Shahid Beheshti University
Journal of Financial Management Perspective
No. 27, Autumn 2019
PP: 133-168

P-ISSN: 2645-4637
E-ISSN: 2645-4645

Investigating the Effect of Default Risk on Individual Stocks Returns using Stocks listed in Tehran Stock Exchange

Ziba Ghazavi[*], Mahmoud Botshekan[**]

Abstract

The main purpose of this study is analyzing the effect of default risk on the individual stocks' expected returns, in the other words pricing the default risk, in Iran's capital market. To this end we use a sample of 376 non-financial companies listed in Tehran Stock Exchange during September 2008 to November 2018 and compute distance to default (DD) as a measure of default risk following KMV-Merton model in a monthly frequency. In this way, market value of assets and its volatility are estimated by simultaneously solving nonlinear equations induced form Black-Scholes-Merton option pricing model. Following the literature, dependent variable of this study, expected return, is estimated using realized returns in different time periods (one month, six months, one year and two years). Then the relationship between distance to default as a firm characteristic and expected return was assessed in univariate and multivariate cross sectional regressions using Fama-Macbeth (1973) procedure and with the beta of CAPM model, size, book to market and momentum as control variables. The results show that, generally DD affects the expected return inversely, namely the smaller is the distance to default of a company (or the closer is the company to default) the higher is the company investors' expected return. Nevertheless the effect is not completely robust and depends on the time period realized return is measured as expected return and becomes weaker in subsamples. Furthermore, if we estimate stock volatility (as an input to estimate asset DD) conditionally using exponentially weighted moving average method, the effect of DD on returns becomes stronger. The presence of explanatory variables such as size and B/M also reduces the significance of the coefficient.

Keywords: Credit Risk; Default; Distance to Default; KMV Model.

Recived: 2019.March.13, Accepted: 2019.November.09.

* MA in Financial Management, University of Isfahan, Isfahan, Iran.

** Assistant Professor, University of Isfahan, Isfahan, Iran (Corresponding Author).

E-mail: M.Botshekan@ase.ui.ac.ir

دانشگاه شهیدبهشتی
نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۲۷ ـ پاییز ۱۳۹۸
ص‌ص ۱۶۸ـ۱۳۳

شاپای چاپی: ۲۶۴۵-۴۶۳۷
شاپای الکترونیکی: ۲۶۴۵ -۴۶۴۵

بررسی تأثیر ریسک ورشکستگی بر نرخ بازده مورد انتظار در سطح سهام انفرادی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

زیبا قضاوی *، محمود بت‌شکن **

چکیده

هدف این پژوهش بررسی تأثیر ریسک ورشکستگی بر بازده موردانتظار سهام‌داران و یا به‌عبارت‌دیگر قیمت‌گذاری ریسک ورشکستگی در سطح سهام انفرادی با استفاده از داده‌های مربوط به سهام پذیرفته‌شده در «بازار بورس اوراق بهادار تهران» است. در این راستا، نمونه آماری متشکل از ۳۷۶ شرکت غیرمالی پذیرفته‌شده در «بورس اوراق بهادار تهران» در بازه زمانی مهرماه ۱۳۸۷ تا آبان‌ماه ۱۳۹۷ انتخاب و متغیر فاصله تا نکول، به‌عنوان معیار سنجش ریسک ورشکستگی شرکت‌ها با استفاده از مدل کی‌ام‌وی.- مرتون و با روش حل معادلات هم‌زمان برای تمامی شرکت‌های نمونه و برای هر ماه محاسبه شد. برای بررسی نحوه تأثیر این متغیر بر بازده موردانتظار، روش رگرسیون‌های فاما و مکبث مورداستفاده قرار گرفت و برای تخمین نرخ بازده موردانتظار از بازده محقق شرکت‌ها برای دوره‌هایی با طول متفاوت (یک‌ماهه، شش‌ماهه، یک‌ساله و دوساله) استفاده شد؛ سپس رابطه فاصله تا نکول با بازدهی سهام، به‌صورت منفرد و نیز در حضور سایر ویژگی‌های مؤثر بر بازده شرکت‌ها از جمله بتا، اندازه شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازار و مومنتوم بازده، به‌عنوان متغیرهای کنترلی بررسی شد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد متغیر فاصله تا نکول به شکل معکوسی بر نرخ بازده موردانتظار شرکت تأثیر دارد؛ به‌صورتی که هر چه فاصله تا نکول کمتر باشد و یا به‌عبارت‌دیگر شرکت به درماندگی مالی و یا ورشستگی نزدیک تر باشد، نرخ بازده موردانتظار سهامداران برای سرمایه‌گذاری در سهام آن شرکت بزرگ‌تر است؛ البته معناداری این اثر به طول دوره بازده اندازه‌گیری‌شده به‌عنوان بازده موردانتظار شرکت بستگی دارد و حضور سایر متغیرهای کنترلی مثل اندازه و ارزش دفتری باعث کاهش معناداری این اثر می‌شود؛ همچنین نحوه تخمین نوسان بازدهی سهام به‌عنوان یک متغیر مؤثر در تخمین فاصله تا نکول نقش مؤثری در معناداری این اثر در بازده‌های کوتاه‌مدت دارد.

کلیدواژه‌ها: ریسک اعتباری؛ نکول؛ فاصله تا نکول؛ مدل کی‌ام‌وی–مرتون.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۲۲، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۸/۱۸.

* کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران .
** استادیار گروه مدیریت، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول).
E-mail: M.Botshekan@ase.ui.ac.ir

۱. مقدمه

یکی از سؤال‌های مهم در حوزه علوم مالی، تعیین نرخ بازده موردانتظار صاحبان سهام از سرمایه‌گذاری خویش در سهام شرکت‌ها و یا به‌عبارت‌دیگر هزینه حقوق صاحبان سهام است. در بحث ارزشیابی سهام شرکت‌ها برای تعیین ارزش فعلی جریانات نقدی آتی، نرخ تنزیل و یا همان نرخ بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران ضروری است. در مباحث سرمایه‌گذاری برای تعیین ترکیب بهینه سرمایه‌گذاری، علاوه بر دانستن واریانس و کواریانس بازده دارایی‌های مختلف، دانستن نرخ بازده موردانتظار هر دارایی نیز لازم است. در مباحث مربوط به مالی شرکت‌ها نیزدر تعیین میانگین موزون هزینه سرمایه که ترکیب موزونی از هزینه حقوق صاحبان سهام و هزینه مؤثر ناشی از بدهی است، از این متغیر استفاده می‌شود.

در این ارتباط در تعیین نرخ بازده موردانتظار شرکت‌ها، اصل پذیرفته‌شده در مبانی نظری مالی رابطه بین ریسک و بازده است. به این معنا که سرمایه‌گذاران همواره خواهان کسب بازده بیشتر بوده و از ریسک گریزانند و در قبال تحمل ریسک‌های بالاتر انتظار دارند بازده بیشتری کسب کنند؛ اما اندازه‌گیری ریسک و کمّی‌سازی رابطه بین ریسک و بازده، همواره به‌عنوان یکی از چالش‌های مهم در علم مالی مطرح بوده است. به این منظور در مبانی نظری مالی، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها با هدف ارائه یک رابطه کمّی بین ریسک و بازده توسعه داده شده‌اند. معروف‌ترین این مدل‌ها، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[1](CAPM) است که توسط شارپ[2] (۱۹۶۴) و لینتنر[3](۱۹۶۵)، ارائه شد. این مدل نشان می‌دهد که بازده موردانتظار یک دارایی، تابعی خطی و مثبت از شاخص ریسک سیستماتیک آن دارایی (بتا) است و غیر از آن، عامل دیگری بر بازده مؤثر نیست؛ اما پژوهش‌های تجربی نشان داده‌اند که بتا به‌تنهایی قادر به توضیح تفاوت بین بازدهی اوراق مختلف نیست و متغیرها یا ویژگی‌ها[4]ی دیگری از شرکت از جمله اندازه شرکت (توسط بنز[5]در سال ۱۹۸۱)، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (توسط استاتمن[6] در سال ۱۹۸۰) و مومنتوم بازده (توسط جگادیش و تیتمن[7]در سال ۱۹۹۳) نیز بر بازده شرکت‌ها مؤثر هستند [۵، ۲۵، ۳۵]. این پدیده‌ها که به‌عنوان ناهنجاری‌های قیمت‌گذاری مرتبط با مدل CAPM شناخته شدند، انگیزه‌ای برای توسعه این مدل و ارائه مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری شدند که مدل‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و کارهارت (۱۹۹۷)، نمونه‌ای از آن‌ها هستند. در این راستا تلاش برای شناخت ویژگی‌های مؤثر بر بازده که مدل‌های قیمت‌گذاری موجود نمی‌توانند

1. Capital Asset Pricing Model
2. Sharpe (1964)
3. Lintner (1965)
4. Characteristics
5. Banz (1981)
6. Stattman (1980)
7. Jegadeesh & Titman (1993)

تفاوت بازدهی ناشی از آن‌ها را توضیح دهند، همچنان ادامه دارد.

ریسک ورشکستگی شرکت، یکی از متغیرهایی است که در مبانی نظری مالی به‌عنوان یک عامل یا ویژگی مؤثر بر بازده شرکت بررسی شده است [۳۷]. ریسک ورشکستگی عبارت است از: احتمال اینکه شرکت یا شخص وام‌گیرنده قادر به بازپرداخت کل و یا بخشی از تعهدات بدهی خود نباشد. ریسک ورشکستگی رابطه مستقیمی با میزان استفاده از بدهی در ساختار سرمایه شرکت دارد؛ درعین‌حال که استفاده از بدهی در ساختار سرمایه شرکت دو مزیت هزینه تأمین مالی کمتر نسبت به سهام و نیز صرفه‌جویی مالیاتی را برای شرکت به همراه خواهد داشت؛ اما استفاده زیاد از بدهی می‌تواند شرکت را در معرض ریسک ورشکستگی قرار دهد؛ چراکه با توجه به ریسک‌های تجاری مختلفی که معمولاً شرکت‌ها با آن‌ها مواجه هستند و به‌خصوص در شرایط رکود فعالیت‌های اقتصادی، ممکن است شرکت نتواند سودآوری کافی را برای پرداخت تعهدات خود در وام‌های اخذشده کسب کند و عملاً با ورشکستگی مواجه شود. نتیجه این امر این است که با افزایش اهرم مالی یک شرکت، از یک طرف وام‌دهندگان جدید نرخ‌های بهره‌ی بالاتری مطالبه می‌کنند تا صرف ریسک بالاتر ناشی از احتمال ورشکستگی را جبران کنند و از طرف دیگر نرخ بازده موردانتظار سهامداران نیز افزایش می‌یابد؛ چراکه ممکن است با وقوع ورشکستگی، کل سرمایه خود در شرکت را از دست بدهند؛ بنابراین احتمال وقوع ورشکستگی که به ریسک ورشکستگی تعبیر می‌شود، هرچند کم، می‌تواند هزینه تأمین مالی شرکت از محل بدهی و هم از محل حقوق صاحبان سهام را افزایش دهد؛ بنابراین انتظار می‌رود که افزایش ریسک ورشکستگی بر نرخ بازده موردانتظار سهامداران شرکت مؤثر باشد؛ ازاین‌رو هدف این پژوهش، بررسی تأثیر ریسک ورشکستگی بر بازده موردانتظار سهامداران و یا به‌عبارت‌دیگر قیمت‌گذاری ریسک ورشکستگی در سطح سهام انفرادی با استفاده از داده‌های مربوط به سهام پذیرفته‌شده در «بازار بورس اوراق بهادار تهران» است.

همان‌طور که بیان شد، ریسک ورشکستگی با افزایش اهرم مالی یا نسبت تأمین مالی از طریق بدهی، افزایش و با کاهش اهرم مالی، کاهش می‌یابد؛ علاوه بر این هر چه نوسان بازدهی دارایی‌های شرکت بیشتر باشد، احتمال ورشکستگی شرکت بیشتر خواهد شد. متغیر فاصله تا نکول، متغیری است که هر دوی این عوامل در اندازه‌گیری آن در نظر گرفته می‌شود؛ بنابراین در این پژوهش از متغیر فاصله تا نکول به‌عنوان معیار سنجش ریسک ورشکستگی استفاده می‌شود؛ سپس رابطه این متغیر با بازدهی سهام، به‌صورت یک متغیر انفرادی و نیز با استفاده از توسعه مدل CAPM که متغیر فاصله تا نکول به‌عنوان یک ویژگی سهام به آن اضافه شده است،بررسی

می‌شود[۱] همچنین نتایج تأثیر این متغیر در حضور سایر ویژگی‌های شناخته‌شده و مؤثر بر بازده شرکت‌ها از جمله بتا، اندازه شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازار و مومنتوم بازده، موردبررسی قرار می‌گیرد. در انجام این پژوهش از داده‌های کلیه شرکت‌های غیرمالی پذیرفته‌شده در «بورس اوراق بهادار تهران» (که متغیرهای استفاده‌شده در پژوهش برای آن‌ها قابل‌محاسبه باشد) در بازه زمانی ۱۲۲ ماهه، از مهرماه ۱۳۸۷ تا پایان آبان‌ماه ۱۳۹۷ استفاده شده است که شامل بالغ بر ۳۷۶ شرکت فعال در این دوره می‌شود. برای اندازه‌گیری بازده موردانتظار به‌عنوان متغیر وابسته در این پژوهش با پیروی از مبانی نظری موضوع و با توجه به روش‌شناسی رگرسیون‌های فاما و مکبث (۱۹۷۳)، از بازده محقق شرکت‌ها استفاده شده است و برای بررسی جامع نحوه تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته، گستره‌ای از انتخاب‌های ممکن برای بازده محقق از جمله بازده‌های ماهانه تا بازده دوساله به‌کار رفته است.

در مبانی نظری موضوع، در پژوهش‌های متعددی، رابطه بین ریسک ورشکستگی و نرخ بازده موردانتظار سهامداران بررسی شده و نتایج متناقضی در مورد علامت و معناداری این رابطه، ارائه شده است. از یک طرف، پژوهش‌هایی چون واسالو و ژینگ[۲] (۲۰۰۴)، چاوا و پورناندام[۳] (۲۰۱۰) و آرتز و همکاران[۴] (۲۰۱۴)، رابطه مثبت بین ریسک ورشکستگی و بازده سهام را گزارش کرده‌اند؛ از طرف دیگر، برخی پژوهش‌ها به رابطه منفی بین ریسک ورشکستگی و بازده سهام (ناهنجاری ورشکستگی[۵]) دست یافته‌اند که از آن جمله می‌توان به گریفین و لمون[۶] (۲۰۰۲)، کمپل و همکاران[۷] (۲۰۰۸) و گارلاپی و یان[۸] (۲۰۱۱)، اشاره کرد.

نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که به‌صورت کلی درصورتی‌که بازده‌ها در بازه‌های کوتاه‌مدت یک‌ماهه و بلندمدت دوساله اندازه‌گیری شوند، فاصله تا نکول به‌عنوان یک شاخص از میزان ریسک نکول شرکت‌ها، هم به‌صورت انفرادی و هم در حضور تمامی متغیرهای کنترل، بر نرخ بازده موردانتظار شرکت‌ها مؤثر است؛ هرچند که معناداری این تأثیر با حضور متغیرهای

---

۱. همان‌طور که بیان شد، انتظار می‌رود که با افزایش اهرم، نرخ بازده موردانتظار سهام افزایش یابد. حال اگر برای مثال، متغیر بتا در مدل CAPM بتواند این موضوع را به طول کامل منعکس کند یا به‌عبارتی شرکت‌های با اهرم بالاتر، بتای بالاتری نیز داشته باشند، اضافه‌کردن متغیر فاصل تا نکول به‌عنوان معیاری برای اندازه گیری ریسک ورشکستگی به مدل CAPM نباید باعث افزایش توضیح‌دهندگی مدل بشود و به‌عبارت‌دیگر فاصل تا نکول نباید در زمان حضور بتا در مدل، تأثیر معناداری بر بازده داشته باشد. این موضوع در مورد سایر متغیرهای کنترلی نیز صادق است.

2. Vassalou, M., & Xing, Y. (2004)
3 Chava & Purnanandam
4 Artez et al.
5 Default Anomaly
6 Griffen & Lemon
7 Campbell et al.
8 Garlappi and Yan

کنترلی کاهش می‌یابد؛ البته نتایج به‌صورت کلی پایا نیست و بسته به دوره زمانی موردبررسی نحوه تخمین نوسان بازدهی سهام که از متغیرهای مؤثر در تخمین فاصله تا نکول است، معناداری این اثر کاهش می‌یابد.

در ادامه ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه خواهد شد؛ سپس روش‌شناسی پژوهش و پس از آن نتایج تجربی آورده می‌شود. بعد از آزمون‌های پایایی نتایج، درنهایت بحث و نتیجه‌گری ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

با توجه به عدم‌کفایت بتا به‌عنوان تنها عاملی که بتواند تفاوت بازدهی شرکت‌ها را توضیح دهد، تلاش‌هایی برای شناخت عوامل مؤثر بر بازدهی سهام و به‌دنبال آن توسعه مدل‌های قیمت‌گذاری در مبانی نظری مالی صورت پذیرفت. یکی از این رویکردها برای شناخت عوامل مؤثر بر بازده این بود که ویژگی‌هایی مانند اندازه و یا ارزش دفتری به ارزش بازار به‌صورت مستقیم به مدل CAPM اضافه شوند و میزان تأثیر آن‌ها بر نرخ بازده موردانتظار به‌صورت تجربی و با استفاده از آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری تعیین شود که برای مثال در مطالعه فاما و فرنچ (۱۹۹۲)، به‌کار گرفته شد. در ادامه این مطالعه، فاما و فرنچ (۱۹۹۳ و ۱۹۹۶)، عوامل نظام‌مند[1]اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار را معرفی و به‌عنوان عوامل تأثیرگذار بر بازده به مدل قیمت‌گذاری CAPM اضافه کردند تا اثرات ناهنجاری‌های اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده شرکت‌ها را به‌صورت نظام‌مند در سطح همه سهام اندازه‌گیری کنند. به دنبال این مطالعات، کارهارت (۱۹۹۸)، با اضافه‌کردن عامل مومنتوم به مدل سه عاملی فاما و فرنچ مدل چهارعاملی خود را ارائه کرد. در سال‌های اخیر نیز مدل چهارعاملی هو و همکاران[2][۲۴] و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ [۱۶] نیز با درنظرگرفتن عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری به‌عنوان عوامل مؤثر بر بازده در مبانی نظری مالی مطرح شده‌اند. می‌توان گفت که هیچ‌یک از این مدل‌ها نمی‌توانند به‌طور کامل و برای همه دارایی‌های آزمون تفاوت بازدهی شرکت‌ها را توضیح دهند و تلاش برای ارائه مدلی که بتواند به‌صورت جامعی تفاوت بازدهی سهام‌های مختلف را توضیح دهد، همچنان ادامه دارد.

در پژوهش‌های مالی متغیرهای مختلف دیگری نیز به‌عنوان متغیرهای مؤثر بر نرخ بازدهی سرمایه‌گذاران پیشنهاد شده‌اند که یکی از این متغیرها، ریسک ورشکستگی شرکت است [۸ ، ۳۷]. ریسک ورشکستگی عبارت است از: احتمال اینکه شرکت یا شخص وام‌گیرنده قادر به

1 . Systematic Factors
2Hou et al.

بازپرداخت کل و یا بخشی از تعهدات بدهی خود نباشد. قضیه دوم مودیلیانی و میلر که با رابطه ۱، نشان داده می‌شود، نشان‌دهنده آن است که بازده موردانتظار سهامداران، ارتباط مثبت و معناداری با نسبت بدهی شرکت دارد؛ به‌طوری‌که با افزایش اهرم مالی شرکت، بازده موردانتظار حقوق صاحبان سهام نیز افزایش می‌یابد. علت این امر آن است که با افزایش اهرم شرکت، احتمال ورشکستگی شرکت در شرایط رکود افزایش می‌یابد و بنابراین با افزایش اهرم، سهامداران ریسک بیشتری را متحمل می‌شوند و بازده بیشتری را انتظار دارند. این قضیه به‌صورت رابطه ۱، بیان می‌شود.

$$R_E(levered) = R_E(Unlevered) + \frac{D}{E}(R_E(Unlevered) - R_D) \qquad \text{رابطه (۱)}$$

در رابطه بالا، R_E، نرخ بازده موردانتظار سهامدار، R_D هزینه بدهی،و $\frac{D}{E}$ نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام است.

مشابه رابطه بالا را می‌توان برای بتای سهام شرکت نیز نوشت [۳۳].

$$\beta_E(levered) = \beta_E(Unlevered) + \frac{D}{E}(\beta_E(Unlevered)) \qquad \text{رابطه (۲)}$$

بنابراین در یک دنیای ایده‌آل هرچه نسبت بدهی شرکت افزایش یابد، فاصله تا نکول نیز کاهش می‌یابد و بتای سهام شرکت نیز افزایش خواهد یافت که به معنی افزایش نرخ بازده موردانتظار سهامداران خواهد بود. حال از دیدگاه نظری اگر افزایش نرخ بازده موردانتظار سهام با اهرم بالاتر بتواند به‌طور کامل در بتای بالاتر سهام منعکس شود، اضافه‌شدن متغیر دیگری همانند اهرم مالی یا فاصله تا نکول شرکت که حاوی اطلاعات مربوط به نسبت بدهی شرکت نیز هست، نباید بتواند به توضیح‌دهندگی بازدهی شرکت کمک کند؛ البته باید توجه داشت که متغیر فاصله تا نکول علاوه بر اطلاعات مربوط به نسبت بدهی شرکت حاوی اطلاعات مربوط به نوسان ارزش دارایی است که مبین ریسک تجاری شرکت است. برای مثال، دو شرکت با ارزش دارایی و بدهی یکسان، اما با نوسان ارزش دارایی متفاوت، دارای فاصله تا نکول متفاوت خواهند بود. به این ترتیب شرکت‌هایی با فاصله تا نکول کم، شرکت‌هایی هستند که در معرض درماندگی مالی هستند و ریسک ورشکستگی آن‌ها بزرگ‌تر است و امکان متحمل‌شدن هزینه‌های ورشکستگی عاملی خواهد بود که نرخ بازده موردانتظار سهامداران برای سرمایه‌گذاری در این شرکت‌ها را افزایش خواهد داد.

همان‌طور که بیان شد، یکی از روش‌های توسعه مدل‌های قیمت‌گذاری، اضافه‌کردن ویژگی‌هایی است که بر نرخ بازده موردانتظار مؤثر بوده و اضافه‌کردن آن‌ها می‌تواند به توضیح بهتر تفاوت بازدهی شرکت‌ها کمک کند. در پژوهش‌های اخیر (از جمله کردیا و همکاران[1] (۲۰۱۵)) نشان داده شده است که برای تخمین نرخ بازده موردانتظار سهام انفرادی، ویژگی‌های سهام[2] از جمله اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار بسیار بیشتر از حساسیت نسبت به عوامل نظام‌مند متناظر در مدل‌های قیمت‌گذاری (مثل بتای عامل اندازه و بتای عامل ارزش دفتری به ارزش بازار در مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳))، می‌توانند به توضیح تفاوت بازده سهام‌های انفرادی کمک کنند. پژوهش حاضر این رویکرد را دنبال می‌کند و بنابراین فاصله تا نکول شرکت به‌عنوان یک «ویژگی» که به‌صورت بالقوه می‌تواند بر نرخ بازده موردانتظار سهامداران مؤثر باشد، برای همه شرکت‌های موجود در نمونه محاسبه شده و تلاش می‌شود که نحوه تأثیر این متغیر بر نرخ بازده موردانتظار شرکت‌ها به‌وسیله روش رایج و شناخته‌شده رگرسیون‌های فاما و مکبث (۱۹۷۳) که امکان بررسی نحوه تغییر این تأثیر در طول زمان را نیز می‌دهد، سنجیده شود. در ارتباط با این موضوع، پژوهش‌های مرتبطی در مبانی نظری مالی صورت گرفته است که در ادامه به آن‌ها اشاره می‌شود.

پژوهش‌های خارجی. واسالو و ژینگ (۲۰۰۴)، برای نخستین بار از مدل قیمت‌گذاری اختیار معامله مرتون برای محاسبه شاخص‌های ورشکستگی شرکت‌های انفرادی و ارزیابی تأثیر ریسک ورشکستگی بر بازدهی سهام، استفاده کردند. آن‌ها نشان دادند شرکت‌هایی که ریسک ورشکستگی بالایی دارند، بازدهی بالاتری کسب می‌کنند؛ تنها اگر اندازه آن‌ها کوچک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری آن‌ها بالا باشد. آن‌ها نشان دادند ریسک ورشکستگی یک ریسک سیستماتیک است و همچنین ثابت کردند با وجود اینکه عوامل SMB و HML از مدل فاما و فرنچ، حاوی اطلاعاتی از ریسک ورشکستگی هستند، اما محتوی اطلاعاتی دیگری نیز درباره قیمت هستند که با ریسک ورشکستگی نامرتبط است. آن‌ها نتیجه گرفتند ورشکستگی متغیر مهم و قابل ملاحظه‌ای در موضوع قیمت‌گذاری بوده و حتی بالاتر و مهم‌تر از اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری است [۳۷].

کمپل و همکاران (۲۰۰۸)، به جست‌وجوی عوامل تعیین‌کننده نکول شرکت‌ها و قیمت‌گذاری سهام درمانده مالی که احتمال نکولشان بالا است، پرداختند. آن‌ها احتمال نکول سهام درمانده مالی را بر اساس یک رگرسیون لاجیت پویا و با استفاده از متغیرهای حسابداری و بازاری

1 Chordia et al
2 Firm Charasteristics

محاسبه کردند و نشان دادند که بر خلاف انتظار، از سال ۱۹۸۱ سهام درمانده مالی بازده پایینی داشته‌اند و نسبت به سهامی که ریسک نکول پایین‌تری دارند، دارای بازده پایین‌تر، ولی انحراف از استاندارد و بتای بازار بالاتری هستند [۶].

چاوا و پورناناندام (۲۰۱۰) به وجود رابطه مثبت بین بازده موردانتظار سهام و ریسک رشکستگی پی بردند. آن‌ها نشان دادند که برای شناسایی رابطه بین نرخ بازده موردانتظار و ریسک ورشکستکی، بازده‌های محقق نماینده پُرخطایی از بازده موردانتظار است و بنابراین بر خلاف مطالعات قبلی که بازده محقق واقعی به‌عنوان پراکسی بازده موردانتظار به‌کار رفته است، آن‌ها از نرخ هزینه سرمایه ضمنی استفاده کردند. بر خلاف کمپل و همکاران (۲۰۰۸)، آن‌ها نتیجه گرفتند که هیچ خلاف قاعده‌ای در ارتباط بین بازده موردانتظار و ریسک ورشکستگی در بین سال‌های ۱۹۵۲ تا ۱۹۸۰ وجود ندارد؛ اما سرمایه‌گذاران در دهه ۸۰ با تعداد بیش از انتظاری از ورشکستگی و سودهای کم شرکت‌هایی با ریسک ورشکستگی بالا مواجه شدند [۸].

آرتز و همکاران[1] (۲۰۱۴)، با استفاده از رویکرد انعطاف‌پذیر کمپل برای تخمین احتمال ریسک ورشکستگی، شواهد تجربی قطعی از رابطه مثبت و به‌لحاظ اقتصادی و آماری معنادار بین بازده سهام و ریسک ورشکستگی با استفاده از داده‌های ۱۴ کشور توسعه‌یافته ارائه کردند. آن‌ها بخش سیستماتیک و انفرادی ریسک ورشکستگی را از یکدیگر جدا کرده و نشان دادند که رابطه مثبتی بین ریسک ورشکستگی و بازده ناشی از بخش سیستماتیک ریسک ورشکستگی وجود دارد. آن‌ها همچنین نشان دادند در کشورهایی که قوانین محکم‌تری در حمایت از اعتباردهندگان وجود دارد، صرف ریسک ناشی از ریسک ورشکستگی به‌صورت مشهودتری دیده می‌شود [۴].

انگینر و همکاران[2] (۲۰۱۴)، نشان دادند سهامی که در معرض ریسک ورشکستگی سیستماتیک بالاتری هستند، بازده موردانتظار بالاتری دارند. بر خلاف مطالعات پیشین آن‌ها از شکاف اعتباری اوراق قرضه شرکت برای تخمین حساسیت نسبت تغییرات سیستماتیک ریسک ورشکستگی استفاده کردند و نشان دادند شرکت‌هایی که حساسیت بالاتری نسبت به عامل سیستماتیک دارند، بازده‌های بالاتری تولید می‌کنند [۳].

فیلیپ و همکاران[3] (۲۰۱۵) با هدف پیداکردن توضیحی برای معمای رابطه منفی بین ریسک ورشکستگی و بازده در مطالعات پیشین، احتمال نکول ماهانه را برای یک نمونه بزرگ از شرکت‌های اروپایی محاسبه کرده و همانند آترز و همکاران (۲۰۱۴)، آن را به دو جزء سیستماتیک و خاص تقسیم کردند. آن‌ها نشان دادند که قسمت سیستماتیک ریسک ورشکستگی که به‌صورت حساسیت بازدهی شرکت نسبت به یک عامل تجمیعی ریسک

1 Artez et al.
2 Anginer et al.
3. Fillipe et al.

ورشکستگی محاسبه می‌شود، رابطه مثبتی با بازدهی سهام دارد؛ اما شرکت‌های با ریسک ورشکستگی به این دلیل بازده کمتری ایجاد می‌کنند که سهم بازده انفرادی از بازده آن‌ها در مجموع بالاتر است. این پژوهشگران برای عامل تجمیعی ریسک ورشکستگی از شاخص نوسان بورس شیگاگو استفاده کردند [۱۸].

افیک و همکاران(۲۰۱۶)، از اینکه ضمن گذشت چهار دهه از انتشار مدل مرتون و با وجود گسترش مدل و انتشار برخی مدل‌های جایگزین، همچنان مدل اصلی به‌شکل گسترده‌ای برای ارزیابی ریسک به‌کارگرفته‌می‌شود، ابراز تعجب کردند و حساسیت مدل مرتون به خصوصیات پارامترهای این مدل، در اجرای پیش‌بینی ورشکستگی را موردارزیابی قرار دادند. آن‌ها همچنین برخی از جایگزین‌های مدل مرتون و برخی از انواع آن را به‌صورت تجربی امتحان کردند و نتیجه گرفتند که کیفیت پیش‌بینی ورشکستگی در اصل بسیار نسبت به انتخاب بازده موردانتظار سهام و نوسان آن حساس است. آنان درنهایت استفاده از یک مدل ساده (Naive) را به‌دلیل ساده‌بودن در اجرا، پیشنهاد دادند [۱].

میاو و همکاران (۲۰۱۸)، کاربردهای متنوعی از فاصله تا نکول مدل مرتون معرفی کردند. آن‌ها از نوسان ضمنی و هزینه سرمایه ضمنی برای پیش‌بینی ورشکستگی استفاده کرده و نشان دادند یک ارتباط اطلاعاتی بین هزینه سرمایه ضمنی و نوسانات بازده ضمنی در پیش‌بینی ورشکستگی وجود دارد [۳۰].

پژوهش‌های داخلی. فلاح شمس و همکاران (۱۳۹۶)، رابطه عوامل حاکمیت شرکتی و ریسک نکول در نمونه‌ای متشکل از ۶۰ شرکت پذیرفته‌شده در «بورس اوراق بهادار تهران» را طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ موردآزمون قرار دادند. آن‌ها برای اندازه‌گیری ریسک نکول از یک معیار مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری اختیار معامله بلک– شولز– مرتون استفاده کردند که در آن ریسک نکول شرکت از قیمت‌های بازاری سهم آن نشأت می‌گیرد. عوامل حاکمیت شرکتی نیز در چهار طبقه شامل حقوق سهامداران و ذی‌نفعان، هیئت مدیره و کمیته‌های آن، حسابرسی و افشای عمومی و شفاف‌سازی قرار گرفت. از هر یک از این طبقات، یک شاخص معرفی و از مجموع آن‌ها یک شاخص ترکیبی حاکمیت شرکتی ساخته شد؛ سپس رابطه بین این شاخص‌ها و ریسک نکول موردبررسی قرار گرفت. آن‌ها نشان دادند از میان عوامل حاکمیت شرکتی، صرفاً عوامل مرتبط با افشای عمومی و شفاف‌سازی، رابطه معناداری با ریسک نکول شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران دارند [۱۳].

---

1 Afik et al. (2016)

فدائی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۴)، رابطه سیستماتیک یا غیرسیستماتیک بازده سهام و ریسک درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته شده در «بورس اوراق بهادار تهران» را با استفاده از معیاراحتمال نکول بلک، شولز و مرتون بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند در «بورس اوراق بهادار تهران»، بازده سهام شرکت‌های درمانده به‌وضوح کمتر از بازده شرکت‌های سالم است و سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های درمانده، پاداش دریافت نمی‌کنند [۱۱].
وجه تمایز پژوهش حاضر با پژوهش ذکرشده، استفاده از رویکرد فاما مکبث و رگرسیون‌های مقطعی برای بررسی رابطه ریسک ورشکستگی و بازده موردانتظار و در سطح سهام انفرادی است؛ درحالی‌که در مقاله فوق‌الذکر اطلاعات ماهانه به روش چندک‌بندی (ساخت پرتفوی‌های مختلف بر اساس رتبه شرکت‌ها از منظر معیار فاصل تا نکول) تجزیه‌وتحلیل شده است. درواقع در پژوهش یادشده از پرفتوبندی به روش‌های مختلف برای تبیین رابطه بین بازده محقق در سطح پرفتوی و ویژگی‌های مختلف از جمله ریسک ورشکستگی استفاده شده است. علاوه بر این در پژوهش بالا از روش مرتون برای تخمین فاصله تا نکول استفاده کرده‌اند؛ درحالی‌که در پژوهش حاضر متغیر فاصله تا نکول با استفاده از روش کی‌اموی–مرتون که تقریبی از روش مرتون است، محاسبه شده است.

فدائی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسی رابطه نظام‌مند بین بازده سهام و ریسک درماندگی مالی شرکت‌ها با استفاده از دو معیار Z آلتمن و امتیاز O اولسون پرداختند. آن‌ها نقش هر یک از متغیرهای بتا، B/M و اندازه با توجه به شدت ریسک درماندگی مالی را بر توضیح بازده سهام بررسی کردند. آنان دریافتند که بازده سهام دارای رابطه منفی با ریسک درماندگی مالی دارد؛ از سوی دیگر اثر B/M و اندازه، مستقل از ریسک درماندگی مالی هستند. آن‌ها نشان دادند که ریسک درماندگی مالی در «بورس اوراق بهادار تهران» غیرنظام‌مند است [۱۲].

هاشمی و میرکی (۱۳۹۴)، تأثیر ریسک آشفتگی مالی بر اختلاف بازده پرتفو سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ و همچنین اختلاف بازده پرتفو سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پایین را بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند که در دوره زمانی موردبررسی، واکنش کمترازاندازه به ریسک آشفتگی مالی، ریسک عامل اندازه شرکت و ریسک عامل ارزش شرکت در بازار سهام ایران وجود دارد؛ اما واکنش کمترازاندازه به ریسک عامل اندازه و عامل ارزش، ارتباط معناداری با واکنش کمترازاندازه به ریسک آشفتگی مالی ندارد [۲۲].
در هیچ یک از پژوهش‌های انجام‌شده در ایران، تأثیر ریسک ورشکستگی بر نرخ بازده موردانتظار سهامداران در قالب یک مدل قیمت‌گذاری مقطعی بررسی نشده است؛ بنابراین با توجه به پیشینه، تفاوت عمده این پژوهش با پژوهش‌های پیشین در ایران، بررسی نحوه و میزان تأثیر

ریسک ورشکستگی به‌عنوان یک متغیر مؤثر بر بازدهی موردانتظار سهامداران در یک مدل مقطعی و در سطح سهام انفرادی است.

فرضیه‌های پژوهش. با توجه به مبان نظری و اهداف پژوهش حاضر، فرضیه‌های این پژوهش عبارت‌اند از:

۱. ریسک ورشکستگی به‌صورت مستقل بر بازده موردانتظار سهامداران شرکت‌ها اثر مثبت دارد.

۲. ریسک ورشکستگی در حضور متغیرهای کنترلی از جمله ریسک سیستماتیک بازار، اندازه شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازار و مومنتوم بازده، بر بازده موردانتظار سهامداران شرکت‌ها اثر مثبت دارد (این فرضیه برای زیرمجموعه‌های مختلفی از متغیرهای کنترل آزمون می‌شود).

۳. روش‌شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر، رابطه بین ریسک ورشکستگی و بازده موردانتظار سهام (در دوره بعد از اندازه‌گیری ریسک روشکستگی) بررسی می‌شود. مراحل کلی این پژوهش را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

۱. تخمین متغیرهای مورداستفاده در پژوهش از جمله متغیر وابسته (بازدهی سهام) متغیر مستقل (متغیر فاصله تا نکول) و نیز متغیرهای کنترل به‌صورت ماهانه؛

۲. انجام رگرسیون‌های مقعطی فاما و مکبث به‌صورت ماهانه و سپس آزمون اینکه میانگین ضرایب به‌دست‌آمده از رگرسیون‌های ماهانه تفاوت معناداری با صفر دارد یا خیر؟

مرحله اول. تخمین متغیرهای مورداستفاده در پژوهش

جامعه و نمونه آماری. جامعه آماری پژوهش حاضر شرکت‌های پذیرفته‌شده در «بورس اوراق بهادار تهران» در دوره زمانی مهرماه ۱۳۸۷ تا پایان آبان‌ماه ۱۳۹۷ هستند که دارای دو ویژگی زیر باشند:

۱. با توجه به تفاوت ساختار مالی (عموماً اهرم مالی بالای) شرکت‌های متعلق به حوزه مالی و سرمایه‌گذاری (اعم از شرکت‌های بیمه، بانک‌ها و مؤسسه‌های اعتباری، سرمایه‌گذاری‌ها، لیزینگ، انبوه‌سازی، املاک و مستغلات و سایر شرکت‌هایی که فعالیت‌های مرتبط با اوراق بهادار دارند)، متعلق به این دسته از شرکت‌ها نباشد؛

۲. متغیرهای استفاده‌شده در پژوهش در مقاطع زمانی موردنیاز برای اجرای مدل‌های رگرسیون، برای آن‌ها قابل‌محاسبه باشد.

پس از اعمال محدودیت‌های بالا، تعداد ۳۷۶ شرکت بورسی و فرابورسی به‌عنوان نمونه انتخاب شدند که در بخش توصیف آماری توضیحات بیشتری در مورد آن‌ها ارائه می‌شود.

متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها

متغیر وابسته. متغیر وابسته در پژوهش حاضر، بازده موردانتظار سهام است. ازآنجاکه در بیشتر پژوهش‌های مالی و به‌خصوص در روش رگرسیون فاما و مکبث (۱۹۷۳)، بازده تحقق‌یافته سهام به‌عنوان نماینده‌ای برای بازده موردانتظار سهام به‌کار می‌رود، در این پژوهش نیز بازده محقق سهام به‌عنوان نماینده‌ای از بازده موردانتظار در رگرسیون‌های مربوطه به‌کار رفته است. در این پژوهش برای بررسی اثر طول دوره اندازه‌گیری بازده محقق بر تأثیرپذیری بازده از متغیرهای ریسک، بازده موردانتظار به چهار روش مختلف محاسبه می‌شوند و در برآورد مدل‌های پژوهش به‌عنوان متغیر وابسته به‌کار می‌روند: بازده‌های ماهانه، شش‌ماهه، یک‌ساله و دوساله سهام. هر یک از این بازده‌ها به‌صورت بازده محقق سهام شرکت بلافاصله بعد از اندازه‌گیری فاصله تا نکول شرکت محاسبه می‌شوند. به این ترتیب بازده ماهانه سهام با استفاده از تغییرات قیمت‌های تعدیل‌شده سهام، با توجه به مقادیر افزایش سرمایه و پرداخت سود نقدی شرکت‌ها، محاسبه شده است و بازده‌های بلندمدت‌تر از تجمیع بازده ماهانه سهام به‌صورت هندسی حاصل می‌شوند.[۱]

تخمین فاصله تا نکول به‌عنوان متغیر مستقل پژوهش. متغیر مستقل در مدل‌های به‌کاررفته در پژوهش حاضر، «فاصله تا نکول» است که به‌دلیل اهمیت و پیچیدگی تخمین این متغیر، در این قسمت به جزئیات نحوه تخمین این متغیر پرداخته می‌شود. دو رویکرد اصلی برای محاسبه متغیر فاصله تا نکول، استفاده از مدل مرتون و مدل کی‌اموی- مرتون است که در ادامه هر دو مدل تشریح شده است.

مدل مرتون. مرتون (۱۹۷۴)، استدلال می‌کند که ارزش حقوق صاحبان سهام یک شرکت می‌تواند به‌عنوان یک اختیار خرید بر ارزش دارایی‌های شرکت در نظر گرفته‌شود؛ به‌طوری‌که قیمت اعمال اختیار خرید برابر با ارزش بازاری بدهی باشد. در این‌صورت می‌توان از مدل قیمت‌گذاری اختیار معامله بلک شولز (۱۹۷۳)، برای محاسبه ارزش دارایی‌های شرکت، استفاده کرد. به این منظور مرتون دو فرض اساسی و ساده‌کننده زیر را در نظر گرفته است:

---

۱. هر چهار دسته متغیر وابسته به‌صورت بازده اضافه نسبت به بازده بدون ریسک در مدل‌ها به‌کار رفته اند. برای این منظور مقدار نرخ معادل سود سپرده‌های یک‌ساله بانکی در ابتدای دوره متناظر با طول دوره متغیر وابسته، از این متغیرها کسر شده است. منبع مورداستفاده برای این منظور گزارش‌های منتشره «بانک مرکزی» است.

۱. فرایند تصادفی ارزش دارایی‌های شرکت از یک حرکت براونی هندسی تبعیت می‌کند؛ بنابراین:

$$dA_t = \mu A_t dt + \sigma A_t dW_t$$ رابطه (۳)

در رابطه ۳، A_t ارزش دارایی‌های شرکت در زمان t با میانگین بازدهی μ و انحراف معیار بازدهی σ است و W_t حرکت براونی استاندارد است.

۲. در ساختار سرمایه شرکت، تنها سهام و یک ورق قرضه بدون کوپن با ارزش اسمی F در سررسید T وجود دارد.

منطقی که مدل مرتون بر پایه آن بیان‌شده، بسیار ساده است. اگر در زمان T، A_T بیشتر از F باشد، دریافتی صاحبان سهام برابر است با A_T-F و درغیراین‌صورت، چنانچه A_T کمتر از F باشد، صاحبان سهام چیزی دریافت نمی‌کنند؛ بنابراین دریافتی سهامداران در زمان T را می‌توان به‌صورت رابطه ۴، نوشت:

$$\text{Max } \{A_T\text{-}F, 0\}$$ رابطه (۴)

در رابطه ۴، A_T ارزش دارایی‌های شرکت در زمان T (زمان سررسید بدهی شرکت) و F ارزش اسمی بدهی شرکت است. روشن است که در رابطه بالا ارزش سهام برابر با ارزش یک اختیار خرید بر دارایی‌های شرکت با قیمت توافقی F و سررسید T است. با استفاده از فرمول بلک–شولز برای قیمت‌گذاری اختیار خرید و با فرض اینکه شرکت سود تقسیمی پرداخت نکند، ارزش سهام را می‌توان با استفاده از رابطه ۵، تعیین کرد:

$$E_t = A_t N(d_1) - Fe^{-r_f(T-t)} N(d_2)$$ رابطه (۵)

در رابطه ۵، E_t ارزش بازاری سهام در زمان t، r_f نرخ بازده بدون ریسک و N(.) تابع توزیع تجمعی توزیع نرمال استاندارد است. d_1 و d_2 نیز از روابط ۶ و ۷، به‌دست می‌آیند:

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{A_t}{F}\right) + (r_f + 0{\cdot}5\sigma^2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}$$ رابطه (۶)

$$d_2 = d_1 - \sigma_A\sqrt{T-t}$$ رابطه (۷)

به این ترتیب ارزش سهام شرکت می‌تواند به‌عنوان اختیار خرید بر دارایی‌های شرکت در نظر گرفته‌شود؛ همچنین نوسان ارزش سهام که یک متغیر قابل‌مشاهده است، می‌تواند به‌عنوان تابعی

از نوسان دارایی که یک متغیرغیرقابل مشاهده است، براساس لم ایتو به صورت رابطه ۸، بیان شود:

$$\sigma_E = \frac{A_t}{E_t} N(d_1)\sigma_A$$ رابطه (۸)

در رابطه ۸، σ_E نوسان سهام شرکت و σ_A نوسان ارزش دارایی‌های شرکت است.

به این ترتیب با داشتن روابط ۵ تا ۸، می‌توان با استفاده از متغیرهای قابل‌مشاهده ارزش بازاری و انحراف معیار سهام، ارزش اسمی بدهی، نرخ بازده بدون ریسک و زمان تا سررسید دو متغیر غیرقابل مشاهده ارزش بازاری و نوسان دارایی‌های شرکت را محاسبه کرد. این روابط در تخمین‌های انجام‌شده در این پژوهش برای تخمین ارزش بازاری دارایی و نوسان دارایی شرکت در زمان t به‌کار رفته است.

با توجه به مطالب بالا، احتمال نکول یک شرکت برابر است با احتمال اینکه ارزش دارایی‌های شرکت کمتر از ارزش اسمی بدهی‌های آن شرکت باشد؛ به‌عبارت‌دیگر:

$$P_{def,t} = Prob\left(V_{A,t+T} \le F_t \middle| V_{A,t}\right) = Prob\left(\ln\left(V_{A,t+T}\right) \le \ln(F_t) \middle| V_{A,t}\right)$$ رابطه (۹)

با توجه به مفروضات بالا می‌توان نشان داد که در مدل مرتون احتمال نکول برابر است با:

$$P_{def} = N(-DD) = N\left(-\frac{\ln\left(\frac{V_{A,t}}{F_t}\right)+\left(\mu-\frac{\sigma_A^2}{2}\right)T}{\sigma_A\sqrt{T}}\right)$$ رابطه (۱۰)

به این ترتیب در این مدل فاصله تا نکول به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$DD_t = \frac{\ln\left(\frac{V_{A,t}}{F_t}\right)+\left(\mu-\frac{\sigma_A^2}{2}\right)T}{\sigma_A\sqrt{T}}$$ رابطه (۱۱)

مدل کی‌ام‌وی – مرتون. مدل کی‌ام‌وی در سال ۱۹۹۳ توسط «شرکت کی‌ام‌وی» منتشر شد. در این مدل که یک مدل تقریبی از مدل مرتون محسوب می‌شود، متغیر فاصله تا نکول به‌صورت عملی‌تر موردمحاسبه قرار می‌گیرد. در پژوهش حاضر، این رویکرد برای محاسبه فاصله تا نکول به‌کار می رود. در ادامه جزئیات مربوط به محاسبات این مدل به تفصیل آمده است:

الف. تعیین نقطه نکول(F). بنا بر مدل کی‌ام‌وی، F یا نقطه نکول در مدل مرتون (و نه مدل کی‌ام‌وی–مرتون) برابر است با ارزش اسمی بدهی‌های شرکت؛ اما در مدل کی‌ام‌وی–مرتون، که

یک مدل تقریبی از مدل مرتون محسوب می‌شود، برای به‌دست‌آوردن نقطه نکول، بدهی‌هایی که قرار است در فاصله یک سال سررسید شوند، در نظر گرفته می‌شوند و این مقدار برابر با بدهی‌های کوتاه‌مدت شرکت به اضافه نصف بدهی‌های بلندمدت در نظر گرفته می‌شود. این روش به‌صورت استاندارد در غالب پژوهش‌هایی که این متغیر را بررسی کرده‌اند، استفاده شده است (رجوع کنید به بهاراث و شاموی (۲۰۰۸) و کمپل (۲۰۰۸)). به این ترتیب F یا نقطه نکول از رابطه ۱۲ به‌دست‌می‌آید:

$$F = STD + 0 \cdot 5\ LTD \qquad \text{رابطه (۱۲)}$$

در رابطه بالا، F برابر با نقطه نکول، STD بدهی‌های کوتاه‌مدت و LTD بدهی‌های بلندمدت است.[1]

ب. تخمین نوسان بازدهی سهام هر شرکت. یکی از متغیرهای مهم در تخمین فاصله تا نکول نوسان بازدهی دارایی سهام است که طبق معادله ۴، برای تخمین نوسان بازدهی دارایی شرکت (چنانچه در بخش بعد توضیح داده می‌شود) به‌کار می‌رود. در این پژوهش برای داشتن تخمین بهتر و به‌روزتری از نوسان بازدهی سهام شرکت‌ها، اول اینکه در هر ماه از بازدهی روزانه شرکت‌ها در یک سال گذشته استفاده شده است (که نسبت به استفاده از بازده‌های ماهانه ارجحیت دارد) و دوم، نوسان شرطی (از روش تخمین نوسان با استفاده از میانگین متحرک وزنی نمایی[2] با ضریب هموار سازی ۰/۹۶) برای تخمین نوسان به‌کار رفته است. به‌منظور بررسی کامل‌تر تأثیر شیوه تخمین نوسان در نتایج از روش‌های میانگین متحرک وزنی نمایی با ضریب هموارسازی ۰/۹۳ و نیز محاسبه نوسان به‌صورت ساده در آزمون‌های پایایی استفاده شده و نتایج مقایسه شده است.

ج. محاسبه ارزش بازاری و انحراف معیار بازده دارایی‌های شرکت. با حل هم‌زمان معادلات ۵ و ۸، می‌توان ارزش بازاری دارایی و نوسان بازده دارایی‌های شرکت (به‌طور مستقیم قابل‌مشاهده نیستند) را با استفاده از مقادیر ارزش بازاری سهام و نوسان بازدهی سهام (امکان اندازه‌گیری مستقیم دارند)، به‌دست آورد. در این معادلات، دو متغیر ارزش بازاری و نوسان سهام، متغیرهای

---

۱. برای هر دو متغیر بدهی ابتدا مقادیر مستخرج از ترازنامه هر شرکت به ۱۱ ماه بعد تعمیم داده شده است؛ فارغ از اینکه سال مالی شرکت منتهی به چه زمانی باشد. سپس تأخیر در گزارشگری اطلاعات که به‌خاطر برگزاری مجمع سالیانه بعد از پایان سال مالی به‌وجود می‌آید، نیز در محاسبات لحاظ می‌شود. چون این تأخیر حداکثر ۴ ماه است، به‌صورت مشترک برای همه شرکت‌ها ۴ ماه در نظر گرفته می‌شود (برای مثال فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در محاسبات مربوط به ارزش دفتری به ارزش بازار این تأخیر را شش‌ماهه در نظر گرفتند). به این ترتیب برای مثال مقادیر مربوط به سال مالی منتهی به اسفند ۹۵ نهایتاً در تیرماه ۱۳۹۶ تا خردادماه ۱۳۹۷ مورداستفاده قرار می گیرد.

2Exponentially Weighted Moving Average

قابل‌مشاهده (محاسبه) هستند و با استفاده از داده‌های موجود، مقادیر این دو متغیر برای هر شرکت در هر ماه محاسبه می‌شود. ارزش سهام هر شرکت در هر ماه برابر است با قیمت هر سهم شرکت در انتهای ماه ضرب‌در تعداد سهام منتشره شرکت. همان‌طور که بیان شد به‌منظور تخمین نوسان بازدهی سهام، انحراف معیار بازدهی شرطی که از بازده‌های روزانه در دوره زمانی یک سال قبل محاسبه می‌شود، به‌کار می‌رود. به این ترتیب مقادیر بدهی قابل‌سررسید در یک سال، ارزش سهام و نوسان ارزش سهام برای هر شرکت در هر ماه، به‌عنوان ورودی‌های معلوم این معادلات و مقدار بهینه ارزش دارایی و نوسان دارایی، خروجی مجهول این معادلات هستند.

برای محاسبه ارزش بازاری دارایی و نوسان بازده دارایی شرکت می‌توان از روش حل هم‌زمان دو معادله غیرخطی با دو مجهول به‌صورت بهینه‌سازی عددی[1] استفاده کرد.[2] این روش در پژوهش‌هایی چون هیلجیست و همکاران[3] (۲۰۰۴)، کمپبل (۲۰۰۸)، انگینر و ییلدیزان (۲۰۱۰) و کاتو و هاگندورف[4] (۲۰۱۰)، نیز به‌کار رفته است. برای حل این معادلات به مقادیر اولیه برای مقادیر مجهول (یعنی ارزش بازار کل دارایی‌های شرکت و نوسان بازدهی دارایی شرکت) نیاز است که در پژوهش حاضر مقدار اولیه برای متغیر ارزش بازاری دارایی‌ها، برابر «مجموع ارزش سهام و ارزش بدهی‌ها با سررسید یک‌ساله» و مقدار اولیه متغیر نوسان ارزش دارایی‌ها، برابر «حاصل‌ضرب نوسان سهام در نسبت ارزش سهام به مجموع ارزش سهام و ارزش بدهی‌ها» در نظرگرفته شده است؛ سپس این مقادیر تغییر می‌کنند و به‌ازای هر مقدار از نوسان دارایی و ارزش دارایی، یک مقدار برای ارزش سهام شرکت و نوسان بازدهی شرکت با استفاده از معادلات بلک– شولز– مرتون (معادلات ۵ و ۸) قابل‌محاسبه است. این مقادیر به‌ترتیب $\text{Merton}_{\text{Equity-Value}}$ و $\text{Metron}_{\text{Equity-Vol}}$ نامیده می‌شوند. مقادیر واقعی این متغیرها نیز که با استفاده از داده‌ها قبلاً محاسبه شده‌اند با نام‌های $\text{real}_{\text{equity-value}}$ و $\text{real}_{\text{equity_vol}}$ مشخص می‌شوند؛ سپس برای به‌دست‌آوردن مقادر بهینه ارزش دارایی و نوسان دارایی، مقادیر مجهول (نوسان دارایی و ارزش دارایی) به‌صورت گام‌به‌گام تغییر می‌کنند تا آنجا که مجموع مربع اختلاف نسبت مقادیر واقعی این دو متغیر به مقادیری که از حل معادلات به‌دست‌آمده، از یک در تابع هدف، کمینه می‌شود. برای این منظور، تابع هدف به‌شکل زیر تعریف می‌شود:

$$G = \left(\left(\frac{real_{equity_{value}}}{merton_{equity_{value}}} \right) - 1 \right)^2 + \left(\left(\frac{real_{equity_{vol}}}{merton_{equity_{vol}}} \right) - 1 \right)^2 ; \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

---

1 Numerical Optimization

۲. در این پژوهش به این منظور از تابع maxsqp در نرم‌افزار Oxmetrics استفاده شده است که امکان بهینه‌سازی یک تابع ازپیش‌تعریف‌شده که تابعی از متغیرهای مستقل است را فراهم می‌کند.

3 Hillegeist et al (2004)

4 Kato & Hagendorff (2010)

مقادیری که این تابع را کمینه می‌کند، به‌عنوان مقادیر نهایی ارزش دارایی و نوسان دارایی انتخاب می‌شود.

د) استخراج فاصله تا نکول

با استفاده از ارزش بازاری و نوسان ارزش دارایی‌ها و همچنین نقطه نکول که در مراحل قبل استخراج شده‌اند، فاصله تا نکول با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$DD = \frac{V_t - F}{V_t * \sigma_V}$$ رابطه (۱۴)

که معادل است با:

$$\text{(فاصله تا نکول)} = \frac{\text{(نقطه نکول)} - \text{(ارزش بازاری دارایی‌ها)}}{\text{(نوسان ارزش دارایی‌ها)}\ \text{(ارزش بازاری دارایی‌ها)}}$$

متغیرهای کنترلی. در این پژوهش علاوه بر بتا از سه متغیر کنترلی دیگر برای بررسی تأثیر متغیر فاصله تا نکول بر بازده استفاده می‌شود. با توجه به مطالب مندرج در مقدمه و مبانی نظری و پیشینه پژوهش، این متغیرها مهم‌ترین ویژگی‌هایی هستند که در مبانی نظری قیمت‌گذاری دارایی‌ها به‌عنوان عوامل مؤثر بر بازده ذکر شده‌اند؛ بنابراین متغیرهای کنترلی عبارت‌اند از:

۱. ضریب ریسک سیستماتیک یا بتا: متغیر بتا برای هر شرکت در ماه t با استفاده از نسبت کوواریانس بازده شرکت و بازده بازار تقسیم بر واریانس بازده بازار در ماه‌های t تا t-11 با استفاده از داده‌های روزانه محاسبه می‌شود؛

۲. اندازه شرکت: این متغیر برای هر شرکت به‌صورت ماهانه محاسبه می‌شود و برابر است با منهای لگاریتم ارزش سهام شرکت در همان ماه؛

۳. نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری شرکت: به‌صورت ماهانه محاسبه می‌شود و برابر است با نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بر ارزش بازاری سهام شرکت ماه؛[۱]

٤. مومنتوم.این متغیر نیز برای هر شرکت به‌صورت ماهانه محاسبه می‌شود و مجموع بازده ماههای t تا t+5 به‌عنوان مومنتوم بازده شرکت در ماه t قلمداد می‌شود.

---

۱. هماهنگ با مبانی نظری پژوهش و به‌منظور کمینه‌کردن اثر اعداد پرت از لگاریتم طبیعی این نسبت (ارزش دفتری به ارزش بازاری) در رگرسیون‌های مقطعی استفاده می‌شود.

مرحله دوم: انجام رگرسیون‌های فاما و مکبث و استنباط آماری. در این پژوهش از روش رگرسیون فاما مکبث (۱۹۷۳)، برای بررسی تأثیر ریسک ورشکستگی بر بازده موردانتظار سهام (با و بدون حضور متغیرهای کنترلی) استفاده می‌شود. مهم‌ترین مزیت این روش آن است که در آن امکان تغییرپذیری تأثیر متغیرهای مستقل (در اینجا ویژگی‌های مؤثر بر بازده) بر متغیر وابسته (در اینجا بازدهی محقق سهام) در طول زمان مدنظر قرار می‌گیرد؛ به‌عبارت‌دیگر و از دیدگاه مدل آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری «تغییر پذیری صرف ریسک در طول زمان»[1] در نظر گرفته می‌شود و فرض نمی‌شود که رابطه بین متغیرهای مستقل و متغیر واسته در طول زمان ثابت است. داده‌های آزمون در این پژوهش سهام‌های انفرادی موجود در بازار سرمایه ایران هستند؛ بنابراین کلیه رگرسیون‌های این پژوهش در سطح سهام انفردای صورت می‌گیرد. با توجه به اینکه در مرحله قبل، متغیر فاصله تا نکول و تمامی متغیرهای کنترلی اعم از بتا، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری و مومنتوم بازده برای هر شرکت در هر ماه محاسبه شد گام‌های لازم برای برازش مدل‌ها با استفاده از رگرسیون فاما مکبث به شرح زیر است:

مرحله نخست. با استفاده از رگرسیون‌های مقطعی، ضرایب خطی مدل رگرسیون حاصل از رگرسیون بازده شرکت‌ها بر روی متغیر فاصله تا نکول و سایر متغیرهای کنترلی موجود در مدل در هر ماه برآورد می‌شوند. به این ترتیب یک سری زمانی از ضرایب رگرسیون (یا صرف ریسک متناظر با هر عامل ریسک) حاصل می‌شود.

مرحله دوم. میانگین سری زمانی ضرایب حاصل‌شده از رگرسیون به‌عنوان صرف ریسک هر عامل گزارش‌شده و معناداری آن موردآزمون آماری قرار می‌گیرد.

برای بررسی معناداری صرف ریسک‌های تخمین‌زده‌شده (تأثیرگذاری عامل مربوطه بر نرخ بازده موردانتظار است) از آزمون تی- استیودنت استفاده می‌شود. برای این منظور انحراف معیار میانگین صرف ریسک محاسبه‌شده، موردنیاز است. در پژوهش حاضر به‌منظور رفع امکان ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی بین صرف ریسک‌های تخمین زده شده، در محاسبه انحراف معیار میانگین صرف ریسک در آماره آزمون t در تمامی رگرسیون‌ها از روش محاسبه انحراف معیار به روش نیوی-وست[2](۱۹۸۷) استفاده می‌شود.

1Time Varying Risk Premium
2Newey West (1987) Standard Errors

مراحل بالا با استفاده از هر یک از چهار متغیر مستقل بازده، یعنی بازده‌های ماهانه، شش‌ماهه، یک‌ساله و دوساله (همگی مازاد بر بازده بدون ریسک)، به‌صورت جداگانه انجام می‌شود.

برای کسب درک بهتری از نحوه تأثیر متغیرهای مستقل بر بازده موردانتظار، رگرسیون‌های مقطعی تک‌متغیره، علاوه بر متغیر فاصله تا نکول، برای سایر متغیرهای این پژوهش شامل بتا، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری و مومنتوم بازده نیز برآورد می‌شوند که روابط زیر نشان دهنده رگرسیون‌های مقطعی تک‌متغیره در زمان t در این مرحله هستند:

رابطه (۱۵) $$\bar{R}_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \lambda_{\beta t}\beta_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

رابطه (۱۶) $$\bar{R}_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \lambda_{Sizet}Size_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

رابطه (۱۷) $$\bar{R}_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \lambda_{BMt}Ln(BM_{it-1}) + \varepsilon_{it}$$

رابطه (۱۸) $$\bar{R}_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \lambda_{Momt}Mom_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

رابطه (۱۹) $$\bar{R}_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \lambda_{DDt}DD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

در واقع با برازش آخرین مدل در این مرحله، یعنی مدل رابطه ۱۹، فرضیه اول این پژوهش آزمون می‌شود. در مرحله دوم، با اضافه‌شدن متغیرهای کنترلی فرضیه دوم این پژوهش، یعنی تأثیر متغیر فاصله تا نکول بر بازده در حضور متغیرهای کنترلی آزمون می‌شود.

رابطه ۲۰، نشان‌دهنده اولین رگرسیون‌های مقطعی در این مرحله است:

رابطه (۲۰) $$\bar{R}_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \lambda_{\beta t}\beta_{it-1} + \lambda_{DDt}DD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

در این رگرسیون به این موضوع پرداخته می‌شود که آیا در حضور بتا به‌عنوان عامل ریسک سیستماتیک، متغیر فاصله تا نکول همچنان بر بازده مؤثر هست یا خیر؟ در ادامه برای سنجش تأثیر متغیر فاصله تا نکول در حضور سایر متغیرهای کنترلی، این متغیرها یکی‌یکی به برآوردهای مقطعی این مرحله اضافه شده و رگرسیون‌های زیر برازش می‌شوند.

رابطه (۲۱) $$\bar{R}_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \lambda_{\beta t}\beta_{i(t-1)} + \lambda_{Sizet}Size_{t-1} + \lambda_{DDt}DD_{t-1} + \varepsilon_{it}$$

رابطه (۲۲) $$\bar{R}_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \lambda_{\beta t}\beta_{i(t-1)} + \lambda_{Sizet}Size_{t-1} + \lambda_{BMt}BM_{t-1} + \lambda_{DDt}DD_{t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$\bar{R}_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \lambda_{\beta t}\beta_{i(t-1)} + \lambda_{Sizet}Size_{t-1} + \lambda_{BMt}Ln(BM_{t-1}) + \lambda_{Momt}Mom_{t-1} + \lambda_{DDt}DD_{t-1} + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۲۳)

رگرسیون‌های باال یک بار در حضور متغیر فاصله تا نکول و یک بار بدون حضور متغیر فاصله تا نکول برازش می‌شوند تا تأثیر حضور این متغیر بر قدرت توضیح‌دهندگی مدل نیز بررسی شود.

٤. تحلیل داده‌ها و یافته‌های پژوهش

داده‌های موردنیاز برای پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های «شرکت پردازش اطلاعات مالی پویا»[1] که زیرمجموعه «شرکت کارگزاری مفید» است و نیز سایت‌های اینترنتی «سازمان بورس اوراق بهادار»،[2] «سیستم جامع اطلاع‌رسانی ناشران»[3] و «مرکز اطلاعات مالی ایران»[4] فراهم آمده است. در این پژوهش، نرم‌افزار Excel برای آماده‌سازی اولیه داده‌ها به‌کار رفت؛ سپس با توجه به تعداد زیاد محاسبات به‌دلیل استفاده از داده‌های روزانه و محاسبات پیچیده مربوط به بهینه‌سازی عددی معادلات هم‌زمان (برای محاسبه متغیر مستقل (فاصله تا نکول)) و همچنین تعداد زیاد رگرسیون‌ها از نرم‌افزار Oxmetrics[5] و به‌صورت کدنویسی استفاده شد.

آمار توصیفی متغیرها. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۱، آمده است. برای برآورد ضرایب متغیرها در این پژوهش از رگرسیون‌های مقطعی استفاده می‌شود و سپس میانگین سری زمانی ضرایب تخمین‌زده‌شده در هر مقطع زمانی به‌عنوان ضریب آن متغیر در رگرسیون، گزارش می‌شود. در ارائه آمار توصیفی متغیرها (محاسبات جدول ۱) نیز همین شیوه به‌کار رفته است؛ بنابراین برای مثال، میانگین متغیر اندازه برابر با میانگین سری زمانی از میانگین‌های مقطعی این متغیر در دوره‌های مختلف زمانی است. تنها در مورد میانه، میانه کل نمونه آن متغیر در کل نمونه برآورد شده است.

1 Bourseview.com
2 www.tsetmc.com
3 www.codal.ir
4 www.fipiran.com
5 http://www.doornik.com/download/oxmetrics7/Ox_Console

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها

	DD	Momentum	B/M	Size	beta
میانه	۳/۲۸۰	۰/۱۲٤	۰/۰۳۸۱	۱۳/۷۳۲	۰/۲۸۲
میانگین	٥/۲٦۹	۰/۲۰٦	۰/٤۳٥	۱۳/۷۹۰	۰/۳۹۳
انحراف معیار	٥/۹۹۲	۰/۳۳٤	۰/۷٥۳	۱/٦٦۰	۰/٤۱٥
حداکثر	٤۲/٤٦۸	۲/۸۳۹	٦۹/۸٦٥	۱۹/۹٦۱	۲/٥۲۳
حداقل	**-۱/۹٥٤**	**-۰/۹۷۲**	**-۲۰/۱۳**	**۷/۲۳۰**	**-۰/۸٤۷**
چولگی	۳/۹۰٥	۱/۱۲۲	-٤/۲٤٦	-۰/٦۹٥	۰/۹٦۸
کشیدگی	۲۰/۳۲۳	۲/۸۳۸	٦۲/۹۳٦	۰/۷٤۱	۰/۷٥٥
میانگین تعداد شرکتهای واجد شرایط محاسبه متغیر	۲٤۲	۲٥٦	۲٥۷	۲٦۱	۲۹۰

در سطر آخر از جدول ۱، میانگین تعداد شرکت‌هایی که در هر ماه، واجد شرایط محاسبه هر متغیر هستند، آمده است.در پژوهش حاضر، کل نمونه مورداستفاده برای محاسبه متغیرها، شامل ۳۷۶ شرکت در ۱۱۱ ماه (از مهرماه ۱۳۸۸ تا آبان‌ماه ۱۳۹۷) بوده است. به‌تبع به‌دلیل محدودیت داده‌ها و نیز بسته‌بودن نماد شرکت در بعضی از ماه‌های سال، محاسبه هر متغیر در هر ماه، برای تمامی شرکت‌ها امکان‌پذیر نیست. به‌همین دلیل متوسط تعداد شرکت‌هایی که در هر ماه واجد شرایط محاسبه هر متغیر هستند، متفاوت است که در جدول ۱، گزارش شده است. چولگی و کشیدگی متغیرها نشان می‌دهد که بیشتر آن‌ها دارای توزیع نرمال نیستند.

بررسی همبستگی بین متغیر مستقل و متغیرهای کنترل. در این پژوهش به‌منظور جلوگیری از بروز هم‌خطی بین متغیرها، همبستگی بین متغیر مستقل و متغیرهای کنترل در هر یک از مقاطع زمانی محاسبه شده، سپس میانگین مقادیر همبستگی هر دو متغیر در تمام مقاطع زمانی، به‌عنوان همبستگی بین آن دو متغیر گزارش شده است که نتایج در جدول ۲، مشاهده می‌شود.

جدول ۲. نتایج همبستگی بین متغیرها

	Beta	Size	Ln(B/M)	Momentum	DD
Beta	۱	-۰/۳۱۳	۰/۰۳۶	۰/۰۱۲	-۰/۳۰۹
Size	-۰/۳۱۳	۱	۰/۰۵۶	-۰/۰۸۰	-۰/۰۶۱
Ln(B/M)	۰/۰۳۶	۰/۰۵۶	۱	-۰/۱۹۹	۰/۰۰۰۲
Momentum	۰/۰۱۲	-۰/۰۸۰	-۰/۱۹۹	۱	-۰/۱۳۶
DD	-۰/۳۰۹	-۰/۰۶۱	۰/۰۰۰۲	-۰/۱۳۶	۱

با توجه به جدول ۲، بین متغیر مستقل این پژوهش، یعنی فاصله تا نکول، با هیچ یک از متغیرهای کنترلی، همبستگی شدید (بیشتر از ۰/۵) وجود ندارد و رابطه متغیر مستقل این پژوهش (فاصله تا نکول) با تمامی متغیرهای کنترل (به‌جز نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری) معکوس است.

نتایج آزمون‌های تک‌متغیره .در این مرحله، نتایج رگرسیون‌های مقطعی تک‌متغیره برای تمامی متغیرهای ریسک مورداستفاده در این پژوهش و با استفاده از هر یک از چهار متغیر مستقل بازده به‌صورت جداگانه بررسی می‌شود.

جدول ۳. نتایج رگرسیون‌های تک‌متغیره

	Beta	Size	Ln(B/M)	Mom	DD
			Monthly Excess Return		
α	۰/۲۵٤**	۰/۹۳۰***	۰/۳۳۷**	۰/۲۱۳**	۰/۲۸۱**
	(۰/۱۰۰)	(۰/۲۷۷)	(۰/۱۳٦)	(۰/۱۰۳)	(۰/۱۱۵)
	۲/۵۲۹	۳/۳٦۲	۲/٤۸۸	۲/۰۷۵	۲/٤۵۷
λ	-۰/۰۵۱	۰/۰٤۹***	۰/۰۹۳**	۰/۱٤۹**	-۰/۰۰۸**
	(۰/۰٦۰)	(۰/۰۱۷)	(۰/۰۳۹)	(۰/۰۷۰)	(۰/۰۰۳)
	-۰/۸٤۵	۲/۸۳۳	۲/٤۱۲	۲/۱۲۷	-۲/۳۲٤
$\bar{R}^2$	۰/۰۲۹	۰/۰۲۷	۰/۰۱۵	۰/۰۲۳	۰/۰۱۹
			6 Months Excess Return		
α	۰/۳۲۵**	۱/۰٤٤***	۰/٤۰۳**	۰/۳۰۱**	۰/۳۲۹**
	(۰/۱۳۳)	(۰/۳٤۰)	(۰/۱۷۱)	(۰/۱۳۹)	(۰/۱٤۲)
	۲/٤٤۸	۳/۰۷۱	۲/۳۵۳	۲/۱۷۲	۲/۳۱۳
λ	-۰/۰۵۹	۰/۰۵۳***	۰/۱۰۹**	۰/۰۹٤	-۰/۰۰٤
	(۰/۰٦۲)	(۰/۰۱۹)	(۰/۰٤۹)	(۰/۰٦۹)	(۰/۰۰۳)
	-۰/۹٤۱	۲/۷۲۰	۲/۲۰۰	۱/۳٦۷	-۱/۱۱۲
$\bar{R}^2$	۰/۰۱۷	۰/۰۳۲	۰/۰۲۲	۰/۰۱۷	۰/۰۱٦

			Yearly Excess Return		
α	۰/۳۶۸**	۱/۲۳۲***	۰/٤٦٦**	۰/۳٤۸**	۰/۳۷۲**
	(۰/۱۵۲)	(۰/۳۷۸)	(۰/۲۰۲)	(۰/۱۷۰)	(۰/۱٦۸)
	۲/٤۲٤	۳/۲٦۱	۲/۳۰٤	۲/۰٤٦	۲/۲۱۵
λ	-۰/۰٦۵	۰/۰٦۵***	۰/۱٤۸**	۰/۰۳۳	-۰/۰۰۵
	(۰/۰۵۹)	(۰/۰۱۹)	(۰/۰٦۵)	(۰/۰٦٦)	(۰/۰۰۳)
	-۱/۰۹۱	۳/۳۲۷	۲/۲٦۵	۰/٤۹۵	-۱/۳۹۵
$\bar{R}^2$	۰/۰۱۷	۰/۰۳٦	۰/۰۲۹	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲
			2Years Excess Return		
α	۰/٤۷۳***	۱/۵۲٦***	۰/۵٤۹***	۰/٤٤***	۰/٤۵٦***
	(۰/۱٤۵)	(۰/۲۸۳)	(۰/۱۹۱)	(۰/۱۵۷)	(۰/۱٦۰)
	۳/۲٦۰	۵/٤۰۰	۲/۸٦۸	۲/۷۷۰	۲/۸۵٤
λ	-۰/۱٤***	۰/۰۸۱***	۰/۱٤۹**	-۰/۱۱٤*	-۰/۰۰٤*
	(۰/۰۳٦)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰٦۷)	(۰/۰٦٤)	(۰/۰۰۲)
	-۳/۸۸٦	٦/۷۳۵	۲/۲۰۳	-۱/۷۸٤	-۱/۷۷۰
$\bar{R}^2$	۰/۰۱٤	۰/۰۳۷	۰/۰۳۵	۰/۰۱٤	۰/۰۱۲

با توجه به نتایج مندرج در جدول ۳، اثرگذاری متغیر بتا بر بازده موردانتظار سهام شرکت‌ها، به طول دوره اندازه‌گیری بازده محقق به‌عنوان نماینده بازده موردانتظار بستگی دارد و با افزایش طول دوره اندازه‌گیری بازده، معناداری ضریب متغیر بتا افزایش می‌یابد و در نهایت ضریب این متغیر برای بازده‌های دوساله در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌شود؛ البته صرف ریسک بتا برای دوره های دوساله منفی است که با انتظار ما از صرف ریسک بتا هماهنگی ندارد.

متغیر اندازه شرکت، تنها متغیری است که ضریب آن برای تمامی متغیرهای وابسته مورداستفاده در پژوهش، در سطح ۹۹ درصد مثبت و معنادار است. با توجه به ضریب تعیین، با افزایش طول دوره اندازه‌گیری بازده، میزان توضیح‌دهندگی متغیر اندازه شرکت افزایش می‌یابد. در این پژوهش متغیر اندازه شرکت به‌صورت «منفی لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام شرکت»، اندازه‌گیری شده است؛ بنابراین نتایج با سایر مطالعات این حوزه ازجمله فاما و فرنچ (۱۹۹۲) و کردیا و همکاران (۲۰۱۵)، سازگار است و با کاهش اندازه شرکت‌ها بازده موردانتظار سهام شرکت افزایش می‌یابد.

میانگین ضریب متغیر لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در رگرسیون با بازده‌های یک‌ماهه، شش‌ماهه و نیز یک‌ساله و دوساله در سطح معناداری ۹۵ درصد معنادار و با علامت مثبت برآورد شده است؛ بنابراین مشابه با سایر پژوهش‌های انجام‌شده از جمله فاما و فرنچ (۱۹۹۲) و کردیا و همکاران (۲۰۱۵)، با افزایش نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، بازده

موردانتظار سهام شرکت افزایش می‌یابد؛ همچنین ضریب تعیین با افزایش طول دوره اندازه‌گیری بازده افزایش یافته است.

میانگین ضریب متغیر مومنتوم هنگامی که در برابر بازده‌های ماهانه برازش می‌شود، مثبت و در سطح ۹۵ درصد معنادار است؛ اما با افزایش طول دوره اندازه‌گیری بازده، ضریب متغیر مومنتوم کاهش می‌یابد؛ تا آنجا که برای رگرسیون در برابر بازده‌های دوساله مازاد بر بازده بدون ریسک، ضریب این متغیر منفی می‌شود و درسطح ۹۰ درصد معنادار است. این نتایج با تفسیر مومنتوم به‌عنوان یک اثر رفتاری که ناشی از بیش‌واکنشی[1] فعالان بازار نسبت به شرکت‌های برنده است، سازگار می‌باشد. به این ترتیب که واکنش بیش‌ازحد سرمایه‌گذاران نسبت به سهام برنده، در کوتاه‌مدت به کسب بازده اضافی منجر می‌شود؛ اما در بلندمدت که بازار متوجه واکنش بیش‌ازحد به اطلاعات شد، بازده تجمعی سرمایه گذار در دوره‌های طولانی‌تر صفر و سپس منفی می‌شود.

در مورد متغیر فاصله تا نکول، به‌عنوان متغیر اصلی موردبررسی در این بخش، میانگین سری زمانی ضریب متغیر فاصله تا نکول در تمامی رگرسیون‌ها با علامت منفی برآورد شده است؛ یعنی همان‌طور که انتظار می‌رود، با کاهش فاصله تا نکول شرکت‌ها (افزایش ریسک نکول)، بازده موردانتظار سهام شرکت افزایش می‌یابد؛ البته معناداری این اثر به طول دوره اندازه‌گیری بازده محقق به‌عنوان نماینده بازده موردانتظار بستگی دارد. ضریب این متغیر برای بازده‌های ماهانه در سطح ۹۵ درصد و برای بازده‌های دوساله در سطح ۹۰ درصد معنادار می‌شود. در مورد بازده‌های ماهانه، این اثر را می‌توان به تأثیر نوسان شرطی بر بازده موردانتظار نسبت داد. همان‌طور که در بخش سوم اشاره شد، یکی از متغیرهای مهم در تخمین فاصله تا نکول، نوسان بازدهی سهام شرکت است. در این پژوهش برای داشتن تخمین بهتر و به‌روزتری از نوسان شرکت‌ها، از نوسان شرطی (از روش تخمین نوسان با استفاده از میانگین متحرک نمایی وزنی) برای تخمین نوسان استفاده شده است. تأثیر بلافصل این متغیر بر بازدهی شرکت در ماه بعد را می‌توان یکی از دلایل معناداری تأثیر متغیر فاصله تا نکول (محاسبه شده با استفاده از نوسان شرطی) بر بازدهی‌های یک‌ماهه دانست. شایان ذکر است که وقتی از نوسان ساده بازدهی در یک سال گذشته در محاسبه متغیر فاصله تا نکول استفاده می‌شود، ضریب معنادار نیست.[2] در مورد بازده‌های دوساله نیز هر چه طول دوره بازده محقق بیشتر می‌شود، احتمال اینکه بازده‌های محقق بتوانند نمایندگی بهتری برای بازده موردانتظار باشند، بیشتر خواهد بود. به همین خاطر تخمین رابطه بین بازده موردانتظار و فاصله تا نکول برای بازدهی دوساله به‌عنوان نماینده‌ای از بازده موردانتظار، بهتر امکان‌پذیر خواهد بود و در حرکت از بازده‌های شش‌ماهه به سمت

---

1 Overreaction

۲. این موضوع در آزمون‌های پایایی نیز بررسی می‌شود.

بازده‌های دوساله به‌تدریج معناداری افزایش می‌یابد؛ تا آنجا که برای بازده‌های دوساله، این تأثیر در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار شده است.

نتایج آزمون‌های چندمتغیره. رگرسیون‌های چندمتغیره انجام‌شده در این پژوهش نیز با استفاده از چهار متغیر وابسته مختلف، یعنی بازده‌های ماهانه، شش‌ماهه، یک‌ساله و دوساله انجام می‌پذیرد. در ادامه، نتایج رگرسیون‌های چندمتغیره با استفاده از بازده‌های ماهانه و دوساله به‌ترتیب در جدول‌های ۴ و ۵، آورده شده است. با توجه به جدول ۴، در رگرسیون‌های چندمتغیره با استفاده از بازده محقق ماهانه به‌عنوان متغیر وابسته موردانتظار، ضریب متغیر فاصله تا نکول در حضور متغیر بتا در سطح ۹۹ درصد، در حضور متغیرهای بتا و اندازه شرکت در سطح ۹۵ درصد و در حضور متغیرهای بتا، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری و همچنین در حضور تمامی متغیرهای کنترلی در سطح ۹۰ درصد معنادار است. تفسیر این موضوع همانند آزمون‌های تک‌متغیره است که توضیحات بیشتر مربوط به آن در بخش آزمون‌های پایایی ارائه خواهد شد. در مورد سایر متغیرها مشاهده می‌شود که اندازه شرکت در کلیه رگرسیون‌ها تأثیر معنادار و مثبتی بر بازده دارد (با توجه به استفاده از منفی لگاریتم ارزش بازار به‌عنوان متغیر اندازه)؛ همچنین مومنتوم بازده، تأثیر معنادار و مثبتی بر بازده‌های ماهانه دارد. ارزش دفتری به ارزش بازار نیز به‌جز در رگرسیون ششم که در آن متغیر فاصله تا نکول حضور دارد، اما متغیر مومنتوم حضور ندارد، به شکل معناداری بر بازده یک‌ماهه مؤثر است.

نتایج برای بازده‌های شش‌ماهه نشان می‌دهد در رگرسیون‌های چندمتغیره با استفاده از بازده شش ماهه، ضریب متغیر فاصله تا نکول، در حضور هیچ یک از متغیرهای کنترلی معنادار نیست. با استفاده از بازده یک‌ساله به‌عنوان متغیر وابسته نیز، ضریب متغیر فاصله تا نکول، تنها در حضور بتا در سطح ۹۵ درصد معنادار است.

با توجه به نتایج ۵، در رگرسیون‌های چندمتغیره با استفاده از بازده دوساله مازاد بر بازده بدون ریسک، ضریب متغیر فاصله تا نکول در کلیه رگرسیون‌ها معنادار و مطابق با انتظار منفی است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، معناداری این متغیر با اضافه‌شدن متغیرهای کنترلی به‌تدریج کاهش می‌یابد. به این ترتیب ضریب این متغیر در حضور بتا در سطح ۹۹ درصد و در حضور متغیرهای بتا و اندازه شرکت در سطح ۹۵ درصد معنادار است. با اضافه‌شدن متغیر لگاریتم ارزش دفتری به ارزش بازاری، ضریب متغیر فاصله تا نکول، در سطح ۹۵ درصد معنادار است. با اضافه‌شدن متغیر مومنتوم بازده به رگرسیون‌ها، معناداری ضریب فاصله تا نکول کاهش می‌یابد (البته هنوز در سطح ۹۰ درصد معنادار است)؛ همچنین در کلیه رگرسیون‌ها، اضافه‌شدن متغیر فاصله تا نکول باعث بهبود ضریب تعیین تعدیل‌شده می‌شود. درمجموع نتایج نشان می‌دهد که

صرف‌نظر از بازده‌های ماهانه، با بزرگ‌ترشدن دوره اندازه‌گیری بازده محقق به‌عنوان نماینده بازده موردانتظار، تأثیر متغیر فاصله تا نکول بر بازده موردانتظار به شکل قوی‌تری قابل‌مشاهده است. همچنین به غیر از مومنتوم که معناداری خود را از دست می‌دهد، علامت ضرایب متغیرهای بتا، اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار با علامت آن‌ها در رگرسیون‌های تک‌متغیره یکسان است؛یعنی جهت‌گیری تأثیر آن‌ها در رگرسیون چندمتغیره تغییری نمی‌کند.

جدول ۴. نتایج رگرسیون‌های چند متغیره با متغیر وابسته بازده ماهانه

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
α	۰/۲۵۴**	۰/۳۲۴***	۰/۹۶۱***	۰/۸۸۳***	۰/۷۹۵***	۰/۷۸۱***	۰/۷۳۲**	۰/۷۳۳**
	(۰/۱۰۰)	(۰/۱۱۱)	(۰/۲۶۹)	(۰/۲۶۸)	(۰/۲۷۶)	(۰/۲۷۲)	(۰/۲۸۶)	(۰/۲۹۰)
	۲/۵۲۹	۲/۹۰۴	۳/۵۶۸	۳/۲۹۰	۲/۸۷۹	۲/۸۷۵	۲/۵۵۶	۲/۵۳۰
λ_{beta}	-۰/۰۵۱	-۰/۰۹۱	۰/۰۳۹	-۰/۰۰۷	۰/۰۳۶	-۰/۰۰۲	۰/۰۴۴	۰/۰۱۴
	(۰/۰۶۰)	(۰/۰۶۰)	(۰/۰۴۹)	(۰/۰۴۵)	(۰/۰۴۹)	(۰/۰۴۷)	(۰/۰۵۳)	(۰/۰۴۸)
	-۰/۸۴۵	-۱/۴۹۹	۰/۷۸۴	-۰/۱۴۸	۰/۷۲۹	-۰/۰۵۱	۰/۸۳۹	۰/۲۸۳
λ_{Size}			۰/۰۵۲***	۰/۰۴۳***	۰/۰۳۶**	۰/۰۳۲**	۰/۰۳۳**	۰/۰۳۱**
			(۰/۰۱۶)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۱۴)	(۰/۰۱۶)	(۰/۰۱۵)
			۳/۲۹۹	۲/۸۵۷	۲/۳۵۷	۲/۲۸۵	۲/۱۱۹	۲/۰۳۹
$\lambda_{Ln(\frac{B}{M})}$					۰/۰۶۵*	۰/۰۵۶	۰/۰۶۸**	۰/۰۵۹*
					(۰/۰۳۷)	(۰/۰۳۶)	(۰/۰۳۲)	(۰/۰۳۱)
					۱/۷۳۲	۱/۵۷۱	۲/۱۰۶	۱/۹۰۳
$\lambda_{Momentum}$							۰/۱۱۷**	۰/۱۱۲**
							(۰/۰۵۸)	(۰/۰۵۷)
							۲/۰۰۴	۱/۹۷۴
λ_{DD}		-۰/۰۱***		-۰/۰۰۸**		-۰/۰۰۷**		-۰/۰۰۶*
		(۰/۰۰۳)		(۰/۰۰۳)		(۰/۰۰۴)		(۰/۰۰۳)
		-۲/۸۵۳		-۲/۳۶۷		-۲/۰۰۴		-۱/۷۰۷
Adjusted $\bar{R}^2$	۰/۰۲۵	۰/۰۳۷	۰/۰۴۱	۰/۰۵۱	۰/۰۵۳	۰/۰۶۴	۰/۰۶۵	۰/۰۷۴

علائم *، ** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری صرف ریسک برآورد شده در سطح ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد است

جدول ۵. نتایج رگرسیون‌های چندمتغره با بازده دوساله

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
α	۰/٤٧٣***	۰/٥٣٧***	۱/٥٢٢***	۱/٤۱۲***	۱/۲۷۹***	۱/۲٦۲***	۱/۱٤۳***	۱/۱۲٥***
	(۰/۱٤٥)	(۰/۱٥۹)	(۰/۲۹۸)	(۰/۳۳٤)	(۰/۳۰۱)	(۰/۳۰٤)	(۰/۳۰۱)	(۰/۳۰۱)
	۳/۲٦۰	۳/۳۷۷	٥/۱۰٤	٤/۲۳۱	٤/۲٤٥	٤/۱٥۳	۳/۷۹۸	۳/۷۳۸
λ_{beta}	-۰/۱٤***	-۰/۱۹***	-۰/۰۱۷	-۰/۰٦۲**	-۰/۰٥۰**	-۰/۰۸٥***	-۰/۰٤۱*	-۰/۰۷۳***
	(۰/۰۳٦)	(۰/۰۲۷)	(۰/۰۲۸)	(۰/۰۲٤)	(۰/۰۲۰)	(۰/۰۱۷)	(۰/۰۲۱)	(۰/۰۱۷)
	-۳/۸۸٦	-۷/۰۷۸	-۰/٦۰۱	-۲/٥٤۳	-۲/٥۰٥	-٥/۱۲۰	-۱/۹۲۱	-٤/۳٤۹
λ_{Size}			۰/۰۸۰***	۰/۰۷۰***	۰/۰٥٥***	۰/۰٥۲***	۰/۰٤۷***	۰/۰٤۳***
			(۰/۰۱۳)	(۰/۰۱۷)	(۰/۰۱٥)	(۰/۰۱٥)	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۱۳)
			٥/۹٥۲	٤/۱۸۳	۳/۷۱۱	۳/۳٦٤	۳/٥۳۲	۳/۲۱۸
$\lambda_{Ln(\frac{B}{M})}$					۰/۱۱٥*	۰/۱۰۸	۰/۱۱٤*	۰/۱۰٦*
					(۰/۰٦۹)	(۰/۰٦۷)	(۰/۰٦٥)	(۰/۰٦۲)
					۱/٦۸۰	۱/٦۱۲	۱/۷٥۹	۱/۷۱۰
$\lambda_{Momentum}$							۰/۰۲٦	۰/۰۱٦
							(۰/۰٥۳)	(۰/۰٥۳)
							۰/٤۹۹	۰/۳۰٥
λ_{DD}		-۰/۰۱***		-۰/۰۰٥**		-۰/۰۰٤**		-۰/۰۰٤*
		(۰/۰۰۲)		(۰/۰۰۲)		(۰/۰۰۲)		(۰/۰۰۲)
		-۳/٤۲٥		-۲/٤۷۲		-۲/۲٦۷		-۱/۹۰٦
Adjusted $\overline{R^2}$	۰/۰۱۰	۰/۰۱۸	۰/۰۳٤	۰/۰۳۸	۰/۰٥٤	۰/۰٥۷	۰/۰٥٤	۰/۰٥۸

علائم *، ** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری صرف ریسک برآورد شده در سطح ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد است.

آزمون‌های پایایی

نتایج‌آزمون پایایی اول. شیوه‌های مختلف در تخمین نوسان بازدهی سهام. یکی از مهم‌ترین متغیرهای ورودی برای تخمین فاصله تا نکول برای هر سهم، نوسان بازدهی هر سهم است. نوسان بازدهی هر سهم تعیین‌کننده نوسان بازده دارایی‌های شرکت است و در شرایط یکسان، هر چه نوسان بازدهی دارایی شرکت بیشتر باشد، فاصله تا نکول کمتر خواهد بود. در بخش اصلی پژوهش به‌دلیل داشتن تخمین بهتر و به‌روز تری‌از نوسان بازدهی سهام، از انحراف معیار شرطی داده‌های روزانه بازده سهام به شیوه میانگین متحرک وزنی نمایی برای یکسال گذشته با ضریب هموارسازی ۰/۹۶، به‌عنوان ورودی معادلات هم‌زمان استفاده شد.

به دلیل اهمیت این متغیر، در آزمون پایایی اول، انحراف معیار بازده سهام به دو روش دیگر نیز محاسبه شده و نتایج مقایسه می‌شوند. در روش اول، انحراف معیار با استفاده از داده‌های بازده روزانه سهام برای یک سال گذشته به‌صورت ساده تخمین زده می‌شود و در روش دوم، انحراف معیار بازده سهام با استفاده از انحراف معیار شرطی داده‌های روزانه بازده سهام برای یک سال گذشته با ضریب هموارسازی ۰/۹۳، تخمین زده می‌شود؛ سپس فاصله تا نکول متناظر با این مقادیر محاسبه شده و رگرسیون‌های تک‌متغیره با استفاده از مقادیر ماهانه هر یک از انحراف معیارهای محاسبه شده و همچنین مقادیر فاصله تا نکول متناظر با این انحراف معیارها، در برابر بازده‌های ماهانه و دوساله تخمین زده می‌شود. برای اینکه فراهم آوردن تصویر بهتری از نتایج، در این قسمت تأثیر متغیر نوسان بازدهی سهام نیز به‌عنوان یک ویژگی بر بازدهی دوره‌های بعد (یک ماه بعد و دو سال بعد) موردبررسی قرار می‌گیرد. بنابراین در جدول ۶، ستون اول (STD1) تخمین رگرسیون بازدهی بر نوسان تخمین‌زده‌شده به شیوه ساده را نشان می‌دهد و ستون دوم (DD1) نتایج رگرسیون بازدهی بر فاصله تا نکول متناظر با نوسان بازدهی ساده را نشان می‌دهد. همین طور ستون‌های سوم و پنجم (STD2 , STD3) به‌ترتیب مربوط به تخمین رگرسیون بازدهی بر نوسان شرطی با ضریب هموارسازی ۰/۹۶ و ۰/۹۳ را نشان می‌دهند[۱] و ستون‌های چهارم و ششم به‌ترتیب نتایج مربوط به رگرسیون بازدهی بر فاصله تا نکول متناظر با نوسان‌های شرطی ذکرشده را نشان می‌دهند.

در بررسی نتایج ابتدا تأثیر نوسان به‌عنوان یک ویژگی سهام بر بازده‌های دوره‌های بعد بررسی می‌شود. وقتی که نوسان به‌صورت ساده محاسبه می‌شود، تأثیر معناداری بر بازده‌های ماهانه دوره بعد ندارد؛ اما وقتی که نوسان به‌صورت شرطی و با ضریب هموارسازی ۰/۹۶ محاسبه می‌شود این تأثیر به‌صورت معنادار افزایش می‌یابد و در سطح ۸۰ درصد معنادار است. وقتی که ضریب هموارسازی کاهش می‌یابد و از ضریب ۰/۹۳ استفاده می‌شود، نوسان محاسبه‌شده به‌صورت معناداری (در سطح ۹۰ درصد) بر بازده ماهانه تأثیرگذار است. مشابه این اثرات در تأثیر فاصله تا نکول محاسبه‌شده متناظر با نوسانات ذکرشده مشاهده می‌شود. در اینجا فاصله تا نکول محاسبه‌شده با نوسان ساده تأثیر معناداری بر بازده ندارد و در زمانی که از هر کدام از نوسانات شرطی استفاده می‌شود، فاصله تا نکول متناظر تأثیر معناداری بر بازده دارند که می‌توان این اثر را به اثر نحوه تخمین نوسان منسوب کرد. در مورد بازده‌های دوساله همان‌طور که انتظار می‌رود، نحوه تخمین نوسان بر معناداری تأثیرگذاری آن بر بازده تأثیری ندارد (به‌تبع

---

۱. باید توجه داشت که هر چه ضریب هموارسازی کوچک‌تر باشد، شوک‌های بازدهی متأخر وزن بیشتری می‌گیرند و بنابراین نوسان بازدهی محاسبه‌شده بیشتر ناشی از نوسانات اخیر بازدهی سهم خواهد بود و هر چه ضریب هموارسازی بزرگ‌تر باشد، نوسان بازدهی محاسبه‌شده به نوسان بازدهی ساده نزدیک‌تر خواهد شد.

انتظار نمی‌رود تخمین نوسانات لحظه امروز بر بازده یک سال تأثیر معناداری داشته باشد). در اینجا بزرگ‌ترشدن طول دوره اندازه‌گیری بازده که باعث می‌شود بازده محقق نماینده بهتری از بازده موردانتظار باشد، باعث می‌شود که تأثیر فاصله تا نکول شرطی بر بازده به‌صورت معناداری مشاهده شود. هرچند در اینجا نیز استفاده از نوسان شرطی در معناداری این رابطه مؤثر است.

آزمون پایایی دوم. بررسی نتایج در دو زیرنمونه. به‌منظور بررسی پایایی نتایج، آزمون پایایی دوم به این سوال می‌پردازد که آیا نتایج بخش قبلی، وابسته به دوره خاصی از طول دوره موردبررسی است یا خیر و برای بررسی این موضوع رگرسیون‌های تک‌متغیره و چندمتغیره مجدداً در دو زیرنمونه با طول مساوی انجام می‌شوند که زیرنمونه اول از مهرماه سال ۱۳۸۷ تا فروردین‌ماه سال ۱۳۹۳ و زیرنمونه دوم از اردیبهشت‌ماه ۱۳۹۳ تا آبان‌ماه ۱۳۹۷ را پوشش می‌دهد. در اینجا نیز مشابه با نتایج اصلی پژوهش از نوسان شرطی با ضریب هموارسازی ۰/۹۶ استفاده می‌شود. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که در رگرسیون‌های تک‌متغیره، متغیر فاصله تا نکول در زیرنمونه اول با استفاده از بازده‌های دوساله در سطح ۹۰ درصد معنادار است و در زیر-نمونه دوم با استفاده از بازده‌های ماهانه و در سطح ۹۵ درصد معنادار است. نتایج برای رگرسیون‌های چندمتغیره نیز مشابه می‌باشد؛ بنابراین مشاهده می‌شود که هرچند مطابق انتظار هر چه فاصله تا نکول شرکت‌ها کمتر باشد، نرخ بازده موردانتظار سهامداران بیشتر است، اما معناداری این اثر به دوره زمان موردبررسی نیز وابسته است و این اثر به‌صورت کاملاً پایا در همه جای نمونه موردبررررسی دیده نمی‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون پایایی اول

	STD1	DD1	STD2	DD2	STD3	DD3
			Monthly Excess Return			
α	۰/۲۴۳**	۰/۲۷۰**	۰/۱۹۴*	۰/۲۸۱**	۰/۱۹۳*	۰/۲۷۵**
	(۰/۱۰۵)	(۰/۱۲۳)	(۰/۱۰۱)	(۰/۱۱۵)	(۰/۱۰۳)	(۰/۱۱۲)
	۲/۳۱۲	۲/۲۰۴	۱/۹۳۳	۲/۴۵۷	۱/۸۷۵	۲/۴۶۷
λ	۰/۰۲۰	-۰/۰۰۶	۰/۲۶۷	-۰/۰۰۸**	۰/۲۸۴*	-۰/۰۰۶**
	(۰/۲۶۱)	(۰/۰۰۸)	(۰/۱۸۵)	(۰/۰۰۳)	(۰/۱۷۰)	(۰/۰۰۲)
	۰/۰۷۸	-۰/۸۰۲	۱/۴۳۸	-۲/۳۲۴	۱/۶۷۶	-۲/۲۴۶
$\bar{R}^2$	۰/۰۲۹	۰/۰۲۳	۰/۰۳۰	۰/۰۱۹	۰/۰۲۸	۰/۰۱۸
			2years Excess Return			
α	۰/۴۹۱***	۰/۴۷۱***	۰/۴۶۴***	۰/۴۵۶***	۰/۴۵۶***	۰/۴۵۱***
	(۰/۱۴۶)	(۰/۱۷۲)	(۰/۱۴۶)	(۰/۱۶۰)	(۰/۱۴۵)	(۰/۱۵۷)
	۳/۳۵۸	۲/۷۳۷	۳/۱۸۵	۲/۸۵۴	۳/۱۴۴	۲/۸۶۹
λ	-۰/۲۹۸	-۰/۰۰۹	-۰/۱۲۲	-۰/۰۰۴*	-۰/۰۸۸	-۰/۰۰۳*
	(۰/۳۴۳)	(۰/۰۰۷)	(۰/۲۰۶)	(۰/۰۰۲)	(۰/۱۷۳)	(0/002)
	-۰/۸۶۹	-۱/۲۳۹	-۰/۵۹۵	-۱/۷۷۰	-۰/۵۰۸	-۱/۷۱۳
$\bar{R}^2$	۰/۰۲۷	۰/۰۱۵	۰/۰۲۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۹	۰/۰۱۲

علائم *، ** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری صرف ریسک برآورد شده در سطح ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد است.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش تلاش شد که نحوه تأثیر متغیر فاصله تا نکول بر بازده موردانتظار شرکت‌ها به‌صورت جامعی بررسی شود. به همین خاطر از یک طرف گستره متنوعی از بازده‌های محقق با دوره‌های زمانی مختلف به‌عنوان نماینده از بازده موردانتظار در نظر گرفته شد و از طرف دیگر بررسی این تأثیر به‌تنهایی و با حضور متغیرهای کنترلی (در مبانی نظری مالی به‌عنوان رایج‌ترین عوامل مؤثر بر بازده شناخته می‌شوند) موردبررسی قرار گرفت و در بُعد سوم نحوه تخمین نوسان بازدهی سهام به‌عنوان یک متغیر مهم در تخمین متغیر فاصله تا نکول بررسی شد.

در ارتباط با تفسیر نتایج این پژوهش ابتدا بیان دو چالش مربوط به آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری در سطح سهام انفرادی مفید خواهد بود. نخست اینکه در آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری که رابطه نرخ بازده موردانتظار و متغیرهای ریسک بررسی می‌شوند، بازده‌های محقق نماینده مناسبی برای بازده موردانتظار نیستند و در این زمینه مقاله‌های مختلفی در مبانی

نظری مالی ارائه شده‌اند (رجوع کنید به التون (۱۹۹۹)، پاستور و همکاران (۲۰۰۸) و هاناور و همکاران (۲۰۱۳)) و برای مثال نرخ هزینه سرمایه ضمنی[1] نماینده بسیار بهتری از نرخ بازده موردانتظار است که در مطالعات خبهارت و همکاران (۲۰۰۱) و لی و همکاران (۲۰۰۹) مورداستفاده قرار گرفته است؛ اما چون در بازار سرمایه ایران به‌دلیل عدم‌دسترسی به پایگاه اطلاعاتی پیش‌بینی تحلیل‌گران از سودهای آتی شرکت‌ها، امکان محاسبه نرخ هزینه سرمایه ضمنی وجود ندارد، باید از بازده محقق به‌جای بازده موردانتظار در آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری استفاده کرد که به‌خاطر واریانس بالای جزء خطا در بازده‌های محقق، می‌تواند نتایج را با چالش های متعددی روبه‌رو سازد؛ بنابراین در این پژوهش تلاش شد که طیفی از بازده‌های محقق قابل‌محاسبه (در دوره‌های یک‌ماهه تا دوساله) به‌عنوان نماینده نرخ بازده موردانتظار بررسی شود.

دوم اینکه در این پژوهش با توجه به استفاده از ویژگی سهام در رگرسیون‌های مقطعی از سهام انفرادی (نه از پرفتوهای سهام که بر اساس یک یا دو ویژگی مشخص پرفتوبندی شده‌اند) به‌عنوان دارایی آزمون استفاده شده است. استفاده از داده‌های انفرادی نیز به‌دلیل واریانس بالای جزء خطای موجود در آن‌ها، استنباط آماری نتایج را با چالش روبه‌رو می‌سازد (در ارتباط با مزیت و چالش‌های استفاده از داده‌های انفرادی در مقابل پرتفوی سهام در آزمون‌های قیمت‌گذاری رجوع شود به آنگ و همکاران (۲۰۱۸)). از جمله این چالش‌ها این است که معمولاً ضریب تعیین در مدل‌های قیمت‌گذاری مقعطی که از سهام انفرادی به‌عنوان دارایی‌های آزمون استفاده می‌کنند، بسیار پایین است (برای مثال رجوع شود به فاما و فرنچ (۱۹۹۲) کردیا و همکاران (۲۰۱۵)).

در تفسیر نتایج، چالش‌های ذکرشده باید در آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری در سطح سهام انفرادی در نظر گرفته شوند. علی‌رغم چالش‌های بالا، نتایج پژوهش در نمونه اصلی طی ۱۱۱ ماه از مهر ۱۳۸۸ تا آبان‌ماه ۱۳۹۷، نشان داد که متغیر فاصله تا نکول به‌عنوان یک ویژگی شرکت بر بازده موردانتظار مؤثر است و همان‌طور که انتظار می‌رود با کاهش فاصله تا نکول شرکت‌ها (افزایش ریسک نکول)، بازده موردانتظار سهام شرکت افزایش می‌یابد؛ البته این تأثیر به طول دوره بازده اندازه‌گیری شده به‌عنوان نماینده بازده موردانتظار و همچنین نحوه تخمین نوسان بازدهی سهام به‌عنوان یکی از متغیرهای مهم تعیین‌کننده فاصله تا نکول نیز بستگی دارد. در مورد طول بازده، این اثر در مورد بازده‌های ماهانه و دوساله به‌صورت معناداری مشاهده می‌شود که دلایل آن در آزمون پایایی اول موردبحث قرار گرفت و معناداری این اثر در مورد بازده‌های ماهانه در صورت استفاده از نوسان شرطی (برای اندازه‌گیری نوسان بازدهی سهام به‌جای نوسان ساده)، مشاهده می‌شود؛ اما در صورت استفاده از نوسان ساده این اثر معنادار نیست. به‌طور

1 Implied Cost of Capital

مشابه تأثیرگذاری فاصله تا نکول بر نرخ بازده موردانتظار در حضور متغیرهای کنترلی نیز به طول دوره بازده اندازه‌گیری‌شده به‌عنوان نماینده بازده موردانتظار شرکت بستگی دارد. وقتی که بازده ماهانه به‌عنوان نماینده بازده موردانتظار به‌کار می‌رود، ضریب فاصله تا نکول در حضور تمامی متغیرهای کنترلی و در همه مدل‌ها معنادار است. زمانی که بازده شش‌ماهه به‌عنوان نماینده بازده موردانتظار به‌کار می‌رود، ضریب فاصله تا نکول در حضور بتا در سطح ۹۰ درصد معنادار است و وقتی که بازده یک‌ساله به‌عنوان نماینده نرخ بازده مورد انتظار به‌کارگرفته می‌شود، ضریب متغیر فاصله تا نکول در حضور متغیر بتا و همچنین در حضور توأمان متغیرهای بتا و اندازه شرکت به‌ترتیب در سطح ۹۵ و ۹۰ درصد معنادار است. و بالاخره اگر از بازده دوساله به‌عنوان نماینده بازده موردانتظار استفاده شود، باز هم ضریب متغیر فاصله تا نکول در حضور تمامی متغیرهای کنترلی و در تمامی مدل‌ها معنادار است؛ به‌طوری‌که ضریب این متغیر در حضور متغیر بتا در سطح ۹۹ درصد و در حضور توأمان بتا و اندازه شرکت و همچنین در حضور هم‌زمان بتا، اندازه شرکت و نسبت B/M در سطح ۹۵ درصد معنادار است. ضریب این متغیر در حضور هم‌زمان هر چهار متغیر کنترلی (بتا، اندازه شرکت، B/M و مومنتوم بازده) نیز در سطح ۹۰ درصد معنادار است.
نتایج حاصل از بررسی فرضیه‌های پژوهش در کل نمونه به‌طور خلاصه در جدول ۷، آمده است.[۱]

جدول ۷. تأثیرگذاری فاصله تا نکول بر بازده موردانتظار

متغیر وابسته / متغیر کنترلی	بازده ماهانه	بازده شش‌ماهه	بازده یک‌ساله	بازده دوساله
–	**	–	–	*
بتا	***	*	**	***
بتا و اندازه شرکت	**	–	*	**
بتا، اندازه شرکت و نسبت B/M	**	–	–	**
بتا، اندازه شرکت، نسبت B/M و مومنتوم بازده	*	–	–	*

با توجه به جدول ۷، درصورتی که بازده‌ها در بازه‌های کوتاه‌مدت یک‌ماهه و نیز بلندمدت دوساله اندازه‌گیری شوند، فاصله تا نکول به‌عنوان یک شاخص از میزان ریسک نکول شرکت ها هم به‌صورت منفرد و هم در حضور تمامی متغیرهای کنترل، قیمت‌گذاری می‌شود. این نتایج

۱. علامت – به معنای معنادار نبودن ضریب متغیر فاصله تا نکول است.
علامت های *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری ضریب متغیر فاصله تا نکول در سطح ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد هستند.

به‌صورت کلی با نتایج چاوا و پورناندام (۲۰۱۰)، سازگار است که در پژوهش خود به وجود رابطه مثبت بین بازده موردانتظار سهام و ریسک ورشکستگی پی بردند.

هرچند در کل نمونه، نتایج مشابهی برای بازده‌های ماهانه و دوساله (با و بدون وجود متغیرهای کنترلی) مشاهده می‌شود، اما همان‌طور که در آزمون پایایی دوم مشاهده شد، این اثر در زیرنمونه‌ها به‌صورت پایا مشاهده نمی‌شود؛ بنابراین علی‌رغم اینکه درمجموع مشاهده می‌شود که هر چه فاصله تا نکول شرکت‌ها کمتر باشد، نرخ بازده موردانتظار سهامداران بیشتر است، اما معناداری این اثر به دوره زمان موردبررسی، طول دوره زمانی اندازه‌گیری بازده موردانتظار و نحوه تخمین نوسان بازدهی سهام نیز بستگی دارد و این اثر به‌صورت کاملاً پایا در همه جای نمونه موردبررسی دیده نمی‌شود. این امر می‌تواند ناشی از دلایل اقتصادی، همانند تغییرپذیری صرف ریسک متغیر فاصل تا نکول در طول زمان باشد و یا اینکه به چالش‌های موجود در انجام آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری مقطعی با استفاده از بازده‌های انفرادی مربوط شود. از جمله این چالش‌ها می‌توان به خطای بالای موجود در بازده‌های محقق به‌عنوان نماینده‌ای از بازده‌های موردانتظار و یا و یا چالش اندازه‌گیری اثر در داده‌های انفرادی اشاره کرد. بررسی بیشتر این موضوع می‌تواند موضوعی برای پژوهش‌های آتی باشد.

منابع

1. Afik, Z., Arad, O., & Galil, K. (2016). Using Merton model for default prediction: An empirical assessment of selected alternatives. *Journal of Empirical Finance, 35*, 43-67.
2. Ang, A., J. Liu, and K. Schwarz (2008). *Using stocks or portfolios in tests of factor models.* Working Paper.
3. Anginer, D., & Yıldızhan, Ç. (2010). *Is there a distress risk anomaly? Pricing of systematic default risk in the cross section of equity returns*. Pricing of Systematic Default Risk in the Cross Section of Equity Returns (January 1, 2010). *World Bank Policy Research Working Paper*, (5319).
4. Aretz, K., Florackis, C., & Kostakis, A. (2017). Do Stock Returns Really Decrease with Default Risk? New International Evidence. *Management Science*, *64(8)*, 3469-3970.
5. Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of financial economics*, *9(1)*, 3-18.
6. Campbell, J. Y., Hilscher, J., & Szilagyi, J. (2008). In search of distress risk. *The Journal of Finance*, *63(6)*, 2899-2939.
7. Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of finance*, *52(1)*, 57-82.
8. Chava, S., & Purnanandam, A. (2010). Is default risk negatively related to stock returns?. *The Review of Financial Studies*, *23(6)*, 2523-2559.
9. Chordia, T., Goyal, A., & Shanken, J. A. (2017). *Cross-sectional asset pricing with individual stocks: betas versus characteristics*. Available at SSRN 2549578.
10. Elton, E. J. (1999). Presidential address: expected return, realized return, and asset pricing tests. *The Journal of Finance*, *54 (4)*, 1199-1220.
11. Fadaei Nejad, M. E., salim, F., & Shahryari, S. (2015a). A relation of the distress risk and equity returns puzzle- Empirical evidence from the Tehran Stock Exchange. *Asset management and financing*, *3(2)*, 33-54.(in Persian)
12. Fadaei Nejad, M. E., salim, F., & Shahryari, S. (2015b). An analysis of the relationship between financial distress risk and equity returns. *Journal of accounting and auditing review*, 22(2), 243-262.
13. Fallah Shams, M., Ahmadvand, M., Khajezadeh Dezfuli, H. (2017). Studying the Relationship between Default Risk and Corporate Governance Indicators (Using the Black-Scholes-Merton Option Pricing Model). *Journal of financial engineering and portfolio management*, 8(30), 147-168. (in Persian)
14. Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, *47*(2), 427-465.
15. Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, *33(1)*, 3-56.
16. Fama, E. F., & French, K. R. (2017). International tests of a five-factor asset pricing model. *Journal of financial Economics*, *123(3)*, 441-463.
17. Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of political economy*, *81(3)*, 607-636.
18. Filipe, S. F., Grammatikos, T., & Michala, D. (2016). Pricing default risk: The good, the bad, and the anomaly. *Journal of Financial Stability*, *26*, 190-213.
19. Gebhardt, W. R., C. Lee, & B. Swaminathan (2001). Toward an implied cost of capital. *Journal of accounting research*, *39(1)*, 135-176.

20. George, T. J., & Hwang, C. Y. (2010). A resolution of the distress risk and leverage puzzles in the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 96(1), 56-79.
21. Hanauer, M., C. Jackel, and C. Kaserer (2013). A new look at the fama-french-model: Evidence based on expected returns. Available at https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2082108
22. Hashemi, S. A., & Miraki, F. (2015). The Effect of Financial Distress Risk on Size and Value Effects. *Journal of financial management strategy, 3(1),* 71-88. (in Persian)
23. Hillegeist, S. A., Keating, E. K., Cram, D. P., & Lundstedt, K. G. (2004). Assessing the probability of bankruptcy. *Review of accounting studies*, *9(1),* 5-34.
24. Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: An investment approach. *The Review of Financial Studies*, *28(3),* 650-705.
25. Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, *48(1),* 65-91.
26. Kato, P., & Hagendorff, J. (2010). Distance to default, subordinated debt, and distress indicators in the banking industry. *Accounting & Finance*, *50(4),* 853-870.
27. Lee, C., D. Ng, and B. Swaminathan (2009). Testing international asset pricing models using implied costs of capital. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *44(2),* 307.
28. Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The journal of finance*, *20(4),* 587-615.
29. Merton, R. C. (1974). On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *The Journal of finance*, *29(2),* 449-470.
30. Miao, H., Ramchander, S., Ryan, P., & Wang, T. (2018). Default prediction models: The role of forward-looking measures of returns and volatility. *Journal of Empirical Finance*, 46, 146-162.
31. Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, *55(3),* 703–708.
32. Pastor, L., M. Sinha, and B. Swaminathan (2008). Estimating the intertemporal risk {return tradeoff using the implied cost of capital. *The Journal of Finance*, *63(6),* 2859-2897.
33. Ross, S. A., Westerfield, R., Jaffe, J. F., & Jordan, B. D. (2013). *Corporate finance.* McGraw-Hill/Irwin.
34. Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, *19(3),* 425-442.
35. Stattman, D. (1980). Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A journal of selected papers*, *4(1),* 25-45.
36. Van Dijk, M. A. (2011). Is size dead? A review of the size effect in equity returns. *Journal of Banking & Finance*, *35(12),* 3263-3274.
37. Vassalou, M., & Xing, Y. (2004). Default risk in equity returns. *The journal of finance*, *59(2),* 831-868.