مدلسازی ریسک و مهندسی مالی
Journal of Risk Modeling and Financial Engineering
دانشگاه خاتم
دورهٔ ۲، شمارهٔ ۲
تابستان ۱۳۹۶
ص. ۲۶۳-۲۷۷

آیا بتای زمان‌متغیر، قیمت‌گذاری دارایی را بهبود می‌بخشد؟ شواهدی از بورس تهران

مهدی آسیما[۱]، امیر علی عباس‌زاده اصل[۲]

چکیده: مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای یکی از مدل‌های متداول در برآورد نرخ بازدهٔ مورد انتظار است. در مدل یک دوره‌ای CAPM استاندارد، فرض می‌شود سرمایه‌گذاران انتظارات همگن در خصوص بازده، ریسک و کواریانس بین دارایی‌ها دارند، از این‌رو در این مدل ضریب بتا ثابت است. در حالی‌که در بازارهای مالی این امکان وجود دارد که با تغییر شرایط اقتصادی، هزینه–منفعت سرمایه‌گذاران در خصوص بازده و ریسک تغییر کند و در نتیجه بتا در طول زمان متغیر باشد، از مدل آستانه‌ای برای برآورد بتای زمان متغیر استفاده شده است. در این پژوهش سعی شده در بازهٔ زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ قدرت پیش‌بینی مدل CAPM آستانه‌ای و مدل CAPM استاندارد در بورس اوراق بهادار تهران آزمون شود. بدین منظور بازدهٔ مورد انتظار بر اساس دو مدل یاد شده برآورد و نتایج با بازدهٔ تحقق‌یافته مقایسه شد و از شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا برای سنجش قدرت پیش‌بینی مدل‌های پژوهش استفاده شد. با استفاده از آزمون دایبولد–ماریانو بر روی شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطای مدل‌های پژوهش با یکدیگر مقایسه شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد در نظرگرفتن مدل آستانه‌ای باعث افزایش قدرت پیش‌بینی بازدهٔ تحقق‌یافته با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای می‌شود.

واژه‌های کلیدی: بتای زمان‌متغیر، رگرسیون آستانه‌ای، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آستانه‌ای.

JEL: C22, G12

---

۱. دانشجوی دکترای مالی، بانکداری، دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران
۲. کارشناسی ارشد مهندسی مالی، دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۰۵ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۲/۲۲**

نویسندهٔ مسئول: مهدی آسیما **E-mail: asima1366@ut.ac.ir**

نحوه استناد به این مقاله : آسیما، م.، و علی عباس‌زاده اصل، ا. (۱۳۹۶). آیا بتای زمان‌متغیر، قیمت‌گذاری دارایی را بهبود می‌بخشد؟ شواهدی از بورس تهران. فصلنامهٔ مدلسازی ریسک و مهندسی مالی، ۲(۲)، ۲۶۳-۲۷۷.

مقدمه

در طی چند دههٔ اخیر، اینکه سرمایه‌گذاران چگونه ریسک جریانات نقدی آتی یک دارایی را ارزیابی کنند و در مقابل پذیرش آن چه میزان صرف طلب می‌کنند، در مرکز توجه پژوهشگران مالی بوده است. چندین مدل به‌منظور چگونگی در نظر گرفتن بازدهٔ مورد انتظار در مقابل ریسک گسترش یافته‌اند. در میان این مدل‌ها، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای که توسط بلک (۱۹۷۲)، لینتر (۱۹۶۵) و شارپ (۱۹۶۴) ارائه شده است، به‌عنوان مدل بنیادین در مالی تجربی و تئوریک شناخته می‌شود. مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای یک رابطهٔ ثابت و خطی را میان بازدهٔ مورد انتظار و ریسک دارایی‌ها فرض می‌کند.

آزمون‌های اولیهٔ انجام شده در خصوص مدل CAPM، مدل ارائه شده را تصدیق می‌کرد، در حالی‌که پژوهش‌هایی مانند بال (۱۹۷۸)، بانز (۱۹۸۱)، باسو (۱۹۸۳)، هاندری (۱۹۸۸)، فاما و فرنچ (۱۹۹۲)، روزنبرگ، رید و لانستین (۱۹۸۵) و استاتمن (۱۹۸۰) نشان دادند که نوسانات در بازدهٔ مورد انتظار فقط با بتای بازار مرتبط نیست. یکی از دلایل توضیح‌دهندهٔ این امر، آن است که در مدل CAPM فرض شده است که بتا و صرف ریسک بازار در طول زمان ثابت است.

در شرایطی که CAPM، مدل یک مرحله‌ای است که فرض می‌کند تمام سرمایه‌گذاران انتظارات همسان در خصوص میانگین، واریانس و کوواریانس بازدهٔ آتی دارند، در آزمون‌های تجربی با استفاده از داده‌های دنیای واقعی ضروری است که اندازه‌گیری ریسک توسط سرمایه‌گذاران در طول زمان ثابت فرض شود. اما همان‌گونه که جاناتان و وانگ (۱۹۹۶) تصریح کردند، فرض ثابت در نظر گرفتن ریسک در طول زمان فرضی عقلایی نیست، زیرا تغییر در شرایط اقتصادی می‌تواند هزینه–منفعت بین ریسک و بازدهٔ مورد انتظار را تغییر دهد. بسیاری از پژوهشگران دیگر مانند فرسون (۱۹۸۹)، فرسون و هاروی (۱۹۹۱ و ۱۹۹۳) و فرسون و کوراجزیخ (۱۹۹۵) نشان دادند که بتای بازار و صرف ریسک بازار بیش از آن‌که ثابت باشد، در طول زمان تغییر می‌کند.

استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی به‌منظور برآورد بازدهٔ مورد انتظار سرمایه‌گذاران، از کاربرد بسیار گسترده‌ای برخوردار است. بنابراین استفاده از روشی که نسبت به سایر روش‌ها، بازدهٔ مورد انتظار سرمایه‌گذاران را با انحراف کمتری برآورد نماید، اهمیت بسیار زیادی خواهد داشت. با توجه به مطالب یادشده، سؤال اصلی پژوهش حاضر، این است که آیا می‌توان با در نظر گرفتن بتای زمان‌متغیر، بازدهٔ مورد انتظار را با انحراف کمتری برآورد کرد. برای پاسخ به سوال این پژوهش، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آستانه‌ای با در نظر گرفتن نوسانات بازار به‌عنوان متغیر آستانهٔ تبیین شده و سپس قدرت پیش‌بینی مدل آستانه‌ای با مدل استاندارد مورد

مقایسه و آزمون قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که مدل آستانه‌ای نسبت به مدل استاندارد در پیش‌بینی بازدهٔ مورد انتظار عملکرد بهتری دارد.

ساختار مقاله بدین صورت است که پس از بیان مقدمه، در قسمت دوم پژوهش‌های انجام شدهٔ مرتبط با موضوع این پژوهش گردآوری شده است. در قسمت سوم روش‌شناسی پژوهش، مدل‌های پژوهش، روش پژوهش، متغیرهای پژوهش و جامعه و نمونهٔ آماری شرح داده شده است. در قسمت چهارم یافته‌های پژوهش ارائه شده است. در قسمت پنجم، نتایج حاصل از این پژوهش تصریح و پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی بیان شده است.

پیشینهٔ پژوهش

پژوهش‌های تجربی اخیر در مورد بتای زمان‌متغیر مانند پژوهش بلام (۱۹۷۰)، فابوزی و فرانسیس (۱۹۷۸) و ساندر (۱۹۸۰) نشان دادند که بتا در طول زمان متغیر است. برخی دیگر از پژوهش‌ها مانند پژوهش بروکس، فاف و مکنزی (۱۹۹۸) و فاف، لی و فری (۱۹۹۲) در استرالیا، اپیسکوپاس (۱۹۹۶) در کانادا، چنگ (۱۹۹۷) در هنگ‌کنگ، باس و فترستان (۱۹۹۲) در کره، ریس (۱۹۹۹) در بریتانیا و بولرسلو، انگل و وودریج (۱۹۸۸) در ایالات متحده، شواهدی را برای زمان متغیر بودن بتا در کشورهای پیشرفته و در بازارهای نوظهور یافته‌اند.

علی‌رغم اینکه تعداد قابل ملاحظه‌ای از پژوهش‌های تجربی وجود متغیر بودن بتا را در طول زمان نشان داده‌اند، اما هیچ اجماعی در خصوص منشأ آن وجود ندارد. با این وجود دو رویکرد متداول در مورد چارچوب تئوریک مدل بتای زمان‌متغیر وجود دارد. در بسیاری از پژوهش‌های تجربی از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیو به‌منظور برآورد بتای شرطی و متغیر در طول زمان استفاده شده است. با توجه به اینکه در پژوهش‌های انجام شده، مدل‌های CAPM شرطی خطای زیادی در قیمت‌گذاری داشته‌اند، پژوهشگران رویکردهای جایگزین را برای مدل‌سازی زمان‌متغیر بودن بتا جستجو کرده‌اند. در بسیاری از این مدل‌ها فرض می‌شود که بتا محتاطانه در طول زمان تغییر می‌کند. آکدنیز، آلتای و کانر (۲۰۰۳) با استفاده از مفهوم تخمین آستانه‌ای (هانسن، ۲۰۰۰) بیان کردند، این مفروضات به رابطهٔ غیرخطی میان ریسک و بازدهٔ مورد انتظار منتج می‌شود. این نسخه از CAPM شرطی با پذیرش متغیر بودن بتا در واکنش به شرایط متفاوت اقتصادی، وجود نوسانات در بتا را در نظر می‌گیرد. بر خلاف مدل CAPM استاندارد، ریسک بازار به‌عنوان تابعی از یک متغیر اقتصادی پایه[1] که به آن متغیر آستانه گفته

1. Underlying Economic Variable

می‌شود، مدل‌سازی می‌شود. هوانگ (۲۰۰۰)، آکدنیز و دیچرت (۲۰۰۸) و آبدیمومانوف و مورلی (۲۰۱۱) در پژوهش‌های خود برتری مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی غیرخطی را نسبت به مدل‌های CAPM شرطی و غیرشرطی نشان دادند. در ادامه به بیان پژوهش‌های تجربی که منطبق با موضوع این پژوهش است، پرداخته می‌شود.

آکدنیز و آلتای و کانر (۲۰۰۳) در پژوهشی با عنوان کمک بتای زمان‌متغیر در قیمت‌گذاری دارایی CAPM آستانه‌ای، دریافتند که مدل آستانه‌ای عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی و غیرشرطی را بهبود می‌دهد. همچنین آن‌ها نشان دادند که با تغییرات در محیط اقتصادی بتا نیز در طول زمان تغییر می‌کند.

اسلامی بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان مدل سه عاملی فاما و فرنچ و ریسک نقدشوندگی (شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار)، به بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ به علاوهٔ معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا و مقایسه با مدل سه عاملی فاما و فرنچ پرداخته‌اند. آن‌ها نتیجه گرفتند که عامل نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا و به‌کارگیری بتای بازار متغیر سبب افزایش قدرت تبیین مدل سه عاملی فاما و فرنچ می‌شود.

یایواک، آکدنیز و آلتای (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان آیا بتای زمان متغیر به قیمت‌گذاری دارایی کمک می‌کند؟، با بررسی شاخص‌های بورس نیویورک، بورس آمریکا و نزدک و همچنین بازدهٔ روزانه سهام در بازه زمانی ده ساله از ژانویه ۱۹۹۹ تا دسامبر ۲۰۰۸ به این نتیجه رسیدند که مدل CAPM در شکل ناپارامتریک نمی‌تواند اثر شرکت‌های کوچک را توضیح دهد. همچنین آن‌ها دریافتند که خطی بودن مدل CAPM می‌تواند رد شود، بنابراین برآورد آلفا و بتا به‌صورت خطی دارای اریب و ناسازگار است.

آریسوی، آلتی و آکدنیز (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان انتظار نوسانات متراکم[1] و مدل CAPM آستانه‌ای، به بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای با در نظر گرفتن بتای متغیر پرداختند. آن‌ها در پژوهش خود با در نظر گرفتن شاخص نوسانات[2] به‌منظور اندازه‌گیری عدم اطمینان تغییر در انتظارات، دریافتند زمانی که عدم اطمینان در خصوص انتظارات نوسانات متراکم فراتر از مقدار آستانه باشد، بتای پرتفوی به صورت معناداری تغییر می‌کند.

---

1. Aggregate Volatility
2. Volatility Index (VIX)

روش‌شناسی پژوهش

رگرسیون آستانه‌ای

داگنایس (۱۹۶۹) مدل رگرسیون آستانه‌ای را به شرح رابطهٔ ۱، معرفی نمود که در این رابطه، Y متغیر وابسته، X متغیر مستقل، ε اجزاء اخلال، Z_i متغیر آستانه و λ پارامتر آستانه است.

رابطهٔ ۱)
$$\begin{cases} Y_i = \theta_1' X_i + \varepsilon_i \quad if\ Z_i \le \lambda \\ Y_i = \theta_2' X_i + \varepsilon_i \quad if\ Z_i > \lambda \end{cases}$$

برآورد مقدار آستانه

هانسن (۲۰۰۰) نحوه برآورد مقدار آستانه را در رابطهٔ ۱، به شرح زیر بیان می‌نماید. با در نظر گرفتن $x_i(\lambda)' = x_i d_i(\lambda) = X_\lambda$ و $d_i(\lambda) = \{Z_i \le \lambda\}$ رابطهٔ ۱، را در شکل ماتریسی می‌توان به شرح زیر بازنویسی کرد.

رابطهٔ ۲)
$$Y = X\theta + X_\lambda \delta_n + \varepsilon$$

به‌منظور برآورد پارامترهای مدل فوق $(\theta, \delta_n, \lambda)$، از روش حداقل مربعات استفاده می‌شود. رابطهٔ ۳، نشان‌دهندهٔ تابع مجموع مربعات خطا است.

رابطهٔ ۳)
$$S_n(\theta, \delta, \lambda) = (Y - X\theta - X_\lambda \delta)'(Y - X\theta - X_\lambda \delta)$$

بنابراین به ازای هر λ متناظر با $Z_i \ \ i = 1,2, \dots, n$ مدل فوق برآورد خواهد شد و $\widehat{\lambda}$ بهینه از رابطهٔ ۴، به‌دست می‌آید.

رابطهٔ ۴)
$$\hat{\lambda} = argmin\, S_n(\lambda)$$

مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد

در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای فرض می‌شود که هر سرمایه‌گذار، پرتفوی بهینه خود را از ترکیب دو پرتفوی انتخاب خواهد کرد، یکی دارایی بدون ریسک و دیگری پرتفوی بازار. در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای خطی، فرض می‌شود اجزاء اخلال به دست آمده از رگرسیون تخمینی، دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت هستند (بودی، کین و مارکوس، ۲۰۱۰).

رابطهٔ ۵)
$$\begin{aligned} &R_{it} - R_f = \alpha_0 + \beta_i (r_{mt} - R_f) + \varepsilon_{it} \\ &\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2) \end{aligned}$$

مدل‌های پژوهش

به‌منظور برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای خطی و تخمین ضریب بتا، از رابطهٔ ۶، استفاده شده است.

$$R_{it} - R_f = \alpha_0 + \beta_i\left(R_{mt} - R_f\right) + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطهٔ ۶)}$$
$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

فرسون و هاروی (۱۹۹۹)، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آستانه‌ای را به شرح رابطهٔ ۷، معرفی کردند.

$$r_{t+1} = \beta_t rm_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad \text{رابطهٔ ۷)}$$

در رابطهٔ ۷، r_{t+1} صرف ریسک بازده در زمان $t+1$، rm_{t+1} صرف ریسک بازار در زمان $t+1$، ε_{t+1} اجزاء اخلال و β_t به شرح رابطهٔ ۸، تعریف می‌شود.

$$\beta_t = \beta_1 I_{\{Z_t \le \lambda\}} + \beta_2 I_{\{Z_t > \lambda\}} \quad \text{رابطهٔ ۸)}$$

در رابطهٔ ۸، $I_{\{A\}}$ تابع شاخصی[1] است که اگر شرط A برقرار باشد معادل یک و در غیر اینصورت برابر صفر خواهد بود. Z_t متغیر آستانه و λ مقدار آستانه است.

بر اساس پیشینهٔ پژوهش و با توجه به پژوهش‌های انجام شده توسط بانسل و ویسوواناتان (۱۹۹۳)، هاروی (۲۰۰۱)، آکدنیز و آلتای و کانر (۲۰۰۳) و چکیلی، آلوی، مسعود و فری (۲۰۱۱) متغیرهای نرخ بهره بدون ریسک، نرخ تغییر در سبد ارزی[2] و نرخ تغییر در شاخص ارزی مؤثر واقعی[3] را می‌توان به‌عنوان متغیر آستانه در نظر گرفت.

روش پژوهش

با استفاده از بازده‌های تعدیل‌شدهٔ ماهانهٔ پنج سال ابتدایی دورهٔ زمانی پژوهش، مدل CAPM استاندارد و CAPM آستانه‌ای برآورد می‌شود. بنابراین ضریب β بر اساس این دو مدل برای سال ششم برآورد می‌شود. با استفاده از ضرایب β تخمینی برای سال ششم بر اساس هر کدام از مدل‌های پژوهش، بازدهٔ مورد انتظار این سال بر اساس معادلهٔ CAPM به شرح رابطهٔ ۹، برآورد شده است.

$$E(R_{it}) = E\left(R_{ft}\right) + \beta_i\left[E(R_{mt}) - E(R_{ft})\right] \quad \text{رابطهٔ ۹)}$$

---

1. Indicator Function
2. Currency Basket
3. Real Effective Currency Index

بنابراین برای سال ششم تحت هر یک از مدل‌های CAPM استاندارد و آستانه‌ای، بازدهٔ مورد انتظار پیش‌بینی می‌شود. به منظور برآورد $E(R_{it})$ از طریق رابطهٔ ۹، بایستی نرخ بازدهٔ مورد انتظار بازار و نرخ بازدهٔ بدون ریسک سال ششم را برآورد نمود. بدین منظور از میانگین بازدهی بازار و بازدهی بدون ریسک در پنج سال گذشته استفاده شده است. در این پژوهش متغیر نوسانات بازار به عنوان متغیر آستانه در نظر گرفته شده است که مطابق با پژوهش‌های آنگ، هادرینگ، زینگ و ژانگ (۲۰۰۶)، آدریان و روزنبرگ (۲۰۰۸) و آریسوی، آلتای و آکدنیز (۲۰۱۵) است که در پژوهش‌های خود، متغیر نوسانات بازار را به عنوان متغیر آستانه (Z_t) انتخاب کرده‌اند.

همچنین با توجه به آن‌که در مدل آستانه‌ای برای سال ششم بر اساس مقدار آستانه، دو ضریب بتا برآورد می‌شود، بنابراین با استفاده از قدرمطلق انحراف بازدهٔ بازار در سال ششم از میانگین بازدهٔ بازار در پنج سال گذشته، مقدار آستانهٔ محاسبه شده و با توجه به آن، بتای سال ششم از بین دو ضریب بتای برآورد شده انتخاب خواهد شد.

فرآیند فوق برای تمام شرکت‌های داخل نمونهٔ پژوهش برای سال ششم انجام می‌شود. به منظور اندازه‌گیری میزان دقت بازده‌های مورد انتظار برآوردی نسبت به بازدهٔ تحقق‌یافته، از شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا به شرح رابطهٔ ۱۰ استفاده می‌شود که در آن A_t نشان‌دهندهٔ بازدهٔ تحقق‌یافته و F_t نشان‌دهندهٔ بازده برآورد شده در سال t است. (بروکس، ۲۰۰۶)

$$MAPE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left|\frac{A_t - F_t}{A_t}\right| \qquad \text{رابطهٔ ۱۰)}$$

بنابراین برای هر یک از دو مدل پژوهش، برای سال ششم شاخص MAPE محاسبه می‌شود. سپس با حذف یک سال از ابتدا و غلتاندن آن به سمت جلو، با استفاده از بازده‌های ماهانه از سال دوم تا سال هفتم تمام فرآیند فوق به روش پیش‌بینی یک مرحله پیش‌رو انجام شده و این فرآیند تا زمانی که بازدهٔ مورد انتظار سال آخر برآورد شود، ادامه می‌یابد. بنابراین در انتها برای هر یک از سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ و هر یک از مدل‌های پژوهش شاخص MAPE محاسبه می‌شود.

به‌منظور مقایسهٔ عملکرد مدل CAPM استاندارد و آستانه‌ای، از قیمت پایانی شرکت‌های نمونه در پایان هر ماه که از تارنمای شرکت بورس استخراج شده‌اند، استفاده شده و سپس با احتساب سود نقدی، افزایش سرمایه از محل آوردهٔ نقدی و مطالبات و افزایش سرمایه از محل سود انباشته و اندوخته، قیمت‌های تعدیل‌شده محاسبه شده‌اند. سپس با استفاده از رابطهٔ بازده زمان پیوسته به شرح رابطهٔ ۱۱، بازدهٔ تعدیل‌شده ماهانهٔ شرکت‌ها محاسبه شده‌اند.

$$R_{it} = \ln(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}) \qquad \text{رابطهٔ ۱۱)}$$

در رابطهٔ ۱۱، R_{it} بازدهٔ سهم، P_{it} قیمت تعدیل‌شده در ماه t و P_{it-1} قیمت تعدیل‌شده در ماه $t-1$ است.

علاوه بر بازدهٔ ماهانه تعدیل‌شده شرکت‌های داخل نمونه، بازدهٔ ماهانه بازار با استفاده از داده‌های مربوط به شاخص کل بازار توسط رابطهٔ ۱۲، محاسبه شده است.

$$R_{mt} = \ln(\frac{I_{mt}}{I_{mt-1}}) \quad \text{رابطهٔ ۱۲)}$$

در رابطهٔ ۱۲، R_{mt} بازدهٔ بازار، I_{mt} شاخص کل در ماه t و I_{mt-1} شاخص کل در ماه $t-1$ است.

به‌منظور پیاده‌سازی مدل CAPM، نرخ بازدهٔ بدون ریسک، معادل نرخ سود سپرده کوتاه‌مدت سه‌ماههٔ بانک‌ها در نظر گرفته شده است. داده‌های مربوط به آن بر اساس اطلاعات منتشره بانک مرکزی و دیگر بانک‌ها استخراج شده است. به‌منظور تبدیل نرخ بازدهٔ بدون ریسک سالانه به ماهانه، از میانگین هندسی به شرح زیر استفاده شده است.

$$RF_{mt} = \left(1 + RF_{yt}\right)^{1/12} - 1 \quad \text{رابطهٔ ۱۳)}$$

در رابطهٔ ۱۳، RF_{mt} بازدهٔ بدون ریسک ماهانه در زمان t و RF_{yt} بازدهٔ بدون ریسک سالانه در زمان t است.

با توجه به پیشینهٔ پژوهش، در این پژوهش نوسانات بازدهٔ بازار به‌عنوان متغیر آستانه در نظر گرفته شده است.

$$Z_t = |R_{mt} - \bar{R}_m| \quad \text{رابطهٔ ۱۴)}$$

در رابطهٔ ۱۴، Z_t متغیر آستانه در زمان t، R_{mt} بازدهٔ بازار در زمان t و $\bar{R}_m$ میانگین بازدهی بازار است.

جامعهٔ آماری این پژوهش تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ است. نمونه‌گیری پژوهش به صورت گزینشی بوده و ۸۰ شرکت از بین جامعهٔ آماری که در دورهٔ زمانی پژوهش بیش‌ترین روزهای معاملاتی را داشته‌اند و بیشتر از ۵ ماه متوالی نماد معاملاتی آن‌ها بسته نبوده، به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند.

یافته‌های پژوهش

داده‌ها و نتایج این پژوهش با استفاده از نرم‌افزارهای Excel، S-PLUS و MATLAB مورد تجزیه و تحلیل قرارگرفته‌اند.

به‌منظور پیاده‌سازی آزمون آستانه از ضریب لاگرانژ سازگار با ناهمسانی واریانس استفاده شده است (هانسن، ۱۹۹۶). مدل آستانه‌ای قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را به صورت رابطهٔ ۱۵، می‌توان بیان نمود.

$$r_{t+1} = \theta' x_{t+1} + \delta' x_{t+1}(\lambda) + e_{t+1}$$ رابطهٔ ۱۵)

که در رابطهٔ ۱۵، $x_{t+1} = r_{m,t+1}$، $x_{t+1}(\lambda) = x_{t+1}1_{\{z_{\leq\lambda}\}}$ و $\theta = \beta_2$ و $\delta = \beta_1 - \beta_2$ است. در این آزمون $H_0: \delta = 0$ در مقابل فرض $H_a: \delta \neq 0$ قرار دارد. رد شدن فرض صفر نشان‌دهندهٔ تغییرات معنادار بتا در مقادیر کوچکتر و بزرگتر آستانه است.

بر اساس این آزمون وجود آستانه بین بازدهٔ سهام نمونهٔ پژوهش و بازدهٔ بازار تأیید شده است. نتایج حاصل از این آزمون با استفاده از نرم‌افزار S-PLUS برای سهم صنایع ریخته‌گری ایران به‌عنوان نمونهٔ انجام شده به شرح جدول ۱ است.

جدول ۱. نتایج آزمون آستانهٔ هانسن

آزمون غیرخطی ضریب لاگرانژ هانسن	
فرض صفر	عدم وجود آستانه
ضریب آستانهٔ برآورد شده	۰/۰۳۶۵
آمارهٔ F	۱۶/۷۸۸۵
P-Value	۰/۰۰۹

بنابراین با توجه به مقادیر حاصل از آماره و P-Value آزمون، فرض صفر که نشان‌دهندهٔ عدم وجود آستانه در نمونه مورد بررسی است، رد می‌شود.

در ادامه به بیان مقادیر و آزمون شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا پرداخته می‌شود. مقادیر مربوط به میانگین قدرمطلق درصد خطا بر اساس هر یک از مدل‌های پژوهش برای سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ در جدول ۲، آورده شده است.

جدول ۲. مقادیر شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا برای دو مدل پژوهش (۱۳۹۰-۱۳۹۴)

میانگین قدر مطلق درصد خطا	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴
مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد	۲/۲۶۵۴	۴/۷۴۹۶	۱/۰۸۴۲	۳/۹۲۵۷	۲/۶۸۳۵
مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آستانه‌ای	۲/۰۶۲۴	۳/۸۵۴۱	۱/۰۸۱۹	۲/۱۳۲۳	۱/۷۸۴۰

همان‌گونه که در جدول ۲، مشاهده می‌شود، در تمام سال‌های مورد پیش‌بینی همواره شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آستانه‌ای کمتر از مدل

قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد است. در جدول ۳، آمار توصیفی مرتبط با شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا آورده شده است.

جدول ۳. آمار توصیفی شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا برای دو مدل پژوهش

میانگین قدر مطلق درصد خطا	میانگین	واریانس	انحراف معیار	تعداد مشاهدات
مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد	۲/۹۴۱۷	۲/۰۵۲۷	۱/۴۳۲۷	۵
مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آستانه‌ای	۲/۱۸۲۹	۱/۰۴۵۳	۱/۰۲۲۴	۵

همان‌گونه که در جدول ۳، مشاهده می‌شود، میانگین شاخص MAPE برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد بیشتر از مقدار میانگین این شاخص برای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آستانه‌ای است. همچنین مقدار واریانس و انحراف معیار این شاخص نیز در مدل استاندارد بیشتر از مدل آستانه‌ای است. بر اساس مقادیر برآورد شده در جدول‌های ۲ و ۳ می‌توان نتیجه گرفت که مدل آستانه‌ای عملکرد بهتری در مقایسه با مدل استاندارد در پیش‌بینی بازده سهام داشته است. در ادامه با پیاده‌سازی آزمون دایبولد–ماریانو به بررسی اینکه اختلاف بین شاخص MAPE بین دو مدل CAPM استاندارد و آستانه‌ای از لحاظ آماری معنادار است یا خیر پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های فوق با استفاده از آزمون دایبولد–ماریانو در جدول ۴، آورده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون دایبولد–ماریانو

آزمون مدل‌ها	df	آماره دایبولد–ماریانو	Critical t-dist (one-tail)
مدل CAPM استاندارد– مدل CAPM آستانه‌ای	۴	-۲/۶۸۹۳	-۲/۱۳۱۸

همان‌گونه که در جدول ۴، مشاهده می‌شود، به‌منظور بررسی معناداری اختلاف میان شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آستانه‌ای از آزمون دایبولد–ماریانو استفاده شده است. بر اساس این آزمون مقدار آماره دایبولد–ماریانو معادل ۲/۶۸۹۳– محاسبه شده است که با مقایسه مقدار آماره و مقدار بحرانی آزمون یک طرفه با توزیع t معنادار بودن اختلاف شاخص MAPE در مدل استاندارد و آستانه‌ای تأیید می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش به مقایسهٔ عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آستانه‌ای پرداخته شده است. در مدل CAPM استاندارد که توسط شارپ، لینتر و ماسین معرفی شد، رابطهٔ بین متغیر وابسته و مستقل رابطه‌ای خطی در نظر گرفته می‌شود، در حالی‌که رابطهٔ بین بازدهٔ سهم و بازدهٔ بازار می‌تواند غیرخطی باشد. به همین منظور در این پژوهش سعی بر آن بوده است که قدرت پیش‌بینی مدل استاندارد با مدل غیرخطی آستانه‌ای مقایسه شود.

به‌منظور مقایسهٔ بین مدل‌های پژوهش از شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان‌دهندهٔ آن است که در تمام سال‌های پیش‌بینی مقدار شاخص میانگین قدرمطلق درصد خطا در مدل آستانه‌ای کمتر از مدل استاندارد است. برای بررسی معنادار بودن اختلاف میان شاخص MAPE در مدل‌های استاندارد و آستانه‌ای از آزمون دایبولد–ماریانو (۱۹۹۵) استفاده شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آستانه‌ای به شکل معناداری قدرت پیش‌بینی بالاتری نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد دارد. بنابراین مدل غیرخطی آستانه‌ای توانایی بیشتری در برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

نتایج حاصل از این پژوهش با نتایج پژوهش‌های آکدنیز، آلتای و کانر (۲۰۰۳)، یایواک، آکدنیز و آلتای (۲۰۱۵) و آریسوی، آلتی و آکدنیز (۲۰۱۵) منطبق است.

به عنوان پیشنهادات کاربردی این پژوهش می‌توان استفاده از روش قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای آستانه‌ای به‌منظور محاسبهٔ نرخ بازدهٔ مورد انتظار سرمایه‌گذاران در مباحث مربوط به ارزش‌گذاری، ارزیابی طرح‌های اقتصادی، مدیریت سبد سرمایه‌گذاری و غیره را به عنوان جایگزینی برای روش قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد توصیه نمود.

به عنوان پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی می‌توان بیان نمود، با توجه به اهمیت برآورد دقیق نرخ بازدهٔ مورد انتظار برای سرمایه‌گذاران و بنگاه‌های اقتصادی و از طرفی وجود مدل‌های مختلف برای برآورد نرخ بازدهٔ مورد انتظار، می‌توان این پژوهش را بر روی دیگر مدل‌های برآورد نرخ بازدهٔ مورد انتظار مانند مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مدل کارهارت، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، مدل پاستور–استمبا و سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی انجام داد. همچنین از

مدل‌های دیگر برآورد غیرخطی مدل CAPM مانند مدل‌های رگرسیون بـا تـابع انتقـال همـوار[1] می‌توان استفاده کرد.

منابع

اسلامی بیدگلی، غ.، و هنردوست، ا. (۱۳۹۱). مدل سه عاملی فاما و فرنچ و ریسک نقدشوندگی: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران. دانش سرمایه‌گذاری، ۱(۲)، ۹۷–۱۱۶.

References

Abdymomunov, A., & Morley, J. (2011). Time Variation of CAPM Betas Across Market Volatility Regimes. Applied Financial Economics, 21(19), 1463-1478.

Adrian, T., & Rosenberg, J. (2008). Stock Returns and Volatility: Pricing the Short Run and Long Run Components of Market Risk. The Journal of Finance, 63(6), 2997-3030.

Akdeniz, L., Altay-Salih, A., & Caner, M. (2003). Time-varying Betas Help in Asset Pricing: the Threshold CAPM. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 6(4), 1-16.

Akdeniz, L., & Dechert, W. D. (2008). The Equity Premium in Brock's Asset Pricing Model. Journal of Economic Dynamics and Control, 31(7), 2263-2292.

Ang, A., Hodrick, R., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The Cross-section of Volatility and Expected. The Journal of Finance, 61(1), 259-297.

Arısoy, Y. E., Altay-Salih, A., & Akdeniz, L. (2015). Aggregate Volatility Expectations and Threshold CAPM. The North American Journal of Economics and Finance, 34, 231-253.

Ball, R. (1978). Anomalies in Relationships between Securities Yields and Yield-surrogates. Journal of Financial Economics, 6(2), 103-126.

Bansal, R., & Viswanathan, S. (1993). No Arbitrage and Arbitrage Pricing: A New Approach. The Journal of Finance, 48(4), 1231-1262.

Banz, R. W. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. Journal of Financial Economics, 9(1), 3-18.

---

1. Smooth Transition Regression

Basu, S. (1983). The Relationship between Earnings Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence. Journal of Financial Economics, 12(1), 129-156.

Bhandari, L. C. (1988). Debt/equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. The Journal of Finance, 43(2), 507-528.

Black, F. (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. The Journal of Business, 45(3), 444-455.

Blume, M. E. (1970). Portfolio Theory: A Step Toward its Practical Application. The Journal of Business, 43(2), 152-173.

Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. (2010). Investments. McGraw-Hill.

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

Bos, T., & Fetherston, T. A. (1992). The Anticipation and Impact of Intermediate Credit Reappraisals on Bond Substitution Swaps. J. Financ. Strateg. Decis, 5(3), 19-38.

Brooks, C. (2006). Introductory econometrics for finance. Cambridge university press.

Brooks, R. D., Faff, R. W., & McKenzie, M. D. (1998). Time Varying Beta Risk of Australian Industry Portfolios: A Comparison of Modelling Techniques. Australian Journal of Management, 23(1), 1-22.

Cheng, J. W. (1997). A Switching Regression Approach to the Stationarity of Systematic and Non-systematic Risks: the Hong Kong Experience. Applied Financial Economics, 7(1), 45-57.

Diebold, F. X., & Mariano, R. S. (1995). Comparing predictive accuracy. Journal of Business & economic statistics, 13(3), 253-263.

Dagenais, M. G. (1969). A Threshold Regression Model. Econometrica: Journal of Econometric Society, 37, 193-203.

Episcopos, A. (1996). Stock Return Volatility and Time-varying Betas in the Toronto Stock Exchange. Quarterly Journal of Business and Economics, 35, 28-38.

Fabozzi, F. J., & Francis, J. C. (1978). Beta as a Random Coefficient. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 13(01), 101-116.

Faff, R. W., Lee, J. H., & Fry, T. R. (1992). Time Stationarity of Systematic Risk: Some Australian Evidence. Journal of Business Finance & Accounting, 19(2), 253-270.

Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The Cross Section of Expected Stock Returns. The Journal of Finance, 47(2), 427-465.

Ferson, W. E. (1989). Changes in Expected Security Returns, Risk and the Level of Interest Rates. The Journal of Finance, 44(5), 1191-1217.

Ferson, W. E., & Harvey, C. R. (1991). The Variation of Economic Risk Premiums. Journal of Political Economy, 99(2), 385-415.

Ferson, W. E., & Harvey, C. R. (1993). The Risk and Predictability of International Equity Returns. Review of financial Studies, 6(3), 527-566.

Ferson, W. E., & Harvey, C. R. (1999). Conditioning variables and the cross section of stock returns. The Journal of Finance, 54(4), 1325-1360.

Ferson, W. E., & Korajczyk, R. A. (1995). Do Arbitrage Pricing Models Explain the Predictability of Stock Returns?. Journal of Business, 68, 309-349.

Hansen, B. E. (1996). Inference when a Nuisance Parameter is Not Identified under the Null Hypothesis. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 64(2), 413-430.

Hansen, B. E. (2000). Sample Splitting and Threshold Estimation. Econometrica, 68(3), 575-603.

Harvey, C. R. (2001). The Specification of Conditional Expectations. Journal of Empirical Finance, 8(5), 573-637.

Huang, H. C. (2000). Tests of Regimes-switching CAPM. Applied Financial Economics, 10(5), 573-578.

Islami Bidgoli, G., & Honardost, A. (2012). Fama and French Three-factor Model and Liquidity Risk: Evidence from Tehran Stock Exchange Market. Journal of Investment Knowledge, 1 (2), 97-116. (In Persian)

Jagannathan, R., & Wang, Z. (1996). The Conditional CAPM and the Cross Section of Expected Returns. The Journal of Finance, 51(1), 3-53.

Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. The Review of Economics and Statistics, 47(1), 13-37.

Reyes, M. G. (1999). Size, Time-varying Beta, and Conditional Heteroscedasticity in UK Stock Returns. Review of Financial Economics, 8(1), 1-10.

Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive Evidence of Market Inefficiency. The Journal of Portfolio Management, 11(3), 9-16.

Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. The Journal of Finance, 19(3), 425-442.

Stattman, D. (1980). Book Values and Stock Returns. The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers, 4(1), 25-45.

Sunder, S. (1980). Stationarity of Market Risk: Random Coefficients Tests for Individual Stocks. The Journal of Finance, 35(4), 883-896.

Walid, C., Chaker, A., Masood, O., & Fry, J. (2011). Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach. Emerging Markets Review, 12(3), 272-292.

Yayvak, B., Akdeniz, L., & Altay-Salih, A. (2015). Do Time-Varying Betas Help in Asset Pricing? Evidence from Borsa Istanbul. Emerging Markets Finance and Trade, 51(4), 747-756.