



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال پنجم / شماره هفدهم / بهار ۱۳۹۵

بده‌بستان ریسک و بازده: شواهدی از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

روح اله فرهادی

دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول)
Rf.farhadi@gmail.com

علی ثقفی

استاد دانشگاه علامه طباطبائی

محمد تقی تقوی فرد

دانشیار دانشگاه علامه طباطبائی

فرخ برزیده

استادیار دانشگاه علامه طباطبائی

تاریخ دریافت: ۹۴/۵/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۴/۹/۱۹

چکیده

در این تحقیق رابطه بین ریسک و بازده با استفاده از شکل استاندارد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شد. با استفاده از روش‌شناسی مرتبط با حوزه تحقیقات مالی پس‌رویدادی، مدل رگرسیون خطی و مدل رگرسیون چارکی جهت آزمون اعتبار مدل CAPM به کار گرفته شد. نتایج حاصل از اجرای رویه رگرسیون دو مرحله‌ای (خطی و چارکی) نشان می‌دهد که بتا به عنوان معیار ریسک سیستماتیک نمی‌تواند تفاوت بازده مازاد را در بین سهام توضیح دهد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که ریسک منحصر به فرد می‌تواند بازده مازاد را توضیح دهد، البته رابطه بین ریسک منحصر به فرد با بازده مازاد در چارک‌های مختلف بازدهی سهام متفاوت است. به عنوان نتیجه‌گیری کلی، می‌توان بیان کرد که لااقل با استفاده از شاخص کل بورس به عنوان نماینده سبد بازار، مدل CAPM نمی‌تواند قیمت سهام را تبیین کند.

واژه‌های کلیدی: مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، بتا، مطالعات پس‌رویدادی، رگرسیون دو مرحله‌ای، ریسک منحصر به فرد.

۱- مقدمه

یک بازار سهام دارای کارکرد خوب، ضرورتی برای رشد اقتصادی و بهبود بهره‌وری است. اساساً رشد و بهره‌وری هر اقتصاد به میزان قیمت‌گذاری صحیح دارایی‌های واقعی و در نتیجه دارایی‌های مالی بستگی دارد. مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به شیوه‌های مختلف در کشورهای پیشرفته و نوظهور مورد آزمون قرار گرفته است. در این تحقیق تجزیه و تحلیل تجربی از بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) انجام می‌شود. مدل CAPM بیان می‌کند که قیمت سهام ریسکی به صورت تنگاتنگی با قیمت‌ها در بازار [به عنوان مجموعه کل] حرکت می‌کند (Sharpe, 1964). در مدل CAPM بیان می‌شود اگر رابطه بازده مورد انتظار-بتا از طریق شاخص کاراء (میانگین/واریانس) پیش‌بینی شده و قابل-مشاهده (M) برقرار باشد، نرخ بازده مورد انتظار ورقه بهادار آّم برابر خواهد بود با:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i [E(r_M) - r_f] \quad (1)$$

که در آن β_i به صورت $Cov(r_i, r_M) / \sigma_M^2$ تعریف می‌شود.

این رابطه، کاربرد عمومی آزمون‌شده مدل CAPM است. در آزمون‌های ساده اولیه سه گام اساسی دنبال می‌شود: (۱) تعیین نمونه سهام؛ (۲) برآورد خط مشخصات ورقه بهادار (SCL)؛ (۳) برآورد خط SML. معادله (۱) به خط مشخصات ورقه بهادار (SCL) نیز شهرت دارد.

در هر حال، می‌توانید مرحله‌ای پیش‌تر رفت و بحث کرد که ویژگی کلیدی رابطه بازده مورد انتظار-بتا توصیف‌شده در خط SML، بازده مازاد مورد انتظار اوراق بهاداری است که صرفاً با ریسک سیستماتیک (اندازه‌گیری شده با بتا) تعیین شده و باید از ریسک غیرسیستماتیک (اندازه‌گیری شده با واریانس پسماندها (e_i)) مستقل باشد. این ریسک غیرسیستماتیک از رگرسیون مرحله اول برآورد می‌شود. این برآوردها می‌تواند به عنوان متغیر مستقل در معادله (۲) خط SML اضافه شده و معادله به صورت زیر توسعه پیدا کند:

$$\overline{r_i - r_f} = \gamma_0 + \gamma_1 b_i + \gamma_2 \sigma^2(e_i) \quad (2)$$

معادله رگرسیون مرحله دوم با فرضیه زیر برآورد می‌شود:

$$\gamma_0 = 0; \gamma_1 = \overline{r_M - r_f}; \gamma_2 = 0$$

این فرضیه که $\gamma_2 = 0$ است، با این نکته سازگار است که ریسک غیرسیستماتیک نباید قیمت‌گذاری شود، یعنی صرف ریسکی برای تحمل ریسک غیرسیستماتیک وجود ندارد. به طور عمومی‌تر، مطابق با مدل CAPM، صرف ریسک فقط به بتا بستگی دارد. بنابراین، هر متغیر اضافی در سمت راست معادله (۲) به استثناء بتا، باید ضریبی داشته باشد که در رگرسیون مرحله دوم، تفاوت غیرمعنادار با صفر داشته باشد (بادی، کین و مارکوس، ۲۰۰۸، ص ۴۲۵-۴۲۰). همچنین، فاما و مکبث متغیر مجذور بتا (β^2) را نیز به معادله (۲) وارد می‌کنند که نشان‌دهنده غیرخطی بودن رابطه بین ریسک و بازده بود (Fama and MacBeth, 1973).

$$\overline{r_i - r_f} = \gamma_0 + \gamma_1 b_i + \gamma_2 b_i^2 + \gamma_3 \sigma^2(e_i) \quad (3)$$

در هر حال، موضوع مهمی در دانش مالی وجود دارد که ناسازگار با نتایج آزمون مدل‌های فوق است. به عبارتی، اولاً رابطه بین ریسک و بازده به شکلی که در رویه دو مرحله‌ای پیش بینی می‌شود، مستقیم و خطی نمی‌باشد. ثانیاً نباید بین ریسک غیرمنتظره و بازده رابطه وجود داشته باشد که در عمل وجود دارد. شاید دلیل به دست آوردن رابطه مستقیم و خطی بین ریسک و بازده در رویه دو مرحله‌ای، استفاده از مدل رگرسیون خطی کلاسیک (OLS) است که مبتنی بر میانگین است. همچنین، شاید دلیل به دست آوردن رابطه معنادار بین ریسک منحصر به فرد با بازده، استفاده از شاخص‌های بورس ناکاراء (از نظر میانگین بازده/واریانس) به عنوان نماینده سبد بازار است. در این تحقیق رگرسیون دو مرحله‌ای با استفاده از مدل رگرسیون چارکی نیز بررسی می‌شود و نتایج با رویه سنتی (اجرا شده با مدل رگرسیون خطی) مورد مقایسه قرار می‌گیرد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در سال ۱۹۵۲، هری مارکوویتز (Markowitz, 1952) مبانی مدیریت سبد سرمایه‌گذاری مدرن را پایه‌گذاری کرد. ایده اصلی نهفته در مجموعه کارای سبدهای سرمایه‌گذاری ریسکی این بود که سرمایه‌گذار برای هر سطح ریسک، فقط به سبدهای سرمایه‌گذاری با بالاترین بازده مورد انتظار علاقه‌مند است. از سوی دیگر، این مرز کارا مجموعه‌ای از سبدهای سرمایه‌گذاری است که برای هر بازده مورد انتظار هدف، واریانس را حداقل می‌کند. در واقع، این دو روش به دست آوردن مرز کارای سبدهای ریسکی، معادل یکدیگر هستند که به طور ضمنی به معنای بده و بستان مستقیم بین ریسک و بازده است (بادی، کین و مارکوس، ۲۰۰۸، ص ۲۲۶). پس از توسعه تئوری سبد سرمایه‌گذاری مارکوویتز، تئوری‌های دانش مالی کلاسیک یکی پس از دیگری توسعه پیدا کردند. بنابراین، دوازده سال پس از تئوری سبد سرمایه‌گذاری مدرن، ویلیام شارپ، جان لیتنر و جان موسین، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Mossin, 1968) را در مقالات خود توسعه دادند. مدل CAPM، مجموعه پیش‌بینی‌های دربرگیرنده بازده مورد انتظار تعادلی برای دارایی‌های ریسکی است. در مدل CAPM با سؤال "چه می‌شود اگر" مواجه خواهیم بود که منظور از کلمه "اگر"، دنیای ساده‌شده است. زمانی که این مهم را انجام می‌دهیم، می‌توان پیچیدگی را به محیط مفروض اضافه کرده و مشاهده کرد که نتایج چگونه تعدیل می‌شود. با این فرایند می‌توان مدلی جامع و واقعی از رابطه بین ریسک و بازده به دست آورد (بادی، کین و مارکوس، ۲۰۰۸، ص ۲۹۵). تحقیقات اولیه مرتون (Merton's, 1973, 1980) که به توسعه مدل ICAPM انجامید، نیز رابطه بین بازده مورد انتظار و ریسک را تبیین می‌کند.

تحقیقات انجام شده توسط بلک و همکاران (Black et al., 1972)، بلک (Black, 1972, 1973) و فاما و مکبث (Fama and MacBeth, 1973) قویاً از شکل استاندارد مدل CAPM حمایت می‌کند. فاما و مکبث آزمون کردند که در شکل استاندارد مدل CAPM، عرض از مبدا و جمله مجذور بتا (β^2) مدل رگرسیون مرحله دوم نیز باید ضریب متفاوت از صفر نداشته باشند. به عبارتی، رابطه غیر خطی بین ریسک و بازده وجود نداشته باشد (Fama

and MacBeth, 1973). خانی و ابراهیم زاده (۱۳۹۰) مدل CAPM چند عاملی را آزمون کرده و نتیجه گیری کردند که بتا می‌تواند بازده سهام را توضیح دهد، اما رابطه بتا و بازده در شرایط صعودی و نزولی متفاوت است. مصدق (۱۳۸۴) رابطه ریسک و اندازه با بازده را در شرایط مختلف بازار سهام بررسی نمود. در نتیجه یک مدل چند عاملی را در شرایط شرطی مورد آزمون قرار داد. پژوهش وی نشان داد که در دوره‌هایی که صرف ریسک بازار مثبت و جهت حرکت بازار روبه بالا است، برای تبیین تغییرات بازده می‌توان صرفاً از متغیر اندازه شرکت بهره گرفت و در دوره‌هایی که صرف ریسک بازار منفی و جهت حرکت بازار روبه پایین است، برای تبیین تغییرات بازده می‌توان صرفاً از متغیر نماینده ریسک سیستماتیک (بتا) بهره گرفت و رابطه بتا با بازده معکوس می‌باشد.

در هر حال، مطالعاتی نیز بده و بستان خطی بین ریسک و بازده مدل CAPM را رد کرده‌اند و آن را به متغیرهایی نظیر اندازه شرکت (Banz, 1981)، نسبت سود به قیمت (Basu, 1983)، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (Rosenberg et al., 1985)، نسبت بازده نقدی (Black and Scholes, 1974)، و حجم معاملاتی (Amihud and Mendelson, 1991) و غیره مرتبط کرده‌اند. همچنین، از نظر علامت رابطه بین ریسک و بازده، تحقیقات بیشماری به بررسی رابطه بین ریسک و بازده پرداخته است. فرنچ و همکاران (French et al., 1987) بالی و دیگانارو (Baillie and DeGennaro, 1990)، گیسلز و همکاران (Ghysels et al., 2005) رابطه بازده مورد انتظار و واریانس شرطی سهام را بررسی کرده و شواهدی از رابطه مستقیم بین ریسک و بازده یافتند. در هر حال، محققانی نظیر کمپل (Campbell, 1987) برین و همکاران (Breen et al., 1989)، گلاستن و همکاران (Glosten et al., 1993) و لاتو و لویگسون (Lettu and Ludvigson, 2002) رابطه بین ریسک و بازده را معکوس (منفی) یافته‌اند. هاریزون و ژانگ (Harrison and Zhang, 1999) گزارش کردند که رابطه ریسک و بازده در بلندمدت مثبت است، اما در کوتاه مدت معنادار نیست. چیانگ و لی (Chiang and Li, 2012) با تجزیه ریسک به ریسک پیش‌بینی شده و غیرمنتظره، رابطه مستقیم بین ریسک مورد انتظار با بازده مازاد و رابطه غیرمستقیم بین ریسک غیرمنتظره با بازده مازاد گزارش کردند، همچنین آن‌ها رابطه بین ریسک و بازده را در دامنه‌های حدی بازده متفاوت گزارش کردند (رابطه معکوس در دامنه پایین و رابطه مستقیم در دامنه بالا).

در این تحقیق، رویه دو مرحله‌ای استاندارد به کار گرفته شده توسط فاما و مک‌بت (Fama and MacBeth, 1973) با استفاده از مدل رگرسیون خطی و مدل رگرسیون چارکی در بورس اوراق بهادار تهران اجرا شده و بررسی می‌شود که آیا مدل CAPM به عنوان یکی از تئوری‌های مالی کلاسیک، در توضیح رابطه بین ریسک و بازده برقرار است یا خیر.

۳- فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اصلی: مدل CAPM در توضیح بده‌وبستان ریسک و بازده برقرار است.

فرضیه فرعی ۱: ضریب عرض از مبدا (λ_0) رگرسیون مرحله دوم برابر با صفر است.

فرضیه فرعی ۲: قیمت ریسک در بازار سرمایه مثبت است، به عبارت دیگر، ضریب شیب (λ_1) مدل رگرسیون مرحله دوم به طور معناداری بزرگتر از صفر و برابر با میانگین بازده مازاد شاخص ($\bar{r}_m - r_f$) است.

فرضیه فرعی ۳: خط بازار ورقه بهادار (SML) خطی است، به عبارت دیگر، ضریب بتای مجذور (λ_2) رگرسیون مرحله دوم برابر با صفر است.

فرضیه فرعی ۴: ریسک منحصر به فرد (خاص شرکتی) بازده سهام را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد، به عبارت دیگر، ضریب ریسک منحصر به فرد (λ_3) در رگرسیون مرحله دوم برابر با صفر است.

۴- روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق از نوع مطالعات پس رویدادی^۲ است که بر مبنای تجزیه تحلیل اطلاعات مشاهده شده انجام می‌شود. پژوهش حاضر می‌کوشد با استفاده از داده‌های مربوط به سری زمانی بازده مازاد ۱۸۰ شرکت و بازده مازاد شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به آزمون فرضیه‌های تحقیق بپردازد. ابتدا با استفاده از مدل رگرسیون خطی، رگرسیون مرحله اول برازش می‌شود:

$$r_{it} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + e_{i,t} \quad (۳)$$

$$\sigma^2(e_i) = \sigma_i^2 - \beta_i^2 \sigma_m^2 \quad (۴)$$

جایی که r_{it} نرخ بازده سهم i ام در زمان t ، $r_{f,t}$ نرخ بازده دارایی بدون ریسک (اوراق مشارکت بانک مرکزی) در زمان t ، $r_{m,t}$ نرخ بازده شاخص بازار (شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران) در زمان t ، β_i بتای سهم i ام، $e_{i,t}$ مقدار پسماند معادله رگرسیون در زمان t ، $\sigma^2(e_i)$ ریسک منحصر به فرد هر سهم (به عبارتی، واریانس پسماندها یا $e_{i,t}$)، σ_i^2 واریانس بازدهی هر سهم و σ_m^2 واریانس بازدهی شاخص است که نماینده سبد بازار است. بنابراین، برای آزمون فرضیه اول تحقیق و فرضیه‌های فرعی مربوط به آن، رگرسیون مرحله دوم با استفاده از مدل رگرسیون خطی برازش می‌شود:

$$\overline{r_i - r_f} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \gamma_2 \beta_i^2 + \gamma_3 \sigma^2(e_i) + e_i \quad (۵)$$

جایی که γ_0 ضریب عرض از مبدا، β_i ضریب بتای هر سهم، $\sigma^2(e_i)$ ریسک خاص هر سهم و e_i پسماندهای رگرسیون مرحله دوم است.

نکته قابل توجه در مدل‌های ارائه شده در بالا این است که برآورد پارامترها بر اساس شیوه حداقل مربعات است. یکی از محدودیت‌های این شیوه این است که برآوردگرهای حداقل مربعات، بر میانگین استوار است و اطلاعات درباره دامنه‌های توزیع نادیده گرفته می‌شود. علاوه بر این، اطلاعاتی در مشاهدات حدی (کرانی) وجود دارد که می‌تواند به طور معناداری ضرایب برآورد شده را تحت تاثیر قرار دهد (Chiang and Li, 2012). برای حل این مشکل، معادله (۳) و معادله (۵) با استفاده از مدل رگرسیون چارکی نیز برازش می‌شود که برآوردهای کاراتر و باثبات‌تر حاصل می‌کند، زیرا این شیوه اجازه می‌دهد که دامنه کاملی از توابع چارکی شرطی در نظر گرفته شود. بنابراین، برای چارک i ام، رگرسیون مرحله اول با استفاده از مدل رگرسیون چارکی زیر برآورد می‌شود:

$$Q_{r_{it}-r_{f,t}}(\tau|(r_{m,t}-r_{f,t})) = \alpha_{i,\tau} + \beta_{i,\tau}(r_{m,t}-r_{f,t}) + e_{i\tau,t} \quad (6)$$

جائی که $Q_{r_{it}-r_{f,t}}(\tau|(r_{m,t}-r_{f,t}))$ نشاندهنده چارک τ بازده مازاد شرکت τ است که فرض می‌شود به صورت خطی به بازده مازاد بازار یعنی $r_{m,t}-r_{f,t}$ وابسته باشد.

بنابراین، برای آزمون فرضیه دوم تحقیق و فرضیه های فرعی مربوط به آن، رگرسیون مرحله دوم در چارک های مختلف بازدهی (چارک ۰,۲۵، چارک ۰,۵۰، چارک ۰,۷۵) با استفاده از مدل رگرسیون چارکی برازش می‌شود:

$$Q_{\overline{r_1}-\overline{r_f}}(\tau|\beta_i, \beta_i^2, \sigma^2(e_i)) = \gamma_{0,\tau} + \gamma_{1,\tau}\beta_i + \gamma_{2,\tau}\beta_i^2 + \gamma_{3,\tau}\sigma^2(e_i) + e_i \quad (7)$$

جائی که $Q_{\overline{r_1}-\overline{r_f}}(\tau|\beta_i, \beta_i^2, \sigma^2(e_i))$ نشاندهنده چارک τ میانگین بازده مازاد شرکت τ است که فرض می‌شود در چارک τ به بتای شرکت τ (β_i)، بتای مجذور شرکت τ (β_i^2) و ریسک منحصر به فرد $[\sigma^2(e_i)]$ شرکت τ وابسته باشد.

برای آزمون معناداری ضرایب برآورد شده از طریق مدل رگرسیون خطی و مدل رگرسیون چارکی، از آماره t و ارزش بحرانی مربوط به آن استفاده می‌شود. همچنین، برای آزمون معناداری ضریب تعیین مدل های رگرسیون خطی از آماره F و ارزش بحرانی آن استفاده شده و برای آزمون معناداری ضریب تعیین معمولی^۴ مدل های رگرسیون چارکی از آماره Quasi-LR و ارزش بحرانی آن استفاده می‌شود.

نمونه تحقیق شامل شرکتهای بورس اوراق بهادار تهران است که با توجه به معیارهای زیر انتخاب شده اند:

(۱) حذف برخی شرکتها به دلیل وقفه معاملاتی طولانی.

(۲) حذف برخی شرکتها به دلیل بازدهی غیرعادی در زمان بازگشایی مجدد.

با دو معیار فیلترینگ فوق، تعداد شرکت های نمونه به ۱۸۰ شرکت می‌رسد. بنابراین، مدل رگرسیون خطی و مدل رگرسیون چارکی برای هر شرکت در چارک ۰,۲۵، چارک میانه (۰,۵) و چارک ۰,۷۵ برآورد می‌شود.

۵- یافته‌های پژوهش

جدول (۱) برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به بازده مازاد روزانه ۱۸۰ شرکت را خلاصه کرده است. این جدول بر اساس دو بعد ارائه شده است. لذا آماره های مربوط به بازده مازاد شرکتها نظیر تعداد مشاهدات، میانگین بازدهی، انحراف معیار بازدهی، چولگی بازدهی و کشیدگی بازدهی برای چندک‌های مختلف نظیر صدک ۰,۲۵، صدک ۰,۵۰ یا میانه، صدک ۰,۷۵ و همچنین برای حداقل، میانگین و حداکثر نشان داده شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، انحراف معیار بازدهی (معیار ریسک) با حرکت از صدک ۰,۲۵ به صدک ۰,۷۵ ابتدا نسبتاً ثابت بوده و سپس افزایش می‌یابد و نهایتاً برای کل مشاهدات به حداکثر مقدار خود (۰,۰۲۶۹) می‌رسد. افزایش انحراف معیار نشان می‌دهد که ریسک سهام در بین توزیع متفاوت است.

جدول (۱): آمار توصیفی بازده مازاد شرکت‌های موجود در نمونه تحقیق (۱۸۰ شرکت، و ۷۴,۱۱۶ مشاهده روزانه)

آماره	آماره	حداقل	صدک ۰,۲۵	صدک ۰,۵۰	میانگین	صدک ۰,۷۵	حداکثر (کل مشاهدات)
تعداد مشاهدات	۱	۳۲,۲۲۱	۳۹,۸۸۶	۴۴,۰۱۶	۵۵,۵۸۸	۷۴,۱۱۶	
میانگین (بازدهی مازاد)	-۰,۰۵۷	-۰,۰۱۹۳	-۰,۰۱۵۸	-۰,۰۱۴۳	-۰,۰۰۹۸	۰,۰۰۱۲	
انحراف معیار (بازدهی مازاد)	-	۰,۰۱۷	۰,۰۱۶۹	۰,۰۱۶۸	۰,۰۱۷۵	۰,۰۲۶۹	
چولگی (بازدهی مازاد)	-	-۵,۵۳۷	-۴,۹۱	-۴,۷۵	-۳,۶۶	۱,۳۸	
کشیدگی (بازدهی مازاد)	-	۱۱۴,۶	۹۷,۶۸	۹۳,۰۶	۶۵,۵۶	۳۸,۴	

در جدول (۲) نیز آماره‌های توصیفی مربوط به بازده مازاد شاخص کل بورس نشان داده شده است. در اینجا نیز انحراف معیار بازده مازاد شاخص در بین توزیع متغیر بوده و با افزایش تعداد مشاهدات یا به عبارتی با حرکت به سمت صدک‌های آخر توزیع بازدهی، ریسک شاخص افزایش می‌یابد.

جدول (۲): آمار توصیفی بازده مازاد روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (۴۸۲ مشاهده در طول ۲ سال)

آماره	آماره	حداقل	چارک ۰,۲۵	چارک ۰,۵۰	میانگین	چارک ۰,۷۵	حداکثر (کل مشاهدات)
تعداد مشاهدات	۱	۱۲۰	۲۴۱	۲۵۶	۳۶۲	۴۸۲	
میانگین (بازدهی مازاد)	-۰,۰۲۸	-۰,۰۰۹	-۰,۰۰۵۱	-۰,۰۰۴۸	-۰,۰۰۲۱	۰,۰۰۱۶	
انحراف معیار (بازدهی مازاد)	-	۰,۰۰۴۳	۰,۰۰۵	۰,۰۰۵۱	۰,۰۰۶۱	۰,۰۰۸۸	
چولگی (بازدهی مازاد)	-	-۱,۴۱	-۱,۳۴	-۱,۲۱	-۰,۸۱	۰,۱۹۲	
کشیدگی (بازدهی مازاد)	-	۲,۵۹	۱,۷۶	۱,۶۷	۰,۷۲	۰,۳۰۵۳	

جدول (۳) نتایج حاصل از مدل‌های رگرسیون مرحله اول (مدل‌های خطی و چارکی) را خلاصه کرده است. این جدول میانگین، حداقل، چارک اول، چارک دوم، چارک سوم و حداکثر بتای برآوردی سهام را در چارک ۰,۲۵، چارک ۰,۵۰ (یا میانه) و چارک ۰,۷۵ نشان می‌دهد. همچنین، در سطر اول جدول نیز نتایج حاصل از مدل رگرسیون خطی نشان داده شده است. جدول (۳) نشان می‌دهد که میانگین ضرایب بتای رگرسیون چارکی ۰,۲۵ (۰,۶۳۷) تقریباً با برابر با میانگین ضرایب بتای رگرسیون میانه (۰,۶۴۳) است و این دو میانگین به طور معناداری کمتر از میانگین ضرایب بتا در مدل چارکی ۰,۷۵ (۰,۸۳۴) است. به عبارتی، با حرکت به سمت

چارک‌های بالاتر در توزیع بازده مازاد سهام، ضرایب بتا افزایش می‌یابد و از ۰,۶۳۷ در چارک ۰,۲۵ به ۰,۸۳۴ در چارک ۰,۷۵ افزایش می‌یابد.

جدول (۳): آماره‌های توصیفی بتاهای برآورد شده با استفاده از مدل رگرسیون خطی و مدل

رگرسیون چارکی

آماره مدل	میانگین	آماره چارک/برای	حداقل	چارک اول(۰,۲۵)	چارک دوم یا میان(۰,۵۰)	چارک سوم(۰,۷۵)	حداکثر
ضریب بتا در مدل رگرسیون خطی	۰,۷۵۹***	۲,۶۱	-۰,۳۵	۰,۴۰۹	۰,۷۲۶	۱,۰۹	۱,۸۹
ضریب بتا در مدل چارکی ۰,۲۵	۰,۶۳۷***	۱۱,۰۱	-۰,۲۴۷	۰,۲۵۷	۰,۵۳۴	۰,۹۶۹	۱,۷۸
ضریب بتا در مدل چارکی ۰,۵۰ یا میان	۰,۶۴۳***	۱۷,۶۵	-۰,۱۵	۰,۱۴۵	۰,۴۵	۱,۱۰	۲,۰۷
ضریب بتا در مدل چارکی ۰,۷۵	۰,۸۳۴***	۳,۸۲	-۰,۷۷	۰,۴۷	۰,۸۹	۱,۲۰	۱,۷۷

این جدول آماره‌های مربوط به مدل رگرسیون خطی کلاسیک (OLS) و مدل رگرسیون چارکی را با استفاده از بازده مازاد روزانه سهام گزارش کرده است. نوع ضریب برآوردی در ستون اول نشان داده شده و در هر سطر به ترتیب، میانگین، حداقل، چارک اول، چارک دوم و چارک سوم به دست آمده از مدل‌های رگرسیون مربوط به ۱۸۰ شرکت ارائه شده است. مدل رگرسیون خطی و مدل رگرسیون چارکی به ترتیب با استفاده از مدل‌های زیر برازش شده است:

$$r_{it} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + e_{i,t}$$

مدل رگرسیون خطی

جایی که r_{it} بازدهی روزانه سهم نام، $r_{M,t}$ بازدهی روزانه شاخص بازار، α_i ضریب عرض از مبدأ، β_i ضریب بتای برآوردی و e_{it} جزء خطا یا پسماند مدل است.

$$Q_{r_{it}-r_{f,t}}(\tau | (r_{m,t} - r_{f,t})) = \alpha_{i,\tau} + \beta_{i,\tau}(r_{m,t} - r_{f,t}) + e_{i,\tau,t}$$

مدل رگرسیون چارکی

جایی که $Q_{r_{it}-r_{f,t}}(\tau | (r_{m,t} - r_{f,t}))$ نشان‌دهنده چارک τ مازاد شرکت نام یعنی $r_{it} - r_{f,t}$ است که فرض می‌شود به صورت خطی به بازده مازاد بازار یعنی $r_{m,t} - r_{f,t}$ وابسته باشد.

*** معنادار در سطح ۱٪. با توجه به اینکه میانگین ضرایب بتا، میانگین بتاهای به دست آمده از مدل رگرسیون (چارکی و خطی) برای ۱۸۰ شرکت است، از آماره t ضرایب برآوردی نیز میانگین‌گیری شده است. میانگین آماره t (بتاهای برآوردی ۱۸۰ شرکت) برای مدل چارکی ۰,۲۵، مدل چارکی ۰,۵۰ و مدل چارکی ۰,۷۵ به ترتیب برابر با ۴,۸۸، ۴,۳۵ و ۵,۸۵ است. میانگین آماره t برای مدل رگرسیون خطی نیز برابر با ۵,۶ است که این مقادیر t نشان‌دهنده معناداری ضرایب بتا در سطح ۱٪ است. به منظور اطمینان از اینکه میانگین آماره t نماینده معتبری جهت آزمون معناداری میانگین ضرایب بتا باشد، نرمالیتی ضرایب بتا در مدل‌های رگرسیون چارکی و مدل رگرسیون خطی با استفاده از آماره جارک/برای^۵ آزمون شد. آماره جارک/برای نشان می‌دهد که ضرایب بتای برآورد شده در مدل رگرسیون خطی و مدل رگرسیون چارکی ۰,۷۵ از توزیع نرمال پیروی می‌کند و ضرایب بتای برآورده شده در مدل رگرسیون چارکی ۰,۲۵ و مدل رگرسیون چارکی ۰,۵۰ از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند، اگرچه ضرایب بتا در این دو مدل چارکی، غیر نرمالیتی بالایی ندارند. در هر حال، معناداری میانگین بتاها در این دو چارک را باید با احتیاط تفسیر کرد.

این موضوع نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران در شرایط صعودی بازار در مقایسه با شرایط نزولی بازار، رفتار متفاوتی از خود نشان می‌دهند. همچنین، در سطر آخر جدول، میانگین بتای برآورد شده با استفاده از مدل رگرسیون خطی معادل ۰,۷۵۹، نشان داده شده است که به طور معناداری کمتر از ارزش مورد انتظار تئوریک آن (بتای معادل ۱) است، دلیل این موضوع ممکن است تعداد شرکت‌ها در نمونه تحقیق باشد، زیرا فقط ۱۸۰ شرکت از تعداد شرکت‌های تشکیل دهنده شاخص کل، در نمونه وارد شده است.

در جدول (۴) نتایج حاصل از برازش مدل‌های رگرسیون مرحله دوم گزارش شده است. نمایه (الف) نتایج حاصل از مدل رگرسیون خطی را نشان داده و نمایه (ب) نتایج حاصل از مدل رگرسیون چارکی را در چارک‌های ۰,۲۵، ۰,۵۰ و ۰,۷۵ نشان داده است.

در نمایه (الف) مشاهده می‌شود که در مدل رگرسیون خطی مرحله دوم، به استثنای ضریب عرض از مبدأ، ضرایب دیگر معنادار نیست و شواهدی از برقرار مدل CAPM وجود ندارد. به عبارتی دیگر، مطابق با فرضیه‌های تحقیق، چنانچه مدل CAPM برقرار باشد، ضریب عرض از مبدأ باید برابر با صفر، ضریب بتا باید مثبت و برابر با میانگین صرف ریسک بازار، ضریب بتای مجذور باید برابر با صفر و نهایتاً ضریب ریسک منحصر به فرد $[\sigma^2(e_i)]$ نیز باید برابر با صفر باشد که مشاهده می‌شود ضریب بتا (λ_1) معنادار نیست و همچنین ضریب عرض از مبدأ نیز به طور معنادار متفاوت از صفر است. همچنین، ضریب تعیین مدل خطی بسیار کوچک (۰,۰۰۳) و معنادار نمی‌باشد. بنابراین، با این نتایج می‌توان مدل CAPM را رد کرد. این نتایج با یافته‌های بلک و همکاران (Black et al., 1972)، بلک (Black, 1972, 1973) و فاما و مک‌بث (Fama and MacBeth, 1973) که شکل استاندارد مدل CAPM برقرار بود، ناسازگار است.

برای آزمون ثبات نتایج، رگرسیون مرحله دوم با مدل رگرسیون چارکی در سه چارک ۰,۲۵، ۰,۵۰ و ۰,۷۵ تکرار شده است. نتایج در نمایه (ب) گزارش شده است. در اینجا نیز ضریب عرض از مبدأ در هر سه مدل چارکی معنادار و متفاوت از صفر است و ضرایب بتا و بتای مجذور نیز معنادار نیست. بنابراین، بتا به عنوان معیار ریسک سیستماتیک نمی‌تواند تفاوت بازدهی بین شرکت‌ها را توضیح دهد که شاید به عوامل ریسک دیگری نظیر اندازه شرکت (Banz, 1981)، نسبت سود به قیمت (Basu, 1983)، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (Rosenberg et al., 1985)، نسبت بازده نقدی (Black and Scholes, 1974)، و حجم معاملاتی (Amihud and Mendelson, 1991) نیاز باشد.

جدول (۴): نتایج به دست آمده از مدل‌های رگرسیون مرحله دوم

نمایه (الف): نتایج حاصل از مدل رگرسیون خطی					
مدل	متغیر	پارامتر	ضریب	آماره t	ارزش بحرانی ^۶
مدل رگرسیون خطی	ضریب عرض از مبدأ	γ_0	۰,۰۰۱۵***	۳,۱۳	۰,۰۰۲
	بتا (β_1)	γ_1	-۰,۰۰۰۱۴	-۰,۱۸۴	۰,۸۵۴
	بتای مجذور (β_1^2)	γ_2	۰,۰۰۰۰۱۲	۰,۰۲	۰,۹۷
	ریسک منحصر به فرد ($\sigma^2(e_i)$)	γ_3	-۰,۰۰۰۸۱	-۰,۴۶	۰,۶۴۵
	ضریب تعیین (R^2) معمولی		آماره F	۰,۲۱	۰,۸۸
نمایه (ب): نتایج حاصل از مدل رگرسیون چارکی (در چارک‌های ۰,۲۵، ۰,۵۰، ۰,۷۵)					
چارکی (۰,۲۵) مدل رگرسیون	ضریب عرض از مبدأ	γ_0	۰,۰۰۱۶***	۲,۸۷	۰,۰۰۴۵
	بتا (β_1)	γ_1	۰,۰۰۰۳۴	۰,۲۱	۰,۸۳
	بتای مجذور (β_1^2)	γ_2	-۰,۰۰۰۲۲	-۰,۲۴	۰,۸۰
	ریسک منحصر به فرد ($\sigma^2(e_i)$)	γ_3	-۰,۰۰۵۷**	-۱,۷۱	۰,۰۸۸
	ضریب تعیین (R^2) معمولی		آماره Quasi-LR	۵,۴۷	۰,۱۴
چارکی (۰,۵۰) مدل رگرسیون	ضریب عرض از مبدأ	γ_0	۰,۰۰۱۶***	۲,۹۰	۰,۰۰۴
	بتا (β_1)	γ_1	-۰,۰۰۰۰۷	-۰,۰۸	۰,۹۲
	بتای مجذور (β_1^2)	γ_2	۰,۰۰۰۰۰۵	۰,۰۰۹۹	۰,۹۹
	ریسک منحصر به فرد ($\sigma^2(e_i)$)	γ_3	-۰,۰۱۳۶	-۰,۰۵۷	۰,۵۶
	ضریب تعیین (R^2) معمولی		آماره Quasi-LR	۰,۴۲	۰,۹۳
چارکی (۰,۷۵) مدل رگرسیون	ضریب عرض از مبدأ	γ_0	۰,۰۰۱۵**	۲,۱۶	۰,۰۳۳
	بتا (β_1)	γ_1	-۰,۰۰۰۰۴	-۰,۴۷	۰,۶۳
	بتای مجذور (β_1^2)	γ_2	۰,۰۰۰۰۱	۰,۲۲	۰,۸۲
	ریسک منحصر به فرد ($\sigma^2(e_i)$)	γ_3	۰,۰۴۴**	۱,۷۰	۰,۰۹
	ضریب تعیین (R^2) معمولی		آماره Quasi-LR	۶,۱۱*	۰,۱۰

این جدول نتایج حاصل از برازش مدل‌های رگرسیون مرحله دوم را گزارش کرده است. در نمایه (الف) رگرسیون مرحله دوم با استفاده از مدل خطی زیر اجراء شده است:

$$\bar{r}_i - \bar{r}_f = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_1 + \gamma_2 \beta_1^2 + \gamma_3 \sigma^2(e_i) + e_i$$

جایی که γ_0 ضریب عرض از مبدأ، β_1 ضریب بتای هر شرکت، $\sigma^2(e_i)$ ریسک خاص یا منحصر به فرد هر شرکت و e_i پسماند است. در نمایه (ب)، رگرسیون مرحله دوم با استفاده از مدل رگرسیون چارکی (در چارک‌های ۰,۲۵، ۰,۵۰، ۰,۷۵) گزارش شده است:

$$Q_{\bar{r}_i - \bar{r}_f}(\tau | \beta_1, \beta_1^2, \sigma^2(e_i)) = \gamma_{0,\tau} + \gamma_{1,\tau} \beta_1 + \gamma_{2,\tau} \beta_1^2 + \gamma_{3,\tau} \sigma^2(e_i) + e_i$$

جایی که $Q_{\bar{r}_i - \bar{r}_f}(\tau | \beta_1, \beta_1^2, \sigma^2(e_i))$ نشان‌دهنده چارک τ آم میانگین بازده مزاد شرکت آم یعنی $\bar{r}_i - \bar{r}_f$ است که فرض می‌شود در چارک τ آم به بتای شرکت آم (β_1)، بتای مجذور شرکت آم (β_1^2) و ریسک منحصر به فرد $\sigma^2(e_i)$ شرکت آم وابسته باشد. ***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

در هر حال، نتیجه قابل توجه به دست آمده از مدل‌های چارکی ۰,۲۵ و ۰,۷۵ نشان دهنده وجود رابطه معنادار بین ریسک منحصر به فرد و بازده مازاد است که نشان می‌دهد ریسک منحصر به فرد می‌تواند تفاوت بین بازدهی مازاد در بین شرکت‌ها را توضیح دهد. البته رابطه معنادار بین ریسک منحصر به فرد و بازده مازاد در دو چارک ۰,۲۵ و ۰,۷۵ متفاوت است. به عبارتی، ضریب ریسک منحصر به فرد در مدل چارکی ۰,۲۵ برابر با ۰,۰۵۷- (معنادار در سطح ۰,۱) است، در حالی که در مدل چارکی ۰,۷۵ برابر با ۰,۰۴۴ (معنادار در سطح ۰,۵) است. به عبارت دیگر، در چارک‌های بالاتر بازدهی مازاد، رابطه بین ریسک منحصر به فرد و بازدهی مازاد مستقیم و در چارک‌های پایین، رابطه معکوس است. شاید دلیل این که بتا به عنوان معیار ریسک سیستماتیک نمی‌تواند بازده را توضیح دهد این باشد که در مدل‌ها از نماینده نامناسبی برای سبد بازار استفاده شده است. در هر حال، نتایج این تحقیق از این نظر که بتا نمی‌تواند بازده را توضیح دهد با یافته‌های مصدق (۱۳۸۴) سازگار، اما با نتایج تحقیق خانی و ابراهیم زاده (۱۳۹۰) که در آن بتا بازده را توضیح می‌داد، ناسازگار است. همچنین، نتایج این تحقیق با یافته‌های چیانگ و لی (Chiang and Li, 2012) که رابطه غیرمستقیم بین ریسک غیرمنتظره با بازده مازاد گزارش کردند، سازگار است، البته مغایر با یافته آن‌ها، مدل چارکی ۰,۷۵ در این تحقیق نشان می‌دهد که رابطه بین ریسک منحصر به فرد (غیرمنتظره) و بازده مازاد، مستقیم است.

۶- نتیجه‌گیری و بحث

در این تحقیق با بررسی مبانی نظری مربوط به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) و ادبیات موضوعی در حوزه رابطه بین ریسک و بازده، از نمونه شامل ۱۸۰ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. از بازدهی مازاد ۱۸۰ شرکت و بازدهی مازاد شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران استفاده شد و رویه رگرسیون دو مرحله‌ای مشابه با روش‌شناسی فاما و مک‌بث (Fama and MacBeth, 1973) اجراء شد. نتایج مدل رگرسیون مرحله اول (خطی و چارکی) نشان داد که میانگین ضرایب بتاها در چارک‌های بالاتر افزایش می‌یابد. همچنین، با استفاده از ضرایب بتای برآورد شده در رگرسیون مرحله اول، رگرسیون مرحله دوم اجراء شد و بتاهای برآورد شده ۱۸۰ شرکت به عنوان متغیر مستقل و میانگین صرف ریسک ۱۸۰ شرکت به عنوان متغیر وابسته، به کار گرفته شد. نتایج رگرسیون مرحله دوم با استفاده از مدل خطی نشان داد که مدل CAPM نمی‌تواند رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار را توضیح دهد و بتا نیز نمی‌تواند به عنوان معیار ریسک سیستماتیک، تفاوت بین بازده مازاد شرکت‌ها را توضیح دهد. نتایج رگرسیون مرحله دوم با استفاده از مدل چارکی نیز نتایج مدل خطی را تایید کرد. البته با این تفاوت که ریسک منحصر به فرد در چارک‌های حدهی بازدهی، معنادار بوده و علامت آن از منفی در چارک ۰,۲۵ به مثبت در چارک ۰,۷۵ تغییر می‌یابد.

نتایج این تحقیق می‌تواند دو توضیح داشته باشد. اولاً بتا به عنوان معیار ریسک سیستماتیک نمی‌تواند نماینده ریسک مورد انتظار باشد. ثانیاً به دلیل استفاده از نماینده نامناسب برای سبد بازار، آزمون‌ها به اشتباه به رد بتا و مدل CAPM منجر می‌شود و در واقع همان‌طور که رول (Roll, 1987) به خطای معیار^۷ و به استفاده از سبد معیار ناصحیح (نماینده بازار) در آزمون‌های تئوری اشاره می‌کند، آزمون‌های این تحقیق به نوعی آزمون

کارایی میانگین/واریانس شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. رول و راس (Roll, and Ross, 1995) مشابه با رول بحث می‌کنند که آزمون‌های ردکننده رابطه مستقیم بین میانگین بازده‌ها و بتا، نشان‌دهنده ناکارایی نماینده بازار مورد استفاده در این آزمون‌ها بوده و رابطه تئوریک بازده مورد انتظار-بتا را رد نمی‌کند. براساس پژوهش آن‌ها، احتمال دارد حتی سبدهای به خوبی متنوع شده نظیر سبدهای سرمایه‌گذاری وزنی ارزشی متشکل از همه سهام موجود در نمونه نیز در ایجاد رابطه میانگین بازده-بتا معنادار، با شکست مواجه می‌شود.

همچنین، اضافه کردن متغیرهای دیگر (نظیر متغیرهای شرکتی یا متغیرهای کلان اقتصادی) ممکن بتواند به مدلی منجر شود که رابطه بین ریسک مورد انتظار و بازده را توضیح دهد. بنابراین، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که مدل CAPM به عنوان یکی از شناخته‌شده‌ترین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی در دانش مالی کلاسیک، مدل مناسبی جهت تعیین قیمت دارایی‌ها در بورس اوراق بهادار تهران در طول دو ساله تحقیق نمی‌باشد. در هر حال، تحقیقات بیشتری می‌تواند جهت آزمون اعتبار سایر مدل‌های قیمت‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران انجام شود.

در نهایت ممکن است بتوان یافته‌های این تحقیق را از طریق دانش مالی رفتاری نیز توضیح داد. بنابراین، شاید تئوری چشم انداز کانمن و تورسکی (Kahneman, and Tversky, 1979) بتواند متغیر بودن ضرایب برآورد شده ریسک منحصر به فرد در چارک‌های مختلف را توضیح دهد و این نتایج ممکن است نشان‌دهنده اثر تمایلاتی در بین سرمایه‌گذاران باشد که انجام تحقیقات بیشتر در این زمینه مورد نیاز است. استفاده از داده‌های با فراوانی کمتر و عدم دسترسی به اطلاعات میان‌روزی، محدودیت اصلی تحقیق محسوب می‌شود، زیرا استفاده از داده‌های میان‌روزی در حین معاملات نتایج بهتری از لحاظ اقتصادسنجی مالی و همچنین تفسیر نتایج فراهم می‌کند. لذا با استفاده از داده‌های روزانه و دوره ۲ ساله و افزایش تعداد مشاهدات، تا حدودی از اهمیت این محدودیت کاسته شده است. در هر حال، کمی مشاهدات در این نوع تحقیقات تجربی، به عنوان یک محدودیت در تعمیم نتایج اهمیت دارد.

استفاده کنندگان نتایج این تحقیق، سرمایه‌گذاران نهادی، سرمایه‌گذاران حقیقی، سازمان‌های نظارتی نظیر سازمان بورس و اوراق بهادار و سازمان‌های اجرایی نظیر شرکت بورس اوراق تهران می‌باشند. همچنین، برای تحقیقات آتی پیشنهادات زیر قابل ارائه است:

- ۱) استفاده از سبدهای غیر از شاخص بورس به عنوان نماینده سبد بازار در آزمون مدل CAPM.
- ۲) آزمون کارایی میانگین/واریانس شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران.
- ۳) بررسی رابطه بین ریسک و بازده با استفاده از سایر مدل‌های قیمت‌گذاری نظیر مدل ICAPM و مدل APT.
- ۴) انجام تجزیه و تحلیل مشابه برای سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و استفاده از تئوری چشم انداز جهت توضیح رابطه متفاوت بین ریسک و بازده.

فهرست منابع

- * بادی، کین و مارکوس، (۱۳۹۳)، مدیریت سرمایه‌گذاری (جلد اول). ترجمه: شریعت‌پناهی، مجید؛ فرهادی، روح‌اله؛ ایمنی‌فر، محمد، (چاپ دوم)، انتشارات بورس.
- * خانی، عبدالله، ابراهیم زاده، آسو (۱۳۹۰). آزمون مدل شرطی چند عاملی CAPM در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران، ۱۶، ۵۵-۳۱.
- * مصدق، سعید (۱۳۸۴). بررسی رابطه ریسک و اندازه با بازده در شرایط مختلف بازار در بورس اوراق بهادار تهران (پایان نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه شهید بهشتی، ایران.
- * Amihud, Y., Mendelson, H., (1991), Liquidity, Asset Prices and Financial Policy, *Financial Analysts Journal*, 47, p. 56-66.
- * Baillie, R., & R. DeGennaro. (1990), Stock returns and volatility. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 203-214.
- * Banz, R. W., (1981), The Relationship between Return and Market Value of Common Stock: Earnings Yield, *Journal of Financial Economics*, 9(1), p. 3-18.
- * Basu, S., (1983), The Relationship between Earnings Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence, *Journal of Financial Economics*, 12, p. 129-156.
- * Black, F., Scholes, M. S., (1974), The Effect of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns, *Journal of Financial Economics*, 1, p. 1-22.
- * Black, F., Scholes, M. S., (1974), The Effect of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns, *Journal of Financial Economics* 1, p. 1-22.
- * Breen, W., Glosten, L., & Jagannathan, R. (1989). Economic significance of predictable variations in stock index returns. *Journal of Finance*, 44, 1177-1189.
- * Campbell, J. (1987), Stock returns & the term structure. *Journal of Financial Economics*, 18, 373-399.
- * Chiang, T. C. and Li, J. (2012), Stock returns and risk: Evidence from quantile. *Journal of Risk and Financial Management*, 5, 20-58.
- * Fama, E. F., MacBeth, J. D., (1973), Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy*, 81(3), p. 607-636.
- * Ghysels, E.; Santa-Clara, P., & Valkanov, R. (2005), There is a risk-return tradeoff after all. *Journal of Financial Economics*, 76, 509-548.
- * Glosten, L., Jagannathan, R. & Runkle, D. (1993), Relationship between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48, 1779-1802.
- * Harrison, P., & Zhang, H. (1999), An investigation of the risk and return relation at long horizons. *Review of Economics and Statistics*, 81, 399-408.
- * Harry Markowitz (1952), "Portfolio Selection," *Journal of Finance*, 7, 77-91.
- * John Lintner (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.
- * Kahneman, D. and A. Tversky. (1979), Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica* 47: 263-291.
- * Lettau, M., & Ludvigson, S. (2002), Measuring and modeling variation in the risk-return tradeoff. In *Handbook of Financial Econometrics*, Y. Ait-Sahalia and L. Hansen, eds. North-Holland, Amsterdam.
- * Merton, R. (1973), An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica*, 41, 867-87.
- * Merton, R. (1980), On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. *Journal of Financial Economics*, 8, 323-361.

- * Mossin, J., (1968), Optimal Multi-Period Market Portfolio Policies, *Journal of Business*, 4(2), p. 215-229.
- * Richard Roll and Stephen a. Ross. (1995), "On the Cross_Sectional Relation between Expected Return and Betas," *Journal of Finance*, 50, pp. 185-224.
- * Richard Roll. (1977), "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I: On Past and Potential Testability of the Theory," *Journal of Financial Economics* 4.
- * Rosenberg, B., Reid, K., Lanstein, R., (1985), Persuasive Evidence of Market Inefficiency, *Journal of Portfolio Management*, 11, p. 9-17.
- * SHARPE, W.F. (1964), "Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk", *Journal of Finance*, 19, 425-442.

یادداشت‌ها

- ¹. security characteristic line
- ². what if
- ³. Ex post facto study
- ⁴. Pseudo R-squared
- ⁵. Jarque-Bera
- ⁶. P-value
- ⁷. benchmark error