

A Scheme of CAPM Models Considering Distress Risk and Firms Life Cycle

Mehrdad Salehi¹, Rezvan Hejazi², Qodratollah Talebnia³, Ali Amiri⁴

Abstract

Given the growing complexity of financial markets and the specialization of investment, financial market participants need tools, methods and models to choose the best investment. This has led to a variety of models for capital asset pricing and calculation of stock return forecasting. For this purpose, the researcher uses a theoretical matrix of the most widely used and most effective variables of the predicted model for accurate analysis of more data and calculation of the final model. Also, by using the multivariate correlation and regression analysis and the parent test, we compared the predicted model in the corporate life cycle. The results of 88 companies during the period of 2007 to 2016 in Tehran Stock Exchange show that the distress risk in the experimental pricing model explains the average return on a portfolio based on momentum. The rate of return expected in the aftermath of the financial risk mitigation has decreased. Also, in healthy firms, the return on a portfolio consisting of a losing company is less than the return on a portfolio of winning shares. On the other hand, the results show that among the various stages of the company's life cycle, the average return on the portfolio of portfolios is higher for the valuation of capital assets at the maturity stage. Finally, the new adjustment modality can be explained by 59% of variations of the variables dependent on the independent variables of the model which has a higher coefficient than previous models. It indicates the high power of the conjunction and the higher explanatory power of the new model.

Keywords: Pricing, Capital Assets, Distress Risk, life cycle.

JEL: M410, B26, G33

-
- 1 . PhD student, Department of Accounting, Bandar Abbas Branch, Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran, Email: salehifinance@gmail.com
 - 2 . Professor, Department of Accounting, Faculty of Management and Finance, Khatam University, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email: hejazi33@gmail.com
 - 3 . Associate professor, Department of Accounting, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: talebnia@srbiau.ac.ir
 - 4 . Assistance professor, Department of Accounting, Bandar Abbas Branch, Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran, Email: amiri.study@gmail.com

راهبرد مدیریت مالی

سال هفتم، شماره بیست و چهارم
بهار ۱۳۹۸
صص ۹۵-۱۲۲

دانشگاه الزهرا (س)

دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۱۲
تاریخ تصویب: ۱۳۹۷/۱۲/۱۵

ارائه الگوی تعدیلی از مدل‌های ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با

استفاده از ریسک درماندگی مالی و چرخه عمر شرکت^۱

مهرداد صالحی^۲، رضوان حجازی^۳، قدرت‌الله طالب‌نیا^۴ و علی امیری^۵

چکیده

با رشد و توسعه پیچیدگی بازارهای مالی و تخصصی شدن مقوله سرمایه‌گذاری، فعالان بازارهای مالی نیازمند ابزارها، روش و مدل‌هایی جهت انتخاب بهترین سرمایه‌گذاری‌ها هستند. این امر موجب شد که مدل‌های گوناگونی برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و محاسبه پیش‌بینی نرخ بازدهی سهام، مطرح شود. بدین منظور محقق با استفاده از یک ماتریس نظری از پرکاربردترین و اثرگذارترین متغیرهای مدل پیش‌بینی‌شده در راستای تحلیل دقیق‌تر داده‌ها و محاسبه مدل نهایی مبادرت می‌نماید. همچنین، با استفاده از روش آماری تحلیل همبستگی و رگرسیون چندمتغیره و آزمون والد به مقایسه مدل پیش‌بینی‌شده در چرخه عمر شرکت‌ها می‌پردازد. نتایج حاصل از ۳۵۲۰ فصل شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۵ در بورس اوراق بهادار تهران نشان می‌دهد که ریسک درماندگی اعمال‌شده در مدل تجربی قیمت‌گذاری، میانگین بازدهی پرتفوی تشکیل‌شده بر اساس مومنتوم را توضیح می‌دهد. میزان نرخ بازده مورد انتظار در دوره بعد از دخالت ریسک درماندگی مالی کاهش یافته است. همچنین از بین مراحل مختلف چرخه عمر شرکت‌ها، میانگین بازدهی پرتفوی سهام جهت ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در مرحله بلوغ و افول، بیشتر است.

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2018.20342.1668

۲. دانشجوی دکتری حسابداری، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران. Email: salehifinance@gmail.com

۳. استاد گروه حسابداری، دانشگاه خاتم، مدیریت و علوم مالی، تهران، ایران، نویسنده مسئول، Email: hejazi33@gmail.com

۴. دانشیار گروه حسابداری، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: talebnia@srbiau.ac.ir

۵. استادیار گروه حسابداری، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران. Email: amiri.study@gmail.com

واژه های کلیدی: دارایی‌های سرمایه‌ای، ریسک درماندگی مالی، چرخه عمر

طبقه‌بندی موضوعی: M410, B26, G33

مقدمه

سرمایه‌گذاران، علاقمند به کسب سود بیشتر و کاهش ریسک سرمایه‌گذاری‌های خود هستند. به همین دلیل اقدام به تشکیل پرتفوی می‌کنند تا از طریق متنوع کردن سرمایه‌گذاری‌ها ریسک را کاهش دهند یا برای سطح معینی از ریسک، بیشترین بازده را کسب نمایند.

انتخاب پرتفوی بهینه نیازمند برآوردی از دو عامل ریسک و بازده اوراق بهادار است. طی سالیان متمادی مدل‌های مختلفی برای ارزیابی ریسک و بازده پرتفوی مطرح گردیده است. این مدل‌ها مورد ارزیابی‌های مختلف قرار گرفته‌اند و نتایج آزمون‌ها بیانگر آن است که از عوامل مطرح‌شده در این مدل‌ها به تنهایی نمی‌توانند ارتباط ریسک و بازده پرتفوی را توضیح دهند.

پژوهش‌های اخیر حامی نظریه‌های مبتنی بر ریسک جهت تعیین الگوهای قابل پیش‌بینی مربوط به تغییرهای اقتصاد کلان و نوسانات چرخه کسب و کار می‌باشند (واسالو، ۲۰۰۳). در طرف دیگر استدلال می‌شود که الگوهای قابل پیش‌بینی انعکاس ناکارآمدی بازار و قیمت‌گذاری اشتباه می‌باشند. انتظار می‌رود که سهام‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) بالا، بازده بالاتری داشته باشند، زیرا آن‌ها کمتر از حد ارزشیابی شده‌اند. وقتی نوسانات اصلاح گردد؛ شرکت‌های قوی و ضعیف به ترتیب بازده بالا و پایین‌تری خواهند داشت (لاپروتال و دیگران، ۱۹۹۷).

در واقع هم‌راستای نظر لیلون (۱۹۹۹) «داستان قیمت‌گذاری منطقی هنوز ناقص است و شاید تا زمانی که به‌درستی ریسک‌های اساسی، منابع و رفتار آن‌ها را شناسیم، این نقص ادامه خواهد داشت».

طی بررسی‌های انجام‌گرفته شواهد نشان می‌دهد که اثر نسبت ارزش (B/M) بر بازده حاکی از آن است که صرف ریسک بالاتر نشان‌دهنده نسبت ارزش (B/M) بالاتر شرکت هاست؛ زیرا ریسک درماندگی مالی در این خصوص بزرگ‌تر می‌باشد.

مفهوم ریسک درماندگی مالی را می‌توان در پژوهش‌های چان و چن (۱۹۹۱) ردیابی کرد؛ که آن‌ها اثر اندازه را بر میزان پرتفوی سهام شرکت‌های حاشیه‌ای (ارزش بازار پایین، تولید ناکارآمد، اهرم مالی بالا و مشکلات بالای جریان‌های نقدی) مورد بررسی قرار داده‌اند. در همین حال فاما و فرنچ برای اولین بار به ارتباط بین ریسک درماندگی مالی و اثر نسبت ارزش (B/M) پرداختند؛ و این ادعا که ممکن است ریسک گرفته‌شده توسط نسبت ارزش (B/M) مربوط به عامل ریسک

درماندگی مالی چان و چن (۱۹۹۱) می‌باشد؛ اشاره کرد. آن‌ها مدعی هستند که سود پیش‌بینی شده شرکت‌ها با یک عامل ریسک در بازده همراه است. انتظار می‌رود، شرکت‌های که قضاوت بازار به چشم‌انداز ضعیف آن‌ها ناشی از پایین بودن قیمت سهام و بالا بودن نسبت ارزش (B/M) می‌باشد، بازده بالا و چشم‌انداز خوبی داشته باشند.

در یک اقتصاد ضعیف، سرمایه‌گذاران در شرکت‌های بحرانی نیازمند صرف ریسک بیشتری هستند. از آنجایی که سهام‌های بحرانی عملکرد ضعیفی دارند فقط زمانی سرمایه‌گذار، سهام با عملکرد ضعیف را نگهداری می‌کند؛ که ارزش سهام، میانگین بازده بالاتری در صرف ریسک سیستماتیک اضافی متحمل شده توسط سرمایه‌گذار را داشته باشد. بازده بالای ایجاد شده سهام ارزشی بیانگر جبران ریسک‌های متحمل شده سرمایه‌گذاران است.

فرگوسن و شاگلی (۲۰۰۳)، یک چارچوب نظری از گرفتار شدن خطای تخمین بتا را فراهم کردند که در نتیجه پروکسی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام می‌باشد. استدلال آن‌ها حاکی از آن است که اثر نسبت ارزش (B/M) ایجاد شده بدلیل ارتباط خطاهای برآوردی در بتا و درماندگی مالی نسبی است. در صورتی که ریسک درماندگی مالی بالا باشد و در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها، نادیده گرفته شود، شاهد اعمال صرف ریسک مثبت یا منفی در سهام‌های درمانده خواهیم بود. صرف ریسک مثبت زمانی اتفاق می‌افتد که پدیده فراوانشی نسبت به ریسک ورشکستگی را شاهد باشیم و صرف ریسک منفی نیز زمانی حادث می‌شود که پدیده فرو واکنشی نسبت به ریسک ورشکستگی را داشته باشیم. در صورتی که بازار در مواجهه با ریسک ورشکستگی فرو واکنشی از خود نشان دهد، شرکت‌های درمانده، بازده پایین‌تری کسب خواهند کرد، بازده پایین‌تر برای دوره‌های آتی ادامه یافته و شاهد ظهور مومنتوم خواهیم بود (آگرال و پوشاکوال، ۲۰۰۶). در همین راستا محقق جهت ارایه فرضیه با در نظر گرفتن ریسک درماندگی اعمال شده در مدل تجربی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به بررسی توضیح دهندگی میانگین بازدهی پرتفوی مدل جدید مبادرت می‌نماید.

در حوزه حسابداری برخی از محققان سه مرحله رشد، بلوغ و افول را برای توصیف عمر شرکت‌ها تبیین نموده‌اند که در هر یک از این مراحل به نسبت خصوصیات هر دوره ساختار سرمایه متفاوتی خواهیم داشت. که به اختصار در ذیل بیان شده‌اند (بلک، ۱۹۹۸).

مرحله رشد: در مراحل رشد، شرکت‌ها دارای محصولات قابل توجهی (چشمگیری) هستند و پس از این مرحله رقبای شرکت در بازار افزایش می‌یابند و نرخ سهام در بازار ثابت می‌شود و شرکت وارد مرحله ثابتی از رشد می‌شود.

مرحله بلوغ: شرکت‌ها در این مرحله با سابقه‌تر، با ثبات‌تر و با سودآوری و نقدینگی بالا می‌باشند مدیریت از نظر عملیاتی و مالی به صورت موفقیت‌آمیزی عمل می‌کند. سهام بازار و نرخ سود در این مرحله ثابت می‌باشد.

مرحله افول: در این مرحله شرکت در واقع رو به فنا و نابودی می‌باشد و در تولید منابع کافی جهت حفظ بقای خود ناتوان است و به طرف یک ورشکستگی کامل لغزیده می‌شود. آن‌ها به جای اینکه توسط نیروهای بازار به فعالیت خود ادامه دهند توسط مداخله‌گرهای مصنوعی سعی در ادامه حیات خود دارند که در نهایت هم توسط رقبا بلعیده می‌شوند.

در همین راستا، محقق به دنبال بررسی می‌نماید که آیا میانگین بازده مدل تجربی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه در هر از مراحل چرخه عمر تفاوت معناداری دارد یا خیر؟

مبانی نظری و مروری بر ادبیات پژوهش

مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

قیمت‌گذاری سهام و تبیین رابطه آن با فعالیت‌های بنیادی اقتصادی، از علایق اقتصاددانان مالی است. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پیش‌بینی می‌کند که پرتفوی بازار، یک پرتفوی مطلوب است. در آزمون‌های اولیه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، به جای اینکه به طور مستقیم کارایی پرتفوی بازار را آزمون کنند، به سراغ رابطه بین شاخص ریسک سیستماتیک و بازده مورد انتظار می‌روند. اگر پرتفوی بازار کارا باشد، این رابطه کاملاً مستقیم و با شیب مثبت خواهد بود. در آزمون‌های اولیه از روش رگرسیون دوبار استفاده می‌شد. در مرتبه اول، بین شاخص بازار و بازده پرتفوی (اوراق بهادار) رگرسیون گرفته می‌شد تا شیب خط که همان بتا است بدست آید. در مرتبه دوم، بین بتا و متوسط بازده، رگرسیون مقطعی گرفته می‌شد تا خط بازار اوراق بهادار به دست آید، سپس نتایج به دست آمده با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مقایسه می‌شد. در ادامه تعدادی از مطالعات انجام شده تشریح می‌گردد.

در تئوری مالی کلاسیک، مدل‌های مختلفی برای اندازه‌گیری و پیش‌بینی بازدهی سهام پیشنهاد شده است. شناخته‌ترین مدل پیش‌بینی بازدهی سهام، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) شارپ (۱۹۶۴) و لیتنر (۱۹۶۵) می‌باشد. مدل CAPM، شارپ-لیتنر بسط مدل‌های میانگین-واریانس پرتفوی مارکوویتز (۱۹۵۹) و توبین (۱۹۵۸) می‌باشد.

مدل CAPM ریسک سهام را با بتا اندازه‌گیری کرده و خط بازار ورقه بهادار (SML) را پیش‌بینی می‌کند؛ به عبارت دیگر، بازده مازاد مدنظر برای سهام از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$E(R) - RF = \beta [E(RM) - RF] \quad (1)$$

$E(R)$: بازده مورد انتظار سهم i در مقطع زمانی t بر مبنای مدل قیمت‌گذاری.

RF : نرخ بازده بدون ریسک در مقطع زمانی t .

RM : بازده شاخص بازار در مقطع زمانی t .

و بتای بازار معیاری از ریسک سیستماتیک داراییهاست که به صورت $\frac{\text{cov}(R_{it}, R_{mt})}{\text{var } R_{mt}}$ بیان می‌گردد.

سرمایه‌گذاران ریسک‌گریزند، سهام دارای ریسک بالا (بتای بازار بالا) بایستی بازده مورد انتظار بالاتری نسبت به سهام دارای ریسک کمتر (بتای بازار پایین) داشته باشد. اگر مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای صحیح باشد، هزینه سرمایه از طریق پیش‌بینی بتای بازار β بازده بازار RM و نرخ بازده بدون ریسک RF قابل پیش‌بینی می‌باشد (کنز، ۲۰۰۵).

مطالعه داگلاس (۱۹۶۹)

در این پژوهش که جزء اولین آزمون‌ها و پژوهش‌های انجام‌شده در مورد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای می‌باشد، نرخ بازده متوسط سه‌ماهه، طی پنج دهه برای ۶۰۰ سهم محاسبه شده و شاخص نیز با لحاظ کردن کلیه ۶۰۰ سهم برای دوره زمانی پژوهش یعنی ۱۹۲۶ الی ۱۹۶۰ محاسبه شده است، در نهایت به منظور تخمین اجزاء از مدل زیر استفاده شده است:

$$(1 + Ri) = \alpha_0 + \alpha_1(\sigma_i^2) + \alpha_2(\sigma_{ii}) \quad (2)$$

که در این رابطه:

R_i : بازده متوسط سه ماه i در یک دوره پنج ساله

σ_i^2 : واریانس i سهم

α_{ij} : کوواریانس میان i و شاخص است.

نتایج پژوهش α_0 را که باید یک بعلاوه نرخ بازده بدون ریسک باشد را اندکی بیشتر نشان می‌دهد. همچنین α_1 منعکس‌کننده تأثیر ریسک کل بازار است که در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای باید صفر باشد ولی در اغلب شرکت‌های مورد مطالعه مثبت و از لحاظ آماری در سطح اطمینان آماری ۹۵ درصد معنی‌دار بوده است، از سوی دیگر تخمین α_2 باید منعکس‌کننده $\frac{rm - rf}{rm}$ باشد درحالی‌که نتایج به‌دست‌آمده معنادار بودن آن را تأیید نکرده است. نتیجه‌ای که داگلاس بر اساس اطلاعات استخراج‌شده به دست آورد، وجود ارتباط مثبت بین واریانس بازده‌ها و متوسط بازده هاست و نیز اینکه متوسط بازده با کوواریانس بازده و اوراق و بازده بازار ارتباط معناداری ندارد.

آزمون بلاک، جنسن و شولز (۱۹۷۲)

بلاک، جنسن و شولز نیز در سال ۱۹۷۲ وضعیت خط بازار اوراق بهادار را بررسی کردند. آن‌ها بتای تمام نمونه‌های خود را در طول ۵ سال (۱۹۳۰-۱۹۲۶) محاسبه و ده پرتفوی از سهام شرکت‌های موجود را بر اساس بتای مرتب‌شده، تشکیل دادند. پس از آن نرخ بازده هر پرتفوی را در ۱۲ ماه سال ۱۹۳۱ محاسبه کردند. سپس دوباره بتای سهام در طول دوره ۱۹۳۱-۱۹۲۷ را محاسبه کرده و مجدداً بر اساس بتای مرتب‌شده، ۱۰ پرتفوی تشکیل دادند. این کار را تا سال ۱۹۶۵ ادامه دادند. هدف بلاک، جنسن و شولز این بود که بازده مورد انتظار و بتای هر پرتفوی را از روی بازده‌های نمونه‌های خود محاسبه کنند. آن‌ها بتای پرتفوی را با استفاده از رابطه بین بازده پرتفوی با شاخص بازار تخمین زدند. نتیجه اینکه اگر سرمایه‌گذاران بتوانند به نرخ R_F وام بدهند و وام بگیرند، معادله خط بازار اوراق بهادار به صورت زیر درمی‌آید:

$$E(r_i) = R_F + \beta [E(RM) - R_F] \quad (۳)$$

و اگر نتوانند به نرخ R_F وام بگیرند، معادله خط بازار اوراق بهادار به صورت زیر درمی‌آید:

$$E(r_i) = E(r_z) + \beta [E(RM) - E(r_z)] \quad (۴)$$

$E(r_z)$ نرخ بازده مورد انتظار پرتفوی با بتای صفر است که بیشتر از R_F می‌باشد. آن‌ها شیب خط بازار اوراق بهادار یعنی $(E(RM) - R_F)$ که همان پاداش ریسک مورد انتظار است، برای یک ماه ۰/۰۱۰۸۱ و برای یکسال ۱۲/۹۷۲ درصد محاسبه شد. همچنین عرض از مبدأ به‌دست‌آمده ماهیانه

برابر با ۰/۰۰۵۱۹ و سالیانه برای ۶/۲۲۵ به دست آمد. این ارقام به میزان قابل ملاحظه‌ای از متوسط نرخ بازده اوراق بدون ریسک بیشتر است. بلاک، جنسن و شولز نتیجه گرفتند که نتایج کار آنها مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را تأیید می‌کند ولی با توجه به این که نرخ به‌دست‌آمده، بیشتر از نرخ بهره بدون ریسک است، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در حالتی تأیید می‌شود که با نرخ بهره بدون ریسک R_F میتوان وام داد ولی با این نرخ نمی‌توان وام گرفت.

پژوهش فاما و مکبث (۱۹۷۴)

مطالعه فاما و مکبث (۱۹۷۴) شبیه پژوهش بلاک، جنسن و شولز بود. با این تفاوت که آن‌ها سعی کردند تا نرخ بازده آتی پرتفوی‌ها را بر اساس تغییر ریسک برآوردی گذشته، پیش‌بینی کنند. اطلاعات مورد استفاده فاما و مکبث، همان اطلاعات پژوهش بلاک، جنسن و شولز بود. نتایج به‌دست‌آمده مطابق با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بود؛ یعنی، می‌توان انتظار داشت که پرتفوی‌های با بتای بیشتر در دوره بعد، بازده بیشتری خواهند داشت؛ بنابراین ملاحظه شد که تفاوت عمده روش فاما و مکبث با بلاک، جنسن و شولز در این بود که بلاک، جنسن و شولز بتا و نرخ بازده را در دوره یکسانی محاسبه کردند ولی فاما و مکبث این دوره را در دوره‌های متفاوت به دست آوردند؛ یعنی بتای که در یک دوره تخمین زده شده، برای پیش‌بینی بازده دوره بعد بکار رفت.

مدل تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ راس (۱۹۷۶)

تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ یک مدل قیمت‌گذاری دارایی بر پایه این ایده است که بازده یک سهم یا دارایی می‌تواند با استفاده از رابطه بین همان سهم یا دارایی و بسیاری از عوامل دیگر که معرف ریسک سیستماتیک هستند، پیش‌بینی شود. این تئوری که در سال ۱۹۷۶ توسط استفان راس طراحی شد، رابطه بین بازده‌های یک سبد سهام (پرتفوی) و بازده‌های دارایی‌های منفرد را از طریق یک ترکیب خطی از متغیرهای کلان اقتصادی پیش‌بینی می‌کند. تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT) قیمت رازمانی که احتمال وجود یک قیمت‌گذاری اشتباه در دارایی‌ها وجود دارد، توصیف می‌کند و اغلب به عنوان جایگزینی برای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) به شمار می‌آید، با این تفاوت که تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ الزامات و فرضیه‌های انعطاف‌پذیری تری دارد. درحالی‌که فرمول CAPM نیازمند بازده مورد انتظار بازار است، APT از بازده مورد انتظار دارایی‌های ریسکی و پاداش ریسک برخی عوامل کلان اقتصادی استفاده می‌کند. همانند

مدل *CAPM*، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ (*APT*) خط بازار ورقه‌ی بهادار را پیش‌بینی می‌کند. خط بازار ورقه‌ی بهادار، بازده مدنظر را به ریسک مرتبط می‌کند؛ اما مسیری که این تئوری برای رسیدن به خط بازار ورقه‌ی بهادار طی می‌کند، به‌طور کلی متفاوت است. تئوری *APT* بر مبنای سه قضیه کلیدی پایه‌گذاری شده است: ۱. مدل عاملی می‌تواند بازده اوراق بهادار را توصیف کند؛ ۲. تعداد اوراق بهادار کافی برای حذف ریسک خاص شرکتی از طریق تنوع‌بخشی وجود دارد؛ ۳. بازارهای با کارکرد خوب اوراق بهادار، اجازه ماندگاری به فرصت آربیتراژ را نمی‌دهند، در تئوری *APT* بازده سهام از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$R_i = ER(R_i) + \beta_{i1}f_1 + \beta_{i2}f_2 + e_i \quad (5)$$

که هر عامل ارزش مدنظر برابر صفر دارد؛ زیرا هر یک متغیر را در سطح سیستماتیک (و نه سطح در حال تغییر) اندازه‌گیری می‌کند. به همین ترتیب، بازده خاص مدنظر برای (e_i) نیز ارزش مدنظر صفر دارد. بسط مدل دو عاملی به مدل تک عاملی و چند عاملی نیز امکان‌پذیر است. در هر حال، مدل *CAPM* بیانی صریح از رابطه بازده مدنظر بتا برای همه دارایی‌ها ارائه می‌دهد؛ در حالی که بنا بر تئوری *APT* برای شرایط بدون آربیتراژ تمرکز می‌کند؛ در نتیجه این تئوری بدون مفروضات اضافی از مدل بازار یا شاخص نمی‌تواند از انحراف رابطه بازده مدنظر بتا برای هر دارایی خاص جلوگیری کند. به همین دلیل به مفروضات مدل *CAPM* و مباحث برتر آن نیاز خواهد بود (بادی و دیگران، ۲۰۰۸). علت برتری مدل *APT* نسبت به مدل *CAPM*، سادگی و وجود مفروضات محدودکننده کمتر است.

مطالعه جاگاناتان و وانگ (۱۹۹۶)

فرض اصلی در اغلب آزمون‌های انجام‌شده در مورد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، ثابت بودن بتا در طول زمان است و اینکه بازده پرتفوی حاصل از کلیه سهام موجود در بازار، نماینده بازده بازار است. به دلایل گفته‌شده و نیز بعلا این‌که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در شرایط ایستا قادر به ارائه توضیح رضایت‌بخشی از بازده متوسط مقطعی سهام نیست، در این پژوهش اجازه داده‌شده که بتا و صرف ریسک بازار در طول زمان تغییر کند.

این دو محقق در پژوهش مذکور، به دنبال تأیید یا رد برتری مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای در شرایط غیر ایستا نسبت به مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای در شرایط ایستا بودند. آن ها مجموعه سهام NYSE و AMEX را به عنوان نماینده بازار قلمداد کرده و سه حالت مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای استاندارد ایستا، مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای چند متغیره ایستا و مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای غیر ایستا (با اضافه شدن متغیر منابع انسانی) را آزمون کردند. در نهایت با توجه به نتایج به دست آمده، استدلال می کنند که به نظر می رسد با حرکت از مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای استاندارد به مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای چند متغیره، عوامل ریسک به نحو مطلوب تری، نرخ بازده را توضیح می دهند. همچنین در صورت ورود متغیر منابع انسانی (که مبنای محاسبه آن نرخ رشد درآمد سالانه است) در مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای، عوامل ریسک بازم بهتر خواهند توانست نرخ بازده را توضیح دهند.

مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۶)

مدل سه عاملی فاما - فرنچ بازده مورد انتظار را با توجه به سه عامل ریسک سیستماتیک (بتا)، اندازه (ارزش بازار) و ارزش دفتری به ارزش بازار برآورد می نماید. بازده مورد انتظار و بازده غیرعادی بر اساس این روش برابر است با:

$$E(R_{it}) = R_{ft} + \beta_{it} + (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{i1}HML_t + \beta_{i2}SMB_t \quad (۶)$$

$$FFMR_{it} = R_{it} - R_{ft} - \beta_{it}(R_{mt} - R_{ft}) - \beta_{i1}HML_t - \beta_{i2}SMB_t \quad (۷)$$

که در آن $E(R_{it})$: بازده مورد انتظار سهم i در مقطع زمانی t بر مبنای مدل سه عاملی فاما- فرنچ

R_{ft} : نرخ بازده بدون ریسک در مقطع زمانی t

R_{mt} : بازده شاخص بازار در مقطع زمانی t .

β_{i1} ، β_{i2} و β_{it} : بر پایه برازش بازده اضافی مقطع زمانی t (روزانه، هفتگی یا ماهانه) سهم i بر بازده اضافی بازار نسبت به بازده بدون ریسک، ارزش دفتری به ارزش بازار و ارزش بازار برای دوره مورد نظر به دست می آیند.

HML_t : حاصل تفریق بزرگ‌ترین و کوچک‌ترین بازده ارزش دفتری به ارزش بازار در مقطع زمانی t

SMB_t : حاصل تفریق بزرگ‌ترین و کوچک‌ترین ارزش بازار در همان مقطع زمانی است.
 $FFMAR_{it}$: بازده غیر عادی سهم i در مقطع زمانی t محاسبه شده با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ می‌باشد.

$E(R_{it})$: بازده مورد انتظار سهم i در مقطع زمانی t بر مبنای مدل سه عاملی فاما- فرنچ
 R_{it} : بازده سهم i در مقطع زمانی t (همان منبع)

در این مدل، شاخص بازار نماینده‌ی پرتفوی بازار است و انتظار می‌رود ریسک سیستماتیک ناشی از عوامل کلان اقتصادی را در نظر بگیرد. دو متغیر مرتبط با ویژگی‌های شرکت نیز انتخاب شده است؛ زیرا بر پایه مشاهدات بلندمدت، ارزش بازار شرکت یا همان اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، انحراف میانگین بازده سهام نسبت به بازده به دست آمده از مدل CAPM را پیش‌بینی می‌کند. فاما و فرنچ این مدل را بر مبنای شواهد تجربی توجیه کردند؛ درحالی‌که SMB و HML جایگزینی برای عوامل مرتبط با ریسک نیستند، انتظار می‌رود این متغیرها نماینده‌ای برای متغیرهای بنیادی‌تر باشند که هنوز ناشناخته‌اند. برای نمونه، فاما و فرنچ بیان می‌کنند احتمال زیادی وجود دارد که شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا در بحران مالی قرار بگیرند و سهام کوچک ممکن است حساسیت بیشتری به تغییرات در وضعیت کسب و کار داشته باشند؛ بنابراین، این متغیرها ممکن است حساسیت به عوامل ریسک در سطح کلان اقتصادی را لحاظ کنند. در هر حال، در رویکردهای تجربی همچون مدل فاما و فرنچ، از نماینده‌های برای منابع ریسک خارج از بازار استفاده می‌شود. مشکل اینجاست که هیچ‌یک از عوامل ذکر شده در مدل را نمی‌توان به وضوح به عنوان عامل مصون ساز منبعی از چشمگیر شناسایی کرد (بادی، کین و مارکوس، ۲۰۰۸). هم‌راستای پژوهش‌های کارهارت (۱۹۹۷)، عامل چهارمی به اسم مومنتوم وجود دارد. جایی که بازدهی پرتفوی متشکل از سهام برنده منهای بازدهی پرتفوی متشکل از سهام بازنده (دوره قبل) است.

ریسک درماندگی مالی

درماندگی مالی شرکت‌ها همواره به عنوان یکی از دغدغه‌های اصلی شرکت‌ها، سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و دولت‌ها مطرح بوده، به نحوی که تشخیص به موقع شرکت‌هایی که در شرف درماندگی مالی قرار دارند، می‌تواند تا حدودی از بروز زیان‌های احتمالی ذی‌نفعان

جلوگیری نماید. قیمت گذاری ریسک درماندگی مالی، مطالعات زیادی را از زمان مطرح شدن فرضیه عامل درماندگی مالی چان و چن (۱۹۹۱) و فاما و فرنچ (۱۹۹۲) در پی داشته است. در صورتی که ریسک درماندگی مالی بالا باشد و در مدل قیمت گذاری دارایی‌ها، نادیده گرفته شود، شاهد اعمال صرف ریسک مثبت یا منفی در سهام‌های درمانده خواهیم بود. صرف ریسک مثبت زمانی اتفاق می‌افتد که پدیده فرا واکنشی نسبت به ریسک ورشکستگی را شاهد باشیم و صرف ریسک منفی نیز زمانی حادث می‌شود که پدیده فرو واکنشی نسبت به ریسک ورشکستگی را داشته باشیم. در صورتی که بازار در مواجهه با ریسک ورشکستگی فرو واکنشی از خود نشان دهد، شرکت‌های درمانده، بازده پایین‌تری کسب خواهد کرد، بازده پایین‌تر برای دوره‌های آتی ادامه یافته و شاهد ظهور مومنتوم خواهیم بود (آگرا و پوشاکوال، ۲۰۰۶).

بر اساس عامل درماندگی مالی، شرکت‌های کوچک و شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، به‌طور نسبی درمانده هستند و بازده بالا در این شرکت‌ها جبرانی برای ریسک بالای آنها است. بر اساس فرضیه واکنش کمتر از اندازه نیز سرمایه‌گذاران در مورد شرکت‌های درمانده مالی فرو واکنشی داشته و در مدل قیمت گذاری دارایی‌ها، صرف ریسک منفی اعمال می‌کنند. بنابراین بدلیل فرو واکنشی سرمایه‌گذاران، در دوره‌های آتی اطلاعات به‌آرامی تأثیر خود را در قیمت خواهند گذاشت و در نتیجه بازده این شرکت‌ها نسبت به شرکت‌های غیر درمانده پایین‌تر خواهد بود (چان و چن، ۱۹۹۱).

با در نظر گرفتن عامل درماندگی مالی انتظار می‌رود تا (۱) با کنترل عامل اندازه (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار)، شرکت‌های درمانده مالی دارای بازدهی بالاتری نسبت به شرکت‌های غیر درمانده باشند و (۲) با کنترل ریسک درماندگی مالی، بازده شرکت‌های با اندازه کوچک (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا)، بالاتر از بازده شرکت‌های با اندازه بزرگ (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین) نباشند. با در نظر گرفتن فرضیه واکنش کمتر از اندازه نیز انتظار می‌رود تا (۱) بازده سهام شرکت‌های درمانده مالی، پائین‌تر از بازده سهام شرکت‌های غیر درمانده باشد و (۲) تداوم میان مدت بازده، مومنتوم، تنها در شرکت‌های درمانده مالی وجود داشته باشد.

چرخه عمر

متون علمی نوشته‌شده در رابطه با چرخه عمر شرکت نشان می‌دهند که ویژگی‌های یک شرکت در مراحل مختلف چرخه عمر آن شرکت، بسیار متغیر است و این مسئله به دلیل تفاوت‌های میان فرصت‌ها و چالش‌هایی می

باشد که شرکت در مراحل مختلف از چرخه عمر خود با آن‌ها روبرو می‌شوند (دیکسون، ۲۰۰۹). پیرو مطالب ارائه شده قبلی در خصوص مفهوم ارزش شرکت می‌توان چنین گفت که ارزش هر شرکت را می‌توان بر اساس ارزش فعلی دارایی‌های عملیاتی آن که نتیجه سرمایه‌گذاری‌های قبلی هستند و ارزش فعلی سرمایه‌گذاری‌های سودآور آتی یا فرصت‌های رشد آن شرکت تعریف نمود (مایرز، ۱۹۷۷). نتایج تحقیق آنتونی و رامش (۱۹۹۲) نشان می‌دهد ارتباط معناداری میان قیمت سهام و اطلاعات حسابداری (همچون درصد رشد سود، درصد مخارج سرمایه‌ای و درصد تقسیم سود نقدی) در چارچوب چرخه‌ی عمر وجود دارد. بر این اساس می‌توان گفت ویژگی‌های مالی شرکت‌ها متأثر از مرحله‌ای از چرخه‌ی عمر است که شرکت در آن قرار دارد. شناسایی به موقع چرخه عمر شرکت‌های که در شرف درماندگی مالی هستند می‌تواند تا حدودی از بروز زیان‌های احتمالی ذی‌نفعان جلوگیری نماید.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به اینکه بازده سهام، از دغدغه‌های سرمایه‌گذاران می‌باشد و از معیارهای مهمی است که سرمایه‌گذاران با توجه به آن اقدام به خرید و فروش سهام می‌کنند، لذا تعیین عوامل موثر بر بازده سهام و مدلی برای پیش‌بینی آن از اهمیت زیادی برخوردار می‌باشد. بنابراین فرضیه زیر جهت پیش‌بینی بازده سهام با تأکید بر چرخه عمر شرکت انتخاب شده است.

فرضیه اول: ریسک درماندگی اعمال شده در مدل تجربی قیمت‌گذاری، میانگین بازدهی پرتفوی تشکیل شده را توضیح می‌دهد.

فرضیه دوم: میانگین بازده مدل تجربی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در هر از مراحل چرخه عمر تفاوت معناداری دارد.

پیشینه تجربی پژوهش

آگاروال و تافلر (۲۰۰۸)، نتیجه‌ای مغایر با فرضیه عامل درماندگی مالی ارائه کردند. آن‌ها نشان دادند که در یک بازه زمانی نسبتاً طولانی مدت، ۱۹۷۹ الی ۲۰۰۲، واکنش کمتر از اندازه سرمایه‌گذاران به درماندگی مالی باعث ایجاد مومنتوم در این شرکت‌ها بوده و اثرات اندازه و نسبت ارزش (B/M) بر بازدهی شرکت‌های درمانده مالی تأثیر بسزایی نداشته است.

فاما و فرنچ (۲۰۱۴) اذعان کردند که الگوی چهار عاملی کارهارت را می‌توان مبنا و سایر متغیرها را در پسماند الگو قرارداد؛ اما ایراد این مسأله این است که تأثیر سایر عوامل را پیش‌بینی

نشدنی در نظر می‌گیرد؛ بنابراین باید به اعمال سایر عوامل در بین متغیرهای پژوهش مبادرت کرد. از این رو آن‌ها عامل پنجم را به عنوان سودآوری به الگوی چهار عاملی کارهات اضافه کردند؛ و نتایج پژوهش آن‌ها نشان دهنده وجود رابطه معنی‌دار بین عامل سودآوری و بازده سهام بود.

مرادی و همکاران (۱۳۹۲) در طی پژوهش با عنوان مربوط بودن دارایی‌های نامشهود در هر یک از مراحل چرخه عمر دریافتند که ارتباط مثبت و معنادار بین ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، سود غیرعادی و ارزش دفتری دارایی‌های نامشهود با ارزش بازار سهام می‌باشد؛ همچنین، نتایج آن‌ها نشان داد که از بین مراحل مختلف چرخه عمر شرکت، مربوط بودن دارایی‌های نامشهود در مرحله بلوغ افول، بیشتر است.

فدائی نژاد و مایلی (۱۳۹۴) در طی پژوهشی با عنوان آزمون تجربی مومنتوم بازده در شرکت‌های در مانده مالی بین سال‌های ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۱، در بورس اوراق بهادار تهران دریافتند که علی‌رغم کنترل عوامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، شرکت‌های در مانده عملکرد بالاتری نسبت به شرکت‌های غیر در مانده به دست‌نیاوردند.

تقفی و همکاران (۱۳۹۵) با بررسی و مقایسه صرف اندازه، صرف ارزش و صرف مومنتوم، در طی سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار تهران شواهدی از اثر اندازه برای شرکت‌های رشدی، اثر اندازه معکوس برای شرکت‌های ارزش، اثر ارزش معکوس برای شرکت‌های کوچک، اثر ارزش برای شرکت‌های بزرگ و اثر مومنتوم معکوس برای همه شرکت‌ها گزارش شد. همچنین ضرایب عرض از مبدأ به دست آمده از برآورد مدل قیمت‌گذاری (مدل CAPM)، مدل سه‌عاملی و مدل چهارعاملی (نشان داد، از بین مدل‌ها فقط مدل سه‌عاملی می‌تواند به طور کامل بازده مازاد پرتفوی مبتنی بر اندازه نسبت ارزش (B/M) را توضیح دهد.

راموز و محمودی (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی پیش‌بینی ریسک ورشکستگی مالی با استفاده از مدل ترکیب در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۳ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که مدل ترکیبی (ترکیب متغیرهای حسابداری و بازاری) با استفاده از تکنیک شبکه عصبی، نسبت هر کدام از دو مدل حسابداری و بازاری از دقت بالاتری در پیش‌بینی ریسک ورشکستگی مالی برخوردار است. همچنین مدل بازاری دقت بیشتری از مدل حسابداری دارد.

وکیلی فرد و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهش به بررسی مقایسه الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ با الگوی چهارعاملی کارهات در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی بین سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۲ پرداختند. متغیرهای الگوی کارهات شامل عوامل صرف ریسک بازار، ارزش، اندازه و مومنتوم بوده است؛ که در الگوی پنج‌عاملی فاما و

فرنج، افزون بر عوامل کاره‌ارت از عوامل سودآوری استفاده شده است. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که از لحاظ آماری، عوامل صرف ریسک، بازار، اندازه و ارزش بر بازده سهام تأثیر می‌گذارند و دو عامل مومنتوم و سودآوری بر بازده سهام تأثیری ندارند. به بیان دیگر نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران، الگوی سه عاملی فاما و فرنج صدق می‌کند؛ اما الگوی چهار عاملی کاره‌ارت و پنج عاملی فاما و فرنج صدق نمی‌کند.

ثقفی و همکاران (۱۳۹۷) در طی پژوهشی به بررسی رویکرد مدل معادلات ساختاری در تحلیل سه سطحی درماندگی مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش حاکی از تأثیر معیارهای ریسک و معیارهای حاکمیت شرکتی نسبت به معیارهای عملکرد حسابداری و متغیرهای کلان اقتصادی بر درماندگی مالی است.

روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق از نوع تحقیقات تجربی است و از دسته تحقیقات پس‌رویدادی می‌باشد، که در آن برای آزمون وجود رابطه بین متغیرها و معنادار بودن مدل‌های برآورد شده از تحلیل رگرسیون استفاده شده است. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش‌های ترکیبی استفاده شده است.

جامعه آماری پژوهش از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۵ است. در طول این دوره از داده‌های سه ماهانه مربوط به متغیرهای مستقل و وابسته استفاده شده است. در ادامه ۳۵۲۰ فصل شرکت برای نمونه مورد بررسی قرار گرفته است. در آخر محقق داده‌های مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای پژوهش را محاسبه کرده و سپس با انتخاب یک ماتریس نظری از پرکاربردترین و اثرگذارترین تغییرها در مدل ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه، الگوی مناسب را از میان مدل‌های اصلی برمی‌گزیند.

اجزای مدل پیش‌بینی شده

به منظور دستیابی به یک الگوی تعدیلی از مدل‌های ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با استفاده از مدل ریسک درماندگی مالی و چرخه عمر ابتدا متغیرهای پژوهش هم‌راستای متغیرهای مدل کاره‌ارت (۱۹۹۷) با استفاده از روش‌های تحلیلی عاملی و معادلات ساختاری مورد بررسی قرار می‌دهیم و در آخر مدل مدنظر را پیشنهاد خواهیم داد. مدل کلی پیش‌بینی شده جهت پاسخ به سوالات پژوهش به صورت زیر می‌باشد:

$$R_i(t) - R_f(t) = \beta_0 + \beta_1[R_m(t) - R_f(t)] + \beta_2D123SMB(t) + \beta_3HML(t) + \beta_4ZML(t) + \beta_5WML(t) + \varepsilon$$

$R_i(t)$ = بازده سهم i در مقطع زمانی t .

$R_f(t)$ = نرخ بازده بدون ریسک در مقطع زمانی t .

$R_m(t)$ = بازده شاخص بازار در مقطع زمانی t .

$SMB(t)$ = حاصل تفریق بزرگ ترین و کوچک ترین ارزش بازار در همان مقطع زمانی است.

$HML(t)$ = حاصل تفریق بزرگ ترین و کوچک ترین بازده ارزش دفتری به ارزش بازار در

مقطع زمانی t .

$WML(t)$ = بازدهی پرتفوی متشکل از سهام برنده منهای بازدهی پرتفوی متشکل از سهام

بازنده (دوره قبل).

$ZML(t)$ = ریسک درماندگی مالی.

$D_{1,2,3}$ = مرحله رشد، بلوغ و افول

$\varepsilon_i(t)$ = بخش اخلال الگو

متغیر وابسته

با توجه به هدف و سؤال پژوهش، در این پژوهش بازده فصلی (۳ ماهه) پرتفوی ها جهت قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است.

متغیرهای مستقل

صرف ریسک بازار: صرف ریسک بازار همان عامل بتا می باشد که CAPM ارائه کرده است و با تفاضل بازده بازار و بازده بدون ریسک ($R_m(t) - R_f(t)$) به دست می آید. بازده بازار ($R_m(t)$) با رابطه زیر به دست می آید:

$$RM_t = \left(\frac{Index_t - Index_{t-1}}{Index_{t-1}} \right) \quad (9)$$

که در آن RM_t ، $Index_t$ و $Index_{t-1}$ به ترتیب نشان دهنده بازده بازار، شاخص سهام در پایان ماه و شاخص سهام در ابتدای ماه است. برای محاسبه بازده بدون ریسک از نرخ سود اوراق مشارکت

استفاده شده است. این نرخ بر اساس گزارشات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به دست آمده که از نماگرهای اقتصادی این بانک منتشر شده است.

اندازه: تفاوت بین میانگین بازده‌های سبد سرمایه‌گذاری سهام شرکت‌های کوچک و سبد سرمایه‌گذاری سهام شرکت‌های بزرگ است که به آن عامل اندازه می‌گویند. این عامل با SMB نشان داده می‌شود و با استفاده از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$SMB = \left(\frac{\left(\frac{S}{L} + \frac{S}{M} + \frac{S}{H} \right)}{3} \right) - \left(\frac{\left(\frac{B}{L} + \frac{B}{M} + \frac{B}{H} \right)}{3} \right) \quad (10)$$

$\frac{S}{L}$ = شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است.

$\frac{S}{M}$ = شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها متوسط است.

$\frac{S}{H}$ = شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است.

$\frac{B}{L}$ = شرکت‌هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است.

$\frac{B}{M}$ = شرکت‌هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها متوسط است.

$\frac{B}{H}$ = شرکت‌هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است.

در این پژوهش ارزش بازار سهام شرکت به عنوان اندازه شرکت مورداستفاده قرار گرفته است و از حاصل ضرب قیمت بازار سهام در آخرین روز دوره تشکیل پرتفوی در تعداد سهام منتشره به دست می‌آید.

$$\text{market value}_i = n * p$$

$$\text{Size}_i = \log(\text{market value}_i)$$

n = تعداد سهام منتشره

p = قیمت سهام در آخرین روز تشکیل پرتفوی

از آنجایی که اندازه شرکت نسبت به سایر متغیرها بسیار بزرگتر است به هنگام محاسبات از ارزش بازار سهام لگاریتم گرفته شده است تا به سایر متغیرها از لحاظ اندازه نزدیکتر شود.

ارزش: تفاوت بین میانگین بازده سبد سرمایه‌گذاری سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و سبد سرمایه‌گذاری سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین، عامل ارزش نام‌گذاری می‌شود، با HML نشان داده می‌شود و با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$HML = \left(\frac{\left(\frac{S+B}{H+H} \right)}{2} \right) - \left(\frac{\left(\frac{S+B}{L+L} \right)}{2} \right) \quad (11)$$

$\frac{S}{L}$ = شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است.

$\frac{S}{H}$ = شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است.

$\frac{B}{L}$ = شرکت‌هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است.

$\frac{B}{H}$ = شرکت‌هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است.

لازم به ذکر است که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام اصولاً بدین ترتیب محاسبه می‌شود که در ابتدا ارزش دفتری سهام عادی شرکت با استفاده از اطلاعات آخرین ترازنامه تعیین می‌شود. ارزش بازار سهام از طریق ضرب کردن قیمت بازار سهام عادی در آخرین روز تشکیل پرتفوی در تعداد سهام منتشره مشخص می‌شود، سپس ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بر ارزش بازار آن تقسیم می‌شود، تا این نسبت به دست آید.

$$\frac{BV}{MV} = \frac{\text{book value}}{\text{market value}} \quad (12)$$

صرف مومنتوم: بازده اضافی حاصل از روند عملکرد گذشته تا آتی سهام نسبت به بازار می‌باشد. به عبارت دیگر شامل خرید سهام با عملکرد خوب در دوره کوتاه مدت گذشته و فروش سهام با عملکرد ضعیف می‌شود. جهت محاسبه صرف مومنتوم؛ سهام نمونه براساس بازده سه‌ماهه دوره

تشکیل به ترتیب صعودی رتبه‌بندی می‌گردد و برای دوره شش‌ماهه آتی نگهداری می‌شود. سپس سهام نمونه بر مبنای بازدهی دوره تشکیل و براساس استراتژی ۳۰-۴۰-۳۰ به سه طبقه تقسیم می‌شود. طبقه اول (P₁) شامل ۳۰ درصد از سهام نمونه و دارای بدترین عملکرد «سهام بازنده»، طبقه دوم (P₂) شامل ۴۰ درصد از سهام نمونه و دارای عملکرد متوسط و طبقه سوم (P₃) دربرگیرنده ۳۰ درصد از سهام و دارای بهترین عملکرد «سهام برنده» می‌باشند و صرف مومنتوم عبارتند از تفاوت مثبت بین میانگین بازدهی طبقه اول و طبقه سوم (P₃-P₁) در دوره نگهداری است که با WML نشان داده می‌شود.

$$WML = \left(\frac{S+B}{W+W} \right) - \left(\frac{S+B}{L+L} \right) \quad (۱۳)$$

که در آن $\frac{S}{W}$ نشان دهنده شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک هستند و مقدار مومنتوم آنها بالا است، $\frac{B}{W}$ شرکت‌هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و مقدار مومنتوم آنها بالا است، $\frac{S}{L}$ شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک هستند و مقدار مومنتوم آنها پایین است و $\frac{B}{L}$ شرکت‌هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و مقدار مومنتوم آنها پایین است. گفتنی است برای محاسبه مومنتوم از میانگین بازده سهام شرکت در ۳ تا ۹ ماه قبل استفاده شده است و شرکت‌هایی که مقدار مومنتوم آنها بیش از مقدار میانه مومنتوم است، شرکت‌های با مومنتوم بالا در نظر گرفته می‌شوند و برعکس.

ریسک درماندگی مالی: در این پژوهش مدل Z-Scoe به عنوان شاخص مورد نظر محقق برای اندازه‌گیری درماندگی مالی شرکت‌ها بکار گرفته می‌شود. همانند آلمن (۱۹۶۸) و آگاروال و تافلر (۲۰۰۷)، Z-Scoe یک شرکت، میانگین وزنی چند نسبت مالی است که از صورت‌های مالی اساسی آن استخراج می‌شود. برای استفاده از این مدل متغیرها و ضرایب مدل در شرایط محیطی ایران تعدیل می‌گردد. به این منظور مدل Z-Scoe محاسبه شده توسط سلیمانی امیری برای برآورد شاخص‌های درماندگی استفاده می‌گردد؛ و این مدل به شرح زیر است:

$$Z\text{-Scoe} = -1.24 - 0.014x_1 + 0.003x_2 + 0.019x_3 + 0.012x_4 + 0.006x_5 \quad (۱۴)$$

x₁ = نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها.

x₂ = نسبت دارایی جاری به بدهی جاری.

x₃ = نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی‌ها.

x₄ = نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها.

$x5 =$ نسبت فروش به کل دارایی‌ها.

برای طبقه‌بندی شرکت‌ها در مراحل مختلف چرخه عمر شرکت‌ها، نخست، مقدار هر یک از متغیرهای رشد فروش، مخارج سرمایه‌ای، نسبت سود تقسیمی و سن (عمر) شرکت برای هر سال-شرکت محاسبه می‌شود. سال-شرکت‌ها بر اساس هر یک از چهار متغیر مذکور و با استفاده از پنجک-های آماری در هر صنعت به پنج طبقه تقسیم می‌شوند که با توجه به قرار گرفتن در پنجک (طبقه) مورد نظر طبق جدول زیر نمره‌ای بین ۱ تا ۵ می‌گیرند. سپس برای هر سال-شرکت، نمره‌ای مرکب به دست می‌آید که با توجه به شرایط زیر در یکی از مراحل رشد، بلوغ و افول طبقه‌بندی می‌شود:

الف) در صورتی که مجموع نمرات بین ۱۶ و ۲۰ باشد، در مرحله رشد قرار دارد.

ب) در صورتی که مجموع نمرات بین ۹ و ۱۵ باشد، در مرحله بلوغ قرار دارد.

ج) در صورتی که مجموع نمرات بین ۴ و ۸ باشد، در مرحله افول قرار دارد (کریمی و عمرانی، ۱۳۸۹).

جدول ۱. نحوه طبقه‌بندی شرکت‌ها در مراحل چرخه عمر

DPS %	CE	SG	AGE	پنجک‌ها
۵	۱	۱	۵	پنجک اول
۴	۲	۲	۴	پنجک دوم
۳	۳	۳	۳	پنجک سوم
۳	۴	۴	۲	پنجک چهارم
۳	۵	۵	۱	پنجک پنجم

نحوه محاسبه متغیرهای فوق به شرح ذیل است:

$$SG_{it} = [SALE_{it}/SALE_{it-1} - 1] * 100$$

$$DPR = (DPS_{it} / EPS_{it}) * 100$$

$$CE_{it} = 100 * (\text{ارزش بازار شرکت} / \text{اضافات (کاهش) دارایی ثابت طی دوره})$$

SALE: درآمد فروش

DPS: سود تقسیمی هر سهم

EPS: سود هر سهم

آمار توصیفی

جدول شماره (۲)، بیان‌کننده آمار توصیفی روند تغییرات مربوط به متغیرها را نشان می‌دهد.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرها

شرکت‌های درمانده مالی			شرکت‌های سالم			نماد	متغیرها
انحراف معیار	میان	میانگین	انحراف معیار	میان	میانگین		شاخص
۰/۰۳۴	۰/۰۸۶	۰/۰۹۰	۰/۰۰۴	۰/۰۲۴	۰/۰۲۵	B	بتا
۱/۰۰۵	۵/۴۱۲	۴/۲۱۰	۱/۲۲۴	۱۸/۲۵۷	۱۹/۱۲۳	SMB	اندازه
۰/۰۴۷	۰/۲۰۰	۰/۲۱۶	۰/۰۰۸	۰/۰۵۰	۰/۰۵۸	HML	ارزش دفتری به ارزش بازار
۰/۰۱۰	۰/۰۵۱	۰/۰۴۹	۰/۰۶۹	۰/۱۹۴	۰/۱۹۲	WML	صرف مومنتوم
۱/۲۸	۲۰/۷۶	۲۲/۱۵	۳/۲۵۱	۱۳۸/۱۱	۱۴۰/۷۱	Rm - Rf	صرف ریسک بازار
۰/۰۰۳	۰/۰۶۴	۰/۰۶۶	۰/۰۴۸	۰/۱۴۷	۰/۱۴۵	ZML	ریسک درماندگی مالی
۰/۰۰۴	۰/۰۷۰	۰/۰۷۳	۰/۰۹۱	۰/۶۶۰	۰/۶۷۲	RET	بازده فصلی (درصد)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول شماره (۲) خلاصه آماری متغیرهای بتا، اندازه، B/M، صرف مومنتوم (صرف مومنتوم بازدهی پرتفوی متشکل از سهام برنده منهای بازدهی پرتفوی متشکل از سهام بازنده (دوره قبل) می‌باشد) و بازده را هم برای تمام شرکت‌ها و هم برای سه دسته مساوی به منظور فراهم شدن زمینه مقایسه میان درجه‌های مختلف درماندگی مالی بر اساس احتمال درماندگی مالی، نشان می‌دهد. متغیر بتا با افزایش احتمال نکول، از شرکت‌های سالم^۱ به شرکت‌های با درماندگی^۲ متوسط افزایش می‌یابند. متغیر اندازه بازدهی با افزایش احتمال درماندگی مالی کاهش می‌یابد، اما B/M با افزایش احتمال درماندگی، به‌طور مشخص افزایش نشان می‌دهد. بنابراین در کل می‌توان گفت بازدهی شرکت‌های سالم به‌طور متوسط بیشتر از شرکت‌های درمانده است.

1 . healthy firms

2 . distress firms

نتایج تخمین پارامترهای مدل نهایی با نقش تعدیلی متغیر ریسک درماندگی مالی

همان‌طور که قبلاً در طی دوره پژوهش بیان شد صرف ریسک بازار همواره مثبت نبوده و در پاره ای از دوران صرف ریسک منفی می‌باشد و در بررسی رابطه بین ریسک و بازده باید شرایط مثبت و منفی صرف ریسک را نیز به عنوان یک متغیر اثرگذار بر بازده واقعی مورد ارزیابی قرار گیرد. در ادامه پژوهش، با شرط قرار دادن مثبت و یا منفی بودن صرف ریسک، مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، در ارتباط با بازده واقعی ارایه شده است. نتایج حاصل از بررسی میانگین میزان نرخ بازده مورد انتظار در دو دوره قبل و بعد از دخالت ریسک درماندگی مالی به شرح زیر می‌باشند:

جدول ۳. نتیجه آزمون مقایسه میانگین میزان نرخ بازده مورد انتظار در دوره‌های بعد و قبل

دخالت ریسک درماندگی مالی

آزمون مقایسه میانگین میزان محتوای اطلاعاتی صورت حساب‌های مالی				متغیر پژوهش
تفاوت خطای انحراف معیار	تفاوت میانگین	سطح خطا	آماره t	
۰/۰۰۰۲۰	۰/۰۱۰۳۶	۰/۰۱۰	۲/۸۳۲	میزان نرخ بازده مورد انتظار
میزان نرخ بازده مورد انتظار دو دوره				
میانگین خطای استاندارد	انحراف استاندارد	میانگین	دوره	میزان نرخ بازده مورد انتظار
۰/۰۲۶۸	۰/۰۲۷۹	۰/۰۲۲۱	قبل از دخالت ریسک درماندگی مالی	
۰/۰۷۳۳	۰/۰۱۴۳۲	۰/۰۴۲۸	بعد از دخالت ریسک درماندگی مالی	

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه آماره ۴ محاسبه شده با مقدار ۲/۷۳۲ بزرگ‌تر از آماره بحرانی است، به بیان دیگر سطح معناداری محاسبه شده کوچک‌تر از پنج صدم است، بنابراین فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ اطمینان رد شده و فرضیه مخالف به عنوان فرضیه قابل تایید پذیرفته می‌شود. بنابراین میزان نرخ بازده مورد انتظار در دوره قبل از دخالت ریسک درماندگی مالی با میزان نرخ بازده مورد انتظار در دوره بعد از دخالت ریسک درماندگی مالی تفاوت معناداری وجود دارد. با توجه به اینکه میانگین در دوره بعد از دخالت ریسک درماندگی مالی بزرگتر است، نتیجه گیری می‌شود که میزان نرخ بازده مورد انتظار در دوره بعد از دخالت ریسک درماندگی مالی بیشتر از دوره قبل از دخالت ریسک درماندگی مالی است.

در بررسی مدل‌های ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای میزان نرخ بازده مورد انتظار قبل و بعد از دخالت ریسک درماندگی مالی به صورت موازی با یکدیگر مقایسه می‌گردد.

جدول ۴: نتایج آزمون مقایسه میزان نرخ بازده مورد انتظار قبل و بعد از دخالت ریسک

درماندگی مالی

دوره	مقدار Z	سطح معنی‌داری مجانبی (دو طرفه)	نتایج پژوهش
بعد	-۵/۱۲۷	۰/۰۲۵	رد H
قبل	۳/۶۹۸	۰/۰۳۷	رد H

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به سطح معناداری و علامت ضریب Z مشاهده می‌کنیم که میزان نرخ بازده مورد انتظار در دوره بعد دخالت ریسک درماندگی مالی منفی است. یعنی میزان نرخ بازده مورد انتظار در دوره بعد از دخالت ریسک درماندگی مالی کاهش یافته است. به عبارتی نرخ بازده بدون ریسک بیشتر از نرخ بازده بازار می‌باشد، صرف ریسک منفی و بازار رو به پایین است. این موضوع حاکی از آن دارد شناسایی ریسک درماندگی مالی در محاسبه بازده اوراق بهادر نقش بسزایی دارد و می‌توان این متغیر را به عنوان یک متغیر مستقل به همراه عوامل شناسایی شده قبلی در ارزش‌گذاری دارایی سرمایه در نظر گرفت.

نتایج حاصل از آزمون پژوهش در سطح کل شرکت ها

جدول ۵. نتایج آزمون مدل جدید

$R_{i(t)} - R_{f(t)} = \beta_0 + \beta_1 [R_{m(t)} - R_{f(t)}] + \beta_2 \text{SMB}_{(t)} + \beta_3 \text{HML}_{(t)} + \beta_4 \text{WML}_{(t)} + \beta_5 \text{ZML}_{(t)} + \varepsilon$				
احتمال	آماره t	برآورد ضریب	نماد متغیر	شخص آماره متغیر
۰/۰۰۴۸	۲/۱۰۳۵	۰/۰۲۵۱	C	مقدار ثابت
۰/۰۰۰۷	-۲/۹۱۲۵	-۰/۰۴۲۲	$R_{m(t)} - R_{f(t)}$	ریسک بازار
۰/۰۰۱۶	۴/۳۰۳۲	۰/۰۷۵۵	SMB	اندازه
۰/۰۰۳۲	۲/۷۶۴۳	۰/۰۴۳۸	HML	ارزش شرکت
۰/۰۰۱۹	۳/۹۹۴۹	-۰/۰۷۴۸	WML	صرف مومنتوم
۰/۰۰۲۴	-۳/۱۲۹۵	-۰/۰۵۳۳	ZML	ریسک درماندگی
آماره F (احتمال): ۱۰/۲۷ (۰/۰۰۱) ضریب تعیین (R^2): ۰/۶۵ ضریب تعیین تعدیل شده (R^2 Adjusted): ۰/۵۹ آماره دوربین واتسون: ۱/۸۰				

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری (احتمال) مربوط به جداول بالا، بیانگر این است که فرضیه صفر آماره که همان بی‌معنا بودن کل مدل (صفر بودن تمام ضرایب) است، رد می‌شود و مدل رگرسیون برآورد شده، در کل معنادار است. همچنین در مقایسه ضریب تعیین تعدیل شده مدل کارهات می‌توان گفت که در الگوی تعدیلی جدید ۵۹٪ از تغییرات متغیر وابسته با متغیرهای مستقل مدل قابل تبیین است که در مقایسه با مدل‌های قبلی که ۴۹٪ دارای ضریب بیشتری است؛ و حاکی از بالا بودن قدرت تبیین و توان توضیحی بالاتر الگوی جدید می‌باشد.

نتایج حاصل از آزمون پژوهش چرخه عمر

جدول ۶. نتایج حاصل از بررسی ضرایب جزئی مدل در چرخه عمر

معناداری	آماره t	خطای استاندارد	ضرایب	شرح
۰/۰۳۰	-۲/۰۶۴	۰/۵۳۱	-۱/۰۹۷	ضریب ثابت
۰/۰۰۷	۲/۸۰۵	۲۰/۴۴۵	۳۱/۴۲۱	بازدهی پرتفوی سهام در مرحله رشد
۰/۰۰۱	۳/۵۴۳	۲۰/۹۲۷	۵۶/۲۵۶	بازدهی پرتفوی سهام در مرحله بلوغ
۰/۰۰۲	۳/۸۳۳	۲۶/۸۹۱	۵۱/۹۱۸	بازدهی پرتفوی سهام در مرحله افول

همان‌طور که در جدول شماره ۶ ملاحظه می‌شود، بیشترین ضریب مربوط به مرحله بلوغ و کمترین ضریب مربوط به مرحله رشد است. سطح معناداری مندرج در جدول شماره ۶ حاکی از آن است که ضرایب مراحل بلوغ و افول به میزان با اهمیتی بیش از ضریب متغیر در مرحله رشد است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که میانگین بازدهی پرتفوی سهام جهت ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در مرحله بلوغ و افول، بیشتر است.

نتیجه‌گیری و بحث

بررسی ابزارها، روش‌ها و مدل‌هایی که بتواند سرمایه‌گذاران را در انتخاب بهینه سرمایه‌گذاری یاری رساند ضروری به نظر می‌رسد. ما در این پژوهش ابتدا با معرفی مدل‌های پیش‌بینی‌شده بازده سهام پیشین و انتقادهای وارده به آن‌ها برای اولین بار به مطالعه و ارائه الگوی تعدیلی از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با استفاده از مدل ریسک درماندگی مالی و چرخه عمر پرداخته‌ایم. سهام کوچک ممکن است حساسیت بیشتری به تغییرات در وضعیت کسب‌وکار داشته باشند. در هر حال، در رویکردهای تجربی همچون مدل فاما و فرنچ، از نماینده‌های برای منابع ریسک

خارج از بازار استفاده می‌شود. مشکل اینجاست که هیچ‌یک از عوامل ذکر شده در مدل را نمی‌توان به وضوح به عنوان عامل مصون ساز منبعی از چشمگیر شناسایی کرد (بادی، کین و مارکوس، ۲۰۰۸). بررسی‌های این پژوهش نشان می‌دهد که هم راستای نتایج تحقیق ثقفی و همکاران (۱۳۹۶) ریسک درماندگی اعمال شده در مدل تجربی قیمت گذاری، میانگین بازدهی سبد تشکیل شده بر اساس مونتوم را توضیح می‌دهد. اما این نتایج با یافته‌های آگاروال و تافلر (۲۰۰۹)، فدائی نژاد و همکاران (۱۳۹۶)، و کیلی فرد و همکاران (۱۳۹۶) مطابقت ندارد. همچنین، نتایج نشان می‌دهند که از بین مراحل مختلف چرخه عمر شرکت‌ها، میانگین بازدهی پرتفوی سهام جهت ارزش گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در مرحله بلوغ و افول، بیشتر است. با توجه به این که استراتژی‌های مونتوم از موارد مهم و اثرگذار در مدیریت پرتفوی می‌باشد انجام پژوهش‌های بیشتر و کامل‌تر در آینده می‌تواند جالب و مفید باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که در تب آتی از عوامل متفاوتی، همچون نسبت سود به قیمت (E/P) و نسبت فروش به قیمت (S/P)، برای طبقه‌بندی سهام و تشکیل سبد استفاده شود. همچنین می‌توان جامعه آماری پژوهش را به صنایع همگن و غیر همگن تقسیم‌بندی کرد.

منابع:

- بادی، کین و مارکوس، (۱۳۹۳)، مدیریت سرمایه‌گذاری. ترجمه شریعت پناهی، مجید؛ فرهادی، روح‌الله؛ ایمنی فر، محمد، جلد اول، چاپ دوم، انتشارات بورس.
- ثقفی، علی، فرهادی، روح‌الله و عباس دادرسی، (۱۳۹۵)، صرف‌اندازه، صرف‌ارزش و صرف‌مومتوم: شواهدی از مدل قیمت‌گذاری تجربی، مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، دوره هشتم، شماره اول، بهار و تابستان ۱۳۹۵، پیاپی ۷۰/۳، صص ۴۹-۷۰.
- راموز، نجمه و مریم محمودی، (۱۳۹۵)، پیش‌بینی ریسک ورشکستگی مالی با استفاده از مدل ترکیبی در بورس اوراق بهادار تهران، مجله راهبرد مدیریت مالی، سال پنجم، شماره شانزدهم، صص ۵۱-۷۵.
- فدائی نژاد، محمد اسماعیل و محمدرضا مایلی، (۱۳۹۴)، آزمون تجربی مومتوم بازده در شرکت‌های درمانده مالی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، سال هشتم، شماره بیست و هشتم، زمستان ۱۳۹۴، صص ۷۹-۹۰.
- مرادی، جواد، ولی‌پور، هاشم و مهرداد صالحی، (۱۳۹۲)، مربوط بودن دارایی‌های نامشهود در هر یک از مراحل چرخه عمر، مجله پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال سوم، شماره ۱۱، بهار ۱۳۹۳، جلد دوم، صص ۲۳۷-۲۵۰.
- وقفی، سید حسام و رویا دارابی، (۱۳۹۷)، مدل معادلات ساختاری در تحلیل سه سطحی درماندگی مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی، سال ششم، شماره بیست و دوم، پاییز ۹۷، صص ۱۸۹-۲۱۵.
- وکیلی فرد، حمید رضا، بدریان، الهه و محمد ابراهیمی، (۱۳۹۶)، مقایسه الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ با الگوی چهارعاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی، سال پنجم، شماره اول، شماره پیاپی (۱۶) بهار، صص ۱۷-۳۰.
- Agarwal, Vineet & Richard, Taffler, (2008). "Does Financial Distress Risk Drive the Momentum Anomaly?", *Financial Management*, 461-484.
- Agarwal, Vineet, and Sunil Poshakwale, (2006). Does distress risk explain size and book-to-market effect? Working Paper, Cranfield University and returns, *Journal of Finance* 50, pp.131-155.
- Anthony, J.H. and Ramesh, K. (1992). Association between Accounting Performance Measures and Stock Prices: A Test of the Life Cycle Hypothesis. *Journal of Accounting and Economics* 15, pp.203-227.

- Badi, Kane and Marcus, (2014), Investment Management. Translating Sharia Panahi, Majid; Farhadi, Rohallah; Immunfar, Mohammad, Vol. I, Second Edition, Bourse Publishing. (In Persian)
- Black, E.L. (1998). Life-Cycle Impacts on the Incremental Value-Relevance of Earnings and Cash Flow Measures. *Journal of Financial Statement Analysis* 4, pp.40-56.
- Black, F. Jensen, M. Scholes, M. (1972) «The capital asset pricing model: some empirical tests», Studies in the theory of capital markets.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52, pp.57-82.
- Chan, K. & N. Chen, (1991). Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms. *Journal of Finance* 46, pp.1467-1484.
- Dickinson, V. (2009). Cash Flow Patterns as a Proxy for Firm Life Cycle (SSRN Working Paper). Retrieved April 13, 2010, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=755804.
- Fadaei Nejad, Mohammad Esmaeil and Mohammad Reza Miley (2015), Empirical Test of Momentum Efficiency in Financial Helpless Companies: Evidence from Tehran Stock Exchange, *Journal of Financial Valuation*, Vol. 8, No.28, Winter 2013, Pages 79-90. (In Persian)
- Fama, E. F. & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47, pp.427-465.
- Fama, E. F. & French, K. R. (2014). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, 105(3), pp.457-472.
- Fama, E.F. & J.D. MacBeth. (1973). Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy* 81, pp.607-636
- Fama, E.F. and K. R. French (1996), Size and Book-to-market factors in earnings
- Ferguson, M.F. and R.L. Shockley (2003), Equilibrium ‘Anomalies’, *Journal of Finance* 58, pp.2549-2580.
- Jagannathan, R. Wang, Z. (1999) The CAPM is Alive and well, Northwestern university and university of minnesota.
- James Tobin. Liquidity preference as behavior towards risk. Review of Economic Studies XXV(2):65–86, February 1958. HB1R4.
- Kenneth L. (2005), "Is The Ffma And French Three Factor Model Better Than The Ccpm?" Master of ART in The Department of Economics, p.p 1–48 available in <http://ir.lib.sfu.ca>.
- La Porta, Rafael, Josef Lakonishok, Andrei Shleifer, and Robert Vishny, (1997). Good news for value stocks: Further evidence on market efficiency, *Journal of Finance* 52, pp.859-874.
- Lewellen, J, (1999). The time-series relations among expected return, risk and book-to-market, *Journal of Financial Economics* 54, pp.5-43.

- Markowitz, H. (1959). Portfolio Allocation: Efficient Diversification of Investments, John Wiley & Sons, Inc. New York. A Cowles Foundation Monograph.
- Moradi, Javad, Valipour, Hashem and Mehrdad Salehi (2013), The Relation of Intangible Assets in Each Step in the Life-cycle, *Journal of Empirical Accounting Research*, Third Year, No. 11, Spring 2014, Volume II, pp. 237- 250. (In Persian)
- Myers, S.C. (1977). Determinants of Corporate Borrowing. *Journal of Financial Economics* 5, pp.147-175.
- Ramaz, Najmeh and Maryam Mahmoudi (2016), Financial Mortgage Risk Prediction Using A Combined Model in Tehran Stock Exchange, *Journal of Financial Management Strategy*, Year 5, Number Sixteen, Pages 51-75. (In Persian)
- Ross, Stephen A, (1976). "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing"., *Journal of Economic Theory*, No. 13, pp.341–360.
- Sahfi, Ali, Farhadi, Ruhollah and Abbas Dadras (2016), Spending on the Value, Spending of Momentum: Evidence from the Experimental Pricing Model, *Journal of Accounting Progress*, Shiraz University, Vol. 8, No. 1, Spring and Summer, 1395, Successive 3/70, pp. 49-70. (In Persian)
- Sharp, w.f., (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of finance*, vol. 19, No3.p.p 425-442.
- Vakilifard, Hamid Reza, Badrian, Elaheh and Mohammad Ebrahimi (2017), Comparison of Fama and French Factor Model with Four-factor Model of Karhart's Relationship between Stock Returns of Tehran Stock Exchange Companies, *Quarterly Journal of Asset and Finance Management*, The fifth year, the first issue, the successive issue (16) Spring, pp. 17-30. (In Persian)
- Vassalou, Maria, (2003). News related to future GDP growth as risk factors in equity returns, *Journal of Financial Economics* 68, pp.47-73.
- Waqafi, Seyyed Hesam and Roya Darabi (2018), Structural Equation Modeling in Three-Level Analysis of Financial Distress in Companies Acquired in Tehran Stock Exchange, *Financial Management*, Vol. 6, No. 23, Autumn 97, Pages 189-215. (In Persian)