقارن نسبت به مدل CAPM با ناهمسانی واریانس متقارن بیشتر نیست.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

فرضیه‌های تحقیق با استفاده از آزمون دایبولد ـ ماریانو برای شاخص MSE آزمون شدند، سپس با محاسبه و بررسی آمارهٔ آزمون و مقایسهٔ آن با مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵ درصد، نتایج زیر به‌دست آمد:

۱. مدل CAPM با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی متقارن نسبت به مدل CAPM استاندارد، از لحاظ معیار MSE قدرت پیش‌بینی بیشتری دارد.
۲. مدل CAPM با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی نامتقارن نسبت به مدل CAPM استاندارد، از لحاظ معیار MSE قدرت پیش‌بینی بیشتری دارد.
۳. مدل CAPM با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی نامتقارن نسبت به مدل CAPM با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی متقارن، از لحاظ معیار MSE قدرت پیش‌بینی بیشتری ندارد.

در برآورد مدل CAPM استاندارد، فرض بر آن است که اجزای اخلال رگرسیون برآوردشده دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت هستند. حال در صورتی که سری زمانی بازده‌ها به‌گونه‌ای باشد که واریانس اجزای اخلال در طول زمان تغییر کند، فرض ثابت بودن واریانس اجزای اخلال می‌تواند موجب شود که بازده مورد انتظار برآورد شده توسط مدل CAPM استاندارد نسبت به بازده مورد انتظار برآورد شده توسط مدل CAPM با در نظرگرفتن ناهمسانی واریانس اجزای اخلال از دقت کمتری برخوردار باشد. نتایج فرضیه‌های اول و دوم این

Archive of SID

www.SID.ir

تحقیق نیز نشان‌دهندهٔ این مطلب است که مدل CAPM با در نظرگرفتن ناهمسانی واریانس در برآورد بازده مورد انتظار نسبت به مدل CAPM استاندارد دقت بیشتری دارد.

از طرف دیگر ناهمسانی واریانس موجود در اجزای اخلال سری زمانی می‌تواند متقارن یا نامتقارن باشد. ناهمسانی واریانس متقارن بیان‌کنندهٔ این نکته است که واکنش‌ها نسبت به اخبار خوب و بد یکسان هستند، در حالی‌که ناهمسانی واریانس نامتقارن نشان می‌دهد واکنش نسبت به اخبار بد بیشتر از واکنش نسبت به اخبار خوب است، چنانچه این پدیده وجود داشته باشد، می‌توان گفت در نظر نگرفتن آن موجب کاهش دقت در برآورد بازده مورد انتظار حاصل از مدل CAPM می‌شود. بر اساس نتایج فرضیهٔ سوم تحقیق، در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس نامتقارن به شکل معناداری عملکرد مدل CAPM را نسبت به مدل CAPM با در نظرگرفتن ناهمسانی ورایانس متقارن بهبود نمی‌بخشد.

پیشنهادهایی برای تحقیقات آینده

با توجه به اهمیت برآورد دقیق نرخ بازده مورد انتظار برای سرمایه‌گذاران و بنگاه‌های اقتصادی و از سویی، وجود مدل‌های مختلف برای برآورد نرخ بازده مورد انتظار، می‌توان این پژوهش را با سایر مدل‌های برآورد نرخ بازده مورد انتظار، مانند مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، مدل پاستور ـ استمباک و... انجام داد.

در تئوری‌های مالی بیان می‌شود که سرمایه‌گذاران بر اساس اطلاعات جدید، برآورد خود را از ریسک سیستماتیک نیز به‌روز می‌کنند که این کار می‌تواند به‌دلیل عوامل خرد یا کلان اقتصادی باشد. بنابراین در تحقیقات آتی می‌توان ضریب بتا را در طول زمان متغیر در نظر گرفت و مدل CAPM را بر اساس زمان متغیر بودن بتا برازش کرده و نتایج به‌دست آمده را با مدل CAPM استاندارد مقایسه کرد.

با توجه به اثر حافظهٔ بلندمدت در داده‌های سری زمانی قیمتی، می‌توان مدل‌های موجود در تحقیق را با مدل فی‌گارچ مقایسه کرد.

منابع

اسلامی بیدگلی، غ.؛ خان احمدی، ف. (۱۳۹۱). امکان کاهش ریسک پرتفوی براساس مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۴ (۱)، ۳۰-۱۷.

پورابراهیمی، م.؛ پویان‌فر، ا.؛ موسوی، م. (۱۳۹۲). بررسی صرف ریسک نامتقارن در پرتفوهای ارزشی و رشدی تشکیل‌شده بر اساس نسبت P/E. *تحقیقات مالی*، ۱۵ (۲)، ۲۰۰-۱۸۱.

Archive of SID

www.SID.ir

تهرانی، ر.؛ صادقی شریف، ج. (۱۳۸۳). تبیین مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۶ (۲)، ۷۵-۴۱.

تهرانی، ر.؛ محمدی، ش.؛ پورابراهیمی، م. (۱۳۸۹). مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۲ (۳۰)، ۳۴-۲۳.

خلیلی، ی. (۱۳۸۳). *پیش‌بینی واریانس سهام در گروه شرکت‌های سرمایه‌گذار با استفاده از مدل GARCH*. پایان‌نامهٔ دورهٔ کارشناسی ارشد. دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران.

سبحانی، ه. (۱۳۸۷). *تبیین مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با رویکرد GARCH در بورس اوراق بهادار تهران*. پایان‌نامهٔ دورهٔ کارشناسی ارشد. دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران.

صادقی شریف، ج. (۱۳۸۲). تبیین مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای CAPM در بورس اوراق بهادار تهران. رسالهٔ دکتری. دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران.

صادقی، م.؛ سروش، ا.؛ فرهانیان، م. (۱۳۸۹). بررسی معیارهای نوسان‌پذیری، ریسک مطلوب و ریسک نامطلوب در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۲ (۲۹)، ۷۸-۵۹.

محمدی، ش.؛ راعی، ر.؛ تهرانی، ر.؛ فیض آباد، آ. (۱۳۸۸). مدل‌سازی نوسان در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۱ (۲۷): ۱۱۰-۹۷.

مهرآرا، م.؛ عبدلی، ق. (۱۳۸۵). نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی*، ۸(۲۶)، ۴۰-۲۵.

References

Alberg, D. & Shalit, H. & Yosef, R. (2006). Estimating Stock Market Volatility Using Asymmetric GARCH Models. *Applied Financial Economics*, 18(15), 1201-1208.

Bodie, Z. & Kane, A. & Marcus, A. (2010). *Investments*. McGraw-Hill. New York City.

Bollerslev, T. & Engel, R F. & Wooldridge, J. (1988). A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances. *Journal of Political Economy*, 96(1), 116-131.

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics,* 31(3), 307-327.

Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, Cambridge.

Archive of SID

www.SID.ir

Enders, W. (1994). *Applied Econometric Time Series*. Wiley & Sons, USA.

Engle, R F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometric*, 50(4), 987-1007.

Eslami Bidgoli, G., Khan Ahmadi, F. (2012). Risk Reduction of Portfolio based on Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 14(1), 17-30. (*in Persian*)

Ferson, W. & Kandel, S. & Stambaugh, R. (1987). Test of Asset Pricing with Time-Varying Expected Risk Premiums and Market Betas. *Journal of Finance,* 42(2), 201-220.

Huang, P. & Hueng, C J. (2008). Conditional Risk-Return in a Time-Varying Beta Model. *Quantitative Finance,* 8(4), 381-390.

Khalili, Y. (2004). Variance Forecasting of Investment Companies Stocks Using the GARCH Model. Master Thesis. Faculty of Economics, Allame Tabataba'i University. (*in Persian*)

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal of finance*, 7(1), 77-91.

Mehrara, M., Abdoli, Gh. (2006). The Asymmetry of Stock Market Volatility: The Case of Iran. *Iranian Journal of Economic research*, 8(26), 25-40. (*in Persian*)

Mohammadi, S., Raei, R., Tehrani, R., Faizabad, A. (2009). Modeling Volatility: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 11(27), 97-110. (*in Persian*)

Najand, M. & Lin, C. & Fitzgerald, E. (2006). The Conditional CAPM and Time Varying Risk Premium for Equity REITs. *Journal of Real Estate Portfolio Management,* 12(9), 167-176.

Nelson, D B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370.

Pourebrahimi, M., Pouyanfar, A., Mousavi, S. (2013). Study of Asymmetric Risk Premium in Value and Growth Stocks Based on P/E Ratio. *Financial Research Journal*, 15(2), 181-200. (*in Persian*)

Sadeghi Sharif, J. (2003). Explaining the Conditional Capital Asset Pricing model in Tehran Stock Exchange. Ph.D Thesis. Faculty of Management, University of Tehran. (*in Persian*)

Sadeghi, M., Asoroosh, A., Farhanian, M. (2010). Investigating the volatility, upside risk, downside risk and Capital Asset Pricing Model: Evidences from Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 12(29), 59-78. (*in Persian*)

Archive of SID

www.SID.ir

Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.

Sobhani, H. (2008). Explaining Capital Asset Pricing model in Tehran Stock Exchange with GARCH Approch. Master Thesis. Faculty of Management, University of Tehran. (*in Persian*)

Tehrani, R., Mohammadi, S., Porebrahimi, M. (2012). Modeling and forecasting the volatility of Tehran Exchange Dividend Price Index (TEDPIX). *Financial Research Journal*, 12(30), 23-36. (*in Persian*)

Tehrani, R., Sadeghi Sharif, J. (2004). Explaining the Conditional Capital Asset Pricing model in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 6(2), 41-75. (*in Persian*)

Archive of SID

www.SID.ir