Shahid Bahonar University of Kerman

Journal of Accounting Knowledge

Print ISSN: 2008 - 8914 Online ISSN: 2476 - 292X

Iranian Accounting Association

Corporate Default and Asset Pricing in Stock Market

Maysam Ahmadvand[*]
Mohammad Taghi Taghavifard[**]
Shayan Ghaebi Mehmandoust Olya[***]
Mohammad Rouhi[****]

Abstract

Objective: The main objective of this research is to study the relationship between corporate default and key investment strategies in the Iranian stock market. These strategies are value strategies and continuation of past performance (momentum). The concept of market anomalies, including value, size, and momentum premium, has been studied mainly in the stock exchange of the United States or other countries. Research focusing exclusively on the Tehran Stock Exchange is limited and related to the past years. Considering Iran's influential role in the region's economy and its damage from the recent global crises, it will be important to answer whether there are abnormal returns resulting from value premium, size premium and continuation of past returns on the Tehran Stock Exchange. Another goal of this research is to establish and investigate the theoretical relationship between corporate default and investment strategies.

Method: In this research, using four corporate default indicators, including the probability of default calculated by Campbell, Hilscher and Szilagyi (2008) (named as CHS score), the criterion based on Merton model (1974) (named as M score), Altman's Z score (1968) and Ohlson's O score (1980), the role of this factor in pricing capital assets, as well in explaining the profitability of investment strategies known as value premium, size premium and momentum premium, is investigated and analyzed. In this way, a total of 10 models are used and tested: (1) Fama-French three-factor model (1993), (2) Carhart four-factor model (1997), (3) augmented Fama-French model including CHS score, (4) augmented Carhart model including CHS score, (5) augmented Fama-French model including Z score, (6) augmented Carhart model including Z score, (7) augmented Fama-French model including O score, (8) augmented Carhart model including O score, (9) augmented Fama-French model including M score, and (10) augmented Carhart model including M score. This research uses data from 168 companies listed on the Tehran Stock Exchange and Iran Over the Counter Market over 114 months.

Journal of Accounting Knowledge, Vol. 15, No. 1, 47-82
[*] **Corresponding Author**, Ph.D. of Finance, Department of Finance and Banking, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran. **Email:** maysam.21989@gmail.com
[**] Professor of Industrial Management, Department of Operations Management and Information Technology, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran. **Email:** dr.taghavifard@gmail.com
[***] Ph.D. Candidate of Finance, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. **Email:** shayan_ghaebi@yahoo.com
[****] Ph.D. Candidate of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. **Email:** rouhimd@gmail.com
Submitted: 16 March 2022 **Revised:** 16 July 2023 **Accepted:** 18 July 2023 **Published:** 26 March 2024
Publisher: Faculty of Management & Economics, Shahid Bahonar University of Kerman.
DOI: 10.22103/jak.2023.21254.3868
©The Author(s)

Abstract

Results: According to this research, including the corporate default factor in the Fama-French three-factor model (1993) and Carhart four-factor model (1997) improves the performance of these models in pricing stocks. In the meantime, the indicator of the probability of default calculated by Campbell, Hilscher and Szilagyi (2008) has the greatest contribution to increasing the explanatory power of the mentioned models. After that, Ohlson's O score (1980) and Altman's Z score (1968) are ranked second and third, and the measure based on Merton's model (1974) stands at the last place. Additionally, it is found that value premium, while indifferent to the presence or absence of the corporate default factor in asset pricing models, is mainly seen among small and big value stocks. After augmenting these models with the corporate default factor, the significance of the size effect disappears among big value stocks. However, this variable still maintains its influence in explaining the fluctuations of returns of three other stock portfolios, including small value stocks, small growth stocks and big growth stocks. In addition, the findings show that the excess returns of none of the stock portfolios contain momentum premiums. More importantly, the research results suggest that the probability of corporate default and the excess returns of stock portfolios are significantly negatively correlated.

Conclusion: According to the results, the first hypothesis of the research, "the corporate default factor explains the stock returns of firms listed on the Tehran Stock Exchange and Iran Fara Bourse," is confirmed. The second hypothesis of the research, based on which "including the corporate default factor improves the performance of Fama-French three-factor model (1993) and Carhart four-factor model (1997) in the pricing of capital assets", is also confirmed. The third hypothesis of the research, according to which "the corporate default factor changes the effect of risk factors related to size, book value to market value and momentum in Fama-French three-factor model (1993) and Carhart four-factor model (1997)", is confirmed about size and value effects. Still, there is no evidence that with the inclusion of the corporate default factor in Carhart's four-factor model (1997), the impact of the momentum variable on the excess returns of stock portfolios will increase or decrease. The fourth research hypothesis, that "market-based corporate default criteria have more power in explaining the profitability of value premium, size premium, and momentum premium, compared to the criteria based on accounting data", is not fully confirmed or rejected. According to the above findings, the effects of value, size, and momentum are not compensation for corporate default risk. It is suggested that individual and institutional investors in the stock market pay attention to the financial health of the firm, its size, and its book to market ratio, respectively, instead of focusing on the past performance of its stocks.

Keywords: *Corporate Default, Investment Strategy, Asset Pricing, Stock Market.*
Paper Type: *Research Paper*.
Citation: Ahmadvand, M., Taghavifard, M.T., Ghaebi Mehmandoust Olya, Sh., & Rouhi, M. (2024). Corporate default and asset pricing in stock market. *Journal of Accounting Knowledge*, 15(1), 47-82 [In Persian].

مجله دانش حسابداری
شاپا چاپی: ۸۹۱۴-۲۰۰۸ شاپا الکترونیکی: ۲۴۷۶-۲۹۲X
دانشگاه شهید باهنر کرمان
انجمن حسابداری ایران

نکول شرکتی و قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازار سهام

میثم احمدوند*
محمدتقی تقوی فرد**
شایان غائبی مهماندوست علیا***
محمد روحی****

چکیده

هدف: هدف این پژوهش، تحلیل نقش نکول شرکتی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها و توضیح سودآوری مهمترین راهبردهای سرمایه‌گذاری است.

روش: در این پژوهش، از نسخه‌های بسط‌یافته مدل‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و کارهارت (۱۹۹۷) به‌منظور آزمون رابطه بین بازده‌های مازاد سهام و فاکتورهای ریسک استفاده شده است.

یافته‌ها: صرف ارزش، بی‌تفاوت نسبت به حضور یا عدم حضور فاکتور نکول شرکتی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، غالباً در گروه‌های سهام کوچک ارزشی و بزرگ ارزشی، وجود دارد. با ورود متغیر نکول شرکتی، معناداری اثر اندازه در بین سهام بزرگ ارزشی ناپدید می‌شود، اما این فاکتور همچنان تأثیرگذاری خود را در توضیح نوسان‌های بازده سه گروه دیگر سهام شامل کوچک ارزشی، کوچک رشدی و بزرگ رشدی، حفظ می‌کند. همچنین، مشخص شد که بازده‌های مازاد هیچ‌یک از پرتفوی‌ها، حاوی صرف تکانه نیستند. مهم‌تر اینکه، یک رابطه منفی و معنادار بین احتمال نکول شرکتی و بازده‌های مازاد پرتفوی‌ها مشاهده می‌شود.

نتیجه‌گیری: ورود فاکتور نکول شرکتی به مدل‌های پیش‌گفته، عملکرد آنها را در قیمت‌گذاری سهام بهبود می‌دهد. نماگر احتمال نکول کمپل و همکاران، بیشترین سهم را در افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های مذکور دارد. امتیاز O اولسن و امتیاز Z آلتمن، در رتبه‌های دوم و سوم قرار می‌گیرند و معیار مبتنی بر مدل مرتون، در جایگاه آخر می‌ایستد. با توجه به یافته‌های پژوهش، نمی‌توان صرف ارزش، صرف اندازه و صرف تکانه در بازده سهام را به‌عنوان پاداشی در ازای تحمل ریسک نکول در نظر گرفت.

واژه‌های کلیدی: *نکول شرکتی، راهبردهای سرمایه‌گذاری، قیمت‌گذاری دارایی‌ها، بازار سهام.*

نوع مقاله: پژوهشی.

استناد: احمدوند، میثم؛ تقوی فرد، محمدتقی؛ غائبی مهماندوست علیا، شایان و روحی، محمد (۱۴۰۳). نکول شرکتی و قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازار سهام. *مجله دانش حسابداری*، ۱۵(۱)، ۸۲-۴۷.

مجله دانش حسابداری، دوره پانزدهم، ش ۱، صص. ۸۲-۴۷

* **نویسنده مسئول**، دکتری گروه مالی و بانکداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. **رایانامه:** maysam.21989@gmail.com
** استاد گروه مدیریت عملیات و فناوری اطلاعات، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. **رایانامه:** dr.taghavifard@gmail.com
*** دانشجوی دکتری گروه مدیریت مالی و مهندسی مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. **رایانامه:** shayan_ghaebi@yahoo.com
**** دانشجوی دکتری گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. **رایانامه:** rouhimd@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۲۷ **تاریخ بازنگری:** ۱۴۰۲/۴/۲۵ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۲/۴/۲۷ **تاریخ انتشار برخط:** ۱۴۰۳/۱/۷
ناشر: دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.
DOI: 10.22103/jak.2023.21254.3868
©The Author(s)

مقدمه

هدف اصلی از انجام این پژوهش، مطالعه رابطه بین نکول شرکتی[1] و راهبردهای سرمایه‌گذاری کلیدی در بازار سهام ایران است. این راهبردها عبارتند از: راهبردهای ارزشی[2] و استمرار بازده گذشته (تکانه)[3]. مفهوم خلاف‌قاعده‌های بازار[4] شامل صرف ارزش[5]، صرف اندازه[6] و استمرار بازده گذشته عمدتاً در رابطه با بازار سهام ایالات متحده آمریکا یا گروه دیگری از کشورها مورد بررسی قرار گرفته است. پژوهش‌هایی که منحصراً بر بازار سهام ایران تمرکز کرده‌اند، محدود بوده و مربوط به سال‌های گذشته هستند. نظر به نقش تأثیرگذار ایران در اقتصاد منطقه و نیز تأثیرپذیری آن از بحران‌های جهانی اخیر، پاسخگویی به این پرسش که آیا بازده‌های غیرعادی حاصل از صرف ارزش، صرف اندازه و استمرار بازده گذشته در بازار اوراق بهادار ایران وجود دارد یا خیر، حائزاهمیت خواهد بود. هدف دیگر این پژوهش، ایجاد و بررسی ارتباط نظری بین نکول شرکتی و راهبردهای سرمایه‌گذاری است. مطابق با یک دیدگاه مبتنی بر ریسک، تأثیرگذاری این عوامل بر حرکت بازده دارایی‌ها تأیید شده است. از یک سو، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ[7] (۱۹۹۳) نشان می‌دهد عوامل ریسک در سطح شرکت و مرتبط با بازار، نقش اساسی در توضیح حرکت بازده سهام ایفا می‌کنند. از سوی دیگر، آگاروال و تافلر[8] (۲۰۰۸) به این نتیجه رسیدند مدل مذکور قادر نیست ریسک نکول شرکت‌ها را در قیمت‌گذاری دارایی‌های آنها لحاظ کند. بنابراین، ریسک مذکور ممکن است بتواند توضیحی منطقی را برای بازده‌های دارایی‌ها ارائه دهد.

در این پژوهش، طیف گسترده‌ای از نماگرها و شاخص‌های اندازه‌گیری نکول شرکتی مورد استفاده قرار گرفته است که عبارتند از: احتمال نکول محاسبه‌شده توسط کمپل[9] و همکاران (۲۰۰۸) و معیار مبتنی بر مدل مرتون[10] (۱۹۷۴) (به‌عنوان معیارهای مبتنی بر اطلاعات بازار) و امتیاز Z آلتمن[11] (۱۹۶۸) و امتیاز O اولسن[12] (۱۹۸۰) (به‌عنوان معیارهای مبتنی بر داده‌های حسابداری). این رویکرد کمک می‌کند که رابطه بین نکول شرکتی و عملکرد راهبردهای سرمایه‌گذاری مورداشاره به‌شکلی جامع‌تر و قدرتمندتر تحلیل شود. به‌طور خلاصه، در این پژوهش، دو گروه اصلی از نماگرهای شرایط درماندگی مورد ملاحظه قرار گرفته است: الف) احتمال نکول شرکتی و ب) نماگرهای مرسوم شامل بتای بازار، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار[13] و استمرار بازده گذشته.

در ادامه مقاله، ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش تشریح می‌شود. پس از آن، در مورد روش‌شناسی پژوهش بحث می‌شود. سپس، یافته‌های حاصل از تجزیه و تحلیل داده‌ها بیان شده و در پایان، خلاصه پژوهش و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

بر اساس نظریه‌های قیمت‌گذاری دارایی، دارایی‌های پرریسک‌تر باید بازده‌های بالاتری را محقق کنند. با این حال، نظریه‌های موجود قادر به توضیح تعداد قابل‌توجهی از الگوهای مشاهده‌شده در بازده‌های سهم که از آنها با عنوان خلاف‌قاعده

1. Corporate Default
2. Value Strategies
3. Momentum
4. Market Anomalies
5. Value Premium
6. Size Premium
7. Fama & French
8. Agarwal & Taffler
9. Campbell
10. Merton
11. Altman
12. Ohlson
13. Book to Market Equity

بازار یاد می‌شود، نیستند. در بین خلاف‌قاعده‌های بازار، صرف ارزش و صرف اندازه توجهات بیشتری را به خود معطوف کرده‌اند. فاما و فرنچ (۱۹۹۲ و ۱۹۹۸) و لاکونیشوک[۱] و همکاران (۱۹۹۴) به وجود صرف ارزش در سهام شرکت‌های آمریکایی پی بردند و دریافتند که سهام ارزشی[۲] (سهام دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا) در مقایسه با سهام رشدی[۳] (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. راهبرد صرف ارزش شامل خرید سهام ارزشی و فروش سهام رشدی و راهبرد صرف اندازه مشتمل بر خرید سهام کوچک و فروش سهام بزرگ است (بأس[۴] و همکاران، ۲۰۱۶). افزون بر این، کارهارت[۵] (۱۹۹۷) با اضافه کردن اثر تکانه معرفی‌شده توسط جگادیش و تیتمن[۶] (۱۹۹۳) به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، این مدل را بسط داد و دریافت که اثر تکانه کوتاه‌مدت می‌تواند بازده سهام را توضیح دهد. در این رابطه، راهبرد صرف تکانه[۷]، خرید «سهام برنده در گذشته[۸]» و فروش «سهام بازنده در گذشته[۹]» را دربرمی‌گیرد (جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳).

در کنار این موضوع، برای توجیه وجود ویژگی‌های مقطعی غیرعادی در بازده سهام مانند اثر اندازه، صرف ارزش و صرف تکانه، غالباً مفهوم نکول شرکتی مورد استناد قرار گرفته است. در این راستا، در پژوهش‌های متعددی، به موضوع وجود یا عدم وجود ارتباط بین ریسک نکول با بازده سهام و قیمت‌گذاری درست یا نادرست این ریسک، پرداخته شده است. چان و چن[۱۰] (۱۹۹۱) چنین استدلال می‌کنند که صرف اندازه، ریسک نکول را لحاظ می‌کند، زیرا سهام یک شرکت درمانده مالی با کاهش ارزش بازار مواجه می‌شود و در طبقه سهام کوچک جای می‌گیرد. طبق یافته‌های چن و ژانگ[۱۱] (۱۹۹۸)، شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، سود اندک و اهرم مالی سنگینی دارند که این دو ویژگی مترادف با احتمال نکول بالاتر این شرکت‌ها در نظر گرفته می‌شود. فاما و فرنچ (۱۹۹۶) دریافتند که قابل‌توجه بودن بازده سهام شرکت‌های درمانده مالی به این دلیل است که ریسک نکول در اثرات ارزش و اندازه لحاظ می‌شود. به عقیده گریفین و لمن[۱۲] (۲۰۰۲) و کیم[۱۳] (۲۰۱۶)، یک استدلال معتبر در مورد وجود صرف ارزش، صرف اندازه و صرف تکانه در بازده سهام این است که شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، شرکت‌های کوچک و نیز شرکت‌های در معرض اثر تکانه قدرتمند، به‌دلیل مواجهه بیشتر و محتمل‌تر با رویداد نکول، صرف ریسک بالاتری دارند. یعنی، سرمایه‌گذاران برای خرید و نگهداری سهام این شرکت‌ها خواهان دریافت یک پاداش اضافی هستند. وسلو و زینگ[۱۴] (۲۰۰۴) نشان دادند اثرات اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، در شرکت‌های با ریسک نکول بالا متمرکز شده‌اند و به این ترتیب، به این حدس و گمان که اثرات مذکور رابطه تنگاتنگی با درماندگی مالی دارند، اعتبار بخشیدند.

1. Lakonishok
2. Value Stock
3. Growth Stock
4. Bas
5. Carhart
6. Jegadeesh & Titman
7. Momentum Premium
8. Past Winners
9. Past Losers
10. Chan & Chen
11. Zhang
12. Griffin & Lemmon
13. Kim
14. Vassalou & Xing

با این حال، در سوی دیگر، پژوهشگرانی هستند که موضع متفاوتی را در پیش گرفته‌اند و باور دارند فاکتورهای اندازه و ارزش را نمی‌توان به‌عنوان پاداشی برای تحمل ریسک نکول در نظر گرفت. در این میان، نتایج پژوهش دیچف[1] (۱۹۹۸) حاکی از آن است که تحمل ریسک درماندگی مالی، با تحقق بازده بالاتر، پاداش داده نمی‌شود. بنابراین، نامحتمل است که فاکتور نکول در اثرات اندازه و ارزش لحاظ شده باشد. گارگوری[2] و همکاران (۲۰۰۷) برای پاسخ به این پرسش که آیا فاکتورهای صرف اندازه و صرف ارزش معرفی‌شده در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، ریسک نکول را نمایندگی می‌کنند یا خیر، مدل مذکور را از طریق اضافه کردن فاکتور نکول، بسط دادند. یافته‌های اصلی این پژوهش نشان داد: ۱) ریسک نکول، در بازده سهام قیمت‌گذاری و لحاظ نمی‌شود و ۲) فاکتورهای صرف اندازه و صرف ارزش، نماینده ریسک نکول نیستند. کمپل و همکاران (۲۰۰۸) دریافتند سهام شرکت‌های درمانده مالی در مقایسه با همتایان سالم و غیردرمانده آنها، بازده بسیار پایین‌تری دارند، اما در مقابل، دارای نوسان‌پذیری بازده بالاتر، ضریب ریسک سیستماتیک (بتا) بالاتر و بارهای عاملی بیشتر روی فاکتورهای ریسک اندازه و ارزش هستند. الگوهای مذکور همگی با این حدس و گمان که صرف اندازه و صرف ارزش، پاداشی در ازای تحمل ریسک درماندگی مالی هستند، ناسازگار می‌باشند. آگاروال و تافلر (۲۰۰۸) به شواهدی دست پیدا نکردند که نشان دهد اثرات اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار در بازده سهام، با درماندگی مالی در ارتباط هستند. چان و همکاران (۲۰۱۱) دریافتند فاکتور نکول صرفاً نقش مکمل را برای اثرات اندازه و ارزش در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) ایفا می‌کند.

همان‌طورکه ملاحظه می‌شود، شواهد تجربی موجود، تصویر پیچیده‌ای را ترسیم می‌کند که قادر به ارائه یک توضیح منسجم و یکپارچه نمی‌باشد. از این گذشته، طبق نتایج پژوهش آورامو‌ف[3] و همکاران (۲۰۰۷)، راهبردهای صرف تکانه به‌شکل چشمگیری در مجموعه کوچکی از شرکت‌های دارای رتبه‌های اعتباری پایین، رویت می‌شوند که این موضوع، بُعد جدیدی را به رابطه پیچیده بین نکول شرکتی و ویژگی‌های مقطعی بازده سهام افزوده است. بنابراین، ضروری است که با مطالعه رابطه بین نکول شرکتی و سودآوری راهبردهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر صرف ارزش، صرف اندازه و صرف تکانه در بازار سهام ایران، این موضوع بررسی شود که آیا اثرات مذکور، معیاری برای یک فاکتور درماندگی قیمت‌گذاری‌شده در بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران هستند یا خیر.

پیشینه پژوهش

کانگ و کانگ[4] (۲۰۰۹) به بررسی رابطه ریسک نکول و بازده سهام پرداخته و نشان می‌دهند حتی پس از کنترل صرف ریسک بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، همچنین اثر تکانه در مدل چهارعاملی کارهارت، می‌توان بخش قابل‌ملاحظه‌ای از بازده سهام را ناشی از فاکتور ریسک نکول دانست. یافته‌های چن و لی[5] (۲۰۱۳) حاکی از آن است که می‌توان بخشی از بازده سهام را به ریسک نکول منتسب نمود. ابنزانو[6] و همکاران (۲۰۱۴) با انجام مطالعه‌ای در بورس‌های اوراق بهادار چهار کشور اروپایی شامل فرانسه، آلمان، اسپانیا و بریتانیا، نقش ریسک نکول را در وقوع پدیده تکانه تحلیل کرده و نشان می‌دهند بین این دو متغیر رابطه‌ای وجود ندارد.

1. Dichev
2. Gharghori
3 .Avramov
4. Kang & Kang
5. Lee
6. Abinzano

ادریس و قیوم[1] (۲۰۱۸) نشان دادند فاکتورهای درماندگی مالی و ارزش بازار به ارزش دفتری قادر به توضیح بازده سهام شرکت‌های درمانده مالی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار پاکستان نیستند. لی[2] و همکاران (۲۰۱۸) به این نتیجه رسیدند که وجود سهام دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (سهام رشدی) در پرتفوی متشکل از شرکت‌های درمانده، لحاظ کردن صرف ریسک درماندگی را با شکست مواجه می‌کند. بنابراین، درماندگی مالی فاکتور بااهمیتی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازارهای سهام منطقهٔ آسیا-اقیانوسیه محسوب می‌شود.

بر اساس نتایج پژوهش بنجی[3] و همکاران (۲۰۱۸)، اثرات ارزش و تکانه در پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار اوراق بهادار هند تأثیرگذار هستند. یافته‌های کاکینوما[4] (۲۰۲۰) حاکی از آن است که شرکت‌های درمانده در مقایسه با شرکت‌های سالم، عملکرد بهتری دارند؛ همچنین مدل‌های سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) وجود صرف درماندگی مالی در بورس اوراق بهادار تایلند را تصدیق می‌کنند.

یافته‌های خان و اقبال[5] (۲۰۲۱) در بورس اوراق بهادار پاکستان بیانگر آن است که ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها در قیمت‌های سهام آنها لحاظ می‌شود. بر اساس یافته‌های چنگ[6] و همکاران (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.

بر اساس یافته‌های فدائی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۴)، بازده سهام دارای رابطه منفی با ریسک درماندگی مالی است؛ اثرات ارزش و اندازه، مستقل از ریسک درماندگی هستند و شرکت‌های کوچک بیشتر در معرض ریسک درماندگی قرار دارند. نتایج پژوهش دیگر فدائی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۴) نشان می‌دهد 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، اثرات اندازه و ارزش ارتباطی با ریسک درماندگی ندارند، اما اثر نوسان‌های غیرسیستماتیک را می‌توان در ریسک درماندگی مالی مشاهده کرد.

یافته‌های فلاح شمس و همکاران (۱۳۹۷) حاکی از آن است که اثر تکانه مختص شرکت‌های دچار درماندگی مالی و ناتوان در بازپرداخت بدهی نیست و امکان بروز آن در شرکت‌های سالم و متمکن از نظر مالی نیز وجود دارد. راعی و بستان‌آرا (۱۳۹۸) به این نتیجه رسیدند اثر تکانه در توضیح پراکندگی بازده سهام عمدتاً معنادار است؛ به‌طور کلی، بازده سهام رشدی بیشتر از بازده سهام ارزشی است، همچنین صرف اندازه به‌شکل چشمگیری در بازده موردانتظار سهام رویت می‌شود. صراف و همکاران (۱۴۰۰) دریافتند بین سود تکانه و متغیرهای نوسان‌پذیری بازار و ریسک نکول، رابطه معناداری وجود ندارد.

روش‌شناسی پژوهش

در پژوهش پیش‌رو، با استفاده از داده‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران طی یک بازه زمانی ۱۱۴ماهه از انتهای فروردین ۱۳۹۱ تا انتهای شهریور ۱۴۰۰، رابطه بین بازده‌های مازاد سهام و فاکتورهای ریسک، از طریق مدل‌های سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) و نسخه‌های بسط‌یافته آنها، آزمون شده است.

1. Idrees & Qayyum
2. Li
3. Banerjee
4. Kakinuma
5. Khan & Iqbal
6. Cheng

منظور از بسط این دو مدل، اضافه کردن نماگرهای نکول شرکتی به آنها است. همان‌طورکه پیش‌تر بیان شد، در این پژوهش، از چهار نماگر نکول شرکتی استفاده شده است: ۱) احتمال نکول محاسبه‌شده توسط کمپل و همکاران (۲۰۰۸) (امتیاز CHS)، ۲) معیار مبتنی بر مدل مرتون (۱۹۷۴) (امتیاز M)، ۳) امتیاز Z آلتمن (۱۹۶۸) و ۴) امتیاز O اولسن (۱۹۸۰). بنابراین، در پژوهش حاضر، برای آزمون رابطه بین بازده‌های مازاد سهام و فاکتورهای ریسک شامل بازده مازاد بازار، صرف اندازه، صرف ارزش، صرف تکانه و صرف نکول شرکتی، در مجموع از ۱۰ مدل استفاده شده است: ۱) مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، ۲) مدل چهارعاملی کارهارت، ۳) مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ بسط‌یافته با امتیاز CHS، ۴) مدل چهارعاملی کارهارت بسط‌یافته با امتیاز CHS، ۵) مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ بسط‌یافته با امتیاز Z، ۶) مدل چهارعاملی کارهارت بسط‌یافته با امتیاز Z، ۷) مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ بسط‌یافته با امتیاز O، ۸) مدل چهارعاملی کارهارت بسط‌یافته با امتیاز O، ۹) مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ بسط‌یافته با امتیاز M و ۱۰) مدل چهارعاملی کارهارت بسط‌یافته با امتیاز M.

در این پژوهش، تمرکز بر صنایع تولیدکننده و ارائه‌دهنده کالاها و خدمات بوده است و شرکت‌های فعال در صنایعی مانند بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، بیمه و صندوق بازنشستگی، سرمایه‌گذاری‌ها، چندرشته‌ای صنعتی و سایر واسطه‌گری‌های مالی، که خصوصیات نامتعارف ساختار سرمایه و شیوه متفاوت گزارش‌گری آنها می‌تواند داده‌های پژوهش را منحرف نماید، در نظر گرفته نشده‌اند. همچنین، شرکت‌های جدیداً پذیرش‌شده و لغو پذیرش‌شده در طول دوره زمانی پژوهش، از نمونه آماری حذف شده‌اند. بنابراین، 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:

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

به‌منظور پاسخ به این پرسش کلیدی که آیا صرف ارزش، صرف اندازه و صرف تکانه، معیاری برای یک فاکتور درماندگی قیمت‌گذاری‌شده در بازده سهام شرکت‌ها هستند یا خیر، چهار فرضیه به‌شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: فاکتور نکول شرکتی، بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران را توضیح می‌دهد.

فرضیه دوم: لحاظ کردن فاکتور نکول شرکتی، موجب بهبود عملکرد مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای می‌شود.

فرضیه سوم: فاکتور نکول شرکتی، معناداری ضرایب عوامل ریسک مرتبط با اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار و تکانه را در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) دستخوش تغییر قرار می‌دهد.

فرضیه چهارم: نماگرهای نکول شرکتی بازارمحور در مقایسه با نماگرهای مبتنی بر داده‌های حسابداری، دارای قدرت بیشتری در توضیح سودآوری خلاف‌قاعده‌های صرف ارزش، صرف اندازه و صرف تکانه هستند.

برای آزمون فرضیه‌های اول و سوم از آماره t و برای آزمون فرضیه‌های دوم و چهارم از ضریب تعیین تعدیل‌شده استفاده می‌گردد.

متغیرهای وابسته

متغیرهای وابسته که با R_i-R_f نشان داده می‌شوند، بازده‌های مازاد پرتفوی‌های سهام نسبت به بازده دارایی بدون‌ریسک هستند. همراستا با مطالعات قبلی در بازار سهام ایران (به‌عنوان مثال، بولو و احمدوند، ۱۳۹۸)، اوراق مشارکت دولتی به‌عنوان دارایی بدون‌ریسک انتخاب شده است. در این پژوهش، ۶ پرتفوی مشتمل بر سهام با اندازه‌ها و نسبت‌های ارزش دفتری به ارزش بازار متفاوت تشکیل می‌شوند. آنها عبارتند از: کوچک/نسبت بالا، کوچک/نسبت متوسط، کوچک/نسبت پایین، بزرگ/نسبت بالا، بزرگ/نسبت متوسط، بزرگ/نسبت پایین. ناگفته نماند که به تبعیت از دیمسون[1] و همکاران (۲۰۰۳)، برای اندازه‌گیری متغیرهای وابسته، پرتفوی‌های فوق‌الذکر با استفاده از نقطه انفصال ۴۰:۲۰:۴۰ ساخته شده‌اند. این موضوع در مورد متغیرهای مستقل که معیاری برای اندازه‌گیری اجزاء و مؤلفه‌های ریسک هستند نیز صدق می‌کند.

متغیرهای مستقل

در این بخش، هر یک از متغیرهای مستقل مورداستفاده در پژوهش و روش ساختن آنها توصیف شده است.

الف) فاکتور بازار: صرف ریسک بازار، اختلاف بین بازده موردانتظار پرتفوی بازار و نرخ بازده بدون‌ریسک است. برای محاسبه بازده پرتفوی بازار در هر ماه، میانگین نوسان شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و نوسان شاخص کل فرابورس ایران در آن ماه، 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 (۱) نشان داده شده است:

$$HML=High-Low \qquad (۱)$$

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

1. Dimson

می‌باشد. فرمول محاسبه آن به‌صورت رابطه (۲) است:

SMB=Small-Big (۲)

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.

د) WML: متغیر WML برای ردیابی اثر تکانه در بازده (استمرار بازده گذشته) به‌کار گرفته می‌شود. این متغیر توسط جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) معرفی شده است. برای طبقه‌بندی و جداسازی سهام برنده از سهام بازنده، بازده ۱۱ ماه گذشته مورد استفاده قرار می‌گیرد. به این صورت که در پایان هر ماه، t، همه سهام واجدشرایط با توجه به بازده ۱۱ ماه گذشته آنها و با احتساب یک ماه وقفه، در ۳ پرتفوی قرار می‌گیرند (۴۰:۲۰:۴۰). اختلاف بین میانگین بازده ماهانه پرتفوی متشکل از ۴۰ درصد سهام دارای کمترین بازده در ۱۱ ماه گذشته (سهام بازنده) و پرتفوی دربرگیرنده ۴۰ درصد سهام دارای بیشترین بازده در ۱۱ ماه گذشته (سهام برنده)، به‌عنوان معیاری برای لحاظ کردن اثر استمرار بازده گذشته مورد استفاده قرار می‌گیرد. فرمول محاسبه این متغیر به‌صورت رابطه (۳) است:

WML=Winners-Losers (۳)

جایی که:

Winners: میانگین بازده ماهانه پرتفوی برنده؛ و

Losers: میانگین بازده ماهانه پرتفوی بازنده است.

در این پژوهش، فاکتورهای ریسک به‌جز متغیر WML، با یک وقفه ۶ماهه ساخته می‌شوند. این کار به این دلیل انجام می‌شود که سرمایه‌گذاران بتوانند تصمیم‌های آگاهانه بگیرند، زیرا اطلاعات مالی شرکت معمولاً چند ماه پس از پایان سال مالی آن در دسترس عموم قرار می‌گیرد. این وقفه برای متغیر WML کوتاه‌تر (۱ماهه) است، زیرا متغیر مذکور بر مبنای قیمت‌های سهم در گذشته است که تقریباً به‌صورت آنی منتشر می‌شود (داو[1]، ۲۰۱۸).

ه) فاکتور نکول شرکتی: پاپ[2] (۲۰۱۰) استفاده از پرتفوی‌های ردیاب عاملی را که بر اساس ریسک نکول تشکیل شده‌اند، توصیه می‌کند و نشان می‌دهد از این طریق، مدل‌های عاملی قدرتمندی برای برآورد بازده‌های موردانتظار ایجاد می‌شود. فاکتور نکول شرکتی (DEF1، DEF2، DEF3 و DEF4) برای ردیابی بخشی از بازده که در ارتباط با این ریسک است، ساخته می‌شود.

DEF1=High CHS-Score-Low CHS-Score (۴)

1. Dove
2. Pope

جایی که:

CHS-Score: احتمال درماندگی مالی کمپل و همکاران (۲۰۰۸)؛

HighfCHS-Score: میانگین بازده ماهانه پرتفوی پرریسک؛ و

Low CHS-Score: میانگین بازده ماهانه پرتفوی کم‌ریسک است.

DEF2=High M-Score-Low M-Score (۵)

جایی که:

M-Score: احتمال درماندگی مالی مرتون (۱۹۷۴) ؛

High M-Score: میانگین بازده ماهانه پرتفوی پرریسک؛ و

Low M-Score: میانگین بازده ماهانه پرتفوی کم‌ریسک است.

DEF3=HightZ-Score-Low Z-Score (۶)

جایی که:

Z-Score: احتمال درماندگی مالی آلتمن (۱۹۶۸) ؛

High Z-Score: میانگین بازده ماهانه پرتفوی پرریسک؛ و

Low Z-Score: میانگین بازده ماهانه پرتفوی کم‌ریسک است.

DEF4=High O-Score-Low O-Score (۷)

جایی که:

O-Score: احتمال درماندگی مالی اولسن (۱۹۸۰)؛

High O-Score: میانگین بازده ماهانه پرتفوی پرریسک؛ و

Low O-Score: میانگین بازده ماهانه پرتفوی کم‌ریسک است.

در پایان هر ماه، t، سهام موجود در نمونه با استفاده از نقطه انفصال ۴۰:۲۰:۴۰ و بر مبنای احتمال نکول آنها در ۶ ماه قبل، در ۳ گروه قرار می‌گیرند. اختلاف بین میانگین بازده ماهانه پرتفوی شامل ۴۰ درصد سهام دارای بیشترین احتمال نکول و پرتفوی متشکل از ۴۰ درصد سهام دارای کمترین احتمال نکول، برای لحاظ کردن اثر این ریسک مورد استفاده قرار می‌گیرد.

نماگرهای نکول شرکتی

۱) احتمال نکول محاسبه‌شده توسط کمپل و همکاران (۲۰۰۸) (امتیاز CHS)

امتیاز CHS، به‌صورت رابطه (۸) محاسبه می‌شود:

$$CHS\text{-}Score=P_{t-6}(Y_{it}=1|X_{i,t-6})=\frac{1}{(1+e^{-X_{t-6}})} \quad (۸)$$

$$X=-4.663-34.686NIMTA+1.113TLMTA-0.059EXRET$$
$$-0.704RSIZE+0.981SIGMA+9.334CASHMTA+0.006MTBV$$

جایی که:

Y_{it}: متغیری که برابر با ۱ است، اگر شرکت i در ماه t درمانده شود.

$X_{i,t-6}$: بردار متغیرهای توضیحی در مدل رگرسیون که عبارتند از:

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 کوتاه‌مدت به ارزش بازار مجموع دارایی‌ها؛

MTBV: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری هر سهم؛ و

PRICE: لگاریتم قیمت سهم است.

۲) معیار مبتنی بر مدل مرتون (۱۹۷۴) (امتیاز M)

فرمول محاسبه احتمال نکول با استفاده از این معیار، به‌صورت رابطه (۹) است:

$$\text{M-Score}=N\left(-\frac{\ln\left(\frac{V}{F}\right)+\left(\mu-\delta-\frac{\sigma_V^2}{2}\right)T}{\sigma_V\sqrt{T}}\right) \qquad (۹)$$

جایی که:

V: ارزش بازار دارایی‌ها؛

F: ارزش اسمی بدهی‌ها؛

μ: نرخ بازده موردانتظار دارایی‌ها؛

δ: نرخ بازده نقدی (برابر با نسبت سودهای تقسیمی به ارزش بازار تقریبی دارایی‌ها است. ارزش بازار تقریبی دارایی‌ها نیز برابر با مجموع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و ارزش اسمی بدهی‌ها در نظر گرفته می‌شود)؛

σ_V: نوسان‌پذیری یا انحراف استاندارد بازده دارایی‌ها؛

T: دوره سررسید (برابر با یک سال در نظر گرفته می‌شود)؛ و

N(...): احتمال تجمعی توزیع نرمال است.

۳) امتیاز Z آلتمن (۱۹۶۸)

مدل امتیاز Z آلتمن (۱۹۶۸) به‌صورت رابطه (۱۰) است:

$$\text{Z-Score}=1.2X_1+1.4X_2+3.3X_3+0.6X_4+0.999X_5 \qquad (۱۰)$$

جایی که:

X_1: نسبت خالص سرمایه در گردش به مجموع دارایی‌ها؛

X_2: نسبت سود انباشته به مجموع دارایی‌ها؛

X_3: نسبت سود قبل از بهره و مالیات به مجموع دارایی‌ها؛

X_4: نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به مجموع بدهی‌ها؛ و

X_5: نسبت فروش به مجموع دارایی‌ها است.

۴) امتیاز O اولسن (۱۹۸۰)

امتیاز O با استفاده از رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود:

$$O\text{-}Score=-1.32-0.407Log X_1+6.03X_2-1.43X_3+0.076X_4 -1.72X_5-2.37X_6-1.83X_7+0.285X_8-0.521X_9 \quad (11)$$

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؛ و

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) است.

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. آمار توصیفی متغیرهای وابسته- بازده‌های مازاد ماهانه ۶ پرتفوی مرتب‌شده بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار

پرتفوی	تعداد شرکت‌ها	میانگین	انحراف استاندارد	میانه	حداکثر	حداقل
پرتفوی کوچک/نسبت پایین (پرتفوی کوچک رشدی)	۳۴	۰/۰۴۵	۰/۱۰۰	۰/۰۱۸	۰/۳۷۶	-۰/۱۲۷
پرتفوی کوچک/نسبت متوسط	۱۶	۰/۰۴۰	۰/۱۱۰	۰/۰۱۰	۰/۴۹۴	-۰/۱۵۵
پرتفوی کوچک/نسبت بالا (پرتفوی کوچک ارزشی)	۳۴	۰/۰۳۶	۰/۱۱۴	۰/۰۰۱	۰/۵۰۵	-۰/۱۵۴
پرتفوی بزرگ/نسبت پایین (پرتفوی بزرگ رشدی)	۳۴	۰/۰۴۳	۰/۰۹۷	۰/۰۱۱	۰/۳۱۹	-۰/۱۶۵
پرتفوی بزرگ/نسبت متوسط	۱۶	۰/۰۴۰	۰/۱۰۶	۰/۰۱۸	۰/۴۷۹	-۰/۱۵۸
پرتفوی بزرگ/نسبت بالا (پرتفوی بزرگ ارزشی)	۳۴	۰/۰۳۲	۰/۱۰۷	-۰/۰۰۱	۰/۴۷۵	-۰/۱۷۳

آمار توصیفی متغیرهای مستقل

در جدول (۲)، آمار توصیفی متغیرهای توضیحی (مستقل) رگرسیون‌های مورداستفاده در پژوهش، ارائه شده است.

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	-۰/۰۳۰	۰/۰۵۶	-۰/۰۲۷	۰/۱۱۷	-۰/۲۵۱
DEF3	۰/۰۰۷	۰/۰۴۶	۰/۰۰۷	۰/۲۲۸	-۰/۱۳۶
DEF4	-۰/۰۰۳	۰/۰۴۵	-۰/۰۰۳	۰/۱۱۵	-۰/۲۴۵

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

آمار توصیفی نماگرهای نکول شرکتی

در جدول (۳)، آمار توصیفی معیارهای مورداستفاده برای اندازه‌گیری نکول شرکتی به‌طور خلاصه ارائه شده است. با این حال، باید در نظر داشت که این نماگرها با استفاده از روش‌های متفاوتی محاسبه شده‌اند و بنابراین نباید با یکدیگر (از لحاظ آمار توصیفی و نه عملکرد آنها در پیش‌بینی) با هم مقایسه شوند.

جدول ۳. آمار توصیفی نماگرهای نکول شرکتی

نماگر	میانگین	انحراف استاندارد	میانه	حداکثر	حداقل
امتیاز CHS	۰/۲۶۱	۰/۲۰۹	۰/۲۰۲	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰
امتیاز M	۰/۱۴۵	۰/۱۴۰	۰/۱۰۰	۰/۴۷۲	۰/۰۰۰
امتیاز Z	۰/۶۸۸	۰/۶۶۴	۰/۵۴۵	۴/۴۸۹	-۱/۲۸۵
امتیاز O	۳/۳۵۲	۱/۶۰۹	۳/۴۳۷	۹/۳۶۱	-۱/۸۰۰

آزمون فرضیه‌ها

در این بخش، ضمن تجزیه و تحلیل یافته‌های پژوهش در مورد عوامل ریسک مرتبط با بازار، اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار، تکانه و نکول شرکتی که در قالب ۱۰ مدل به‌دست آمده‌اند، با استفاده از آماره‌های t و ضرایب تعیین تعدیل‌شده، به تأیید یا عدم تأیید فرضیه‌های پژوهش پرداخته شده است.

مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ

در جدول (۴)، برآوردهای سری زمانی بازده مازاد ماهانه ۶ پرتفوی مرتب‌شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار طی دوره زمانی فروردین ۱۳۹۱ تا شهریور ۱۴۰۰ 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 (۱۲) است:

$$R_{i,t}-R_{f,t}=\alpha_i+\beta_i\left(R_{m,t}-R_{f,t}\right)+h_i HML_t+s_i SMB_t+\varepsilon_i \qquad (۱۲)$$

جدول ۴. نتایج برآورد مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ

	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ
	α		t(α)	
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(β)	
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 (۴) 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 (۴) 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-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.

مدل چهارعاملی کارهارت

مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷)، نسخه بسط‌یافته مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) است که فاکتور تکانه را دربرمی‌گیرد. این مدل در رابطه (۱۳) نشان داده شده است.

$$R_{i,t}-R_{f,t}=\alpha'_i+\beta'_i\left(R_{m,t}-R_{f,t}\right)+h'_i HML_t+s'_i SMB_t+w'_i WML_t+\varepsilon_i \qquad (۱۳)$$

نتایج برآورد مدل چهارعاملی کارهارت در جدول (۵) ذکر شده است. نتایج برآورد مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) روی بازده‌های مازاد پرتفوی‌های مرتب‌شده بر حسب اندازه/ارزش دفتری به ارزش بازار نشان می‌دهد قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ تا حدودی بهبود یافته است. مقادیر ثابت مدل از نظر مقدار و معناداری با کاهش روبرو شده‌اند و ضرایب تعیین تعدیل‌شده افزایش پیدا کرده‌اند. ضریب تعیین تعدیل‌شده بالاتر در رگرسیون‌های کارهارت در مقایسه با رگرسیون‌های فاما و فرنچ، حاکی از آن است که متغیر تکانه به لحاظ کردن بخش بزرگ‌تری از نوسان‌های میانگین بازده‌های مازاد کمک کرده است و احتمال دارد برخی از عناصر و مؤلفه‌های ریسک فراموش‌شده در مدل سه‌عاملی، در مدل چهارعاملی قیمت‌گذاری شده باشند. ضریب تعیین تعدیل‌شده در مدل کارهارت بین ۰/۶۷۴ و ۰/۸۳۵ است، درحالی‌که در مدل فاما و فرنچ در محدودهٔ ۰/۶۴۶ تا ۰/۸۲۹ قرار دارد. با این حال، نیکویی برازش هر دو مدل نشان‌دهنده آن است که به‌طور بالقوه عناصر و مؤلفه‌های ریسکی وجود دارد که توسط این مدل‌های کلاسیک لحاظ نشده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل چهارعاملی کارهارت

	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ
	α'		$t(\alpha')$	
پرتفوی ارزشی	۰/۰۱۳***	۰/۰۱۰*	۲/۶۶۱	۱/۹۳۹
پرتفوی میانی	۰/۰۱۱*	۰/۰۱۲**	۱/۶۸۵	۲/۲۶۷
پرتفوی رشدی	۰/۰۱۲**	۰/۰۱۲**	۲/۴۵۵	۲/۴۱۷
	β'		$t(\beta')$	

1. Phalippou

پرتفوی ارزشی	۱/۰۶۹***	۱/۰۸۴***	۱۸/۷۱۴	۱۸/۲۲۳
پرتفوی میانی	۱/۰۱۸***	۱/۰۱۰***	۱۳/۱۷۶	۱۵/۴۹۴
پرتفوی رشدی	۱/۰۵۳***	۱/۰۸۳***	۱۸/۲۳۳	۱۸/۲۹۳
	h′		t(h′)	
پرتفوی ارزشی	۰/۵۴۳***	۰/۳۸۴***	۵/۲۷۸	۳/۵۸۱
پرتفوی میانی	−۰/۰۵۶	۰/۰۴۸	−۰/۴۰۲	۰/۴۱۳
پرتفوی رشدی	−۰/۴۶۹***	−۰/۴۱۰***	−۴/۵۱۳	−۳/۸۴۶
	s′		t(s′)	
پرتفوی ارزشی	۱/۲۴۷***	۰/۲۰۹**	۱۴/۹۶۱	۲/۴۰۸
پرتفوی میانی	۱/۰۳۹***	۰/۱۸۲*	۹/۲۱۹	۱/۹۱۲
پرتفوی رشدی	۱/۰۰۹***	۰/۴۰۲***	۱۱/۹۷۹	۴/۶۵۲
	w′		t(w′)	
پرتفوی ارزشی	−۰/۱۴۲**	−۰/۱۸۶***	−۲/۱۵۳	−۲/۷۰۹
پرتفوی میانی	−۰/۲۸۸***	−۰/۴۳۱***	−۳/۲۲۲	−۵/۷۲۱
پرتفوی رشدی	−۰/۲۲۲***	−۰/۱۵۳**	−۳/۳۳۲	−۲/۲۳۵
	Adj R^2			
پرتفوی ارزشی	۰/۸۳۵	۰/۷۹۸		
پرتفوی میانی	۰/۶۷۴	۰/۷۵۰		
پرتفوی رشدی	۰/۷۷۹	۰/۷۵۶		
	Durbin-Watson			
پرتفوی ارزشی	۲/۱۱۱	۱/۸۵۰		
پرتفوی میانی	۱/۸۵۵	۱/۹۷۱		
پرتفوی رشدی	۱/۹۴۱	۲/۰۶۳		

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

در مورد مقادیر ثابت مدل، کمترین مقدار و سطح معناداری به سهام بزرگ ارزشی (با آلفای ۰/۰۱۰ و معنادار در سطح اطمینان ۹۰ درصد) و بیشترین مقدار و سطح معناداری به سهام کوچک ارزشی (با آلفای ۰/۰۱۳ و معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد) تعلق دارد. مقدار ثابت رگرسیون روی بازده‌های مازاد پرتفوی‌های رشدی کوچک و بزرگ، برابر با ۰/۰۱۲ و معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. ضرایب بتای بازار در حضور فاکتور تکانه اگرچه از نظر مقداری اندکی کاهش داشته‌اند، اما جهت مثبت و معناداری خود را در سطح اطمینان ۹۹ درصد حفظ کرده‌اند. همچنین، این ضرایب برای سهام بزرگ بالاتر از سهام کوچک و برای سهام ارزشی بالاتر از سهام رشدی است. در حضور فاکتور تکانه، میزان ضرایب مرتبط با متغیرهای توضیحی HML و SMB نیز مقداری کاهش را نشان می‌دهد. با این حال، جهت و سطح معناداری ضرایب دست‌نخورده باقی مانده است. ضرایب HML در همه گروه‌های سهام در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. همچنین، این ضرایب برای سهام ارزشی، مثبت و برای سهام رشدی، منفی می‌باشد. در مقابل، ضرایب SMB برای سهام ارزشی و رشدی، چه کوچک چه بزرگ، مثبت است. ضرایب این متغیر برای همه پرتفوی‌ها در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است، به‌استثنای پرتفوی سهام

بزرگ ارزشی که در آن، ضرایب مذکور در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. اثر اندازه در بین سهام کوچک بیشتر از سهام بزرگ جلوه می‌کند. در بین سهام کوچک نیز، اثر مزبور در پرتفوی‌های ارزشی مشهودتر و قدرتمندتر است. بنابراین، به نظر می‌رسد که هنگام توضیح تغییرات میانگین بازده سهام شرکت‌های کوچک، لحاظ کردن تفاوت‌های موجود در ارزش بازار حائز اهمیت است. همچنین، سرمایه‌گذاری در سهام کوچک‌تر می‌تواند صرف اندازه بالاتری را محقق سازد، درحالی‌که بازده سهام بزرگ حساسیت کمتری نسبت به اثر اندازه دارد. در مورد فاکتور تکانه، جدول (۵) حاکی از آن است که اگرچه ضرایب برآوردشده w' در رگرسیون‌های اجراشده روی بازده‌های مازاد همه پرتفوی‌های شش‌گانه، بسیار معنادار است (در سطح اطمینان ۹۵ درصد و ۹۹ درصد)، اما منفی بودن ضرایب نشان از آن دارد که سرمایه‌گذاری در سهام هیچ‌یک از شرکت‌ها احتمالاً به صرف تکانه منجر نخواهد شد. آماره دوربین واتسون نیز برای همه ۶ پرتفوی در محدوده ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد و این نشان می‌دهد اجزای خطای مدل رگرسیون از یکدیگر مستقل هستند.

نکول شرکتی و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ

در بخش پیش‌رو، با اضافه کردن فاکتور نکول شرکتی، DEF1، به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، یک مدل بسط‌یافته ایجاد می‌شود. این مدل به‌صورت رابطه (۱۴) است.

$$R_{i,t}-R_{f,t}=\theta_i+\delta_{mi}(R_{m,t}-R_{f,t})+\delta_{HMLi}HML_t+\delta_{SMBi}SMB_t+\delta_{DEF1i}DEF1_t+\varepsilon_i \qquad (۱۴)$$

در جدول (۶)، ضرایب برآوردشده این مدل ارائه شده است. همان‌طورکه در جدول (۶) مشهود است، در مقایسه با رگرسیون‌های اولیه فاما و فرنچ، مقادیر ثابت مدل سه‌عاملی بسط‌یافته با متغیر نکول شرکتی کاهش چشمگیری داشته و در همه موارد غیرمعنادار شده‌اند. همچنین، ضرایب تعیین تعدیل‌شده بالاتر هستند. در جدول (۴)، بالاترین ضریب تعیین تعدیل‌شده ۰/۸۲۹ است. با این حال، در جدول (۶)، بالاترین ضریب تعیین تعدیل‌شده ۰/۸۵۹ گزارش شده است. این نتایج نشان می‌دهد وجود فاکتور نکول شرکتی (DEF1) در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، به لحاظ کردن بخش بیشتری از نوسان‌های میانگین بازده سهام در ایران کمک می‌کند.

جدول ۶. نتایج بسط مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با امتیاز CHS

	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
	δ_m		$t(\delta_m)$	
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
	δ_{HML}		$t(\delta_{HML})$	
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
	δ_{SMB}		$t(\delta_{SMB})$	
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
	δ_{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.

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 (۴)، 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 (۶)، 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 ۴)، 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 نکول شرکتی 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، احتمال نکول شرکتی که برای اندازه‌گیری آن از

امتیاز CHS 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 (۶) تأیید می‌کند که بین نکول شرکتی 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. مضافاً اینکه، مقادیر آماره دوربین واتسون برای هر ۶ پرتفوی، نشان‌دهنده استقلال اجزای خطای مدل رگرسیون از یکدیگر هستند.

نکول شرکتی و مدل چهارعاملی کارهارت

نسخه بسط‌یافته مدل چهارعاملی کارهارت شامل همه فاکتورهای سه‌گانه فاما و فرنچ، جزء تکانه و فاکتور نکول شرکتی، DEF1، است. این مدل در رابطه (۱۵) نشان داده شده است.

$$R_{i,t}-R_{f,t}=\theta'_i+\delta'_{mi}\left(R_{m,t}-R_{f,t}\right)+\delta'_{HMLi}HML_t+\delta'_{SMBi}SMB_t+\delta'_{WMLi}WML_t+\delta'_{DEF1i}DEF1_t+\varepsilon_i \qquad (۱۵)$$

در جدول (۷)، ضرایب برآوردشده این مدل ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج بسط مدل چهارعاملی کارهارت با امتیاز CHS

	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ
	θ'		$t(\theta')$	
پرتفوی ارزشی	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۸	-۰/۱۳۱	-۱/۵۷۱
پرتفوی میانی	-۰/۰۱۴**	-۰/۰۰۸	-۲/۲۱۶	-۱/۵۴۸
پرتفوی رشدی	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۴	-۱/۱۰۷	-۰/۷۵۰
	δ'_m		$t(\delta'_m)$	
پرتفوی ارزشی	۰/۷۹۳***	۰/۷۲۹***	۱۰/۷۹۰	۱۰/۲۳۱
پرتفوی میانی	۰/۵۱۸***	۰/۵۹۲***	۵/۸۳۲	۷/۸۵۸
پرتفوی رشدی	۰/۷۰۲***	۰/۷۶۰***	۱۰/۲۳۳	۱۰/۳۴۳
	δ'_{HML}		$t(\delta'_{HML})$	
پرتفوی ارزشی	۰/۲۹۷***	۰/۰۶۶	۲/۸۶۶	۰/۶۶۱
پرتفوی میانی	-۰/۵۰۲***	-۰/۳۲۴***	-۴/۰۱۱	-۳/۰۵۷
پرتفوی رشدی	-۰/۷۸۲***	-۰/۶۹۹***	-۸/۰۸۹	-۶/۷۵۵
	δ'_{SMB}		$t(\delta'_{SMB})$	
پرتفوی ارزشی	۱/۰۵۴***	-۰/۰۳۹	۱۲/۶۵۱	-۰/۴۸۳
پرتفوی میانی	۰/۶۹۰***	-۰/۱۱۰	۶/۸۵۵	-۱/۲۸۴
پرتفوی رشدی	۰/۷۶۴***	۰/۱۷۶**	۹/۸۲۹	۲/۱۱۵
	δ'_{WML}		$t(\delta'_{WML})$	
پرتفوی ارزشی	-۰/۱۶۱***	-۰/۲۱۰***	-۲/۷۰۹	-۳/۶۵۸
پرتفوی میانی	-۰/۳۲۲***	-۰/۴۵۹***	-۴/۴۸۳	-۷/۵۵۲
پرتفوی رشدی	-۰/۲۴۶***	-۰/۱۷۵***	-۴/۴۴۴	-۲/۹۵۰
	δ'_{DEF1}		$t(\delta'_{DEF1})$	

پرتفوی ارزشی	-۰/۲۹۲***	-۰/۳۷۸***	-۵/۲۲۵	-۶/۹۵۹
پرتفوی میانی	-۰/۵۳۱***	-۰/۴۴۴***	-۷/۸۴۷	-۷/۷۳۴
پرتفوی رشدی	-۰/۳۷۲***	-۰/۳۴۴***	-۷/۱۲۶	-۶/۱۴۸
		Adj R^2		
پرتفوی ارزشی	۰/۸۶۷	۰/۸۵۹		
پرتفوی میانی	۰/۷۹۰	۰/۸۳۸		
پرتفوی رشدی	۰/۸۴۸	۰/۸۱۸		
		Durbin-Watson		
پرتفوی ارزشی	۲/۰۵۰	۱/۸۱۰		
پرتفوی میانی	۱/۹۱۷	۲/۰۴۲		
پرتفوی رشدی	۱/۸۷۶	۲/۰۳۸		

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

در جدول (۷)، نتایج برآوردشده عمدتاً مشابه نتایج گزارش‌شده در جدول (۶) (نسخه بسط‌یافته مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ) هستند. همان‌طورکه در جدول (۷) مشاهده می‌شود، مقادیر ثابت مدل در اکثر موارد منفی و غیرمعنادار هستند. با این حال، اندازه مقادیر ثابت مدل تقریباً بیشتر از مقادیر ثابت مدل بسط‌یافته فاما و فرنچ هستند (بر حسب قدرمطلق). در حضور فاکتور تکانه، ضرایب مرتبط با سایر متغیرهای توضیحی، به‌استثنای متغیر HML در پرتفوی بزرگ ارزشی، جهت و معناداری خود را حفظ کرده‌اند. بتاهای بازار مثبت و معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد هستند. این ضرایب از ۰/۷۰۲ برای پرتفوی‌های کوچک رشدی تا ۰/۷۹۳ برای پرتفوی‌های کوچک ارزشی متغیر هستند و آماره‌های t آنها نیز بین ۱۰/۲۳۱ تا ۱۰/۷۹۰ می‌باشند. تقریباً همانند نتایج جدول (۶)، مشاهده می‌شود که هم اثر ارزش و هم اثر اندازه، توانایی توضیح حرکات بازده‌های مازاد پرتفوی‌های کوچک، چه ارزشی و چه رشدی، و نیز پرتفوی‌های بزرگ رشدی را دارند، اما این موضوع در مورد پرتفوی‌های بزرگ ارزشی صدق نمی‌کند. مع‌ذلک، ذکر این نکته ضروری است که علیرغم معناداری در سطح اطمینان ۹۹ درصد، منفی بودن ضرایب متغیر HML در سهام رشدی، چه کوچک و چه بزرگ، حاکی از عدم وجود صرف ارزش در بازده‌های مازاد این گروه‌های سهام است. نتایج جدول (۷) همچنین تصدیق می‌کند که فاکتور نکول شرکتی نقش بااهمیتی را در توضیح تغییرات بازده پرتفوی‌های کوچک و بزرگ، چه ارزشی و چه رشدی، ایفا می‌کند. مجدداً نشان داده شد که بین احتمال نکول و بازده موردانتظار سهام، رابطه منفی حاکم است. در مقایسه با نسخه بسط‌یافته مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، اندازه ضرایب این متغیر مقداری افزایش پیدا کرده‌اند (بر حسب قدرمطلق). یافته‌های جدول (۷) حکایت از آن دارد که متغیر تکانه به توضیح حرکات بازده‌های مازاد همه پرتفوی‌های شش‌گانه کمک می‌کند. بنابراین، اثر استمرار بازده گذشته در لحاظ کردن الگوهای ریسک در بازده‌های سهام نقش پررنگی دارد. ضرایب برآوردشده برای این متغیر در محدوده ۰/۲۴۶- تا ۰/۱۶۱- قرار دارند که همگی بسیار معنادار هستند (با آماره‌های t بین ۴/۴۴۴- تا ۲/۷۰۹-). با این حال، منفی بودن ضرایب نشان از آن دارد که بازده مازاد سهام هیچ‌یک از شرکت‌ها حاوی صرف تکانه نمی‌باشد. بر اساس یافته‌های جدول فوق، اضافه کردن متغیر تکانه، کیفیت برآورد را تا حدودی بهبود می‌دهد. ضرایب تعیین تعدیل‌شده در مقایسه با ضرایب گزارش‌شده در نسخه بسط‌یافته مدل

سه‌عاملی فاما و فرنچ، تا ۳ درصد افزایش یافته‌اند. افزون بر این، آماره دوربین واتسون برای همه ۶ پرتفوی در محدوده ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد و این نشان می‌دهد بین خطاهای مدل رگرسیون همبستگی وجود ندارد. به‌طور کلی، نتایج جدول‌های (۶) و (۷) حاکی از آن است که احتمال نکول شرکتی نقش مهمی را در توضیح تغییرات میانگین بازده‌های سهام ایفا می‌کند. قدرت توضیح‌دهندگی این متغیر در رگرسیون‌های اجراشده روی بازده‌های مازاد همه سهام، کوچک یا بزرگ و ارزشی یا رشدی، کاملاً مشهود است. این موضوع نمایانگر آن است که صرف‌نظر از اثرات ارزش و اندازه، احتمال نکول شرکتی بر بازده مازاد سهام شرکت‌های منتخب در این پژوهش مترتب و تأثیرگذار است.

آزمون‌های استواری

در این بخش، برای آزمون استواری یافته‌های گزارش‌شده در بخش قبل، با استفاده از سه نماگر متداول و شناخته‌شده برای اندازه‌گیری نکول شرکتی یعنی امتیاز M (مرتون، ۱۹۷۴)، امتیاز Z (آلتمن، ۱۹۶۸) و امتیاز O (اولسن، ۱۹۸۰)، رگرسیون‌ها مجدداً اجرا می‌شوند.

بسط مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با امتیاز M

در جدول (۶)، دیده شد که ضرایب ثابت مدل سه‌عاملی مبتنی بر امتیاز CHS همگی غیرمعنادار و عمدتاً منفی هستند. با این حال، بسط مدل سه‌عاملی با استفاده از احتمال درماندگی مالی مرتون (امتیاز M) باعث می‌شود مقادیر ثابت رگرسیون‌های اجراشده روی بازده‌های مازاد سهام ارزشی و رشدی کوچک و بزرگ، مثبت و بسیار معنادار شده و با افزایش چشمگیر اندازه روبرو گردند. در مورد ضرایب تعیین تعدیل‌شده نیز مشاهده می‌شود که همه گروه‌های سهام مقداری کاهش را تجربه کرده‌اند. بنابراین، می‌توان گفت که معیار درماندگی مالی کمپل و همکاران (۲۰۰۸) در لحاظ کردن و توضیح دادن نوسان‌های بازده‌های مازاد سهام، در مقایسه با معیار درماندگی مالی مرتون (۱۹۷۴)، تا حدودی بهتر عمل می‌کند. ضرایب بتاهای بازار، همانند قبل، مثبت و معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد هستند. با این حال، افزایش قابل‌ملاحظه آنها نشان می‌دهد بازده‌های مازاد پرتفوی‌های مرتب‌شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، نسبت به تغییرات فاکتور بازار حساس‌تر شده‌اند.

جدول ۸. نتایج بسط مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با امتیاز M

	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ
	θ		$t(\theta)$	
پرتفوی ارزشی	۰/۰۲۱***	۰/۰۲۳***	۴/۱۳۵	۴/۴۵۵
پرتفوی میانی	۰/۰۲۶***	۰/۰۲۹***	۳/۸۴۶	۴/۴۶۰
پرتفوی رشدی	۰/۰۲۵***	۰/۰۲۲***	۴/۹۴۸	۴/۲۳۲
	δ_m		$t(\delta_m)$	
پرتفوی ارزشی	۱/۱۱۴***	۱/۱۵۵***	۱۹/۴۹۴	۲۰/۲۹۸
پرتفوی میانی	۱/۱۰۳***	۱/۰۹۸***	۱۴/۳۰۷	۱۵/۳۳۳
پرتفوی رشدی	۱/۱۲۴***	۱/۱۳۸***	۱۹/۸۹۹	۱۹/۵۰۴
	δ_{HML}		$t(\delta_{HML})$	
پرتفوی ارزشی	۰/۵۴۱***	۰/۳۵۵***	۵/۴۶۵	۳/۶۰۵
پرتفوی میانی	−۰/۰۴۳	۰/۱۵۹	−۰/۳۲۳	۱/۲۷۹

پرتفوی رشدی	−۰/۴۷۲***	−۰/۴۲۵***	−۴/۸۲۲	−۴/۲۰۴
	δ_{SMB}		$t(\delta_{SMB})$	
پرتفوی ارزشی	۱/۱۸۶***	۰/۱۰۵	۱۳/۸۲۷	۱/۲۳۲
پرتفوی میانی	۰/۹۳۲***	۰/۱۰۸	۸/۰۵۳	۱/۰۰۹
پرتفوی رشدی	۰/۹۱۴***	۰/۳۲۴***	۱۰/۷۸۰	۳/۷۰۳
	δ_{DEF2}		$t(\delta_{DEF2})$	
پرتفوی ارزشی	−۰/۲۴۳***	−۰/۴۰۲***	−۲/۸۳۸	−۴/۷۱۴
پرتفوی میانی	−۰/۴۴۲***	−۰/۳۷۲***	−۳/۸۲۷	−۳/۴۷۱
پرتفوی رشدی	−۰/۳۸۲***	−۰/۳۰۴***	−۴/۵۲۲	−۳/۴۸۶
	Adj R^2			
پرتفوی ارزشی	۰/۸۴۰	۰/۸۲۱		
پرتفوی میانی	۰/۶۸۵	۰/۷۰۷		
پرتفوی رشدی	۰/۷۹۵	۰/۷۷۱		
	Durbin-Watson			
پرتفوی ارزشی	۲/۱۶۱	۱/۸۱۴		
پرتفوی میانی	۲/۱۰۵	۲/۴۴۶		
پرتفوی رشدی	۱/۸۹۷	۲/۱۰۸		

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

هم‌راستا با نتایج جدول (۶)، اگرچه بین متغیر HML و بازده‌های مازاد سهام رشدی رابطه بسیار معناداری مشاهده می‌شود، با این حال منفی بودن ضرایب این متغیر حاکی از عدم وجود صرف ارزش در بین سهام مذکور است. در مقابل، اثر ارزش در بین سهام کوچک ارزشی و سهام بزرگ ارزشی حتی قدرتمندتر و مشهودتر از قبل، قابل‌رؤیت است. مجدداً شاهد آن هستیم که سرمایه‌گذاری در سهام کوچک و سهام بزرگ رشدی منجر به یک صرف اندازه معنادار و قابل‌ملاحظه می‌شود. اگرچه در مدل سه‌عاملی بسط‌یافته با امتیاز M، رابطه بین متغیر SMB و بازده‌های مازاد سهام بزرگ ارزشی همچنان غیرمعنادار است، اما در مقایسه با مدل سه‌عاملی مبتنی بر امتیاز CHS، جهت این رابطه مثبت شده و معناداری آن بهبود یافته است. در جدول (۶)، ضریب متغیر مذکور معادل ۰/۰۱۳− با آماره t برابر با ۰/۱۴۸− است، درحالی‌که طبق نتایج جدول (۸)، ضریب آن به ۰/۱۰۵ با آماره t معادل ۱/۲۳۲ رسیده است. بار دیگر، مشاهده می‌شود که بین احتمال نکول شرکتی و بازده‌های مازاد پرتفوی‌های تشکیل‌شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، رابطه منفی و بسیار معناداری وجود دارد. همانند یافته‌های قبل، در اینجا نیز نتایج حاکی از آن است که بازده‌های مازاد سهام بزرگ ارزشی بیشترین تأثیر را از تغییرات فاکتور نکول شرکتی می‌پذیرند (با ضریب ۰/۴۰۲− و آماره t معادل ۴/۷۱۴−)، درحالی‌که بازده‌های مازاد سهام کوچک ارزشی کمترین حساسیت را به تغییرات فاکتور مزبور نشان می‌دهند (با ضریب ۰/۲۴۳− و آماره t معادل ۲/۸۳۸−). علاوه بر این، مقادیر آماره دوربین واتسون بیانگر عدم وجود همبستگی بین اجزای خطای مدل رگرسیون هستند.

بسط مدل چهارعاملی کارهارت با امتیاز M

همان‌طور که مشاهده می‌شود، برخلاف مدل چهارعاملی مبتنی بر امتیاز CHS که ضرایب ثابت آن منفی و غیرمعنادار هستند (جدول ۷)، در این مدل که از امتیاز M استفاده می‌کند، همه ضرایب ثابت مدل، θ'، مثبت و بسیار معنادار شده‌اند، همچنین افزایش قابل‌ملاحظه اندازه را تجربه کرده‌اند. این مشاهده به همراه کاهش ضرایب تعیین تعدیل‌شده، حاکی از آن است که جایگزینی معیار درماندگی مالی کمپل و همکاران (۲۰۰۸) توسط معیار درماندگی مالی مرتون (۱۹۷۴)، عملکرد مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) را در توضیح نوسان‌های بازده مازاد سهام تضعیف می‌کند.

جدول ۹. نتایج بسط مدل چهارعاملی کارهارت با امتیاز M

	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ
	θ'		$t(\theta')$	
پرتفوی ارزشی	۰/۰۱۹***	۰/۰۲۰***	۳/۵۶۵	۳/۷۹۹
پرتفوی میانی	۰/۰۲۱***	۰/۰۲۰***	۳/۰۹۵	۳/۴۱۴
پرتفوی رشدی	۰/۰۲۶***	۰/۰۲۰***	۴/۴۱۶	۳/۶۵۷
	δ'_m		$t(\delta'_m)$	
پرتفوی ارزشی	۱/۱۰۱***	۱/۱۳۹***	۱۹/۲۷۱	۲۰/۱۷۰
پرتفوی میانی	۱/۰۷۵***	۱/۰۵۲***	۱۴/۲۳۹	۱۶/۳۰۹
پرتفوی رشدی	۱/۱۰۷***	۱/۱۲۴***	۱۷/۲۱۹	۱۹/۲۸۴
	δ'_{HML}		$t(\delta'_{HML})$	
پرتفوی ارزشی	۰/۴۸۸***	۰/۲۹۰***	۴/۷۵۵	۲/۸۶۳
پرتفوی میانی	−۰/۱۵۴	−۰/۰۲۴	−۱/۱۳۶	−۰/۲۰۸
پرتفوی رشدی	۰/۱۰۳	−۰/۴۸۰***	۰/۸۹۱	−۴/۵۸۴
	δ'_{SMB}		$t(\delta'_{SMB})$	
پرتفوی ارزشی	۱/۱۸۳***	۰/۱۰۲	۱۳/۹۲۴	۱/۲۱۱
پرتفوی میانی	۰/۹۲۶***	۰/۰۹۸	۸/۲۴۳	۱/۰۲۵
پرتفوی رشدی	۰/۲۳۳**	۰/۳۲۱***	۲/۴۳۵	۳/۷۰۴
	δ'_{WML}		$t(\delta'_{WML})$	
پرتفوی ارزشی	−۰/۱۱۶*	−۰/۱۴۱**	−۱/۷۷۲	−۲/۱۸۹
پرتفوی میانی	−۰/۲۴۰***	−۰/۳۹۶***	−۲/۷۸۵	−۵/۳۷۴
پرتفوی رشدی	−۰/۱۶۷**	−۰/۱۱۹*	−۲/۲۷۹	−۱/۷۸۸
	δ'_{DEF2}		$t(\delta'_{DEF2})$	
پرتفوی ارزشی	−۰/۲۱۹**	−۰/۳۷۲***	−۲/۵۴۷	−۴/۳۸۵
پرتفوی میانی	−۰/۳۹۱***	−۰/۲۸۹***	−۳/۴۴۹	−۲/۹۸۳
پرتفوی رشدی	−۰/۴۱۴***	−۰/۲۷۹***	−۴/۲۸۸	−۳/۱۹۰
	$Adj\ R^2$			
پرتفوی ارزشی	۰/۸۴۳	۰/۸۲۷		
پرتفوی میانی	۰/۷۰۴	۰/۷۶۷		

پرتفوی رشدی	۰/۷۶۴	۰/۷۷۵
	Durbin-Watson	
پرتفوی ارزشی	۲/۱۰۹	۱/۷۹۹
پرتفوی میانی	۱/۹۲۵	۲/۰۶۷
پرتفوی رشدی	۲/۲۲۴	۲/۰۷۹

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

ضرایب بتای بازار نیز همانند مدل بسط‌یافته با امتیاز CHS، مثبت و معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد هستند، البته با این تفاوت که اندازه آنها افزایش چشمگیری داشته است. این ضرایب که در جدول (۷) در محدوده ۰/۷۰۲ تا ۰/۷۹۳ قرار داشتند، در مدل چهارعاملی حاوی امتیاز M در طیفی از ۱/۱۰۱ تا ۱/۱۳۹ جای گرفته‌اند. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، بازده‌های مازاد سهام بزرگ ارزشی دارای بالاترین حساسیت به فاکتور بازار هستند، درحالی‌که تغییرپذیری بازده‌های مازاد سهام کوچک ارزشی به‌دلیل حرکات بازده مازاد بازار، کمتر از بقیه سهام است. ضرایب متغیر HML نشان می‌دهد اثر ارزش که پیشتر صرفاً در بین سهام کوچک ارزشی دیده می‌شد، با ورود معیار درماندگی مالی مرتون به مدل چهارعاملی، علاوه بر این سهام، بازده‌های مازاد سهام بزرگ ارزشی را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. مجدداً مشاهده می‌شود که بازده‌های مازاد سهام رشدی حاوی صرف ارزش نیستند. همانند جدول (۷)، صرف اندازه در بین سهام کوچک و سهام بزرگ رشدی رویت می‌شود. با توجه به ضرایب متغیر SMB، مشخص است که اثر اندازه در بازده‌های مازاد سهام کوچک ارزشی مشهودتر از بقیه سهام است؛ موضوعی که در مدل چهارعاملی مبتنی بر امتیاز CHS نیز دیده شد. همچنین، مشاهده می‌شود که تغییرپذیری بازده ناشی از صرف اندازه، در بین سهام کوچک رشدی در مقایسه با سایر گروه‌های سهام، کمتر است. به‌رغم معنادار بودن ضرایب متغیر تکانه در سطوح اطمینان ۹۰ درصد و ۹۵ درصد، منفی بودن آنها نشان می‌دهد بازده‌های مازاد هیچ‌یک از پرتفوی‌های مرتب‌شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری، حاوی صرف مرتبط با استمرار بازده در گذشته نیستند. این یافته هم‌راستا با نتایج جدول (۷) است، با این تفاوت که اندازه و معناداری ضرایب این متغیر، δ'_{WML}، با کاهش روبرو شده است. ضرایب منفی و معنادار نماگر نکول شرکتی یعنی امتیاز M، بار دیگر این موضوع را تأیید می‌کند که در بلندمدت، سهام شرکت‌های درمانده مالی در مقایسه با همتایان سالم خود، بازده‌های مازاد کمتری را محقق می‌سازند. این رابطه منفی، در بین سهام کوچک رشدی با شدت بیشتر و در بین سهام کوچک ارزشی با شدت کمتر جریان دارد. مقادیر آماره دوربین واتسون نیز همگی در محدوده ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارند و این موضوع از استقلال خطاها در مدل رگرسیون خبر می‌دهد.

بسط مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با امتیاز Z

جدول ۱۰. نتایج بسط مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با امتیاز Z

	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ
	θ		t(θ)	
پرتفوی ارزشی	۰/۰۱۸***	۰/۰۱۸***	۳/۹۴۶	۳/۹۶۹
پرتفوی میانی	۰/۰۲۰***	۰/۰۲۳***	۳/۱۸۱	۳/۹۵۳
پرتفوی رشدی	۰/۰۲۱***	۰/۰۱۹***	۴/۸۲۵	۳/۹۶۹
	δ_m		$t(\delta_m)$	

پرتفوی ارزشی	۱/۰۶۱***	۱/۰۶۷***	۱۹/۱۹۷	۱۹/۸۹۷
پرتفوی میانی	۱/۰۱۲***	۱/۰۲۱***	۱۳/۳۲۲	۱۴/۵۰۰
پرتفوی رشدی	۱/۰۳۷***	۱/۰۷۱***	۲۰/۰۵۹	۱۹/۱۹۷
	δ_{HML}		$t(\delta_{HML})$	
پرتفوی ارزشی	۰/۶۱۹***	۰/۴۸۴***	۶/۶۱۵	۵/۳۲۵
پرتفوی میانی	۰/۰۹۷	۰/۲۷۷**	۰/۷۵۷	۲/۳۲۴
پرتفوی رشدی	-۰/۳۵۰***	-۰/۳۵۸***	-۳/۹۹۷	-۳/۴۷۳
	δ_{SMB}		$t(\delta_{SMB})$	
پرتفوی ارزشی	۱/۱۲۲***	۰/۰۰۵	۱۲/۵۶۵	۰/۰۵۵
پرتفوی میانی	۰/۸۶۱***	۰/۰۴۶	۷/۰۱۵	۰/۴۰۰
پرتفوی رشدی	۰/۷۹۶***	۰/۲۴۲***	۹/۵۳۱	۲/۶۸۲
	δ_{DEF3}		$t(\delta_{DEF3})$	
پرتفوی ارزشی	-۰/۳۶۰***	-۰/۵۷۸***	-۳/۵۴۲	-۵/۸۵۳
پرتفوی میانی	-۰/۵۳۱***	-۰/۴۵۷***	-۳/۷۹۵	-۳/۵۱۹
پرتفوی رشدی	-۰/۶۰۹***	-۰/۴۵۵***	-۶/۳۹۵	-۴/۴۳۴
	Adj R^2			
پرتفوی ارزشی	۰/۸۴۵	۰/۸۳۶		
پرتفوی میانی	۰/۶۸۵	۰/۷۰۸		
پرتفوی رشدی	۰/۸۲۳	۰/۷۸۴		
	Durbin-Watson			
پرتفوی ارزشی	۲/۱۹۱	۱/۸۴۱		
پرتفوی میانی	۱/۹۶۰	۲/۳۷۷		
پرتفوی رشدی	۱/۸۱۹	۲/۰۴۲		

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

در جدول (۱۰)، نتایج نشان می‌دهد زمانی که به‌جای امتیاز CHS از امتیاز Z به‌عنوان معیار اندازه‌گیری احتمال نکول شرکت استفاده می‌شود، اگرچه جهت و معناداری ضرایب متغیرهای توضیحی تقریباً بی‌تغییر باقی می‌ماند، با این حال مقادیر ثابت مدل از نظر آماری بسیار معنادار می‌شوند. این مقادیر در محدوده ۰/۰۱۸ تا ۰/۰۲۱ با آماره‌های t بین ۳/۹۴۶ تا ۴/۸۲۵ قرار دارند. مشاهده فوق تأیید می‌کند که وجود فاکتور درماندگی مالی آلتمن (۱۹۶۸) در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، نمی‌تواند نوسان‌های میانگین بازده سهام در ایران را به‌طور کامل لحاظ کند. ضرایب مرتبط با متغیر بازده مازاد بازار، δ_m، مثبت و بسیار معنادار هستند. ناگفته نماند که در رگرسیون‌های اجراشده روی بازده‌های مازاد پرتفوی‌های شش‌گانه، هنگامی‌که از امتیاز Z به‌عنوان نماگر نکول شرکتی استفاده می‌شود، مقدار بتای بازار برآوردشده افزایش می‌یابد. این شاید به‌دلیل روش محاسبه امتیاز Z است. این نماگر برخلاف امتیاز CHS، صرفاً از داده‌های حسابداری برای اندازه‌گیری احتمال نکول شرکتی استفاده می‌کند. نتایج جدول (۱۰) همچنین حاکی از آن است که اثر ارزش یک فاکتور کلیدی در لحاظ کردن حرکات بازده‌های مازاد همه پرتفوی‌های سهام باقی می‌ماند و حتی اهمیت و معناداری آن در بین سهام بزرگ ارزشی افزایش پیدا می‌کند. اندازه ضرایب

مرتبط با متغیر HML در بین سهام ارزشی با افزایش و در بین سهام رشدی با کاهش (بر حسب قدرمطلق) همراه بوده است. در اینجا، بار دیگر تأکید می‌شود که اگرچه بین متغیر HML و بازده‌های مازاد سهام رشدی رابطه بسیار معناداری در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکم است، با این حال منفی بودن ضرایب این متغیر نشان‌دهنده عدم وجود صرف ارزش در بین سهام مذکور است. همانند نتایج جدول (۶)، مشاهده می‌شود که اثر اندازه در رگرسیون‌های اجراشده روی بازده‌های مازاد سهام کوچک پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران، مشهودتر است. این اثر در بین سهام بزرگ ارزشی قابل‌رؤیت نیست، همچنین اهمیت و معناداری آن در پرتفوی سهام بزرگ رشدی بهبود یافته است. علاوه بر این، اندازه ضرایب متغیر SMB، در مقایسه با مدل سه‌عاملی بسط‌یافته با امتیاز CHS، به‌طور کلی با افزایش روبرو بوده است. هم‌راستا با نتایج قبلی، مشاهده می‌شود که بازده‌های مازاد همه پرتفوی‌های شش‌گانه به احتمال نکول شرکتی حساس هستند و رابطه بین این دو متغیر، منفی است. این موضوع نشان می‌دهد در بلندمدت، شرکت‌های با احتمال نکول بالاتر معمولاً میانگین بازده پایین‌تری دارند. ضرایب این متغیر نیز افزایشی بوده است (بر حسب قدرمطلق)، به‌طوری‌که کمینه و بیشینه آن به ترتیب از ۰/۲۸۳- و ۰/۳۶۶- در جدول (۶) به ۰/۳۶۰- و ۰/۶۰۹- در جدول (۱۰) رسیده است. به‌طور خلاصه، سه عامل معرفی‌شده توسط فاما و فرنچ به همراه فاکتور درماندگی مالی آلتمن (۱۹۶۸) به نقش‌آفرینی در قیمت‌گذاری بازده‌های موردانتظار سهام شرکت‌های بورسی و فرابورسی ادامه می‌دهند، اگرچه نمی‌توانند با موفقیت کامل از پس این کار برآیند. این موضوع در معنادار شدن مقادیر ثابت مدل و کاهش اندازه ضرایب تعیین تعدیل‌شده منعکس شده است. این نشان می‌دهد مدل رگرسیون سه‌عاملی بسط‌یافته با امتیاز Z برخلاف همتای خود که از امتیاز CHS استفاده می‌کند، قادر نیست بیشتر اختلاف‌های موجود در بازده‌های سهام را توضیح دهد. شایان ذکر است، مقادیر آماره دوربین واتسون برای هر ۶ پرتفوی، نمایان‌گر استقلال خطاها در مدل رگرسیون هستند.

بسط مدل چهارعاملی کارهارت با امتیاز Z

جدول ۱۱. نتایج بسط مدل چهارعاملی کارهارت با امتیاز Z

	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ
	θ'		$t(\theta')$	
پرتفوی ارزشی	۰/۰۱۷***	۰/۰۱۶***	۳/۴۶۶	۳/۴۹۲
پرتفوی میانی	۰/۰۱۶**	۰/۰۱۶***	۲/۴۷۲	۲/۷۵۵
پرتفوی رشدی	۰/۰۱۹***	۰/۰۱۷***	۴/۱۷۶	۳/۵۳۲
	δ'_m		$t(\delta'_m)$	
پرتفوی ارزشی	۱/۰۵۶***	۱/۰۶۴***	۱۹/۰۸۹	۱۹/۷۸۵
پرتفوی میانی	۱/۰۰۱***	۱/۰۰۰***	۱۳/۳۵۴	۱۵/۵۰۵
پرتفوی رشدی	۱/۰۳۱***	۱/۰۶۷***	۲۰/۰۴۸	۱۹/۰۷۱
	δ'_{HML}		$t(\delta'_{HML})$	
پرتفوی ارزشی	۰/۵۸۰***	۰/۴۴۷***	۵/۷۹۳	۴/۵۹۴
پرتفوی میانی	-۰/۰۰۶	۰/۰۷۸	-۰/۰۴۷	۰/۶۶۵
پرتفوی رشدی	-۰/۴۰۴***	-۰/۳۶۱***	-۴/۳۴۴	-۳/۵۶۲
	δ'_{SMB}		$t(\delta'_{SMB})$	

پرتفوی ارزشی	۱/۱۳۰***	۰/۰۱۳	۱۲/۶۱۹	۰/۱۵۲
پرتفوی میانی	۰/۸۸۵***	۰/۰۹۱	۷/۲۹۴	۰/۸۷۵
پرتفوی رشدی	۰/۸۰۹***	۰/۲۴۹***	۹/۷۱۳	۲/۷۵۱
	δ'_{WML}		$t(\delta'_{WML})$	
پرتفوی ارزشی	−۰/۰۷۳	−۰/۰۷۰	−۱/۰۷۲	−۱/۰۵۳
پرتفوی میانی	−۰/۱۹۶**	−۰/۳۷۷***	−۲/۱۳۰	−۴/۷۶۱
پرتفوی رشدی	−۰/۱۰۳	−۰/۰۶۲	−۱/۶۳۰	−۰/۹۰۰
	δ'_{DEF3}		$t(\delta'_{DEF3})$	
پرتفوی ارزشی	−۰/۳۲۰***	−۰/۵۴۰***	−۲/۹۵۸	−۵/۱۳۴
پرتفوی میانی	−۰/۴۲۳***	−۰/۲۴۹*	−۲/۸۸۵	−۱/۹۷۶
پرتفوی رشدی	−۰/۵۵۲***	−۰/۴۲۱***	−۵/۴۸۶	−۳/۸۴۸
	Adj R^2			
پرتفوی ارزشی	۰/۸۴۶	۰/۸۳۶		
پرتفوی میانی	۰/۶۹۴	۰/۷۵۷		
پرتفوی رشدی	۰/۸۲۵	۰/۷۸۴		
	Durbin-Watson			
پرتفوی ارزشی	۲/۱۵۸	۱/۸۳۸		
پرتفوی میانی	۱/۸۴۰	۲/۰۳۳		
پرتفوی رشدی	۱/۸۰۴	۲/۰۳۳		

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

برای آزمون استواری یافته‌های گزارش‌شده در جدول (۷)، به‌جای امتیاز CHS، از امتیاز Z در نسخه بسط‌یافته مدل چهارعاملی کارهارت استفاده شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، اندازه، جهت و معناداری مقادیر ثابت مدل به‌شکل قابل‌ملاحظه‌ای تغییر کرده‌اند. این مقادیر که در جدول (۷) عمدتاً منفی و غیرمعنادار بودند، در جدول (۱۱) مثبت و بسیار معنادار شده‌اند. این یافته حاکی از آن است که جایگزینی فاکتور درماندگی مالی آلتمن (۱۹۶۸) با فاکتور درماندگی مالی کمپل و همکاران (۲۰۰۸) در مدل چهارعاملی کارهارت، عملکرد مدل مذکور را در توضیح نوسان‌های میانگین بازده سهام در ایران تضعیف می‌کند. تأثیر این افت قدرت، در کاهش ضرایب تعیین تعدیل‌شده نیز منعکس شده است، به‌نحوی‌که کمینه و بیشینه این ضرایب به ترتیب از ۰/۸۱۸ و ۰/۸۶۷ در جدول (۷) به ۰/۷۸۴ و ۰/۸۴۶ در جدول (۱۱) رسیده‌اند. فاکتور بازار همچنان به‌عنوان متغیر بااهمیتی در توضیح بازده‌های مازاد پرتفوی‌های شش‌گانه باقی می‌ماند. بتاهای بازار، δ'_m، در مدلی که از امتیاز Z استفاده می‌کند، بالاتر بوده و در همه پرتفوی‌ها از نظر آماری بسیار معنادار هستند (در سطح اطمینان ۹۹ درصد). جالب اینجاست که آماره‌های t مرتبط با ضرایب متغیر بازده مازاد بازار در مدل مبتنی بر امتیاز CHS که علاوه بر داده‌های حسابداری، اطلاعات بازار را نیز مورد ملاحظه قرار می‌دهد، در محدوده ۱۰/۲۳۱ تا ۱۰/۷۹۰ و در مدل مبتنی بر امتیاز Z که صرفاً از اطلاعات حسابداری استفاده می‌کند، در محدوده ۱۹/۰۷۱ تا ۲۰/۰۴۸ قرار دارند. بنابراین، برخلاف انتظار، نمی‌توان نتیجه گرفت که لحاظ نمودن اطلاعات بازار، تحلیل ریسک نکول شرکتی را ارتقا می‌دهد. در بین پرتفوی‌های ارزشی، اثر

ارزش ضمن حفظ جهت، با افزایش اندازه و معناداری به‌ویژه در سهام بزرگ روبرو شده است. در بین سهام رشدی نیز رابطه منفی و معنادار (در سطح اطمینان ۹۹ درصد) بین متغیر HML و مازاد بازده حفظ شده، با این تفاوت که اندازه ضرایب این متغیر کاهش چشمگیری داشته است. علاوه بر این، آزمون استواری تأیید می‌کند که همانند مدل مبتنی بر امتیاز CHS، در این مدل نیز اثر اندازه می‌تواند بخش مهمی از تغییرات بازده سهام کوچک، چه ارزشی و چه رشدی، و سهام بزرگ رشدی را توضیح دهد، اما این موضوع در مورد سهام بزرگ ارزشی صدق نمی‌کند. برخلاف نتایج جدول (۷)، یافته‌های جدول (۱۱) بیانگر آن است که ضرایب فاکتور تکانه در همه گروه‌های سهام غیرمعنادار هستند. صرف‌نظر از معنادار نبودن این ضرایب، منفی بودن آنها نشان می‌دهد تمایل به ادامه عملکرد گذشته در هیچ‌یک از سهام، مشهود و قابل‌توجه نیست. در مورد فاکتور نکول شرکتی، استفاده از امتیاز Z به‌جای امتیاز CHS، نتایج تحلیل را تغییر نمی‌دهد. همان‌طورکه در جدول (۱۱) مشاهده می‌شود، ضرایب مرتبط با فاکتور نکول شرکتی در رگرسیون‌های اجراشده روی بازده‌های مازاد همه پرتفوی‌های شش‌گانه منفی و بسیار معنادار هستند. نتایج به‌دست‌آمده بار دیگر این موضوع را تأیید می‌کند که سهام شرکت‌های درمانده مالی بازده‌های مازاد کمتری را ایجاد می‌کنند. افزون بر این، ریسک نکول شرکتی قطعاً نقش مهمی را در توضیح بازده‌های میانگین در بلندمدت ایفا می‌کند. همچنین، با توجه به اینکه مقادیر آماره دوربین واتسون برای همه پرتفوی‌های شش‌گانه مرتب‌شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار در محدوده ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارند، بنابراین، فرض استقلال خطاها در مدل رگرسیون تأیید می‌شود.

بسط مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با امتیاز O

جدول ۱۲. نتایج بسط مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با امتیاز O

	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	۱۴/۹۱۲
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_{DEF4}		$t(\delta_{DEF4})$	
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.

همان‌طورکه در جدول (۱۲) مشاهده می‌شود، مقادیر ثابت مدل که در رگرسیون‌های سه‌عاملی مبتنی بر امتیاز CHS (نتایج جدول ۶)، همگی غیرمعنادار بودند، در مدل سه‌عاملی بسط‌یافته با امتیاز O 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، در ضرایب تعیین تعدیل‌شده نیز قابل‌مشاهده است، به‌طوری‌که کمینه و بیشینه این ضرایب به ترتیب از ۰/۸۰۵ و ۰/۸۵۹ در جدول (۶) به ۰/۷۸۷ و ۰/۸۴۳ در جدول (۱۲) رسیده‌اند. جهت و معناداری ضرایب متغیرهای توضیحی شامل مازاد بازده بازار، اثر ارزش، اثر اندازه و فاکتور نکول شرکتی، 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 (۶)، 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، 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 نکول شرکتی و بازده‌های مازاد سهام تأیید می‌شود. ضرایب متغیر DEF4 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 واتسون، می‌توان گفت که بین خطاهای مدل رگرسیون همبستگی وجود ندارد.

بسط مدل چهارعاملی کارهارت با امتیاز O

زمانی‌که به‌جای امتیاز CHS از امتیاز O به‌عنوان معیار نکول شرکتی در مدل چهارعاملی کارهارت استفاده می‌شود، چند تغییر رخ می‌دهد. اول اینکه، مقادیر ثابت مدل که در جدول (۷) عمدتاً منفی و غیرمعنادار بودند، در رگرسیون‌های چهارعاملی مبتنی بر معیار درماندگی مالی اولسن (۱۹۸۰)، همگی مثبت و بسیار معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد می‌شوند. همچنین، اندازه این مقادیر افزایش قابل‌ملاحظه‌ای پیدا می‌کند. ضرایب تعیین تعدیل‌شده نیز با مقداری کاهش مواجه می‌شوند. این موارد حاکی از آن است که مدل حاوی معیار درماندگی مالی کمپل و همکاران (۲۰۰۸) در مقایسه با مدل مبتنی بر امتیاز O، قدرت نسبتاً بیشتری در توضیح نوسان‌های بازده‌های مازاد سهام دارد. دومین تغییر مربوط به فاکتور تکانه است. ضرایب این متغیر که همگی در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار بودند، غیرمعنادار می‌شوند. با این حال، همانند نتایج قبلی، منفی بودن ضرایب متغیر مذکور نشان از آن دارد که راهبرد خرید «سهام برنده در گذشته» و فروش «سهام بازنده در گذشته»، سودآور نخواهد بود.

جدول ۱۳. نتایج بسط مدل چهارعاملی کارهارت با امتیاز O

	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ
	θ'		$t(\theta')$	
پرتفوی ارزشی	۰/۰۱۶***	۰/۰۱۶***	۳/۳۳۱	۳/۵۰۱
پرتفوی میانی	۰/۰۱۸***	۰/۰۱۷***	۲/۹۵۴	۳/۱۰۴
پرتفوی رشدی	۰/۰۱۹***	۰/۰۱۷***	۴/۳۱۹	۳/۵۲۱
	δ'_m		$t(\delta'_m)$	
پرتفوی ارزشی	۱/۰۵۵***	۱/۰۵۹***	۱۸/۹۲۹	۱۹/۹۳۸
پرتفوی میانی	۰/۹۸۸***	۰/۹۹۲***	۱۳/۸۹۴	۱۵/۷۹۹
پرتفوی رشدی	۱/۰۲۵***	۱/۰۶۳***	۲۰/۴۸۳	۱۹/۱۰۰
	δ'_{HML}		$t(\delta'_{HML})$	
پرتفوی ارزشی	۰/۶۲۰***	۰/۵۳۳***	۵/۹۶۱	۵/۳۸۳
پرتفوی میانی	۰/۱۱۴	۰/۱۵۲	۰/۸۵۷	۱/۳۰۳
پرتفوی رشدی	-۰/۳۱۰***	-۰/۲۹۴***	-۳/۳۲۲	-۲/۸۳۶
	δ'_{SMB}		$t(\delta'_{SMB})$	
پرتفوی ارزشی	۱/۱۲۲***	-۰/۰۳۲	۱۲/۰۳۲	-۰/۳۵۹
پرتفوی میانی	۰/۷۶۵***	۰/۰۱۴	۶/۴۳۴	۰/۱۳۳
پرتفوی رشدی	۰/۷۵۳***	۰/۲۱۶**	۸/۹۹۳	۲/۳۱۷
	δ'_{WML}		$t(\delta'_{WML})$	
پرتفوی ارزشی	-۰/۰۷۴	-۰/۰۵۵	-۱/۰۷۵	-۰/۸۳۴
پرتفوی میانی	-۰/۱۳۸	-۰/۳۳۹***	-۱/۵۷۲	-۴/۳۷۱
پرتفوی رشدی	-۰/۰۸۳	-۰/۰۵۱	-۱/۳۳۳	-۰/۷۴۵

	δ'_{DEF4}		$t(\delta'_{DEF4})$	
پرتفوی ارزشی	−۰/۳۱۵***	−۰/۶۱۰***	−۲/۶۹۸	−۵/۴۸۰
پرتفوی میانی	−۰/۶۹۲***	−۰/۴۲۵***	−۴/۶۴۱	−۳/۲۲۹
پرتفوی رشدی	−۰/۶۴۹***	−۰/۴۷۱***	−۶/۱۸۲	−۴/۰۴۰
	Adj R^2			
پرتفوی ارزشی	۰/۸۴۴	۰/۸۴۱		
پرتفوی میانی	۰/۷۲۶	۰/۷۷۰		
پرتفوی رشدی	۰/۸۳۵	۰/۷۸۶		
	Durbin-Watson			
پرتفوی ارزشی	۲/۱۵۸	۱/۸۵۰		
پرتفوی میانی	۱/۸۰۳	۲/۰۲۲		
پرتفوی رشدی	۱/۷۹۴	۲/۰۴۸		

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

با جایگزین شدن امتیاز O به‌جای امتیاز CHS در مدل چهارعاملی، اگرچه جهت و معناداری ضرایب بتاهای بازار دست‌نخورده باقی می‌مانند، اما مقدار این ضرایب افزایش قابل‌توجهی پیدا می‌کند که این موضوع نشان می‌دهد حساسیت بازده‌های مازاد سهام به تغییرات بازده مازاد بازار بالا رفته است. با توجه به اینکه امتیاز O برخلاف امتیاز CHS، یک معیار درماندگی مالی صرفاً مبتنی بر داده‌های حسابداری است، کسب این نتایج دور از انتظار است. در جدول (۷)، مشاهده شد که اثر ارزش (با در نظر گرفتن ضرایب مثبت و معنادار متغیر HML) صرفاً در بین سهام کوچک ارزشی وجود دارد و بر بازده‌های مازاد آنها تأثیر می‌گذارد. در جدول (۱۳)، یافته‌ها از آن حکایت دارد که علاوه بر این گروه از سهام، در بازده‌های مازاد سهام بزرگ ارزشی نیز صرف ارزش به‌عنوان یک فاکتور بااهمیت خودنمایی می‌کند. همانند یافته‌های پیشین، در اینجا نیز شاهد آن هستیم که صرف اندازه در بین سهام کوچک، چه ارزشی و چه رشدی، مشهودتر و قدرتمندتر است. همچنین، مشاهده می‌شود که رابطه متغیر SMB با بازده‌های مازاد سهام بزرگ ارزشی همچون گذشته، منفی و غیرمعنادار است. یافته‌ها بار دیگر نشان می‌دهد نکول شرکتی، صرف‌نظر از معیاری که برای اندازه‌گیری آن مورد استفاده قرار می‌گیرد، بر بازده‌های مازاد سهام، تأثیر منفی و قابل‌ملاحظه‌ای دارد. بیشترین تأثیر مربوط به سهام کوچک رشدی است و کمترین تأثیر در بین سهام کوچک ارزشی دیده می‌شود. افزون بر این، با توجه به اینکه مقادیر آماره دوربین واتسون همگی در محدوده ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارند، فرض استقلال خطاها در مدل رگرسیون تأیید می‌شود.

نتایج آزمون فرضیه‌ها

طبق یافته‌های این پژوهش، ورود فاکتور نکول شرکتی به مدل‌های سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷)، صرف‌نظر از معیاری که برای اندازه‌گیری آن مورد استفاده قرار می‌گیرد، روی‌هم‌رفته عملکرد این مدل‌ها را در توضیح نوسان‌های میانگین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران ارتقا می‌دهد. در این بین، نماگر احتمال درماندگی مالی محاسبه‌شده توسط کمپل و همکاران (۲۰۰۸) تحت عنوان امتیاز CHS، بیشترین

سهم را در افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های مذکور دارد. پس از آن، نماگرهای امتیاز O اولسن (۱۹۸۰) و امتیاز Z آلتمن (۱۹۶۸) در رتبه‌های دوم و سوم قرار می‌گیرند و معیار مبتنی بر مدل مرتون (۱۹۷۴) تحت عنوان امتیاز M، در جایگاه آخر می‌ایستد. همچنین، مشخص شد که هم در مدل‌های اولیه فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و کارهارت (۱۹۹۷) و هم در نسخه‌های بسط‌یافته این مدل‌ها، صرف ارزش عمدتاً در بین سهام ارزشی، چه کوچک و چه بزرگ، رویت می‌شود. اثر اندازه نیز که قبل از ورود متغیر نکول شرکتی به مدل‌های نامبرده، در همه گروه‌های سهام دیده می‌شد، پس از بسط این مدل‌ها، اگرچه اهمیت خود را در بین سهام بزرگ ارزشی از دست می‌دهد، اما همچنان به‌عنوان یک فاکتور تأثیرگذار در توضیح نوسان‌های میانگین بازده سهام کوچک ارزشی، سهام کوچک رشدی و سهام بزرگ رشدی، نقش ایفا می‌کند. علاوه بر این، یافته‌ها حاکی از آن است که بازده‌های مازاد هیچ‌یک از پرتفوی‌های سهام، حاوی صرف تکانه نیستند. مهم‌تر اینکه، نتایج به‌دست‌آمده از پژوهش، با اثبات وجود رابطه منفی و بسیار معنادار بین ریسک نکول و بازده‌های مازاد پرتفوی‌های تشکیل‌شده بر اساس اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، تأیید می‌کنند که در بلندمدت، سهام شرکت‌های درمانده مالی در مقایسه با همتایان سالم خود، بازده‌های مازاد کمتری را محقق می‌سازند.

به این ترتیب، فرضیه اول پژوهش مبنی بر اینکه فاکتور نکول شرکتی، بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران را توضیح می‌دهد، تأیید می‌شود. فرضیه دوم پژوهش که بر اساس آن، لحاظ کردن فاکتور نکول شرکتی، موجب بهبود عملکرد مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای می‌شود، نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد. فرضیه سوم پژوهش که طبق آن، فاکتور نکول شرکتی، معناداری ضرایب عوامل ریسک مرتبط با اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار و تکانه را در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) دستخوش تغییر قرار می‌دهد، در مورد اثرات اندازه و ارزش تأیید می‌شود، اما شواهدی دالّ بر اینکه با ورود فاکتور نکول شرکتی به مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷)، میزان تأثیرگذاری متغیر استمرار بازده گذشته (تکانه) بر بازده مازاد سهام، با افزایش یا کاهش روبرو می‌شود، یافت نمی‌گردد. در رابطه با فرضیه چهارم پژوهش مبنی بر اینکه نماگرهای نکول شرکتی بازارمحور در مقایسه با نماگرهای مبتنی بر داده‌های حسابداری، دارای قدرت بیشتری در توضیح سودآوری خلاف‌قاعده‌های صرف ارزش، صرف اندازه و صرف تکانه هستند، این توضیح ضروری است که اگرچه مدل‌های سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) بسط‌یافته با امتیاز CHS (به‌عنوان اولین نماگر بازارمحور) بالاترین قدرت توضیح‌دهندگی را در بین مدل‌های آزمون‌شده دارند، اما در مقابل، مدل‌های حاوی امتیاز M (به‌عنوان دومین نماگر مبتنی بر اطلاعات بازار) از کمترین ضرایب تعیین تعدیل‌شده برخوردار هستند و از این حیث، در رتبه پایین‌تری نسبت به مدل‌های بسط‌یافته با امتیاز O و امتیاز Z (به‌عنوان نماگرهای مبتنی بر داده‌های حسابداری) قرار می‌گیرند. بنابراین، فرضیه مذکور به‌طور کامل تأیید یا رد نمی‌شود.

در مجموع، با توجه به پرسش کلیدی پژوهش، نمی‌توان نتیجه گرفت که در بازار سهام ایران، فاکتور نکول شرکتی در صرف ارزش، صرف اندازه و صرف تکانه لحاظ می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، اثر ارزش در توضیح نوسان‌های بازده سهام ارزشی اهمیت دارد، همچنین اثر اندازه برای سهام کوچک و بزرگ، هم ارزشی و هم رشدی، معنادار است. علاوه بر این، مشاهده می‌شود که اثر اندازه رابطه مثبتی با میانگین بازده سهام دارد. ضمناً، این مدل تغییرات بازده سهام کوچک و سهام ارزشی را بهتر توضیح می‌دهد. در مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) و در حضور فاکتور تکانه، میزان ضرایب مرتبط با صرف ارزش و صرف اندازه با مقداری کاهش روبرو شده، با این حال جهت و سطح معناداری ضرایب دست‌نخورده باقی مانده است. در این مدل نیز اثر ارزش صرفاً در سهام ارزشی و اثر اندازه در همه گروه‌های سهام دیده می‌شود. علاوه بر این، اثر اندازه در بین سهام کوچک بیشتر از سهام بزرگ جلوه می‌کند. در بین سهام کوچک نیز، اثر مزبور در پرتفوی‌های ارزشی مشهودتر و قدرتمندتر است. افزون بر این، منفی بودن ضرایب متغیر تکانه حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری در سهام هیچ‌یک از شرکت‌ها احتمالاً به یک صرف ناشی از استمرار بازده گذشته منجر نخواهد شد.

هنگامی که مدل‌های سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) با استفاده از فاکتور نکول شرکتی مبتنی بر امتیاز CHS بسط داده می‌شوند، نیکویی برازش این مدل‌ها و قدرت آنها در توضیح نوسان‌های بازده سهام افزایش پیدا می‌کند. در این مدل‌ها، اثر ارزش حضور کم‌رنگی در بازده‌های سهام دارد و صرف اندازه دیگر نمی‌تواند به توضیح بازده‌های مازاد پرتفوی‌های بزرگ ارزشی کمک کند. افزون بر این، بازده مازاد سهام هیچ‌یک از شرکت‌ها حاوی صرف تکانه نمی‌باشد. ریسک نکول شرکتی نیز نقش مهمی را در توضیح بازده‌های موردانتظار سهام ایفا می‌کند. پس از بسط مدل‌های سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) با سایر نماگرهای نکول شرکتی (امتیاز M، امتیاز Z و امتیاز O)، مشاهده می‌شود که علیرغم کاهش قدرت توضیح‌دهندگی این مدل‌ها در مقایسه با مدل‌های حاوی امتیاز CHS، اثر ارزش علاوه بر سهام کوچک ارزشی، در بین سهام بزرگ ارزشی نیز وجود دارد. با این حال، وضعیت سایر متغیرها شامل صرف اندازه، صرف تکانه و صرف نکول شرکتی، همانند قبل بوده و دستخوش تغییر قرار نمی‌گیرد.

این پژوهش از چند جنبه به توسعه دانش مالی در ایران کمک می‌کند: ۱) پژوهش پیش‌رو از معدود مطالعاتی است که با استفاده از نمونه نسبتاً بزرگی از شرکت‌های فعال در صنایع تولیدکننده و ارائه‌دهنده کالاها و خدمات در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران، این موضوع را بررسی می‌کند که آیا ریسک نکول شرکتی در بازده سهام لحاظ شده است و یک ریسک سیستماتیک محسوب می‌گردد یا خیر. ۲) در این پژوهش، از نماگرهای متنوعی برای اندازه‌گیری نکول شرکتی بهره گرفته شده است. این نماگرها هم از نوع معیارهای بازارمحور هستند و هم معیارهای مبتنی بر داده‌های حسابداری را دربرمی‌گیرند. به این ترتیب، قدرت این دو دسته نماگرهای نکول شرکتی در توضیح نوسان‌های بازده سهام مورد مقایسه قرار گرفته است. ۳) در پژوهش حاضر، با استفاده از دو مدل بسیار مشهور قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی یعنی مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷)، راهبردهای سرمایه‌گذاری شناخته‌شده در بازارهای مالی شامل صرف ارزش، صرف اندازه و صرف تکانه، تجزیه و تحلیل شده است. ۴) در پژوهش پیش‌رو، دو رویکرد تحلیل مورد استفاده قرار

گرفته است. اولین رویکرد، سیستم رگرسیون است که رابطه بین فاکتورهای ریسک را برآورد می‌کند. رویکرد دوم، تحلیل مبتنی بر پرتفوی است که با هدف شناسایی الگوهای ریسک مشترک بین سهام موجود در یک پرتفوی، انجام می‌شود.

درک رابطه بین ریسک نکول شرکتی و بازده سهام، موضوع مهمی است که نحوه شکل‌گیری قیمت دارایی‌ها در بازارهای مالی را آشکار می‌سازد و کمک می‌کند تا چگونگی انعکاس فاکتورهای ریسک در برآوردهای بازده دارایی‌ها توسط بازارهای مالی مشخص گردد. این موضوع، دستاوردهای مهمی برای نظریه‌پردازی در زمینه قیمت‌گذاری دارایی‌ها و تدوین سیاست‌های مالی شرکت‌ها و بنگاه‌های اقتصادی دارد. همان‌طورکه یافته‌های این پژوهش نیز نشان می‌دهد، زمانی‌که شرکتی در معرض درماندگی مالی قرار می‌گیرد، اکثر سرمایه‌گذاران با فروش سهام آن شرکت، به رویداد مذکور واکنش نشان می‌دهند. این واکنش موجب کاهش قیمت سهام شرکت موردنظر می‌شود و آن را برای اشخاصی که ریسک‌پذیری بالایی دارند و معمولاً مطابق با دیدگاه غالب در بازار فکر و عمل نمی‌کنند، به گزینه جذابی برای خرید تبدیل می‌کند. از جمله این اشخاص، می‌توان به سرمایه‌گذاران نهادی بزرگ مانند صندوق‌های سرمایه‌گذاری خصوصی و جسورانه، صندوق‌های پوشش ریسک و شرکت‌های تأمین سرمایه اشاره کرد.

در این راستا، پیشنهاد می‌شود مؤسسات حسابرسی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار، در اظهارنظرهای میان‌دوره‌ای و سالانه خود نسبت به صورت‌های مالی شرکت‌های درمانده مالی، به اثرات منفی وقوع نکول شرکتی بر بازده سهام این شرکت‌ها اشاره نمایند و از این طریق، به سرمایه‌گذاران فعلی و بالقوه آنها به‌ویژه اشخاص حقیقی که معمولاً قدرت تحمل ریسک بالایی ندارند، در مورد خرید یا نگهداری این سهام، هشدارهای لازم را بدهند. همچنین، پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی فعال در بازار سهام از جمله مدیران سبدگردان‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری، به‌جای تمرکز بر عملکرد گذشته سهم موردنظر، عمده توجه خود را به ترتیب به سلامت مالی شرکت، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن معطوف نمایند.

علاوه بر این، توصیه می‌شود پژوهشگران در پژوهش‌های آتی از نسخه‌های پویاتر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مانند مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و سایر نماگرهای نکول شرکتی از جمله معیارهای معرفی‌شده توسط لانگ‌استف و سوآرتز[1] (۱۹۹۵) و للاند و تافت[2] (۱۹۹۶)، برای تحلیل و توضیح نوسان‌های بازده سهام استفاده کنند. همچنین، می‌توان در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مورداستفاده، نماگرهای کلان اقتصادی را نیز لحاظ نمود. افزون بر این، به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود از عوامل متفاوتی مانند نسبت درآمد به قیمت و نسبت فروش به قیمت برای طبقه‌بندی سهام و تشکیل پرتفوی استفاده نمایند. از سوی دیگر، می‌توان به بررسی رابطه میان بازده و ریسک نکول متأثر از تصمیم‌های مدیریتی (مانند محافظه‌کاری و هموارسازی سود یا نقش اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی) پرداخت. ضمناً، 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. در این راستا، توصیه می‌شود تأثیر شاخص‌های اندازه‌گیری نقدشوندگی مانند حجم و گردش معاملات، سرعت انجام معاملات، فاصله زمانی انجام معاملات، تعداد دفعات انجام معاملات، نرخ کارمزد و شکاف بین قیمت پیشنهادی خرید و فروش، بر بازده سهام در نظر گرفته شود. مضافاً اینکه، اخیراً

1. Longstaff & Schwartz
2. Leland & Toft

شاخص دیگری برای اندازه‌گیری نقدشوندگی تحت عنوان «تعداد روزهای بدون‌معامله در طول ۱۲ ماه گذشته که بر اساس گردش معاملات، تعدیل شده است»، معرفی و ارائه شده است که می‌تواند در پژوهش‌های آتی مورد بررسی قرار گیرد.

تقدیر و تشکر

از کلیه افرادی که در انجام این پژوهش و انتشار آن مشارکت داشتند، تشکر و قدردانی می‌شود.

منابع

بولو، قاسم و احمدوند، میثم (۱۳۹۸). الگویی برای پیش‌بینی نکول شرکتی در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله دانش حسابداری*، (۱)۱۰، ۳۸-۱ https://jak.uk.ac.ir/article_2262.html.

راعی، رضا و بستان‌آرا، مهدی (۱۳۹۸). جستجو برای ساختار بهینه مدل قیمت‌گذاری فاما و فرنچ و کارهارت در بازار سرمایه ایران. *راهبرد مدیریت مالی*، (۲۴)۷، ۷۰-۴۱ https://journal.alzahra.ac.ir/article_3881.html.

صراف، فاطمه؛ هاشمی‌نژاد، شبنم و سودی، گیتا (۱۴۰۰). نوسان‌پذیری بازار، تمایلات سرمایه‌گذاران و استراتژی مومنتوم. *مطالعات حسابداری و حسابرسی*، (۳۸)۱۰، ۶۸-۵۳ https://www.iaaaas.com/article_134544.html.

فدائی‌نژاد، محمداسماعیل؛ شهریاری، سارا و سلیم، فرشاد (۱۳۹۴). تجزیه و تحلیل رابطه ریسک درماندگی مالی و بازده سهام. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، (۲)۲۲، ۲۶۲-۲۴۳ https://acctgrev.ut.ac.ir/article_54972.html.

فدائی‌نژاد، محمداسماعیل؛ شهریاری، سارا و سلیم، فرشاد (۱۳۹۴). معمای رابطه ریسک درماندگی مالی با بازده سهام – مطالعه تجربی در بورس اوراق بهادار تهران. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، (۲)۳، ۵۴-۳۳ https://amf.ui.ac.ir/article_19912.html.

فلاح شمس، میرفیض؛ احمدوند، میثم و خواجه‌زاده دزفولی، هادی (۱۳۹۷). آزمون رابطه ریسک نکول و اثر شتاب: با استناد به شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، (۳۷)۱۱، ۱۱۸-۱۰۳ https://journals.srbiau.ac.ir/article_11516.html.

References

Abinzano, I., Muga, L., & Santamaria, R. (2014). Is default risk the hidden factor in momentum returns? Some empirical results. *Accounting & Finance*, 54(3), 671-698 https://doi.org/10.1111/acfi.12021.

Agarwal, V., & Taffler, R. (2008). Does financial distress risk drive the momentum anomaly? *Financial Management*, 37(3), 461-484 https://www.jstor.org/stable/20486664.

Altman, E.I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23(4), 589-609 https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00843.x.

Avramov, D., Chordia, T., Jostova, G., & Philipov, A. (2007). Momentum and credit rating. *The Journal of Finance*, 62(5), 2503-2520 https://www.jstor.org/stable/4622342.

Banerjee, A., De, A., & Bandyopadhyay, G. (2018). Momentum effect, value effect, risk premium and predictability of stock returns- A study on Indian market. *Asian Economic and Financial Review*, 8(5), 669-681 https://doi.org/10.18488/journal.aefr.2018.85.669.681.

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 https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1145345.

Bolo, Gh., & Ahmadvand, M. (2019). A model for predicting corporate default in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Knowledge*, 10(1), 1-38 https://jak.uk.ac.ir/article_2262.html?lang=en [In Persian].

Campbell, J.Y., Hilscher, J., & Szilagyi, J. (2008). In search of distress risk. *The Journal of Finance*, 63, 2899-2939 https://scholar.harvard.edu/files/campbell/files/campbellhilscherszilagyi_jf2008.pdf.

Carhart, M.M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52, 57-82 https://www.jstor.org/stable/2329556.

Chan, H., Faff, R., & Kofman, P. (2011). Is default risk priced in Australian equity? Exploring the role of the business cycle. *Australian Journal of Management*, 36(2), 217-246 https://doi.org/10.1177/0312896211407528.

Chan, K.C., & Chen, N.F. (1991). Structural and return characteristics of small and large firms. *The Journal of Finance*, 46(4), 1467-1484 https://www.jstor.org/stable/2328867.

Chen, C.M., & Lee, H.H. (2013). Default risk, liquidity risk, and equity returns: Evidence from the Taiwan market. *Emerging Markets Finance and Trade*, 49(1), 101-129 https://www.jstor.org/stable/23437617.

Chen, N.F., & Zhang, F. (1998). Risk and return of value stocks. *Journal of Business*, 71, 501-35 https://www.jstor.org/stable/10.1086/209755.

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* (Retrieved May, 2022)

Dichev, I.D. (1998). Is the risk of bankruptcy a systematic risk? *The Journal of Finance*, 53(3), 1131-1147 https://www.jstor.org/stable/117389.

Dimson, E., Nagel, S., & Quigley, G. (2003). Capturing the value premium in the United Kingdom. *Financial Analysts Journal*, 59(6), 35-45 https://www.jstor.org/stable/4480526.

Dove, H. (2018). Distress risk, financial crisis and investment strategies: Evidence from the United Kingdom. Durham Theses, Durham University http://etheses.dur.ac.uk/12755.

Fadaeinejad, M.E., Shahriary, S., & Salim, F. (2015). An analysis of the relationship between financial distress risk and equity returns. *Journal of the Accounting and Auditing Review*, 22(2), 243-262 https://acctgrev.ut.ac.ir/article_54972.html?lang=en [In Persian].

Fadaeinejad, M.E., Shahriary, S., & Salim, F. (2015). A relation of the distress risk and equity returns puzzle-Empirical evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal of Asset Management and Financing*, 3(2), 33-54 https://amf.ui.ac.ir/article_19912.html?lang=en [In Persian].

Fallah Sham, M.F., Ahmadvand, M., & Khajezadeh Dezfuli, H. (2018). Studying the relationship between default risk and momentum effect: Based on evidence from firms listed on Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 11(37), 103-118 https://journals.srbiau.ac.ir/article_11516.html?lang=en [In Persian].

Fama, E. F., & French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47, 427-465 https://www.jstor.org/stable/2329112.

Fama, E.F., & French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56 https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5.

Fama, E.F., & French, K.R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84 https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05202.x.

Fama, E.F., & French, K.R. (1998). Value versus growth: The international evidence. *The Journal of Finance*, 53(6), 1975-1998 https://www.jstor.org/stable/117458.

Fama, E.F., & French, K.R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22 https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010.

Gharghori, P., Chan, H., & Faff, R. (2007). Are the Fama-French factors proxying default risk? *Australian Journal of Management*, 32(2), 223-249 https://doi.org/10.1177/031289620703200204.

Griffin. J.M., & Lemmon. M.L. (2002). Book-to-market equity, distress risk, and stock returns. *The Journal of Finance*, 57(5), 2317-2336 https://www.jstor.org/stable/3094513.

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 http://www.kspjournals.org/index.php/JEB/article/view/1623.

Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stocks market efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91 https://www.jstor.org/stable/2328882.

Kakinuma, Y. (2020). Return premium of financial distress and negative book value: Emerging market case. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(8), 25-31 DOI: 10.13106/jafeb.2020.vol7.no8.025.

Kang, C., & Kang, H, G. (2009). The effect of credit risk on stock returns. *Journal of Economic Research*, 14, 49-67 https://ssrn.com/abstract=1419963.

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 https://koreascience.kr/article/JAKO202106438543519.pdf.

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 https://www.jstor.org/stable/2329262.

Leland, H.E., & Toft, K.B. (1996). Optimal capital structure, endogenous bankruptcy, and the term structure of credit spreads. *The Journal of Finance*, 51(3), 987-1019 https://www.jstor.org/stable/2329229.

Li, H., Lai, S., Conover, J.A., Wu, F., & Li, B. (2018). Stock returns and financial distress risk: Evidence from the AsianPacific markets. *Research in Finance*, 33, 123-158 DOI: 10.1108/S0196-382120170000033007.

Longstaff, F., & Schwartz, E.S. (1995). A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt. *The Journal of Finance*, 50(3), 789-819 https://www.jstor.org/stable/2329288.

Merton, R.C. (1974). On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *The Journal of Finance*, 29(2), 449-470 https://www.jstor.org/stable/2978814.

Ohlson, J.A. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109-131 https://www.jstor.org/stable/2490395.

Phalippou, L. (2007). Investing in private equity funds: A survey. https,//ssrn.com/abstract=980243 (Retrieved May, 2022).

Pope, P.F. (2010). Bridging the gap between accounting and finance. *British Accounting Review*, 42(1), 88-102 https://doi.org/10.1016/j.bar.2010.03.001.

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 https://journal.alzahra.ac.ir/article_3881.html?lang=en [In Persian].

Sarraf, F., Hashemi Nejad, Sh., & Soodi, G. (2021). Market volatility, investors sentiment and momentum strategy. *Journal of Accounting and Auditing Studies*, 10(38), 53-68 https://www.iaaaas.com/article_134544.html?lang=en [In Persian].

Vassalou, M., & Xing, Y. (2004). Default risk in equity returns. *The Journal of Finance*, 59, 831-868 https://www.jstor.org/stable/3694915.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی