Accounting and Auditing Review

Print ISSN: 2645-8020

Online ISSN: 2645-8039

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

بررسی‌های حسابداری و حسابرسی
شاپا چاپی: ۲۶۴۵-۸۰۲۰
شاپا الکترونیکی: ۲۶۴۵-۸۰۳۹

نقش فاکتور درماندگی مالی در توضیح سودآوری صرف ارزش و اندازه

نگار خسروی‌پور*
* 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 روحی
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 (۲۰۰۸) (امتیاز CHS) به‌عنوان نماگر درماندگی مالی بازارمحور و امتیاز O اولسن (۱۹۸۰) به‌عنوان نماگر مبتنی بر داده‌های حسابداری، سودآوری خلاف‌قاعده‌های صرف ارزش و صرف اندازه را توضیح دهد. احتمال نکول کمپل و همکاران (۲۰۰۸) (امتیاز CHS)، در واقع نسخه خلاصه‌شده یک مدل اقتصادسنجی است که برای پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها در افق‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده می‌شود. در میان خلاف‌قاعده‌های 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 بردند 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 (اولسن، ۱۹۸۰).

یافته‌ها: طبق یافته‌ها، ورود فاکتور درماندگی مالی به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، عملکرد آن را در توضیح نوسان‌های میانگین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده ارتقا می‌دهد. در این بین، نماگر امتیاز CHS (کمپل و همکاران، ۲۰۰۸)، در مقایسه با نماگر امتیاز O (اولسن، ۱۹۸۰)، سهم بیشتری در افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل مذکور دارد. همچنین، مشخص شد که هم در مدل اولیه فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و هم در نسخه‌های بسط‌یافته آن، صرف ارزش عمدتاً 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 به‌عنوان فاکتوری تأثیرگذار در توضیح نوسان‌های میانگین بازده سهام کوچک ارزشی، سهام کوچک رشدی و سهام بزرگ رشدی، نقش ایفا می‌کند.

نتیجه‌گیری: نتایج به‌دست‌آمده از پژوهش، وجود رابطه منفی و معنادار بین ریسک درماندگی مالی و بازده مازاد پرتفوی‌های تشکیل‌شده 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: خسروی‌پور، نگار؛ اسماعیل‌زاده 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.

بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۴۰۲، دوره ۳۰، شماره ۲، صص. ۲۳۹- ۲۶۱
ناشر: دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
نوع مقاله: علمی پژوهشی
© نویسندگان
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۰۵
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۱/۱۲/۰۷
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۱۳
تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۰۴/۱۵
doi: https://doi.org/10.22059/ACCTGREV.2023.351045.1008757

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[1] 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[2] (۱۹۹۳) به‌منظور برطرف کردن مشکل عدم کفایت 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 لحاظ کند یا خیر.

در این بین، یکی از پرابهام‌ترین خلاف‌قاعده‌های قیمت‌گذاری دارایی، عملکرد فوق‌العاده ضعیف سهام شرکت‌های دارای ریسک اعتباری بالا است. عکس این موضوع اگرچه همچنان به‌عنوان یک خلاف‌قاعده مطرح است، کمتر تعجب‌برانگیز می‌باشد، زیرا شواهد تاریخی نشان می‌دهد بتاهای برآوردشده معمولاً ریسک درماندگی مالی را که ناگهان رخ می‌دهد، کمتر از واقع تخمین می‌زنند (گاو، پارسونز و شن[3]، ۲۰۱۸ به نقل از داویدنکو[4]، ۲۰۱۱). در عوض، زمانی‌که پژوهشگران شرکت‌ها را بر اساس ریسک نکول مرتب کردند، دریافتند که احتمالات بالای ورشکستگی، بازده‌های پایین سهام را پیش‌بینی و توجیه می‌کنند (دیچو[5]، ۱۹۹۸).

با توجه به چالش‌هایی که این یافته‌ها برای مدل‌های عقلایی ایجاد کرده‌اند، خلاف‌قاعده ریسک درماندگی مالی[6] 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 پرریسک‌تر از سایر شرکت‌ها بوده و به‌طور متوسط، اندازه کوچک‌تر و بتا، اهرم و نوسان‌پذیری 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 به‌درستی قیمت‌گذاری و لحاظ 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 موردانتظار 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 لحاظ 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 پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران را توضیح می‌دهد؟
۲. آیا لحاظ 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 بازارمحور از نظر قدرت توضیح‌دهندگی سودآوری خلاف‌قاعده‌های صرف ارزش[1] و صرف اندازه[2]، 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[3] و فروش سهام رشدی[4] و راهبرد صرف اندازه مشتمل بر خرید سهام کوچک و فروش سهام بزرگ است (باس و همکاران[5]، ۲۰۱۶). فاما و فرنچ (۱۹۹۲ و ۱۹۹۸) و لاکونیشوک، شلیفر و ویشنی[6] (۱۹۹۴) به وجود صرف ارزش در سهام شرکت‌های آمریکایی پی بردند 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؛ جایی‌که 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، به‌دلیل 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[7]، ۲۰۰۲؛ کیم[8]، 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 به‌عنوان 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 مزبور این است که درماندگی مالی معیاری مستقیماً مشاهده‌پذیر از شرایط وخیم و رو به اضمحلال شرکت است که می‌توان از آن به‌عنوان یک نماگر پیش‌بینی‌کننده عملکرد آتی شرکت یاد کرد. در این راستا، پژوهش حاضر قصد دارد با در نظر گرفتن استدلال‌های مبتنی بر ریسک، شواهدی دالّ 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 محاسبه‌شده توسط کمپل، هیلشر و سیلاگی[1] (۲۰۰۸) به‌عنوان نماگر مبتنی بر اطلاعات بازار و امتیاز O اولسن[2] (۱۹۸۰) به‌عنوان نماگر مبتنی بر داده‌های حسابداری.

پیشینه 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 (۱۹۹۳) یا با استناد به تفاوت‌های موجود در بنیادهای مالی این شرکت‌ها توضیح داد. وسلو و زینگ[3] (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 بالاتری داشته باشند، پربازده‌تر از شرکت‌های بزرگ هستند و سهام ارزشی در مقایسه با سهام رشدی، بازده بیشتری به‌دست می‌آورند، اما به این شرط که احتمال نکول آن‌ها بالاتر باشد. ایواچنکو[4] (۲۰۰۳) و پنمان، ریچاردسن و تونا[5] (۲۰۰۷) دریافتند که صرف ارزش متناسب با احتمال درماندگی مالی افزایش می‌یابد.

طبق یافته‌های پیوترسکی و سو[6] (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. ادریس و قیوم[7] (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) به‌عنوان 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 پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار پاکستان نیستند.

چاپرا و همکاران[8] (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های ماهانه همه شرکت‌های پذیرفته‌شده و لغو پذیرش‌شده در بورس اوراق بهادار پاکستان طی بازه زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۶، دریافتند که سهام شرکت‌های درمانده مالی بازده‌های بالایی را محقق می‌کنند و فاکتورهای اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، ریسک درماندگی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. یافته‌های خان و اقبال[9] (۲۰۲۱) در بورس اوراق بهادار پاکستان بیانگر آن است که ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها در قیمت‌های

1. Campbell, Hilscher & Szilagyi
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[1] (۲۰۲۲)، درماندگی مالی اثر دوگانه‌ای بر قیمت‌گذاری سهام دارد؛ از یک سو بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد، از سوی دیگر بر کارایی کشف قیمت سهام (فاصله قیمت کشف‌شده سهام با ارزش واقعی آن‌ها) تأثیر می‌گذارد.

فدائی‌نژاد، شهریاری و سلیم (۱۳۹۴) به بررسی رابطه سیستماتیک یا غیرسیستماتیک بازده سهام و ریسک درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از معیار احتمال نکول بلک، شولز و مرتون[2]، طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ پرداختند. این پژوهش مباحث درماندگی مالی را با نظریه قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای ترکیب می‌کند و به آزمون پدیده درماندگی مالی از دیدگاه بازار سرمایه می‌پردازد. یافته‌های آن‌ها نشان داد در بورس اوراق بهادار تهران، بازده سهام شرکت‌های درمانده به‌وضوح کمتر از بازده سهام شرکت‌های سالم است، بنابراین افراد در ازای سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های درمانده، پاداش دریافت نمی‌کنند. همچنین مشخص شد که به‌لحاظ آماری، اثرات اندازه و ارزش ارتباطی با ریسک درماندگی ندارند، اما اثر نوسان‌های غیرسیستماتیک را می‌توان در ریسک درماندگی مالی مشاهده کرد. حبیبی 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[3] در بورس اوراق بهادار 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 موردانتظار 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 واردکردن 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 به‌علاوه فاکتور سودآوری عملیاتی بر مبنای نقد، بالاترین توان توضیحی را نسبت به سایر مدل‌های آزمون‌شده دارد.

راعی و بستان‌آرا (۱۳۹۸) به‌منظور یافتن ساختار بهینه مدل‌های سه‌عاملی فاما و فرنچ و چهارعاملی کارهارت در بازار سرمایه ایران، شش ترکیب مختلف از عوامل ریسک معرفی‌شده در این مدل‌ها را روی نه طیف مختلف از پرتفوی‌های آزمون، با استفاده از رویه رگرسیون سری زمانی و مقطعی فاما و مکبث[4]، بررسی کردند. بنا بر یافته‌های این پژوهش، اثر مومنتوم[5] در توضیح پراکندگی بازده سهام عمدتاً معنادار است. همچنین، صرف ریسک‌های محاسبه‌شده برای عامل بازار در پرتفوی‌های مرتب‌شده 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 موردانتظار سهام رویت می‌شود. طبق نتایج پژوهش دیزچی (۱۴۰۱)، از بین عامل‌های بتا، اندازه، ارزش، تمایل به عملکرد گذشته (مومنتوم)، سودآوری و سرمایه‌گذاری، صرفاً دو عامل مومنتوم و سرمایه‌گذاری بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده 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 ۶ماهه 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 پذیرفته‌شده 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 بدون‌ریسک 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 به‌دست می‌آید:

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

جایی که، $r_{u,t}$: نرخ بازده مرکب ماهانه سهم u در ماه t؛ $\text{Price Index}_{u,t}$: شاخص قیمتی سهم u در ماه t؛ $\text{Price Index}_{u,t-1}$ شاخص قیمتی سهم u در ماه ۱− t.

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

$$R_{i,t}=\sum_{u=1}^{n} w_u r_{u,t}$$ رابطه ۲)

جایی که، $R_{i,t}$: نرخ بازده موزون بر حسب ارزش بازار پرتفوی i شامل n سهم در ماه t؛ w_u: وزن اختصاص‌داده‌شده 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 به‌عنوان 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:

$$r_{monthly} = (1 + r_{yearly})^{\frac{1}{12}} - 1$$ رابطه ۳)

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 به‌دست 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 انفصال ۴۰:۲۰:۴۰، در ۳ پرتفوی جای می‌گیرند

(دیمسون، نگل و کوئیگلی[1]، 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 موردانتظار پرتفوی بازار و نرخ بازده بدون‌ریسک است. صرف ریسک بازار نشان‌دهنده معیار کمّی 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، t، همه سهام واجدشرایط با توجه به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها در ۶ ماه قبل، t-6، و با استفاده از نقطه انفصال‌های صدکی ۴۰ام و ۶۰ام (۴۰:۲۰:۴۰)، 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 به‌عنوان معیاری برای لحاظ کردن فاکتور صرف ارزش مورد استفاده قرار می‌گیرد. این موضوع در رابطه زیر نشان داده شده است:

$$HML = High - Low$$ رابطه ۴)

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 به‌صورت زیر است:

$$SMB = Small - Big$$ رابطه ۵)

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، t، همه سهام واجدشرایط با توجه به اندازه (ارزش بازار) آن‌ها در ۶ ماه قبل، t-6، 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.

1. Dimson, Nagel & Quigley

د) ریسک درماندگی مالی: پاپ[1] (۲۰۱۰) استفاده از پرتفوی‌های ردیاب عاملی[2] را که بر اساس ریسک نکول تشکیل شده‌اند، توصیه می‌کند و نشان می‌دهد که از این طریق، مدل‌های عاملی قدرتمندی برای برآورد بازده‌های موردانتظار ایجاد می‌شود. فاکتور نکول (DEF1 و DEF2) برای ردیابی بخشی از بازده که در ارتباط با ریسک درماندگی مالی است، ساخته می‌شود.

رابطه ۶) $$DEF1 = High\ CHS\text{-}Score - Low\ CHS\text{-}Score$$

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

رابطه ۷) $$DEF2 = High\ O\text{-}Score - Low\ O\text{-}Score$$

جایی که، O-Score احتمال درماندگی مالی اولسن (۱۹۸۰)؛ High O-Score میانگین بازده ماهانه پرتفوی پرریسک و Low O-Score میانگین بازده ماهانهٔ پرتفوی کم‌ریسک است.

در پایان هر ماه، t، 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 متشکل از ۴۰ درصد سهام دارای کمترین احتمال درماندگی مالی، برای لحاظ کردن اثر این ریسک مورد استفاده قرار می‌گیرد.

همان‌طورکه 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 محاسبه‌شده توسط کمپل و همکاران (۲۰۰۸) (امتیاز CHS)

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

رابطه ۸)
$$\boldsymbol{Logit = -4.663 - 34.686NIMTA + 1.113TLMTA - 0.059EXRET - 0.704RSIZE + 0.981SIGMA + 9.334CASHMTA + 0.006MTBV}$$

جایی که، Logit احتمال لوجیت درماندگی مالی؛ NIMTA نسبت سود خالص به ارزش بازار مجموع دارایی‌ها؛ TLMTA نسبت مجموع بدهی‌ها 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 بهادار تهران و فرابورس ایران؛ SIGMA انحراف استاندارد بازده روزانه سهم در طول ماه؛ CASHMTA نسبت مجموع وجوه 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.

رابطه ۹) $$P_{t-6}(Y_{it}=1|Logit_{i,t-6})=\frac{1}{(1+e^{-Logit_{t-6}})}$$

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، به‌عنوان گزینه‌های سرمایه‌گذاری مطمئن و شرکت‌هایی که امتیاز CHS آن‌ها بین ۰/۹ و ۱ است، به‌عنوان شرکت‌های در معرض درماندگی در نظر گرفته می‌شوند.

امتیاز O اولسن (۱۹۸۰)

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

رابطه ۱۰) $$O-Score=-1.32-0.407LogX1+6.03X2-1.43X3+0.076X4-1.72X5-2.37X6-1.83X7+0.285X8-0.521X9$$

جایی که، X_1 نسبت مجموع دارایی‌ها به تولید ناخالص ملی به ارزش جاری؛ X_2 نسبت مجموع بدهی‌ها به مجموع دارایی‌ها؛ X_3 نسبت خالص سرمایه در گردش به مجموع دارایی‌ها؛ X_4 نسبت بدهی‌های جاری به دارایی‌های جاری؛ X_5 یک متغیر مجازی که برابر با ۱ است، اگر مجموع بدهی‌ها بیشتر از مجموع دارایی‌ها باشد و برابر با صفر است، درغیراین‌صورت؛ X_6 نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌ها؛ X_7 نسبت نقد حاصل از عملیات به مجموع بدهی‌ها؛ 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، درغیراین‌صورت؛ X_9 درصد تغییرات سود خالص که برابر است با (سود خالص دوره جاری منهای سود خالص دوره قبل) تقسیم بر قدرمطلق (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. به‌عنوان 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، به‌طور خلاصه نشان داده شده است.

جدول ۱. ویژگی‌های متغیرهای وابسته- بازده‌های مازاد ماهانه ٦ پرتفوی مرتب‌شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار

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

Small/Low BM: پرتفوی کوچک/نسبت پایین (پرتفوی کوچک رشدی)

Small/Medium BM: پرتفوی کوچک/نسبت متوسط

Small/High BM: پرتفوی کوچک/نسبت بالا (پرتفوی کوچک ارزشی)

Big/Low BM: پرتفوی بزرگ/نسبت پایین (پرتفوی بزرگ رشدی)

Big/Medium BM: پرتفوی بزرگ/نسبت متوسط

Big/High BM: پرتفوی بزرگ/نسبت بالا (پرتفوی بزرگ ارزشی)

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 معرفی‌شده 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

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

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

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

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

WML: اختلاف بین میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام برنده و پرتفوی سهام بازنده

DEF1: اختلاف بین میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام پرریسک و پرتفوی سهام کم‌ریسک (بر حسب امتیاز CHS)

DEF2: اختلاف بین میانگین بازده ماهانهٔ پرتفوی سهام پرریسک و پرتفوی سهام کم‌ریسک (بر حسب امتیاز O)

مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ

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

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + h_i HML_t + s_i SMB_t + \varepsilon_i \quad \text{رابطه ۱۱)}$$

جدول ۳. رگرسیون‌های سه‌عاملی روی ٦ پرتفوی مرتب‌شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار

	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ
	α		$t(\alpha)$	
پرتفوی ارزشی	۰/۰۱۵***	۰/۰۱۳**	۳/۱۵۲	۲/۵۱۶
پرتفوی میانی	۰/۰۱۶**	۰/۰۱۹***	۲/۳۴۳	۳/۱۶۵
پرتفوی رشدی	۰/۰۱۶***	۰/۰۱۵***	۳/۱۱۵	۲/۹۱۹
	β		$t(\beta)$	
پرتفوی ارزشی	۱/۰۸۱***	۱/۱۰۱***	۱۸/۷۲۸	۱۸/۰۸۵
پرتفوی میانی	۱/۰۴۳***	۱/۰۴۸***	۱۳/۰۳۴	۱۴/۲۴۱
پرتفوی رشدی	۱/۰۷۲***	۱/۰۹۷***	۱۷/۸۶۹	۱۸/۲۹۱
	h		$t(h)$	
پرتفوی ارزشی	۰/۶۱۷***	۰/۴۸۲***	۶/۲۸۲	۴/۶۵۰
پرتفوی میانی	۰/۰۹۶	۰/۲۷۶**	۰/۷۰۳	۲/۲۰۲
پرتفوی رشدی	−۰/۳۵۲***	−۰/۳۲۹***	−۳/۴۴۲	−۳/۲۲۵
	s		$t(s)$	
پرتفوی ارزشی	۱/۲۵۹***	۰/۲۲۶**	۱۴/۹۰۴	۲/۵۳۲
پرتفوی میانی	۱/۰۶۴***	۰/۲۲۰**	۹/۰۸۸	۲/۰۴۳
پرتفوی رشدی	۱/۰۲۹***	۰/۴۱۵***	۱۱/۷۱۶	۴/۷۳۶
	$Adj\ R^2$			
پرتفوی ارزشی	۰/۸۲۹	۰/۷۸۶		
پرتفوی میانی	۰/۶۴۶	۰/۶۷۸		
پرتفوی رشدی	۰/۷۵۸	۰/۷۴۷		
	$Durbin - Watson$			
پرتفوی ارزشی	۲/۱۶۷	۱/۸۵۹		
پرتفوی میانی	۲/۰۳۶	۲/۳۳۶		
پرتفوی رشدی	۱/۹۸۷	۲/۰۸۹		

*، ** 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. همان‌طورکه در جدول ۳ مشاهده می‌شود، ضرایب فاکتور بازار (بتا) در مورد همه سهام در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. به‌طور کلی، به نظر می‌رسد که بتاهای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای همچنان در توضیح بازده سهام حائز اهمیت هستند. زمانی‌که مدل تغییرات بازده را به‌خوبی شناسایی و لحاظ کند، مقدار ثابت مدل یا عرض از مبدأ باید غیرمتمایز 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 فالیپو[1] (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 اذعان 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 تعدیل‌شده 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 ـ 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 به‌صورت زیر است.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \theta_i + \delta_{mi}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \delta_{HMLi} HML_t + \delta_{SMBi} SMB_t + \delta_{DEF1i} DEF1_t + \varepsilon_i \quad \text{(رابطه ۱۲)}$$

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 برآوردشده رگرسیون‌های سری زمانی اجراشده روی ۶ پرتفوی مرتب‌شده بر اساس اندازه (کوچک و بزرگ) و ارزش دفتری به ارزش بازار (ارزشی، میانی، رشدی) ارائه شده است.

جدول ٤. رگرسیون‌های سری زمانی با ریسک درماندگی روی ٦ پرتفوی مرتب‌شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار

	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ
	θ		$t(\theta)$	
پرتفوی ارزشی	۰/۰۰۲	−۰/۰۰۴	۰/۴۵۳	−۰/۷۵۶
پرتفوی میانی	−۰/۰۰۸	۰/۰۰۰	−۱/۱۷۷	۰/۰۷۳
پرتفوی رشدی	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	−۰/۱۳۶	−۰/۱۱۰
	δm		$t(\delta m)$	
پرتفوی ارزشی	۰/۸۱۶***	۰/۷۵۹***	۱۰/۸۶۲	۱۰/۱۵۸
پرتفوی میانی	۰/۵۶۴***	۰/۶۵۷***	۵/۸۹۲	۷/۱۳۶
پرتفوی رشدی	۰/۷۳۷***	۰/۷۸۴***	۹/۹۸۷	۱۰/۳۹۰
	δHML		$t(\delta HML)$	
پرتفوی ارزشی	۰/۳۸۹***	۰/۱۸۷*	۳/۸۶۶	۱/۸۷۰
پرتفوی میانی	−۰/۳۱۷**	−۰/۰۶۱	−۲/۴۷۹	−۰/۴۹۵
پرتفوی رشدی	−۰/۶۴۱***	−۰/۵۹۸***	−۶/۴۸۳	−۵/۹۲۰
	δSMB		$t(\delta SMB)$	
پرتفوی ارزشی	۱/۰۷۵***	−۰/۰۱۳	۱۲/۵۸۴	−۰/۱۴۸
پرتفوی میانی	۰/۷۳۰***	−۰/۰۵۲	۶/۷۱۹	−۰/۴۹۸
پرتفوی رشدی	۰/۷۹۵***	۰/۱۹۸**	۹/۴۸۳	۲/۳۰۸
	$\delta DEF1$		$t(\delta DEF1)$	
پرتفوی ارزشی	−۰/۲۸۳***	−۰/۳۶۶***	−۴/۹۳۰	−۶/۳۹۸
پرتفوی میانی	−۰/۵۱۲***	−۰/۴۱۷***	−۷/۰۰۲	−۵/۹۲۷
پرتفوی رشدی	−۰/۳۵۸***	−۰/۳۳۴***	−۶/۳۴۷	−۵/۷۸۰
	$Adj\ R^2$			
پرتفوی ارزشی	۰/۸۵۹	۰/۸۴۳		
پرتفوی میانی	۰/۷۵۴	۰/۷۵۴		
پرتفوی رشدی	۰/۸۲۲	۰/۸۰۵		
	Durbin-Watson			
پرتفوی ارزشی	۲/۰۹۲	۱/۷۶۲		
پرتفوی میانی	۲/۱۱۰	۲/۴۱۶		
پرتفوی رشدی	۱/۸۷۸	۲/۰۳۰		

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

همان‌طورکه در جدول ۴ مشهود است، در مقایسه با رگرسیون‌های اولیه فاما و فرنچ، مقادیر ثابت مدل سه‌عاملی بسط‌یافته با متغیر درماندگی مالی کاهش چشمگیری داشته و در همه موارد غیرمعنادار شده‌اند. همچنین، ضرایب تعیین تعدیل‌شده بالاتر هستند. در جدول ۳، بالاترین ضریب تعیین تعدیل‌شده ۰.۸۲۹ است. با این حال در جدول ۴، بالاترین ضریب تعیین تعدیل‌شده ۰/۸۵۹ گزارش شده است. این نتایج نشان می‌دهد وجود فاکتور درماندگی مالی (DEF1) در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، به لحاظ کردن بخش بیشتری از نوسان‌های میانگین بازده سهام در ایران کمک می‌کند.

ضرایب مرتبط با فاکتور بازار برای همه پرتفوی‌ها مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معنادار هستند. این نشان می‌دهد در مجموع، شرکت‌های تشکیل‌دهنده پرتفوی‌های شش‌گانه تحت تأثیر حرکت کلی بازار سهام قرار دارند. با این حال، در مقایسه با رگرسیون‌های اولیه فاما و فرنچ، میزان این تأثیرپذیری کاهش نسبتاً زیادی پیدا کرده است. همانند نتایج جدول ۳، مشاهده می‌شود که فاکتور HML در پرتفوی‌های ارزشی و رشدی معنادار است، اگرچه هم از مقدار ضرایب و هم از سطح معناداری آن‌ها کاسته شده است. مجدداً، ضرایب این متغیر برای سهام ارزشی، مثبت و برای سهام رشدی، منفی است. طبق یافته‌های ذکرشده 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 شرکت‌ها کمک می‌کند.

در رابطه با اثر اندازه، ضرایب برآوردشده گویای آن است که متغیر SMB نقش مهمی در توضیح بازده‌های مازاد سهام کوچک و سهام بزرگ رشدی ایفا می‌کند، اما برخلاف نتایج رگرسیون‌های اولیه فاما و فرنچ (جدول ۳)، مشاهده می‌شود که سطح معناداری و اهمیت آن در رگرسیون‌های اجراشده روی بازده‌های مازاد پرتفوی‌های بزرگ ارزشی از بین رفته است. البته باید گفت که صرف‌نظر از غیرمعناداری، رابطه منفی متغیر SMB با میانگین بازده پرتفوی‌های بزرگ ارزشی، هم‌راستا با یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳) است. در مجموع، ورود فاکتور درماندگی مالی به مدل سه‌عاملی باعث شده است که ضرایب این متغیر هم از نظر مقدار و هم از نظر سطح معناداری با کاهش روبرو شوند. این مشاهدات ثابت می‌کند که صرف ارزش و صرف اندازه در همه گروه‌های سهام وجود ندارد.

همچنین، نتایج بیانگر آن است که علاوه بر ۳ فاکتور معرفی‌شده توسط فاما و فرنچ، ریسک درماندگی مالی که برای اندازه‌گیری آن از امتیاز CHS (کمپل و همکاران، ۲۰۰۸) استفاده شده است، نقش مهمی را در توضیح بازده‌های موردانتظار سهام ایفا می‌کند. به‌طور کلی، کمتر احتمال دارد شرکت‌های درمانده مالی، بازده‌های بالایی را محقق سازند. در واقع، یافته‌های جدول ۴ تأیید می‌کند که بین ریسک درماندگی مالی و بازده موردانتظار 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 می‌باشند. شایان ذکر است، مقادیر آماره دوربین ـ واتسون برای هر ۶ پرتفوی، نمایان‌گر استقلال خطاها در مدل رگرسیون هستند.

بسط مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با امتیاز O (اولسن، ۱۹۸۰)

در جدول ۵، نتایج آزمون سومین نسخه بسط‌یافته مدل سه‌عاملی 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.

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

رابطه ۱۳)

جدول ۵. رگرسیون‌های سری زمانی با ریسک درماندگی روی ٦ پرتفوی مرتب‌شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار

	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ
	θ		$t(\theta)$	
پرتفوی ارزشی	۰/۰۱۸***	۰/۰۱۷***	۳/۷۹۹	۳/۹۱۲
پرتفوی میانی	۰/۰۲۱***	۰/۰۲۴***	۳/۵۳۳	۴/۲۱۸
پرتفوی رشدی	۰/۰۲۰***	۰/۰۱۸***	۴/۸۹۳	۳/۹۰۹
	δ_m		$t(\delta_m)$	
پرتفوی ارزشی	۱/۰۵۹***	۱/۰۶۱***	۱۹/۰۲۰	۲۰/۰۵۷
پرتفوی میانی	۰/۹۹۵***	۱/۰۰۹***	۱۳/۹۲۶	۹۱۲/۱۴
پرتفوی رشدی	۱/۰۲۹***	۱/۰۶۶***	۲۰/۵۳۳	۱۹/۲۲۳
	δ_{HML}		$t(\delta_{HML})$	
پرتفوی ارزشی	۰/۶۶۵***	۰/۵۶۶***	۶/۹۸۵	۶/۲۶۲
پرتفوی میانی	۰/۱۹۸	۰/۳۵۹***	۱/۶۲۰	۳/۱۰۶
پرتفوی رشدی	−۰/۲۶۰***	−۰/۲۶۳***	−۳/۰۳۲	−۲/۷۷۷
	δ_{SMB}		$t(\delta_{SMB})$	
پرتفوی ارزشی	۱/۱۱۰***	−۰/۰۴۱	۱۱/۹۸۳	−۰/۴۶۷
پرتفوی میانی	۰/۷۴۲***	−۰/۰۴۳	۶/۲۴۵	−۰/۳۸۳
پرتفوی رشدی	۰/۷۳۹***	۰/۲۰۷**	۸/۸۶۵	۲/۲۴۶
	δ_{DEF2}		$t(\delta_{DEF2})$	
پرتفوی ارزشی	−۰/۳۶۱***	−۰/۶۴۴***	−۳/۳۱۸	−۶/۲۲۴
پرتفوی میانی	−۰/۷۷۸***	−۰/۶۳۵***	−۵/۵۶۷	−۴/۸۰۲
پرتفوی رشدی	−۰/۷۰۰***	−۰/۵۰۳***	−۷/۱۴۰	−۴/۶۴۲
	$Adj\ R^2$			
پرتفوی ارزشی	۰/۸۴۳	۰/۸۴۱		
پرتفوی میانی	۰/۷۲۲	۰/۷۳۲		
پرتفوی رشدی	۰/۸۳۴	۰/۷۸۷		
	Durbin-Watson			
پرتفوی ارزشی	۲/۱۸۸	۱/۸۴۸		
پرتفوی میانی	۱/۸۸۴	۲/۳۱۵		
پرتفوی رشدی	۱/۷۹۶	۲/۰۵۲		

*، ** 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 (اولسن، ۱۹۸۰) مثبت و بسیار معنادار شده‌اند. این موضوع نشان می‌دهد ورود معیار درماندگی مالی اولسن (۱۹۸۰) به رگرسیون‌های اجراشده روی بازده‌های مازاد پرتفوی‌های مرتب‌شده 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 (اولسن، ۱۹۸۰)، در ضرایب تعیین تعدیل‌شده نیز قابل‌مشاهده 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 مازاد بازده بازار، اثر ارزش، اثر اندازه و فاکتور درماندگی مالی، تقریباً بدون‌تغییر باقی مانده‌اند. با توجه به ضرایب بتاهای بازار، مشاهده می‌شود که بازده‌های مازاد 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 مازاد 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 مازاد 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 مازاد سهام تأیید می‌شود. ضرایب متغیر DEF2 در همه سهام مرتب‌شده 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 ـ واتسون، می‌توان گفت که بین خطاهای مدل رگرسیون هم‌بستگی وجود ندارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش پیش‌رو، ضمن تحلیل دو راهبرد سرمایه‌گذاری شناخته‌شده 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. همان‌طورکه 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 موردانتظار سهام ایفا می‌کند.

ورود معیار درماندگی مالی امتیاز O (اولسن، ۱۹۸۰) به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، قدرت توضیح‌دهندگی مدل را با کاهش روبه‌رو 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. بار دیگر وجود رابطه منفی بین ریسک درماندگی مالی و بازده‌های مازاد سهام تأیید می‌شود. همانند نتایج پژوهش فدائی‌نژاد، 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 پذیرفته‌شده 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 بازارمحور (امتیاز CHS) از نظر قدرت توضیح‌دهندگی سودآوری خلاف‌قاعده‌های 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 به‌درستی 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[1]، مبتنی بر مصرف[2] و شرطی[3]، یا مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، استناد کرده و با لحاظ نمودن فاکتور درماندگی مالی در آن‌ها، به مقایسهٔ توان مدل‌های مذکور در توضیح نوسان‌های بازده سهام بپردازند. همچنین، می‌توانند از نماگرهای درماندگی مالی معرفی‌شده توسط آلتمن[4] (۱۹۶۸؛۱۹۷۷؛۲۰۰۰)، شیراتا[5] (۱۹۹۸)، فالمر[6] (۱۹۸۴)، اسپرینگیت[7] (۱۹۷۸) و زیمسکی[8] (۱۹۸۴) بهره ببرند. علاوه بر این، با توجه به اینکه سهام برخی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران حجم معاملات پایینی دارند، بنابراین متغیرهایی مانند نقدشوندگی سهام می‌تواند به‌عنوان یک پیش‌بینی‌کننده بالقوه بازده سهام مد نظر قرار گیرد. ضمن آنکه، توجه به سیکل‌های تجاری و دوره‌های رونق و رکود در بازار سهام نیز می‌تواند به‌عنوان یک گزینه پیشنهادی دیگر برای پژوهش‌های آتی مطرح شود. مضاف بر اینکه، باید اذعان داشت که حجم مبنا و دامنهٔ 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، یاسمن (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.

تالانه، 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، روح‌اله و دادرس، عباس (۱۳۹۵). صرف ارزش، صرف اندازه و صرف مومنتوم: شواهدی از مدل‌های قیمت‌گذاری تجربی. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۸ (۱)، ۴۹-۷۰.

حبیبی ثمر، 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

راعی، رضا و بستان‌آرا، مهدی (۱۳۹۸). جستجو برای ساختار بهینه مدل قیمت‌گذاری فاما و فرنچ و کارهارت در بازار سرمایه ایـران. *راهبرد مدیریت مالی*، ۷ (۲۴)، ۴۱-۷۰.

فدائی‌نژاد، محمداسماعیل؛ شهریاری، سارا و سلیم، فرشاد (۱۳۹۴). تجزیه و تحلیل رابطه ریسـک درمانـدگی مـالی و بـازده سـهام. *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 EconomicsBibliography*, 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی