



## The Role of Financial Distress Factor in Explaining Profitability of Value and Size Premiums

Negar Khosravipour\* 

\*Corresponding Author, Assistant Prof., Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. E-mail: neg.khosravipour@iauctb.ac.ir

Ali Esmaelzadeh Moghri 

Associate Prof., Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. E-mail: ali.esmaelzadeh@iauctb.ac.ir

Mohamad Rouhi 

Ph.D. Candidate., Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. E-mail: rouhimd@gmail.com

### Abstract

**Objective:** This study aims to elucidate the profitability of value premium and size premium anomalies by employing the CHS score by Campbell et al. (2008) as the market-based financial distress indicator and Ohlson's O score (1980) as the accounting-based financial distress indicator. CHS score is a reduced-form econometric model to predict financial distress at short and long horizons. Among the market anomalies, value and size premiums have attracted more attention. Previous research noticed the existence of value premiums in stocks and found that value stocks have higher average returns compared to growth stocks. A value stock refers to shares of a company that appears to trade at a lower price relative to its fundamentals. Common characteristics of value stocks include high dividend yield, high book value to market value ratio, and a low P/E ratio. However, growth stocks often look expensive, trading at a low book value to market value ratio. In addition, researchers highlighted the existence of size premium where small stocks perform better than large stocks. These phenomena led to the formation of investment strategies based on value and size premiums. Value premium strategy involves buying value stocks and selling growth stocks, while size premium strategy entails buying small stocks and selling big stocks.

**Methods:** In this study, the required data was collected from a sample consisting of 168 companies listed on the Tehran Stock Exchange and Iran Farabourse during the period from October 22, 2011, to September 22, 2021. To investigate the relationship between stock excess returns and risk factors, a total of three models were used: 1) Fama and

French three-factor model, 2) the augmented three-factor model including the CHS score, and 3) the augmented three-factor model including the O score.

**Results:** According to the findings of this study, the inclusion of the financial distress factor in the Fama and French three-factor model, regardless of the criterion that is used to measure this factor, improves the performance of this model in explaining the fluctuations in the average returns of companies listed on Tehran Stock Exchange and Iran Farabourse. In the meantime, the CHS score, compared to the O score, has a greater contribution to increasing the explanatory power of the mentioned model. Additionally, it is found that both in the original model of Fama and French and the augmented versions of this model, the value premium is mainly seen among value stocks, both small and big ones. The size effect, which is seen in all groups of stocks before the inclusion of the financial distress variable in the mentioned model, after augmenting this model, although loses its importance among big-value stocks, is still an influential factor in explaining the fluctuations of the average returns of small value stocks, small growth stocks, and big growth stocks.

**Conclusion:** The results prove the existence of a negative and highly significant relationship between the financial distress risk and the excess returns of portfolios formed based on size and book value to market value, confirming that in the long run, financially distressed companies compared to healthy companies, realize lower excess returns. This finding can be of interest to the Securities and Exchange Organization (SEO), audit institutions, investors, and creditors. It is suggested that researchers use more dynamic versions of asset pricing models and other indicators of financial distress to analyze and explain fluctuations in stock returns in future research. In this regard, researchers can refer to Fama and French five-factor model (2015) and the newer versions of the capital asset pricing model (CAPM), and by including the factor of financial distress in these models, compare the power of the mentioned models in explaining the fluctuations of stock returns.

**Keywords:** Accounting data, Financial distress, Growth stocks, Value premium, Value stocks.

**Citation:** Khosravipour, Negar; Esmaelzadeh Moghri, Ali & Rouhi, Mohamad (2023). The Role of Financial Distress Factor in Explaining Profitability of Value and Size Premiums. *Accounting and Auditing Review*, 30(2), 239-261. (in Persian)

---

Accounting and Auditing Review, 2023, Vol. 30, No.2, pp. 239-261  
Published by University of Tehran, Faculty of Management  
<https://doi.org/10.22059/ACCTGREV.2023.351045.1008757>  
Article Type: Research Paper  
© Authors

Received: December 26, 2022  
Received in revised form: February 26, 2023  
Accepted: June 03, 2023  
Published online: July 06, 2023





## نقش فاکتور در ماندگی مالی در توضیح سودآوری صرف ارزش و اندازه

\* نگار خسروی پور

\* نویسنده مسئول، استادیار، گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. رایانامه: neg.khosravipour@iauctb.ac.ir

علی اسماعیلزاده مقری

دانشیار، گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. رایانامه: ali.esmaelzadeh@iauctb.ac.ir

محمد روحي

دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. رایانامه: rouhimd@gmail.com

### چکیده

هدف: این پژوهش قصد دارد با استفاده از احتمال نکول کمپل، هیلشر و سیلاگی (CHS) به عنوان نماگر در ماندگی مالی بازار محور و امتیاز O (ولسن ۱۹۸۰) به عنوان نماگر مبتنی بر داده‌های حسابداری، سودآوری خلاف قاعده‌های صرف ارزش و صرف اندازه را توضیح دهد. احتمال نکول کمپل و همکاران (CHS)، در واقع نسخه خلاصه شده یک مدل اقتصادسنجی است که برای پیش‌بینی در ماندگی مالی شرکت‌ها در افق‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده می‌شود. در میان خلاف قاعده‌های بازار، صرف ارزش و صرف اندازه، توجه بیشتری را به خود جلب کرده‌اند. پژوهشگران در پژوهش‌های قبلی متوجه وجود صرف ارزش در سهام شدند و دریافتند که سهام ارزشی در مقایسه با سهام رشدی، میانگین بازده بالاتری دارند. سهام ارزشی به سهام شرکتی اطلاق می‌شود که به نظر می‌رسد، نسبت به عوامل بنیادی آن با قیمت پایین‌تری معامله می‌شوند. ویژگی‌های مشترک سهام ارزشی عبارت‌اند از: بازده سود نقدی بالا، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و نسبت P/E پایین. با این حال، سهام رشدی، اغلب گران‌قیمت هستند و با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین معامله می‌شوند. علاوه بر این، پژوهشگران به وجود صرف اندازه پی بردنند که طبق آن، سهام کوچک بهتر از سهام بزرگ عمل می‌کنند. این پدیده‌ها به شکل‌گیری استراتژی‌های سرمایه‌گذاری بر اساس صرف ارزش و صرف اندازه منجر شدند.

روش: نمونه آماری شامل ۱۶۸ شرکت بورسی و فرابورسی طی بازه انتهای مهر ۱۳۹۰ تا انتهای شهریور ۱۴۰۰ است. در این پژوهش، در مجموع از ۳ مدل بهره گرفته شده است: ۱. مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ؛ ۲. مدل سه‌عاملی بسطیافته با امتیاز CHS (کمپل و همکاران، ۲۰۰۸) و ۳. مدل سه‌عاملی بسطیافته با امتیاز O (ولسن، ۱۹۸۰).

یافته‌ها: طبق یافته‌ها، ورود فاکتور در ماندگی مالی به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، عملکرد آن را در توضیح نوسان‌های میانگین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده ارتقا می‌دهد. در این بین، نماگر امتیاز CHS (کمپل و همکاران، ۲۰۰۸)، در مقایسه با نماگر امتیاز O (ولسن، ۱۹۸۰)، سهم بیشتری در افزایش قدرت توضیح‌دهنگی مدل مذکور دارد. همچنین، مشخص شد که هم در مدل اولیه فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و هم در نسخه‌های بسطیافته آن، صرف ارزش عمده‌تر در بین سهام ارزشی، چه کوچک و چه بزرگ، رؤیت می‌شود. اثر اندازه نیز پس از بسط این مدل، اهمیت خود را در بین سهام بزرگ ارزشی از دست می‌دهد؛ اما همچنان به عنوان فاکتوری تأثیرگذار در توضیح نوسان‌های میانگین بازده سهام کوچک ارزشی، سهام کوچک رشدی و سهام بزرگ رشدی، نقش ایفا می‌کند.

**نتیجه‌گیری:** نتایج به دست آمده از پژوهش، وجود رابطه منفی و معنادار بین ریسک درماندگی مالی و بازده مازاد پرتفوی‌های تشکیل شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار را اثبات و تأیید می‌کند که در بلندمدت، سهام شرکت‌های درمانده مالی در مقایسه با همتایان سالم خود، بازده‌های مازاد کمتری را محقق می‌سازند. این یافته می‌تواند مورد توجه سازمان بورس و اوراق بهادار، مؤسسه‌های حسابرسی، سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان قرار گیرد.

**کلیدواژه‌ها:** داده‌های حسابداری، درماندگی مالی، سهام ارزشی، سهام رشدی، صرف ارزش.

**استناد:** خسروی پور، نگار؛ اسماعیل زاده مقری، علی و روحی، محمد (۱۴۰۲). نقش فاکتور درماندگی مالی در توضیح سودآوری صرف ارزش و اندازه. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۳۰(۲)، ۲۳۹-۲۶۱.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۰۵

بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۴۰۲، دوره ۳۰، شماره ۲، صص. ۲۳۹-۲۶۱

تاریخ ویرایش: ۱۴۰۱/۱۲/۰۷

ناشر: دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۱۳

نوع مقاله: علمی پژوهشی

تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۰۴/۱۵

© نویسندهان

doi: <https://doi.org/10.22059/ACCTGREV.2023.351045.1008757>

## مقدمه

مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای<sup>۱</sup> که طوفانی در دنیای مالی به پا کرد، تاکنون بسیار مورد بحث قرار گرفته است. اکثر پژوهش‌های تجربی معتقدند که فاکتور ریسک بازار در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، قادر نیست که خلاف‌قاعده‌های بازار و بازده‌های غیرعادی پرتفوی‌های سهام را به‌طور کامل توضیح دهد. پس از آشکار شدن این واقعیت، فاما و فرنچ<sup>۲</sup> (۱۹۹۳) به منظور برطرف کردن مشکل عدم کفايت مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مدل سه‌عاملی مشهور خود را معرفی کردند که توانست بیشتر خلاف‌قاعده‌ها را برطرف کند و نتایج بهتری را در مقایسه با مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای ارائه دهد (تالانه و حسینی، ۱۳۹۴). مدل سه‌عاملی با بسط دیدگاه اساسی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، نشان می‌دهد علاوه بر فاکتور ریسک بازار، فاکتورهای اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار (ارزش) نیز در توضیح بازده‌های مازاد اهمیت دارند. با این وجود، موضوع مهم در رابطه با مدل سه‌عاملی این است که آیا مدل مذکور می‌تواند همه خلاف‌قاعده‌های بازار را به‌طور موفقیت‌آمیزی لحظه کند یا خیر.

در این بین، یکی از پرا بهام‌ترین خلاف‌قاعده‌های قیمت‌گذاری دارایی، عملکرد فوق العاده ضعیف سهام شرکت‌های دارای ریسک اعتباری بالا است. عکس این موضوع اگرچه همچنان به عنوان یک خلاف‌قاعده مطرح است، کمتر تعجب برانگیز می‌باشد، زیرا شواهد تاریخی نشان می‌دهد بتاهای برآورده شده معمولاً ریسک درماندگی مالی را که ناگهان رخ می‌دهد، کمتر از واقع تخمين می‌زنند (گاؤ، پارسونز و شن<sup>۳</sup>، ۲۰۱۸ به نقل از داویدنکو<sup>۴</sup>، ۲۰۱۱). در عوض، زمانی که پژوهشگران شرکت‌ها را بر اساس ریسک نکول مرتب کردند، دریافتند که احتمالات بالای ورشکستگی، بازده‌های پایین سهام را پیش‌بینی و توجیه می‌کنند (دیچو<sup>۵</sup>، ۱۹۹۸).

با توجه به چالش‌هایی که این یافته‌ها برای مدل‌های عقلایی ایجاد کرده‌اند، خلاف‌قاعده ریسک درماندگی مالی<sup>۶</sup> توجهات زیادی را جلب کرده است. مطابق با استدلال مبتنی بر ریسک، یکی از چالش‌های مدل‌های عقلایی عموماً این است که شرکت‌های درمانده مالی تقریباً از هر نظر پر ریسک‌تر از سایر شرکت‌ها بوده و به‌طور متوسط، اندازه کوچک‌تر و بتا، اهرم و نوسان پذیری بالاتری دارند. در صورت درست بودن این استدلال، یافته‌های پژوهش پیش‌رو باید نشان دهد که سهام شرکت‌های درمانده مالی با تحقق بازده بالاتر نسبت به سهام شرکت‌های سالم، به سرمایه‌گذاران خود پاداش می‌دهند. در این صورت، می‌توان نتیجه گرفت که ریسک درماندگی مالی، در بازده سهام به درستی قیمت‌گذاری و لحظه می‌دهند. در این راستا، پژوهش حاضر قصد دارد این موضوع را بررسی کند که آیا فاکتورهای ریسک مانند بازده مازاد شده است. در این راستا، پژوهش حاضر قصد دارد این موضوع را بررسی کند که آیا فاکتورهای ریسک مانند بازده مازاد بازار، اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار و درماندگی مالی، به قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی و برآورد بازده‌های موردنانتظار آن‌ها کمک می‌کنند یا خیر. افزون بر این، هدف پژوهش حاضر، شناسایی و معرفی فاکتورهایی است که به بهترین شکل، ریسک درماندگی مالی را در بازار سهام ایران لحظه می‌کنند. با توجه به مطالب فوق، سؤالات پژوهش عبارت‌اند از:

1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)

2. Fama & French

3. Gao, Parsons & Shen

4. Davydenko

5. Dichev

6. Financial Distress

۱. آیا فاکتور ریسک درماندگی مالی، بازده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران را توضیح می‌دهد؟

۲. آیا لاحاظ کردن فاکتور ریسک درماندگی مالی، عملکرد مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) را بهبود می‌دهد؟

۳. آیا بین معیارهای درماندگی مالی مبتنی بر داده‌های حسابداری و بازار محور از نظر قدرت توضیح‌دهنده‌گی سودآوری خلاف‌قاعده‌های صرف ارزش<sup>۱</sup> و صرف اندازه<sup>۲</sup>، تفاوتی وجود دارد؟

## مبانی نظری

در بین پژوهشگران مالی، خلاف‌قاعده‌های صرف ارزش و صرف اندازه توجهات بیشتری را به خود معطوف کرده‌اند. راهبرد صرف ارزش شامل خرید سهام ارزشی<sup>۳</sup> و فروش سهام رشدی<sup>۴</sup> و راهبرد صرف اندازه مشتمل بر خرید سهام کوچک و فروش سهام بزرگ است (باس و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۱۶) و فرانچ (۱۹۹۲ و ۱۹۹۸) و لاکونیشوك، شلیفر و ویشنی<sup>۶</sup> (۱۹۹۴) به وجود صرف ارزش در سهام شرکت‌های آمریکایی پی برند و دریافتند که سهام ارزشی (سهام دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا) در مقایسه با سهام رشدی (سهام دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین)، میانگین بازده بالاتری دارند. همچنین، فاما و فرنچ (۱۹۹۲) از وجود صرف اندازه خبر دادند؛ جایی که سهام کوچک عملکرد بهتری نسبت به سهام بزرگ دارند. این پدیده‌ها منجر به شکل‌گیری راهبردهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر صرف ارزش و اندازه شدند. در کنار این موضوع، یک استدلال معتبر در مورد وجود صرف ارزش و صرف اندازه در بازده سهام این است که شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و شرکت‌های کوچک، به دلیل مواجهه بیشتر و محتمل‌تر با درماندگی مالی، صرف ریسک بالاتری دارند. یعنی، سرمایه‌گذاران برای خرید و نگهداری سهام این شرکت‌ها خواهان دریافت یک پاداش اضافی هستند (گریفین و لمن<sup>۷</sup>، ۲۰۰۲؛ کیم<sup>۸</sup>، ۲۰۱۶). بر این اساس، پژوهش پیش‌رو بر مطالعه جامع رابطه بین درماندگی مالی و سودآوری راهبردهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر صرف ارزش و صرف اندازه در بازار سهام ایران تمرکز می‌کند.

در این پژوهش، درماندگی مالی به عنوان یک ویژگی در نظر گرفته شده و تأثیر آن بر بازده‌های سهم و سودآوری خلاف‌قاعده‌های صرف ارزش و صرف اندازه بررسی می‌شود. دلیل تمرکز بر ویژگی مذبور این است که درماندگی مالی معیاری مستقیماً مشاهده‌پذیر از شرایط و خیم و رو به اضمحلال شرکت است که می‌توان از آن به عنوان یک نمایگر پیش‌بینی‌کننده عملکرد آتی شرکت یاد کرد. در این راستا، پژوهش حاضر قصد دارد با در نظر گرفتن استدلال‌های مبتنی بر ریسک، شواهدی دال بر نقش فاکتور درماندگی مالی در توضیح نوسان‌های بازده سهام و نیز اثرات ارزش و اندازه ارائه

1. Value Premium

2. Size Premium

3. Value Stock

4. Growth Stock

5. Bas et al.

6. Lakonishok, Shleifer & Vishny

7. Griffin & Lemmon

8. Kim

دهد. گفتنی است، در این پژوهش دو شاخص متفاوت برای اندازه‌گیری ریسک درماندگی مالی شرکت مورد استفاده قرار گرفته است که عبارت‌اند از: احتمال نکول محاسبه شده توسط کمپل، هیلشر و سیلاگی<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) به عنوان نماگر مبتنی بر اطلاعات بازار و امتیاز O اولسن<sup>۲</sup> (۱۹۸۰) به عنوان نماگر مبتنی بر داده‌های حسابداری.

### پیشنه تجربی

گریفین و لمن (۲۰۰۲) با بررسی رابطه بین ارزش دفتری به ارزش بازار، ریسک درماندگی مالی و بازده سهام نشان دادند که اختلاف بازده سهام ارزشی و سهام رشدی بیش از دو برابر اختلاف بازده سایر سهام است و این اختلاف فاحش را نمی‌توان با مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ<sup>۳</sup> (۱۹۹۳) یا با استناد به تفاوت‌های موجود در بنیادهای مالی این شرکت‌ها توضیح داد. وسلو و زینگ<sup>۴</sup> (۲۰۰۴) تأثیر ریسک نکول را بر بازده سهام مورد آزمون قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که اثر اندازه و اثر ارزش هر دو در ارتباط با ریسک نکول هستند. شرکت‌های کوچک مشروط به آنکه ریسک نکول بالاتر داشته باشند، پریازده‌تر از شرکت‌های بزرگ هستند و سهام ارزشی در مقایسه با سهام رشدی، بازده بیشتری به دست می‌آورند، اما به این شرط که احتمال نکول آن‌ها بالاتر باشد. ایواچنکو<sup>۵</sup> (۲۰۰۳) و پنمان، ریچاردسن و تونا<sup>۶</sup> (۲۰۰۷) دریافتند که صرف ارزش مناسب با احتمال درماندگی مالی افزایش می‌یابد.

طبق یافته‌های پیوترسکی و سو<sup>۷</sup> (۲۰۱۲)، بازده حاصل از راهبردهای سرمایه‌گذاری ارزشی متعارف عمدتاً در بین شرکت‌هایی دیده می‌شود که انتظارات سرمایه‌گذاران از عملکرد آن‌ها که خود را در قالب ارزش جاری بازار آن‌ها نشان می‌دهد، با قدرت و استحکام بنیادهای مالی این شرکت‌ها همخوانی ندارد. ادريس و قیوم<sup>۸</sup> (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین بازده سهام و ریسک درماندگی مالی در قالب مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) پرداختند. آن‌ها در پژوهش خود از امتیاز O اولسن (۱۹۸۰) به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری ریسک درماندگی مالی استفاده کردند و نشان دادند که فاکتورهای درماندگی مالی و ارزش بازار به ارزش دفتری قادر به توضیح بازده سهام شرکت‌های درمانده مالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر پاکستان نیستند.

چاپرا و همکاران<sup>۹</sup> (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های ماهانه همه شرکت‌های پذیرفته شده و لغو پذیرش شده در بورس اوراق بهادر پاکستان طی بازه زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۶، دریافتند که سهام شرکت‌های درمانده مالی بازده‌های بالای را محقق می‌کنند و فاکتورهای اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، ریسک درماندگی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. یافته‌های خان و اقبال<sup>۱۰</sup> (۲۰۲۱) در بورس اوراق بهادر پاکستان بیانگر آن است که ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها در قیمت‌های

1. Campbell, Hilscher & Szilagy

2. Ohlson

3. Vassalou & Xing

4. Ivaschenko

5. Penman, Richardson & Tuna

6. Piotroski & So

7. Idrees & Qayyum

8. Chhapra et al.

9. Khan & Iqbal

سهام آن‌ها لحاظ می‌شود. بر اساس نتایج پژوهش چنگ، فانگ و ژانگ<sup>۱</sup> (۲۰۲۲)، در ماندگی مالی اثر دوگانه‌ای بر قیمت‌گذاری سهام دارد؛ از یک سو بازده موردنظر سرمایه‌گذاران را تحت الشعاع قرار می‌دهد، از سوی دیگر بر کارایی کشف قیمت سهام (فاسلله قیمت کشف شده سهام با ارزش واقعی آن‌ها) تأثیر می‌گذارد.

فادئی‌نژاد، شهریاری و سلیم (۱۳۹۴) به بررسی رابطه سیستماتیک یا غیرسیستماتیک بازده سهام و ریسک در ماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران با استفاده از معیار احتمال نکول بلک، شولز و مرتون<sup>۲</sup>، طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ پرداختند. این پژوهش مباحث در ماندگی مالی را با نظریه قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای ترکیب می‌کند و به آزمون پدیده در ماندگی مالی از دیدگاه بازار سرمایه می‌پردازد. یافته‌های آن‌ها نشان داد در بورس اوراق بهادر تهران، بازده سهام شرکت‌های در مانده به‌وضوح کمتر از بازده سهام شرکت‌های سالم است، بنابراین افراد در ازای سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های در مانده، پاداش دریافت نمی‌کنند. همچنین مشخص شد که به‌لحاظ آماری، اثرات اندازه و ارزش ارتباطی با ریسک در ماندگی ندارند، اما اثر نوسان‌های غیرسیستماتیک را می‌توان در ریسک در ماندگی مالی مشاهده کرد. جیبی ثمر، تهرانی، انصاری (۱۳۹۴) نشان دادند بین ریسک نقدشوندگی با بازده واقعی سهام رشدی و ارزشی رابطه خطی مثبت وجود دارد؛ اما میزان و شدت رابطه بازده واقعی با ریسک نقدشوندگی، در سهام رشدی بسیار بیشتر از سهام ارزشی است (اصولیان، تجویدی و پازوکی، ۱۴۰۰)

ثقفی، فرهادی و دادرس (۱۳۹۵) به بررسی و مقایسه توان توضیح‌دهندگی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، سه‌عاملی فاما و فرنچ و چهارعاملی کارهارت<sup>۳</sup> در بورس اوراق بهادر تهران پرداختند. یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در مقایسه با دو مدل دیگر، توان بالاتری در توضیح بازده موردنظر سهام دارد. اصولیان، صادقی شریف و خلیلی (۱۳۹۶) در پژوهشی، رابطه اقلام تعهدی، سودآوری عملیاتی و سودآوری عملیاتی بر مبنای نقد را با بازده سهام بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که سودآوری عملیاتی بر مبنای نقد، معیار بهتری برای توضیح بازده سهام است. آن‌ها همچنین با وارد کردن این سه متغیر به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ و بررسی توان توضیحی مدل مذکور از طریق آزمون‌های مختلف از جمله GRS، دریافتند که مدل ترکیبی سه‌عاملی فاما و فرنچ به علاوه فاکتور سودآوری عملیاتی بر مبنای نقد، بالاترین توان توضیحی را نسبت به سایر مدل‌های آزمون شده دارد.

راعی و بستان‌آرا (۱۳۹۸) به منظور یافتن ساختار بهینه مدل‌های سه‌عاملی فاما و فرنچ و چهارعاملی کارهارت در بازار سرمایه ایران، شش ترکیب مختلف از عوامل ریسک معرفی شده در این مدل‌ها را روی نه طیف مختلف از پرتفوی‌های آزمون، با استفاده از رویه رگرسیون سری زمانی و مقطعی فاما و مکبٹ<sup>۴</sup>، بررسی کردند. بنا بر یافته‌های این پژوهش، اثر مومنتوم<sup>۵</sup> در توضیح پراکندگی بازده سهام عمدهاً معنادار است. همچنین، صرف ریسک‌های محاسبه شده برای عامل بازار در پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس انحراف معیار بازده، معنادار بوده و به‌طور کلی، بازده سهام رشدی بیشتر از سهام ارزشی است. در خصوص عامل اندازه شرکت نیز مشخص شد که با حذف داده‌های سال ۱۳۹۶، صرف

1. Cheng, Fang & Zhang

2. Black, Scholes & Merton

3. Carhart

4. MacBeth

5. Momentum

اندازه بهشکل چشمگیری در بازده موردنظر سهام رویت می‌شود. طبق نتایج پژوهش دیزچی (۱۴۰۱)، از بین عامل‌های بتاء، اندازه، ارزش، تمایل به عملکرد گذشته (مومنتوم)، سودآوری و سرمایه‌گذاری، صرفاً دو عامل مومنتوم و سرمایه‌گذاری بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیرگذار نمی‌باشند.

### روش‌شناسی پژوهش داده‌ها، قلمرو زمانی و نمونه آماری

در این پژوهش، داده‌های مالی و بازاری ماهانه موردنیاز از طریق نرم‌افزارهای بورس‌ویو و رهاورد نوین جمع‌آوری شده است. با توجه به ضرورت لحاظ کردن وقفه‌های زمانی عماهه برای ساختن متغیرهای مستقل پژوهش، قلمرو زمانی پژوهش، انتهای مهر ۱۳۹۰ تا انتهای شهریور ۱۴۰۰ است. نمونه آماری پژوهش شامل ۱۶۸ شرکت تولیدکننده و ارائه‌دهنده کالا و خدمات پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران است که با استفاده از روش حذف نظاممند، غربال شده‌اند و حائز شرایط زیر هستند:

۱. قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران یا فرابورس ایران پذیرفته شده باشند.
۲. سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند باشد.
۳. در بازه زمانی پژوهش، تغییر سال مالی نداشته باشند.
۴. سهام آن‌ها در بازه زمانی پژوهش و در هر ماه حداقل به مدت یک هفته کاری معامله شده باشد.
۵. در بازه زمانی پژوهش، صورت‌های مالی آن‌ها در سامانه کدال منتشر شده باشد.

### مدل پژوهش

در این پژوهش بهمنظور آزمون رابطه بین بازده‌های مازاد سهام و فاکتورهای ریسک شامل بازده مازاد بازار، صرف اندازه، صرف ارزش و صرف درماندگی مالی، در مجموع از سه مدل استفاده می‌شود:

۱. مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ
۲. مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ بسطیافته با امتیاز CHS (کمپل و همکاران، ۲۰۰۸)
۳. مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ بسطیافته با امتیاز O (اولسن، ۱۹۸۰)

### متغیرهای پژوهش متغیرهای وابسته

متغیرهای وابسته که با  $R_i - R_f$  نشان داده می‌شوند، بازده مازاد سرمایه‌گذاری در سهام نسبت به بازده سرمایه‌گذاری بدون ریسک هستند. نخستین جزء،  $R_i$  نرخ بازده ماهانه موزون بر حسب ارزش بازار سرمایه‌گذاری در سهام است. نرخ بازده مرکب ماهانه سهم  $u$  در ماه  $t$ ،  $r_{u,t}$ ، با استفاده از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$r_{u,t} = \ln(Price\ Index_{u,t}) - \ln(Price\ Index_{u,t-1}) \quad \text{رابطه (۱)}$$

جایی که،  $r_{u,t}$ : نرخ بازده مرکب ماهانه سهم  $u$  در ماه  $t$ ;  $Price\ Index_{u,t}$ : شاخص قیمتی سهم  $u$  در ماه  $t$ ؛  $Price\ Index_{u,t-1}$  شاخص قیمتی سهم  $u$  در ماه  $t-1$ .

باید توجه داشت که در رابطه بالا، قیمت سهم بر اساس رویدادهای شرکتی مانند تقسیم سود و افزایش سرمایه تعديل شده است.

$R_{i,t}$  نرخ بازده پرتفوی  $i$  متشکل از  $n$  سهم در ماه  $t$  است که بر حسب ارزش بازار موزون شده است. در واقع،  $R_{i,t}$  میانگین نرخ بازده‌های همه سهام تشکیل‌دهنده پرتفوی است که متناسب با ارزش بازار، به هر یک از آن‌ها وزنی اختصاص داده شده است.

$$R_{i,t} = \sum_{u=1}^n w_u r_{u,t} \quad (2)$$

جایی که،  $R_{i,t}$ : نرخ بازده موزون بر حسب ارزش بازار پرتفوی  $i$  شامل  $n$  سهم در ماه  $t$ ;  $w_u$ : وزن اختصاص داده شده به سهم  $u$  که برابر است با ارزش بازار آن سهم در زمان  $t$  تقسیم بر مجموع ارزش بازار همه سهام تشکیل‌دهنده پرتفوی در زمان  $t$ .

دومین جزء،  $R_f$ ، نرخ بازده بدون‌ریسک است. همراستا با مطالعات قبلی در بازار سهام ایران (برای مثال، بولو و احمدوند، ۱۳۹۸)، اوراق مشارکت دولتی به عنوان دارایی بدون‌ریسک انتخاب شده است. با توجه به اینکه در این پژوهش، مقطع زمانی مورداستفاده ماهانه است، لذا نرخ بازده بدون‌ریسک سالانه با استفاده از رابطه زیر به نرخ ماهانه تبدیل می‌شود:

$$r_{monthly} = (1 + r_{yearly})^{\frac{1}{12}} - 1 \quad (3)$$

جایی که،  $r_{monthly}$ : نرخ بازده مرکب ماهانه (برحسب درصد) و  $r_{yearly}$ : نرخ بازده سالانه (برحسب درصد). گام نهایی در ساختن متغیرهای وابسته، محاسبه بازده‌های مازاد پرتفوی است. بازده مازاد ماهانه پرتفوی از اختلاف بین نرخ بازده ماهانه موزون بر حسب ارزش بازار و نرخ بازده ماهانه دارایی بدون‌ریسک به دست می‌آید. بازده‌های مازاد می‌تواند مثبت یا منفی باشد، زیرا سرمایه‌گذاری در بازار سهام پرریسک‌تر از سرمایه‌گذاری در دارایی بدون‌ریسک بوده، اما لزوماً سودآورتر از آن نیست.

در این پژوهش، ۶ پرتفوی مشتمل بر سهام با اندازه‌ها و نسبت‌های ارزش دفتری به ارزش بازار متفاوت تشکیل می‌شوند. آن‌ها عبارت‌اند از: کوچک/نسبت بالا، کوچک/نسبت متوسط، کوچک/نسبت پایین، بزرگ/نسبت بالا، بزرگ/نسبت متوسط، بزرگ/نسبت پایین. متغیرهای وابسته، بازده‌های مازاد هر یک از این پرتفوی‌ها در مقایسه با نرخ بازده بدون‌ریسک هستند. ناگفته نماند که به تبعیت از فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، سهام منتخب ابتدا با توجه به اندازه آن‌ها و با استفاده از میانه، به ۲ پرتفوی کوچک و بزرگ تقسیم می‌شوند. سپس، سهام موجود در هریک از این ۲ پرتفوی با توجه به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها و با استفاده از نقطه انفصل  $40:20:40$ ، در ۳ پرتفوی جای می‌گیرند.

(دیمسون، نگل و کوئیگلی<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳). بنابراین، پرتفوی اول شامل ۴۰ درصد سهام دارای بالاترین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و پرتفوی سوم شامل ۴۰ درصد سهام دارای پایین‌ترین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است. پرتفوی دوم نیز حد واسط این ۲ پرتفوی خواهد بود. به این ترتیب، ۶ پرتفوی اندازه/ارزش دفتری به ارزش بازار از تقاطع‌های بین ۲ پرتفوی اندازه و ۳ پرتفوی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار منتج می‌شوند.

### متغیرهای مستقل

متغیرهای مستقل مورداستفاده در پژوهش عبارت‌اند از:

**الف) فاکتور بازار:** صرف ریسک بازار، اختلاف بین بازده موردادنتظار پرتفوی بازار و نرخ بازده بدون ریسک است. صرف ریسک بازار نشان‌دهنده معیار کمی ریسک اضافی است که فعالان بازار در ازای تحمل ریسک طلب می‌کنند. برای محاسبه بازده پرتفوی بازار، میانگین تغییرات شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و شاخص کل فرابورس ایران در نظر گرفته شده است.

**ب) HML:** متغیر HML برای ردیابی آن بخش از بازده که مرتبط با اثر ارزش دفتری به ارزش بازار (اثر ارزش) است، ساخته می‌شود. در پایان هر ماه، <sup>a</sup> همه سهام واحدشرايط با توجه به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها در ۶ ماه قبل، <sup>b</sup> و با استفاده از نقطه انقضای‌های صد کی ۴۰ و ۶۰ (۶۰:۴۰)، در ۳ پرتفوی جای می‌گیرند. اختلاف بین میانگین بازده ماهانه پرتفوی شامل ۴۰ درصد سهام دارای بالاترین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و پرتفوی شامل ۴۰ درصد سهام دارای پایین‌ترین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به عنوان معیاری برای لحاظ کردن فاکتور صرف ارزش مورد استفاده قرار می‌گیرد. این موضوع در رابطه زیر نشان داده شده است:

$$HML = High - Low \quad (4)$$

جایی که، High میانگین بازده ماهانه پرتفوی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (پرتفوی ارزشی) و Low میانگین بازده ماهانه پرتفوی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (پرتفوی رشدی) است.

**ج) SMB:** متغیر SMB یک فاکتور ریسک مبتنی بر پرتفوی است که با اثر اندازه شرکت (یعنی ارزش بازار آن) در ارتباط می‌باشد. فرمول محاسبه آن به صورت زیر است:

$$SMB = Small - Big \quad (5)$$

جایی که، Small میانگین بازده ماهانه پرتفوی کوچک و Big میانگین بازده ماهانه پرتفوی بزرگ است. مشابه طبقه‌بندی انجام‌شده در فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، در پایان هر ماه، <sup>a</sup> همه سهام واحدشرايط با توجه به اندازه (ارزش بازار) آن‌ها در ۶ ماه قبل، <sup>b</sup> و با استفاده از میانه، به ۲ گروه تقسیم می‌شوند. اختلاف بین میانگین بازده ماهانه پرتفوی متشکل از سهام کوچک (سهامی که ارزش بازار آن‌ها کمتر از میانه است) و پرتفوی متشکل از سهام بزرگ (سهامی که ارزش بازار آن‌ها بیشتر از میانه است)، اثر اندازه (صرف اندازه) را لحاظ می‌کند.

د) ریسک درماندگی مالی: پاپ<sup>۱</sup> (۲۰۱۰) استفاده از پرتفوی‌های ردیاب عاملی<sup>۲</sup> را که بر اساس ریسک نکول تشکیل شده‌اند، توصیه می‌کند و نشان می‌دهد که از این طریق، مدل‌های عاملی قدرتمندی برای برآورد بازده‌های موردنظر ایجاد می‌شود. فاکتور نکول (DEF1 و DEF2) برای ردیابی بخشی از بازده که در ارتباط با ریسک درماندگی مالی است، ساخته می‌شود.

$$DEF1 = High\ CHS-Score - Low\ CHS-Score \quad (۶)$$

جایی که، احتمال درماندگی مالی کمپل و همکاران (۲۰۰۸) High CHS-Score میانگین بازده ماهانه پرتفوی پریسک و Low CHS-Score میانگین بازده ماهانه پرتفوی کمریسک است.

$$DEF2 = High\ O-Score - Low\ O-Score \quad (۷)$$

جایی که، احتمال درماندگی مالی اولسن (۱۹۸۰) High O-Score میانگین بازده ماهانه پرتفوی پریسک و Low O-Score میانگین بازده ماهانه پرتفوی کمریسک است. در پایان هر ماه، سهام موجود در نمونه با استفاده از نقطه انفصال ۴۰:۲۰:۴۰ و بر مبنای احتمال درماندگی مالی آن‌ها در ۶ ماه قبل، در ۳ گروه قرار می‌گیرند. اختلاف بین میانگین بازده ماهانه پرتفوی شامل ۴۰ درصد سهام دارای بیشترین احتمال درماندگی مالی و پرتفوی متضاد از ۴۰ درصد سهام دارای کمترین احتمال درماندگی مالی، برای لحاظ کردن اثر این ریسک مورد استفاده قرار می‌گیرد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، در این پژوهش، دو معیار متفاوت برای اندازه‌گیری ریسک درماندگی مالی مورد استفاده قرار گرفته است که در ادامه هر یک از آن‌ها توصیف می‌گردد.

### احتمال نکول محاسبه شده توسط کمپل و همکاران (۲۰۰۸) (امتیاز CHS)

برای اندازه‌گیری این معیار درماندگی مالی که عمدهاً مبتنی بر اطلاعات بازار است، از رابطه‌های زیر استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned} Logit = & -4.663 - 34.686NIMTA + 1.113TLMTA - 0.059EXRET \\ & - 0.704RSIZE + 0.981SIGMA + 9.334CASHMTA \\ & + 0.006MTBV \end{aligned} \quad (۸)$$

جایی که، Logit احتمال لوجیت درماندگی مالی؛ NIMTA نسبت سود خالص به ارزش بازار مجموع دارایی‌ها؛ TLMTA نسبت مجموع بدھی‌ها به ارزش بازار مجموع دارایی‌ها؛ EXRET لگاریتم نسبت بازده مازاد سهم به بازده بازار؛ RSIZE لگاریتم نسبت ارزش بازار شرکت به مجموع ارزش بازار بورس اوراق بهادر تهران و فرابورس ایران؛ SIGMA انحراف استاندارد بازده روزانه سهم در طول ماه؛ CASHMTA نسبت مجموع وجوده نقد و سرمایه‌گذاری‌های

1. Pope

2. Factor Tracking Portfolio

کوتاه‌مدت به ارزش بازار مجموع دارایی‌ها؛ MTBV نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری هر سهم و PRICE لگاریتم قیمت سهم است.

$$P_{t-6}(Y_{it} = 1 | Logit_{i,t-6}) = \frac{1}{(1 + e^{-Logit_{t-6}})} \quad (9)$$

جایی که،  $P_{t-6}$  احتمال شرطی درماندگی مالی یا امتیاز CHS است.

امتیاز CHS (کمپل و همکاران، ۲۰۰۸)، ارزشی بین صفر و ۱ دارد. شرکت‌هایی که امتیاز CHS آن‌ها بین صفر و ۰/۰۵ است، به عنوان گزینه‌های سرمایه‌گذاری مطمئن و شرکت‌هایی که امتیاز CHS آن‌ها بین ۰/۹ و ۱ است، به عنوان شرکت‌های در معرض درماندگی در نظر گرفته می‌شوند.

### امتیاز O اولسن (۱۹۸۰)

برای اندازه‌گیری امتیاز O اولسن (۱۹۸۰) به عنوان دومین معیار درماندگی مالی مبتتنی بر داده‌های حسابداری در این پژوهش، از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$O - Score = -1.32 - 0.407LogX1 + 6.03X2 - 1.43X3 + 0.076X4 - 1.72X5 - 2.37X6 - 1.83X7 + 0.285X8 - 0.521X9 \quad (10)$$

جایی که،  $X_1$  نسبت مجموع دارایی‌ها به تولید ناخالص ملی به ارزش جاری؛  $X_2$  نسبت مجموع بدھی‌ها به مجموع دارایی‌ها؛  $X_3$  نسبت خالص سرمایه در گردش به مجموع دارایی‌ها؛  $X_4$  نسبت بدھی‌های جاری به دارایی‌های جاری؛  $X_5$  یک متغیر مجازی که برابر با ۱ است، اگر مجموع بدھی‌ها بیشتر از مجموع دارایی‌ها باشد و برابر با صفر است، در غیراین صورت؛  $X_6$  نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌ها؛  $X_7$  نسبت نقد حاصل از عملیات به مجموع بدھی‌ها؛  $X_8$  یک متغیر مجازی که برابر با ۱ است، اگر سود خالص شرکت در دو سال گذشته منفی باشد و برابر با صفر است، در غیراین صورت؛  $X_9$  درصد تغییرات سود خالص که برابر است با (سود خالص دوره جاری منهای سود خالص دوره قبل) تقسیم بر قدر مطلق (سود خالص دوره جاری منهای سود خالص دوره قبل).

امتیاز O (اولسن، ۱۹۸۰) می‌تواند مثبت یا منفی باشد، با این حال برای شرکت‌هایی که امتیاز O منفی دارند، احتمال نکول صفر در نظر گرفته می‌شود. به عنوان یک قاعده کلی، امتیاز O بالاتر از ۰/۵ نشان‌دهنده آن است که احتمالاً شرکت ظرف دو سال درمانده خواهد شد.

### یافته‌های پژوهش

#### آمار توصیفی متغیرهای وابسته

در جدول ۱، ویژگی‌های متغیرهای وابسته پژوهش،  $R_i$ - $R_f$ ، به طور خلاصه نشان داده شده است.

جدول ۱. ویژگی‌های متغیرهای وابسته - بازده‌های مازاد ماهانه ۶ پرتفوی مرتب شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار

حداقل	حداکثر	میانه	انحراف استاندارد	میانگین	تعداد شرکت‌ها	پرتفوی
-۰/۱۲۷	۰/۳۷۶	۰/۰۱۸	۰/۱۰۰	۰/۰۴۵	۳۴	Small/Low BM
-۰/۱۵۵	۰/۴۹۴	۰/۰۱۰	۰/۱۱۰	۰/۰۴۰	۱۶	Small/Medium BM
-۰/۱۵۴	۰/۵۰۵	۰/۰۰۱	۰/۱۱۴	۰/۰۳۶	۳۴	Small/High BM
-۰/۱۶۵	۰/۳۱۹	۰/۰۱۱	۰/۰۹۷	۰/۰۴۳	۳۴	Big/Low BM
-۰/۱۵۸	۰/۴۷۹	۰/۰۱۸	۰/۱۰۶	۰/۰۴۰	۱۶	Big/Medium BM
-۰/۱۷۳	۰/۴۷۵	-۰/۰۰۱	۰/۱۰۷	۰/۰۳۲	۳۴	Big/High BM

: پرتفوی کوچک/نسبت پایین (پرتفوی کوچک رشدی)

: Small/Medium BM

: Small/High BM

: Big/Low BM

: Big/Medium BM

: Big/High BM

## آمار توصیفی متغیرهای مستقل

در جدول ۲، آمار توصیفی متغیرهای توضیحی (مستقل) رگرسیون‌های مورداستفاده در پژوهش، ارائه شده است. این متغیرها عبارت‌اند از: سه عامل معرفی شده توسط فاما و فرنچ و فاکتورهای درماندگی مالی [بر مبنای امتیاز CHS (کمپل و همکاران، ۲۰۰۸) و امتیاز O (اولسن، ۱۹۸۰)].

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای مستقل

حداقل	حداکثر	میانه	انحراف استاندارد	میانگین	متغیر
-۰/۱۰۶	۰/۳۵۹	۰/۰۰۲	۰/۰۸۳	۰/۰۲۱	$R_m - R_f$
-۰/۱۹۵	۰/۱۵۲	-۰/۰۱۱	۰/۰۴۶	-۰/۰۱۰	HML
-۰/۲۴۵	۰/۱۷۸	۰/۰۰۷	۰/۰۵۶	۰/۰۰۳	SMB
-۰/۳۴۳	۰/۱۶۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۷۱	-۰/۰۱۳	WML
-۰/۴۳۰	۰/۱۶۷	-۰/۰۳۰	۰/۱۱۴	-۰/۰۵۹	DEF1
-۰/۲۴۵	۰/۱۱۵	-۰/۰۰۳	۰/۰۴۵	-۰/۰۰۳	DEF2

: بازده مازاد پرتفوی بازار نسبت به نرخ بازده بودن ریسک (صرف ریسک بازار)  $(MRP) R_m - R_f$

: اختلاف بین میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام ارزشی و پرتفوی سهام رشدی

: اختلاف بین میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام کوچک و پرتفوی سهام بزرگ

: اختلاف بین میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام برند و پرتفوی سهام بازنده

: اختلاف بین میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام پر ریسک و پرتفوی سهام کم ریسک (بر حسب امتیاز CHS)

: اختلاف بین میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام پر ریسک و پرتفوی سهام کم ریسک (بر حسب امتیاز O)

### مدل سه‌عاملی فاما و فرنج

در جدول ۳، برآوردهای سری زمانی بازده مازاد ماهانه ۶ پرتفوی مرتب شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار طی دوره زمانی پژوهش گزارش شده است. مدل سه‌عاملی فاما و فرنج (۱۹۹۳) برای بررسی این موضوع که آیا می‌توان الگوهای اندازه و ارزش را در بازده سهام شناسایی کرد، معرفی و به کار گرفته شد. این مدل به صورت رابطه زیر است:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + h_i HML_t + s_i SMB_t + \varepsilon_i \quad (11)$$

جدول ۳. رگرسیون‌های سه‌عاملی روی ۶ پرتفوی مرتب شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار

پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	
<i>t(α)</i>		<i>α</i>		
۲/۵۱۶	۳/۱۵۲	+/-۱۳***	+/-۱۵***	پرتفوی ارزشی
۳/۱۶۵	۲/۳۴۳	+/-۱۹***	+/-۱۶***	پرتفوی میانی
۲/۹۱۹	۳/۱۱۵	+/-۱۵***	+/-۱۶***	پرتفوی رشدی
<i>t(β)</i>		<i>β</i>		
۱۸/۰۸۵	۱۸/۷۲۸	۱/۱۰ ***	۱/۰۸۱ ***	پرتفوی ارزشی
۱۴/۲۴۱	۱۳/۰۳۴	۱/۰۴۸ ***	۱/۰۴۳ ***	پرتفوی میانی
۱۸/۲۹۱	۱۷/۸۶۹	۱/۰۹۷ ***	۱/۰۷۲ ***	پرتفوی رشدی
<i>t(h)</i>		<i>h</i>		
۴/۶۵۰	۶/۲۸۲	+/-۴۸۲***	+/-۶۱۷***	پرتفوی ارزشی
۲/۲۰۲	۰/۷۰۳	+/-۲۷۶***	+/-۰۹۶	پرتفوی میانی
-۳/۲۲۵	-۳/۴۴۲	-۰/۳۲۹ ***	-۰/۳۵۲ ***	پرتفوی رشدی
<i>t(s)</i>		<i>s</i>		
۲/۵۳۲	۱۴/۹۰۴	+/-۲۲۶ **	+/-۲۵۹ ***	پرتفوی ارزشی
۲/۰۴۳	۹/۰۸۸	+/-۲۰ **	+/-۰۶۴ ***	پرتفوی میانی
۴/۷۳۶	۱۱/۷۱۶	+/-۴۱۵ ***	+/-۰۲۹ ***	پرتفوی رشدی
		Adj R <sup>2</sup>		
		+/-۷۸۶	+/-۸۲۹	پرتفوی ارزشی
		+/-۶۷۸	+/-۶۴۶	پرتفوی میانی
		+/-۷۴۷	+/-۷۵۸	پرتفوی رشدی
		Durbin – Watson		
		۱/۸۵۹	۲/۱۶۷	پرتفوی ارزشی
		۲/۳۳۶	۲/۰۳۶	پرتفوی میانی
		۲/۰۸۹	۱/۹۸۷	پرتفوی رشدی

\*\* و \*\*\* به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد است.

بارهای عاملی (ضرایب) از طریق اجرای رگرسیون بازده مازاد ماهانه پرتفوی‌های اندازه/ارزش دفتری به ارزش بازار بر روی اثرات پرتفوی بازار ( $R_m$ )، ارزش (HML) و اندازه (SMB) برآورد و محاسبه شده‌اند. همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، ضرایب فاکتور بازار (بta) در مورد همه سهام در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. به‌طور کلی، به نظر می‌رسد که بناهای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای همچنان در توضیح بازده سهام حائز اهمیت هستند. زمانی که مدل تغییرات بازده را به خوبی شناسایی و لحاظ کند، مقدار ثابت مدل یا عرض از مبدأ باید غیرمتمايز از صفر باشد (یعنی اختلاف معناداری با صفر نداشته باشد). در این مدل، عرض از مبدأ یا آلفای همه پرتفوی‌ها از نظر آماری معنادار است و این نشان می‌دهد میزان خطاهای قیمت‌گذاری نسبتاً بالا است. همچنین، مقادیر ثابت رگرسیون همگی مثبت هستند که این نتایج با یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳) هم‌راستا نیست.

فاکتور HML هم برای سهام ارزشی و هم برای سهام رشدی، معنادار است. با این حال، ضرایب متغیر مزبور در مورد پرتفوی‌های ارزشی، مثبت و در مورد پرتفوی‌های رشدی، منفی است. بارهای عاملی مثبت و قدرت بالای اثر ارزش دفتری به ارزش بازار در توضیح بازده سهام ارزشی، یافته‌های تحقیقات پیشین مانند دیمسون و همکاران (۲۰۰۳) و فالپو<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) را تأیید می‌کند. اثر اندازه برای سهام کوچک و بزرگ، چه ارزشی و چه رشدی، معنادار است. یافتن استدلال اقتصادی برای این فاکتور اغلب دشوار است، حتی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) نیز اذغان دارند که فاکتور مزبور هیچ رابطه‌ای با نظریات اقتصادی ندارد. علاوه بر این، مشاهده می‌شود که اثر اندازه رابطه مثبت با میانگین بازده سهام دارد؛ یافته‌ای که با نتایج فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در تضاد است.

جدول ۳ نشان می‌دهد ضرایب تعیین تغییرات در سطح بالایی هستند، اما با حرکت از سمت سهام کوچک به سمت سهام بزرگ و نیز از سمت سهام ارزشی به سمت سهام رشدی، کمتر می‌شوند. این مشاهده، هم‌راستا با یافته‌های پیشین، گویای آن است که مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ تغییرات بازده سهام کوچک و سهام ارزشی را بهتر لحاظ می‌کند. آماره دوربین – واتسون نیز برای همه گروه‌های سهام در محدوده ۱.۵ تا ۲.۵ قرار دارد که نشان‌دهنده استقلال اجزای خطای مدل رگرسیون و عدم وجود همبستگی بین آن‌ها است.

### بسط مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با امتیاز CHS (کمپل و همکاران، ۲۰۰۸)

در این بخش، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در ازای فاکتور ریسک درماندگی مالی که توسط امتیاز CHS کمپل و همکاران (۲۰۰۸) اندازه‌گیری شده است (فاکتور DEF1)، کنترل می‌شود. به این منظور، با اضافه کردن جزء درماندگی مالی مذکور به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، یک مدل بسط‌یافته ایجاد می‌شود. این مدل به صورت زیر است.

$$\begin{aligned} R_{i,t} - R_{f,t} &= \theta_i + \delta_{mi}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \delta_{HMLi}HML_t + \delta_{SMBi}SMB_t \\ &\quad + \delta_{DEF1i}DEF1_t + \varepsilon_i \end{aligned} \tag{۱۲}$$

فاکتور درماندگی مالی، DEF1، برای ردیابی الگوهای ریسک در بازده‌های سهام که توسط مدل سه‌عاملی لحاظ

1. Phalippou

نشده، تعریف شده است. در جدول ۴، ضرایب برآورده شده رگرسیون‌های سری زمانی اجرایشده روی ۶ پرتفوی مرتب شده بر اساس اندازه (کوچک و بزرگ) و ارزش دفتری به ارزش بازار (ارزشی، میانی، رشدی) ارائه شده است.

**جدول ۴. رگرسیون‌های سری زمانی با ریسک درماندگی روی ۶ پرتفوی مرتب شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار**

پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	
<b><math>t(\theta)</math></b>			<b><math>\theta</math></b>	
-۰/۷۵۶	۰/۴۵۳	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	پرتفوی ارزشی
۰/۰۷۳	-۱/۱۷۷	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۸	پرتفوی میانی
-۰/۱۱۰	-۰/۱۳۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	پرتفوی رشدی
<b><math>t(\delta m)</math></b>		<b><math>\delta m</math></b>		
۱۰/۱۵۸	۱۰/۸۶۲	۰/۷۵۹***	۰/۸۱۶***	پرتفوی ارزشی
۷/۱۳۶	۵/۸۹۲	۰/۶۵۷***	۰/۵۶۴***	پرتفوی میانی
۱۰/۳۹۰	۹/۹۸۷	۰/۷۸۴***	۰/۷۳۷***	پرتفوی رشدی
<b><math>t(\delta HML)</math></b>		<b><math>\delta HML</math></b>		
۱/۸۷۰	۳/۸۶۶	۰/۱۸۷*	۰/۲۸۹***	پرتفوی ارزشی
-۰/۴۹۵	-۲/۴۷۹	-۰/۰۶۱	-۰/۳۱۷**	پرتفوی میانی
-۵/۹۲۰	-۶/۴۸۳	-۰/۵۹۸***	-۰/۶۴۱***	پرتفوی رشدی
<b><math>t(\delta SMB)</math></b>		<b><math>\delta SMB</math></b>		
-۰/۱۴۸	۱۲/۵۸۴	-۰/۰۱۳	۱/۰۷۵***	پرتفوی ارزشی
-۰/۴۹۸	۶/۷۱۹	-۰/۰۵۲	۰/۷۳۰***	پرتفوی میانی
۲/۳۰۸	۹/۴۸۳	۰/۱۹۸**	۰/۷۹۵***	پرتفوی رشدی
<b><math>t(\delta DEF1)</math></b>		<b><math>\delta DEF1</math></b>		
-۶/۳۹۸	-۴/۹۳۰	-۰/۳۶۶***	-۰/۲۸۳***	پرتفوی ارزشی
-۵/۹۲۷	-۷/۰۰۲	-۰/۴۱۷***	-۰/۵۱۲***	پرتفوی میانی
-۵/۷۸۰	-۶/۳۴۷	-۰/۳۳۴***	-۰/۳۵۸***	پرتفوی رشدی
<b>Adj R<sup>2</sup></b>				
	۰/۸۴۳	۰/۸۵۹	۰/۸۵۹	پرتفوی ارزشی
	۰/۷۵۴	۰/۷۵۴	۰/۷۵۴	پرتفوی میانی
	۰/۸۰۵	۰/۸۲۲	۰/۸۲۲	پرتفوی رشدی
<b>Durbin-Watson</b>				
	۱/۷۶۲	۲/۰۹۲	۲/۰۹۲	پرتفوی ارزشی
	۲/۴۱۶	۲/۱۱۰	۲/۱۱۰	پرتفوی میانی
	۲/۰۳۰	۱/۸۷۸	۱/۸۷۸	پرتفوی رشدی

\*، \*\* و \*\*\* به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد است.

همان طور که در جدول ۴ مشهود است، در مقایسه با رگرسیون های اولیه فاما و فرنچ، مقادیر ثابت مدل سه عاملی بسطیافته با متغیر درماندگی مالی کاهش چشمگیری داشته و در همه موارد غیر معنادار شده اند. همچنین، ضرایب تعیین تعديل شده بالاتر هستند. در جدول ۳، بالاترین ضریب تعیین تعديل شده ۰.۸۲۹ است. با این حال در جدول ۴، بالاترین ضریب تعیین تعديل شده ۰.۸۵۹ گزارش شده است. این نتایج نشان می دهد وجود فاکتور درماندگی مالی (DEF1) در مدل سه عاملی فاما و فرنچ، به لحاظ کردن بخش بیشتری از نوسان های میانگین بازده سهام در ایران کمک می کند.

ضرایب مرتبط با فاکتور بازار برای همه پرتفوی ها مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معنادار هستند. این نشان می دهد در مجموع، شرکت های تشکیل دهنده پرتفوی های شش گانه تحت تأثیر حرکت کلی بازار سهام قرار دارند. با این حال، در مقایسه با رگرسیون های اولیه فاما و فرنچ، میزان این تأثیرپذیری کاهش نسبتاً زیادی پیدا کرده است. همانند نتایج جدول ۳، مشاهده می شود که فاکتور HTML در پرتفوی های ارزشی و رشدی معنادار است، اگرچه هم از مقدار ضرایب و هم از سطح معناداری آن ها کاسته شده است. مجدداً، ضرایب این متغیر برای سهام ارزشی، مثبت و برای سهام رشدی، منفی است. طبق یافته های ذکر شده در جدول ۴، صرف ارزش در بین سهام کوچک ارزشی با قدرت و شدت زیاد و در بین سهام بزرگ ارزشی با درجه اهمیت کمتر وجود دارد و به توضیح بازده سهام این شرکت ها کمک می کند.

در رابطه با اثر اندازه، ضرایب برآورد شده گویای آن است که متغیر SMB نقش مهمی در توضیح بازده های مازاد سهام کوچک و سهام بزرگ رشدی ایفا می کند، اما برخلاف نتایج رگرسیون های اولیه فاما و فرنچ (جدول ۳)، مشاهده می شود که سطح معناداری و اهمیت آن در رگرسیون های اجرашده روی بازده های مازاد پرتفوی های بزرگ ارزشی از بین رفته است. البته باید گفت که صرف نظر از غیر معناداری، رابطه منفی متغیر SMB با میانگین بازده پرتفوی های بزرگ ارزشی، هم راستا با یافته های فاما و فرنچ (۱۹۹۳) است. در مجموع، ورود فاکتور درماندگی مالی به مدل سه عاملی باعث شده است که ضرایب این متغیر هم از نظر مقدار و هم از نظر سطح معناداری با کاهش رو برو شوند. این مشاهدات ثابت می کند که صرف ارزش و صرف اندازه در همه گروه های سهام وجود ندارد.

همچنین، نتایج بیانگر آن است که علاوه بر ۳ فاکتور معرفی شده توسط فاما و فرنچ، ریسک درماندگی مالی که برای اندازه گیری آن از امتیاز CHS (کمپل و همکاران، ۲۰۰۸) استفاده شده است، نقش مهمی را در توضیح بازده های موردن تظاهر سهام ایفا می کند. به طور کلی، کمتر احتمال دارد شرکت های درمانده مالی، بازده های بالای را محقق سازند. در واقع، یافته های جدول ۴ تأیید می کند که بین ریسک درماندگی مالی و بازده موردن تظاهر سهام در ایران رابطه منفی حاکم است. علاوه بر این، همه ضرایب مرتبط با متغیر DEF1 بسیار معنادار هستند (در سطح اطمینان ۹۹ درصد). این ضرایب از ۰/۵۱۲ (با آماره t -۷/۰۰۲ -) تا ۰/۲۸۳ (با آماره t -۴/۹۳۰ -) در نوسان می باشند. شایان ذکر است، مقادیر آماره دوربین - واتسون برای هر ۶ پرتفوی، نمایان گر استقلال خطاهای در مدل رگرسیون هستند.

### **بسط مدل سه عاملی فاما و فرنچ با امتیاز O (اولسن، ۱۹۸۰)**

در جدول ۵، نتایج آزمون سومین نسخه بسطیافته مدل سه عاملی فاما و فرنچ گزارش شده است. بسط این مدل از طریق اضافه شدن فاکتور درماندگی مالی اولسن (۱۹۸۰) تحت عنوان امتیاز O که با متغیر DEF2 نشان داده شده، صورت گرفته است.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \theta_i + \delta_{mi}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \delta_{HMLi}HML_t + \delta_{SMBi}SMB_t + \delta_{DEF1i}DEF2_t + \varepsilon_i \quad (13)$$

جدول ۵. رگرسیون‌های سری زمانی با ریسک درماندگی روی ۶ پرتفوی مرتب شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار

پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	
$t(\theta)$		$\theta$		
۳/۹۱۲	۳/۷۹۹	+/۰۱۷***	+/۰۱۸***	پرتفوی ارزشی
۴/۲۱۸	۳/۵۳۳	+/۰۲۴***	+/۰۲۱***	پرتفوی میانی
۳/۹۰۹	۴/۸۹۳	+/۰۱۸***	+/۰۲۰***	پرتفوی رشدی
$t(\delta_m)$		$\delta_m$		
۲۰/۰۵۷	۱۹/۰۲۰	۱/۰۵۱***	۱/۰۵۹***	پرتفوی ارزشی
۹۱۲/۱۴	۱۳/۹۲۶	۱/۰۰۹***	۰/۹۹۵***	پرتفوی میانی
۱۹/۲۲۳	۲۰/۰۵۳۳	۱/۰۵۶***	۱/۰۲۹***	پرتفوی رشدی
$t(\delta_{HML})$		$\delta_{HML}$		
۶/۲۶۲	۶/۹۸۵	+/۵۶۶***	+/۶۶۵***	پرتفوی ارزشی
۳/۱۰۶	۱/۶۲۰	+/۳۵۹***	+/۱۹۸	پرتفوی میانی
-۲/۷۷۷	-۳/۰۳۲	-+/۲۶۳***	-+/۲۶۰***	پرتفوی رشدی
$t(\delta_{SMB})$		$\delta_{SMB}$		
-۰/۴۶۷	۱۱/۹۸۳	-+/۰۴۱	۱/۱۱۰***	پرتفوی ارزشی
-۰/۳۸۳	۶/۲۴۵	-+/۰۴۳	+/۷۴۲***	پرتفوی میانی
۲/۲۴۶	۸/۸۶۵	+/۰۲۰۷**	+/۷۳۹***	پرتفوی رشدی
$t(\delta_{DEF2})$		$\delta_{DEF2}$		
-۶/۲۲۴	-۳/۳۱۸	-+/۶۴۴***	-+/۳۶۱***	پرتفوی ارزشی
-۴/۸۰۲	-۵/۰۵۷	-+/۶۳۵***	-+/۷۷۸***	پرتفوی میانی
-۴/۶۴۲	-۷/۱۴۰	-+/۰۵۰***	-+/۷۰۰***	پرتفوی رشدی
		Adj R <sup>2</sup>		
	+/۸۴۱	+/۸۴۳	پرتفوی ارزشی	
	+/۷۳۲	+/۷۲۲	پرتفوی میانی	
	+/۷۸۷	+/۸۳۴	پرتفوی رشدی	
		Durbin-Watson		
	۱/۸۴۸	۲/۱۸۸	پرتفوی ارزشی	
	۲/۳۱۵	۱/۸۸۴	پرتفوی میانی	
	۲/۰۵۲	۱/۷۹۶	پرتفوی رشدی	

\*\*\* و \*\* به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد است.

همان طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، مقادیر ثابت مدل که در رگرسیون‌های سه‌عاملی مبتنی بر امتیاز CHS (نتایج جدول ۴)، همگی غیرمعنادار بودند، در مدل سه‌عاملی بسطیافته با امتیاز O (ولسن، ۱۹۸۰) مثبت و بسیار معنادار شده‌اند. این موضوع نشان می‌دهد ورود معیار درماندگی مالی اولسن (۱۹۸۰) به رگرسیون‌های اجراسده روی بازده‌های مزاد پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، از قدرت توضیح‌دهندگی مدل می‌کاهد. قدرت نسبتاً بیشتر مدل سه‌عاملی بسطیافته با معیار درماندگی مالی کمپل و همکاران (۲۰۰۸) در مقایسه با مدل سه‌عاملی مبتنی بر امتیاز O (ولسن، ۱۹۸۰)، در ضرایب تعیین تغییرات مشاهده نیز قابل مشاهده است، به‌طوری‌که کمینه و بیشینه این ضرایب، به ترتیب از ۰/۸۰۵ و ۰/۸۵۹ به ۰/۷۸۷ و ۰/۸۴۳ رسیده است.

جهت و معناداری ضرایب متغیرهای توضیحی شامل مزاد بازده بازار، اثر ارزش، اثر اندازه و فاکتور درماندگی مالی، تقریباً بدون تغییر باقی مانده‌اند. با توجه به ضرایب بتاهای بازار، مشاهده می‌شود که بازده‌های مزاد سهام بزرگ رشدی بیشترین حساسیت را به تغییرات فاکتور بازار دارند. ضریب ریسک سیستماتیک این گروه از سهام معادل ۱/۰۶۶ با آماره t برابر با ۱۹/۲۲۳ است. این در حالی است که طبق یافته‌های جدول ۴، سهام کوچک ارزشی با ضریب بتای معادل ۰/۸۱۶ و آماره t برابر با ۱۰/۸۶۲، حساس‌ترین گروه سهام هستند.

در بین سهام ارزشی، ضرایب متغیر HML ضمن حفظ جهت، با افزایش اندازه و معناداری روبرو شده‌اند. طبق مشاهدات به‌دست‌آمده، اثر ارزش در بین این سهام، مثبت و معنادار است. در بین سهام رشدی، این متغیر اگرچه رابطه منفی و معنادار خود را با بازده‌های مزاد حفظ کرده است، اما ضرایب آن کاهش اندازه و معناداری را تجربه کرده‌اند. این رابطه منفی نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری در سهام رشدی احتمالاً به صرف ارزش منجر نخواهد شد. همانند مدل سه‌عاملی مبتنی بر امتیاز CHS (کمپل و همکاران، ۲۰۰۸)، در اینجا نیز مشاهده می‌شود که صرف اندازه در بین سهام کوچک، چه ارزشی و چه رشدی، و با شدت کمتر در بین سهام بزرگ رشدی وجود دارد، اما بازده‌های مزاد سهام بزرگ ارزشی حاوی صرف اندازه نیست. در این گروه از سهام، ضریب متغیر SMB معادل ۰/۰۴۱ با آماره t برابر با ۰/۴۶۷ و غیرمعنادار است.

بار دیگر وجود رابطه منفی بین ریسک درماندگی مالی و بازده‌های مزاد سهام تأیید می‌شود. ضرایب متغیر DEF2 در همه سهام مرتب شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد هستند و این موضوع از میانگین بازده پایین سهام شرکت‌های درمانده مالی در بلندمدت خبر می‌دهد. همچنین، با توجه به مقادیر آماره دوربین - واتسون، می‌توان گفت که بین خطاهای مدل رگرسیون همبستگی وجود ندارد.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش پیش‌رو، ضمن تحلیل دو راهبرد سرمایه‌گذاری شناخته شده در بازارهای مالی موسوم به صرف ارزش و صرف اندازه، بر اهمیت درماندگی مالی در توضیح نوسان‌های بازده سهام و نیز اثرات ارزش و اندازه تمرکز شد. در این راستا، از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و نسخه‌های بسطیافته آن با فاکتور درماندگی مالی، استفاده شد. طبق نتایج این پژوهش، در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، اثر ارزش در توضیح تغییرات بازده سهام ارزشی اهمیت دارد، یافته‌ای که

در راستای نتایج تحقیقات پیشین مانند دیمسون و همکاران (۲۰۰۳) و فالیپو (۲۰۰۷) است. همچنین، اثر اندازه برای سهام کوچک و بزرگ، هم ارزشی و هم رشدی، معنادار است. همان‌طور که فاما و فرنچ (۱۹۹۳) اذعان دارند، در اینجا نیز نمی‌توان برای این فاکتور، استدلال اقتصادی ارائه داد. علاوه بر این، مشاهده می‌شود که اثر اندازه رابطه مثبت با میانگین بازده سهام دارد؛ یافته‌ای که با نتایج فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در تضاد است. ضمناً، این مدل تغییرات بازده سهام کوچک و سهام ارزشی را بهتر توضیح می‌دهد.

با ورود فاکتور درماندگی مالی مبتنی بر امتیاز CHS (کمپل و همکاران، ۲۰۰۸) به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، بخش بیشتری از نوسان‌های میانگین بازده سهام در ایران، شناسایی و لحاظ می‌شود. در این مدل، از اهمیت صرف ارزش در بازده‌های مازاد سهام کاسته می‌شود. همچنین، هم‌راستا با یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، مشاهده می‌شود که اثر اندازه در بازده‌های مازاد پرتفوی‌های بزرگ ارزشی ناپدید می‌شود و این متغیر صرفاً به ایفای نقش در توضیح بازده‌های مازاد سهام کوچک و سهام بزرگ رشدی می‌پردازد. این مشاهدات ثابت می‌کند که صرف ارزش و صرف اندازه در همه گروه‌های سهام وجود ندارد. علاوه بر این، یافته‌ها نشان می‌دهد ریسک درماندگی مالی که برای اندازه‌گیری آن از امتیاز CHS (کمپل و همکاران، ۲۰۰۸) استفاده شده است، نقش مهمی را در توضیح بازده‌های موردنظر سهام ایفا می‌کند.

ورود معیار درماندگی مالی امتیاز O (اولسن، ۱۹۸۰) به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، قدرت توضیح‌دهندگی مدل را با کاهش رویه‌رو می‌کند. طبق یافته‌ها، اثر ارزش در بین سهام ارزشی، مثبت و معنادار است، با این حال سرمایه‌گذاری در سهام رشدی احتمالاً به صرف ارزش منجر نخواهد شد. همانند قبل، در اینجا نیز مشاهده می‌شود که صرف اندازه در بین سهام کوچک، چه ارزشی و چه رشدی، و با شدت کمتر در بین سهام بزرگ رشدی وجود دارد، اما بازده‌های مازاد سهام بزرگ ارزشی حاوی صرف اندازه نیست. باز دیگر وجود رابطه منفی بین ریسک درماندگی مالی و بازده‌های مازاد سهام تأیید می‌شود. همانند نتایج پژوهش فدائی‌زاد، شهریاری و سلیم (۱۳۹۴)، این یافته نیز نشان می‌دهد بازده سهام شرکت‌های درمانده مالی کمتر از بازده سهام شرکت‌های سالم است و سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های درمانده مالی، پاداش (بازده اضافی) دریافت نمی‌کنند.

با توجه به یافته‌های فوق، می‌توان چنین استدلال کرد که فاکتور ریسک درماندگی مالی قادر به توضیح بازده شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سهام است. همچنین، لحاظ کردن فاکتور درماندگی مالی مبتنی بر امتیاز CHS (کمپل و همکاران، ۲۰۰۸) عملکرد مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) را بهبود می‌دهد، اما این موضوع در مورد معیار درماندگی مالی امتیاز O (اولسن، ۱۹۸۰) صدق نمی‌کند. در ضمن، می‌توان گفت که بین معیار درماندگی مالی مبتنی بر داده‌های حسابداری (امتیاز O) و معیار درماندگی مالی بازار محور (امتیاز CHS) از نظر قدرت توضیح‌دهندگی سودآوری خلاف قاعده‌های صرف ارزش و صرف اندازه، تفاوتی مشاهده نمی‌شود. این مشاهدات حاکی از آن است که درماندگی مالی در قیمت و بازده سهام لحاظ نمی‌شود یا اینکه قیمت‌گذاری آن به درستی صورت نمی‌گیرد.

پیشنهاد می‌شود پژوهشگران در پژوهش‌های آتی از نسخه‌های پویاتر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی و سایر نماگرهای درماندگی مالی برای تحلیل و توضیح نوسان‌های بازده سهام استفاده کنند. در این راستا، پژوهشگران می‌توانند

به نسخه‌های جدیدتر مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مانند مدل‌های مبتنی بر ریسک نامطلوب<sup>۱</sup>، مبتنی بر مصرف<sup>۲</sup> و شرطی<sup>۳</sup>، یا مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، استناد کرده و با لحاظ نمودن فاکتور درماندگی مالی در آن‌ها، به مقایسه توان مدل‌های مذکور در توضیح نوسان‌های بازده سهام بپردازند. همچنین، می‌توانند از نماگرهای درماندگی مالی معرفی شده توسط آلتمن<sup>۴</sup> (۱۹۶۸؛ ۱۹۷۷؛ ۲۰۰۰)، شیراتا<sup>۵</sup> (۱۹۸۴)، فالمر<sup>۶</sup> (۱۹۹۸)، اسپرینگت<sup>۷</sup> (۱۹۷۸) و زیمسکی<sup>۸</sup> (۱۹۸۴) بهره ببرند. علاوه بر این، با توجه به اینکه سهام برخی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران حجم معاملات پایینی دارند، بنابراین متغیرهایی مانند نقدشوندگی سهام می‌تواند به عنوان یک پیش‌بینی کننده بالقوه بازده سهام مد نظر قرار گیرد. ضمن آنکه، توجه به سیکل‌های تجاری و دوره‌های رونق و رکود در بازار سهام نیز می‌تواند به عنوان یک گزینه پیشنهادی دیگر برای پژوهش‌های آتی مطرح شود. مضاف بر اینکه، باید اذعان داشت که حجم مبنا و دامنه نوسان از جمله محدودیت‌هایی است که بر قیمت سهام و حجم معاملات در بازار سهام اثر می‌گذارد و با تأثیرگذاری در نوسان‌های قیمت سهام، کشف قیمت منصفانه آن‌ها را به تأخیر می‌اندازد.

## منابع

- اصولیان، محمد؛ تجویدی، الناز و پازوکی، یاسمون (۱۴۰۰). وجه نقد مازاد، ارزش شرکت و ریسک نقدشوندگی سهام در شرکت‌های دارای فرصت رشد یا محدودیت مالی. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۸ (۲)، ۲۴۸-۲۷۳.
- اصولیان، محمد؛ صادقی شریف، سیدجلال و خلیلی، محمدامین (۱۳۹۶). رابطه اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی و سودآوری عملیاتی با بازدهی سهام؛ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۴ (۴)، ۴۶۳-۴۸۲.
- بولو، قاسم و احمدوند، میثم (۱۳۹۸). الگویی برای پیش‌بینی نکول شرکتی در بورس اوراق بهادار تهران. دانش حسابداری، ۱۰ (۱)، ۱-۳۸.
- قالانه، عبدالرضا و حسینی، مینوش (۱۳۹۴). اهمیت عامل نقدشوندگی در توضیح مازاد بازده سهام؛ شواهد جدید از بورس اوراق بهادار تهران. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۲ (۳)، ۳۳۷-۳۶۲.
- ثقفی، علی؛ فرهادی، روح‌الله و دادرس، عباس (۱۳۹۵). صرف ارزش، صرف اندازه و صرف مومنتوم؛ شواهدی از مدل‌های قیمت‌گذاری تجربی. پیشرفت‌های حسابداری، ۸ (۱)، ۴۹-۷۰.
- حبیبی‌ثمر، جواد؛ تهرانی، رضا و انصاری، کامبیز (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین ریسک نقدشوندگی و ریسک بازار با بازده سهام رشدی و ارزشی با رویکرد مدل AHP در بورس اوراق بهادار تهران. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۶ (۲۳)، ۳۹-۵۸.
- دیزچی، منیره (۱۴۰۱). ارزیابی رابطه بین درماندگی مالی با بازده سهام با استفاده از زنجیره مارکف مونت کارلوپ. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۱۳ (۵۱)، ۶۳-۸۰.

1. Downside Capital Asset Pricing Model (D-CAPM)
2. Consumption-based Capital Asset Pricing Model (C-CAPM)
3. Conditional Capital Asset Pricing Model (Co-CAPM)
4. Altman
5. Shirata
6. Fulmer
7. Springate
8. Zmijewski

راغی، رضا و بستان‌آراء، مهدی (۱۳۹۸). جستجو برای ساختار بهینه مدل قیمت‌گذاری فاما و فرنچ و کارهارت در بازار سرمایه ایران. *راهبرد مدیریت مالی*، ۷ (۲۴)، ۴۱–۷۰.

فدائی‌نژاد، محمداسماعیل؛ شهریاری، سارا و سلیم، فرشاد (۱۳۹۴). تجزیه و تحلیل رابطه ریسک درمانگی مالی و بازده سهام. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲ (۲۲)، ۲۴۳–۲۶۲.

## References

- Bas, T., Elgammal, M. M., Gough, O., Shah, N. S. & van Dellen, S. (2016). Do financial distress and liquidity crises affect value and size premiums? *Applied Economics*, 48 (39), 3734-3751.
- Bolo, Gh. & Ahmadvand, M. (2019). A model for predicting corporate default in Tehran stock exchange. *Journal of Accounting Knowledge*, 10 (1), 1-38. (in Persian)
- Campbell, J. Y., Hilscher, J. & Szilagyi, J. (2008). In search of distress risk. *The Journal of Finance*, 63, 2899-2939.
- Cheng, Z., Fang, J. & Zhang, Y. (2022). *The dual effect of financial distress on stock pricing and realized return*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4058257>
- Chhapra, I. U., Zehra, I., Kashif, M., & Rehan, R. (2020). Is bankruptcy risk a systematic risk? Evidence from Pakistan Stock Exchange. *Etikonomi: Jurnal Ekonomi*, 19 (1), 51-62.
- Davydenko, S. A. (2011). *When do firms default? A study of the default boundary*. Working Paper, University of Toronto.
- Dichev, I. D. (1998). Is the risk of bankruptcy a systematic risk? *The Journal of Finance*, 53 (3), 1131-1147.
- Dimson, E., Nagel, S. & Quigley, G. (2003). Capturing the value premium in the United Kingdom. *Financial Analysts Journal*, 59 (6), 35-45.
- Dizchi, M. (2022). Assessing the relationship between financial distress and stock returns using the Monte Carlo Markov chain. *Financial Engineering and Portfolio Management*, 13 (51), 63-80. (in Persian)
- Fadaei Nejad, M. E., Shahryari, S. & Salim, F. (2015). An analysis of the relationship between financial distress risk and equity returns. *Accounting & Auditing Review*, 22 (2), 243-262. (in Persian)
- Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Fama, E. F. & French, K. R. (1998). Value versus growth: The international evidence. *The Journal of Finance*, 53 (6), 1975-1998.
- Fama, E. F. & French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47, 427-465.

- Gao, P., Parsons, C. A. & Shen, J. (2018). Global relation between financial distress and equity returns. *The Review of Financial Studies*, 31 (1), 239-277.
- Griffin, J. M. & Lemmon, M. L. (2002). Book-to-market equity, distress risk, and stock returns. *The Journal of Finance*, 57 (5), 2317-2336.
- Habibisamar, J., Tehrani, R. & Ansari, K. (2016). Investigating the relationship between liquidity risk and market risk with growth and value stock returns by AHP modeling in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Engineering and Securities Management*, 6 (23), 39-58. (in Persian)
- Idrees, S. & Qayyum, A. (2018). The impact of financial distress risk on equity returns: A case study of non-financial firms of Pakistan Stock Exchange. *Journal of Economics Bibliography*, 5 (2), 49-59.
- Ivaschenko, I. V. (2003). *How much leverage is too much, or does corporate risk determine the severity of recession*. IMF Working Paper, No. 03/3.
- Khan, U. E. & Iqbal, J. (2021). The relationship between default risk and asset pricing: Empirical evidence from Pakistan. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8 (3), 717-729.
- Kim, D. (2016). *Size premium, distress risk and distress anomaly*. Working Paper.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *The Journal of Finance*, 64 (5):1541-1578.
- Ohlson, J. A. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18 (1), 109-131.
- Osoolian M., Sadeghi Sharif, S.J. & Khalili, M.A. (2017). Accruals, cash flow, and operating profitability in the cross section of stock returns; Evidence from Tehran Stock Exchange. *Accounting & Auditing Review*, 24 (4), 463-482. (in Persian)
- Osoolian M., Tajvidi, E. & Pazouki, Y. (2021). Investigating excess cash, firm value and stock liquidity risk in firms with growth opportunities or financial constraints. *Accounting & Auditing Review*, 28 (2), 248-273. (in Persian)
- Penman, S. H., Richardson, S. A. & Tuna, A. I. (2007). The book-to-price effect in stock returns: Accounting for leverage. *Journal of Accounting Research*, 45 (2), 427-467.
- Phalippou, L. (2007). *Investing in private equity funds: A survey*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=980243>
- Piotroski, J. D. & So, E. C. (2012). Identifying expectation errors in value/glamour strategies: A fundamental analysis approach. *Review of Financial Studies*, 25 (9), 2841-2875.
- Pope, P. F. (2010). Bridging the gap between accounting and finance. *British Accounting Review*, 42 (1), 88-102.
- Raei, R. & Bostanara, M. (2019). In pursuit of the optimal combination of Fama-French and Carhart models for Iranian capital market. *Journal of Financial Management Strategy*, 7 (24), 41-70. (in Persian)

- Saghafi, A., Farhadi, R. & Dadras, A. (2016). Value, size and momentum premiums: Evidence from empirical pricing models. *Journal of Accounting Advances*, 8 (1), 49-70. (*in Persian*)
- Talaneh, A. & Hosseini, M. (2015). The role of liquidity factor in explaining the stock returns: New evidence from Tehran Stock Exchange. *Accounting & Auditing Review*, 22 (3), 337-362. (*in Persian*)
- Vassalou, M. & Xing, Y. (2004). Default risk in equity returns. *The Journal of Finance*, 59, 831-868.