

## تجزیه و تحلیل رابطه ریسک درماندگی مالی و بازده سهام

محمد اسماعیل فدایی نژاد<sup>۱</sup>، سارا شهریاری<sup>۲</sup>، فرشاد سلیم<sup>۳</sup>

**چکیده:** هدف پژوهش حاضر، بررسی رابطه سیستماتیک یا غیرسیستماتیک بازده سهام و ریسک درماندگی مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از معیار احتمال نکول بلک - شولز و مرتون، طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ است. این پژوهش مباحث درماندگی مالی را با نظریه قیمت گذاری دارایی سرمایه ای ترکیب می کند و به آزمون پدیده درماندگی مالی از دیدگاه بازار سرمایه می پردازد. این پژوهش نشان داد تحولات اخیر در بازار سهام، مستلزم بازنگری در نظریه سنتی پرتفوی است. در این پژوهش اطلاعات ماهانه به کمک روش چندک بندی تجزیه و تحلیل شد. نتایج نشان داد در بورس اوراق بهادار تهران، بازده سهام شرکت های درمانده به وضوح کمتر از بازده شرکت های سالم است؛ بنابراین سرمایه گذاران برای سرمایه گذاری در سهام شرکت های درمانده پاداش دریافت نمی کنند. همچنین مشخص شد به لحاظ آماری، اندازه و B/M به ریسک درماندگی ارتباطی ندارد، اما اثر نوسان های غیرسیستماتیک را می توان در ریسک درماندگی مالی مشاهده کرد.

واژه های کلیدی: بازده سهام، درماندگی مالی، ریسک سیستماتیک، نوسان های غیرسیستماتیک.

۱. دانشیار گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

۲. دکتری مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

۳. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۱۱/۲۲

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۴/۰۳/۱۹

نویسنده مسئول مقاله: سارا شهریاری

E-mail: sara\_shahryary@yahoo.com

### مقدمه

ورشکستگی شرکت های بزرگ و رسوایی مالی برخی شرکت ها در سال های اخیر، به نیاز روزافزون برای تحقیقات گسترده تر و عمیق تر در حوزه درماندگی مالی<sup>۱</sup> اشاره دارند. درماندگی مالی وضعیتی است که شرکت برای برآوردن تعهدهای مالی جریان نقد کافی ندارد (اوتچوا، ۲۰۰۷). در ادبیات قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای، مفهوم درماندگی مالی برای توضیح الگوهای خلاف قاعده در بازده های مقطعی سهام وارد شد (چان و چن، ۱۹۹۱ و فاما و فرنچ، ۱۹۹۶). از آنجا که تغییر در هزینه سرمایه شرکت - که تابع فزاینده ای از ریسک شرکت به شمار می رود - هنگام تصمیم گیری در خصوص سرمایه گذاری در اوراق بهادار برای سرمایه گذاران بسیار اهمیت دارد، تجزیه و تحلیل شرکتی که در معرض درماندگی مالی و ارزیابی رفتار ریسک قرار دارد، ضروری به نظر می رسد. از سوی دیگر، دانش کافی از ریسک و تفاوت میان منابع سیستماتیک و غیرسیستماتیک درماندگی مالی، برای انتخاب راهبردهای سرمایه گذاری فعال و منفعل در اوراق بهادار شرکت های درمانده حائز اهمیت است. همچنین رفتار ریسک درماندگی مالی و تأثیر آن بر بازدهی سهام شرکت برای درک فرایندهای ناسازگار در شرکت های درمانده پیش از ورشکستگی مفید است و می تواند برای اصلاح مدیریت بحران در شرکت ها به کار رود (اوتچوا، ۲۰۰۷) به نظر می رسد ارزش گذاری زیاد شرکت های درمانده، در مفاهیم سنتی برای تصمیم های سرمایه گذاری سرمایه گذاران فعال تعیین کننده باشد. مطالعات متعددی به بررسی این موضوع پرداختند که آیا ریسک درماندگی مالی را می توان با به کارگیری شاخص هایی که احتمال ورشکستگی شرکت ها را رتبه بندی می کنند، قیمت گذاری کرد یا خیر (دیچو، ۱۹۹۸؛ گریفین و لمون، ۲۰۰۲؛ واسالو و ژینگ، ۲۰۰۴ و هیشلر و ژیلانگی، ۲۰۰۸). داویدنکو و فرانکس (۲۰۰۸) نشان دادند در سال های اخیر تمایل به سرمایه گذاری در شرکت های درمانده افزایش یافته است، اکنون که تقاضا برای سرمایه گذاری در شرکت های درمانده رو به افزایش است، آیا نشانه این است که ریسک درماندگی مالی توسط بازار از طریق بازده های بالاتر پاداش داده می شود؟

در این پژوهش، ریسک نکول با استفاده از محاسبه احتمال نکول بلک - شولز - مرتون<sup>۲</sup> (BSM) و به کمک روش هیلگیست، کیتینگ و لاندستد (۲۰۰۴) اندازه گیری می شود. برخلاف پیش بین های سنتی حسابداری محور، احتمال نکول این معیار بر اساس اطلاعات بازار سرمایه است و پیش بینی های صحیح تری از احتمال ورشکستگی ارائه می دهد. هدف کلی این پژوهش ارزیابی رفتار ریسک نکول و تأثیر ماهیت ریسک بر بازدهی شرکت، به منظور فراهم کردن

1. Financial Distress  
2. Black-Scholes-Merton

نگرشی نوین در این زمینه خاص از تحقیق درماندگی مالی شرکتی است. به طور کلی اهدافی که در این پژوهش دنبال می شود عبارتند از: بررسی نحوه تأثیرگذاری ریسک درماندگی مالی بر بازده حقوق صاحبان سهام شرکت و بررسی متغیرهای اندازه،  $B/M$  و نوسان های غیرسیستماتیک به مثابه شاخص های ریسک درماندگی مالی. شایان ذکر است در این مقاله اصطلاحات درماندگی مالی و احتمال نکول، معادل یکدیگر در نظر گرفته شده اند.

### پیشینه نظری پژوهش

اصطلاح درماندگی مالی برای توصیف وضعیت مالی منفی شرکتی به کار می رود که به طور موقت با کمبود نقدینگی و مشکلات متعاقب آن در ایفای تعهدهای مالی روبه رو است (گوردون، ۱۹۷۱). نظریه قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای<sup>۲</sup> مبتنی بر دو گزاره است: الف) بین بازده دارایی ریسکی و ریسک سیستماتیک آن رابطه خطی وجود دارد؛ ب) ریسک سیستماتیک یا بتا تنها معیار سنجش ریسک است. در دهه های اخیر نسبت به ثبات و اهمیت بتا به منزله معیار سنجش ریسک، انتقاد شدیدی شد. این اختلاف نظر بین پژوهشگران درباره ریسک، در تجزیه و تحلیل ریسک درماندگی مالی نیز انعکاس یافت. درماندگی مالی باید به مثابه فرایند مستمر نامطلوب آزمون شود. در آغاز فرایند نکول شرکت، ریسک درماندگی مالی به طور یکنواخت است و در ادامه به صورت نمایی افزایش می یابد؛ در نتیجه به کاهش شدید ارزش منجر می شود (اوتچوا، ۲۰۰۷). بر اساس مطالعات تجربی پیشین ریسک سیستماتیک ایستا نیست؛ به این معنا که در هر یک از مراحل فرایند نکول رفتار متفاوتی از خود نشان می دهد (کارلایی و یان، ۲۰۱۱). مکینالی و تاد (۱۹۹۳) رابطه مثبت میان بتا و اهرم و همچنین بتا و درماندگی مالی را بررسی کردند و نتیجه گرفتند چنانچه شرکتی به سمت درماندگی مالی پیش رود، افزایش شدیدی را در اهرم تجربه خواهد کرد؛ به همین دلیل ریسک سیستماتیک آن افزایش می یابد.

آرونی، جونز و سواری (۱۹۸۰) به مطالعه ویژگی های خاص ریسک - بازده شرکت ها از شروع درماندگی مالی تا ورشکستگی واقعی پرداختند. برای اندازه گیری تغییرات ریسک بین شرکت های ورشکسته و غیر ورشکسته از CAPM استفاده کردند؛ آنها دریافتند بازده مورد انتظار شرکت ها قبل از ورشکستگی کاهش می یابد و در مقابل بر ریسک کل شرکت افزوده می شود. هم ریسک کل و هم ریسک غیرسیستماتیک، همراستا با یکدیگر رفتار می کنند. به منظور کسب توانایی شناخت عواملی که به کاهش ارزش شرکت منجر می شوند و شناسایی مشکلاتی که به دنبال آن

1. Book to Market Value  
2. CAPM

برای ساختار سرمایه، هزینه‌های درماندگی مالی و قیمت‌گذاری دارایی و بازده سهام ایجاد می‌شود، باید به بررسی رفتار ریسک سیستماتیک و نوسان‌های ریسک غیرسیستماتیک با وجود افزایش احتمال نکول پرداخته شود.

### پیشینه تجربی

اغلب برای توجیه ویژگی‌های مقطعی غیرعادی بازده‌های سهام، مانند اثر اندازه و صرف ارزش، به درماندگی مالی (جورج و هوانگ، ۲۰۱۰) استناد می‌شود. تصویر پیچیده‌ای که شواهد تجربی نشان می‌دهند از توضیح منسجم و واحدی دور است. گریفین و لمون (۲۰۰۲) و واسالو و ژینگ (۲۰۰۴) نشان دادند اثرهای B/M و اندازه، در شرکت‌هایی با ریسک بالای نکول متمرکز شده‌اند؛ بنابراین اعتبار این حدس که اثرهای ارزش و اندازه به ریسک درماندگی مالی وابستگی زیادی دارد را بیشتر می‌کند.

دیچو (۱۹۹۸) و کمبل، هیلشر و ژیلانگی (۲۰۰۸) شواهدی ارائه کردند مبنی بر اینکه سهام شرکت‌هایی با احتمال زیاد نکول، در آینده بازده کمتری خواهند داشت. از این رو در خصوص وجود صرف بازار برای ریسک درماندگی مالی، سبب شک و تردید می‌شوند. پنمن، ریچاردسون و تونا (۲۰۰۷)، نشان دادند نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام می‌تواند به اجزای دارایی و اهرم مالی تجزیه شود. آنها نشان دادند بازده رابطه مثبتی با جزء دارایی ارزش دفتری به ارزش بازار دارد، اما از سوی دیگر با اهرم مالی رابطه منفی برقرار می‌کند.

فاما و فرنچ (۱۹۹۲) تأیید کردند زمانی که اهرم مالی دفتری به‌مثابه سنجه به‌کار برده می‌شود با بازده سهام ارتباط منفی برقرار می‌کند که به آن معمای اهرم مالی گفته می‌شود. اوتچوا (۲۰۰۷) به آزمون همزمان تأثیر ریسک بازار بر بازده سهام و اعتبارسنجی رابطه شرطی بازده تحقق‌یافته، ریسک درماندگی و ریسک سیستماتیک با استفاده از معیار BSM پرداخت. او به این نتیجه رسید که صرف ریسک درماندگی مالی، واقعی است و با زمان تغییر می‌کند و به وضعیت بازار بستگی دارد. همچنین ریسک درماندگی از نوع سیستماتیک است و در بازار سهام رو به رشد، سهام با ریسک نکول زیاد عملکرد بهتری از سهام سالم داشته است. گئورگ و هوانگ (۲۰۱۰) نیز ثابت کردند رابطه میان اهرم و بازده منفی است. از سوی دیگر، گارلاپی و یان (۲۰۱۱) به بررسی اثرهای بازایی سهامدار در هنگام درماندگی بر بازدهی مقطعی سهام پرداختند و نتیجه گرفتند بازایی سهامدار در سطوح مختلف احتمال نکول، موجب عدم تقارن بازدهی سهام می‌شود.

سیملائی (۲۰۱۴) مدل کمبل و همکاران (۲۰۰۸) را معیار ریسک درماندگی مالی در نظر گرفت و دریافت بی‌قاعدگی در بازده سهام به تعامل میان ویژگی‌های شرکت و ریسک درماندگی مالی بستگی دارد. مهرانی و زارع‌زادگان (۱۳۹۲) رابطه بین کیفیت سود و جریان‌های نقدی عملیاتی آتی را با در نظر گرفتن وضعیت مالی شرکت‌ها بررسی کردند.

فهیمی و ابویی اردکانی (۱۳۹۳) روش فراتحلیل را ابزاری برای تجمیع و پردازش مجدد یافته‌ها و بررسی قابلیت آن در ارزیابی پژوهش‌های حوزه حسابداری و مالی، در مبحث پیش‌بینی ورشکستگی معرفی کردند.

ابراهیمی کردلر و محمدی‌شاد (۱۳۹۳) به بررسی رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. افلاطونی (۱۳۹۴) رابطه دو معیار سنجش ناطمینانی‌های آینده شرکت، شامل نوسان‌های کلی بازده سهام و ریسک ورشکستگی را ارزیابی کرد. نتایج پژوهش وی نشان داد با افزایش میزان نوسان‌های بازده سهام و افزایش ریسک ورشکستگی، مانده وجه نقد نگهداری شده در شرکت نیز افزایش می‌یابد.

اعتمادی، انواری رستمی و فرج‌زاده دهکردی (۲۰۰۹) در پژوهشی با عنوان «مدل برنامه‌ریزی ژنتیک برای پیش‌بینی ورشکستگی با شواهدی از ایران» از الگوریتم ژنتیک و تحلیل تمایزی چندگانه، برای طبقه‌بندی ۱۴۴ شرکت ایرانی ورشکسته و غیر ورشکسته در بورس اوراق بهادار تهران استفاده کردند.

پژوهش حاضر برای اولین بار در ایران از معیار بلک، شولز و مرتون برای تعیین احتمال نکول شرکت‌ها در سطوح مختلف درماندگی از سالم تا کاملاً درمانده بهره برده است. همچنین این پژوهش با بررسی جداگانه بخش تنوع‌پذیر و تنوع‌ناپذیر ریسک درماندگی مالی، به درک ماهیت ریسک درماندگی مالی و نحوه قیمت‌گذاری آن در بازده سهام کمک می‌کند.

### فرضیه‌های پژوهش

مطالعات پیشین در زمینه ریسک درماندگی مالی و بازده سهام، تصویری بسیار نامتجانسی از ماهیت ریسک درماندگی مالی و قیمت‌گذاری آن در بازده سهام به نمایش گذاشته‌اند. در این پژوهش از سه متغیر استفاده می‌شود؛ دو متغیر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار که ریسک سیستماتیک را اندازه می‌گیرند و متغیر سوم نوسان‌های غیرسیستماتیک که ریسک غیرسیستماتیک را می‌سنجد. چنانچه این عوامل بتوانند ریسک درماندگی مالی را در نظر بگیرند، می‌توان انتظار داشت B/M و نوسان‌های غیرسیستماتیک، به‌طور مثبت با بازده مازاد رابطه برقرار کنند؛ در صورتی که علامت اندازه منفی باشد. شواهد نشان می‌دهد احتمال نکول شرکت‌های

کوچک بیشتر است. یکی از دلایل آن این است که شرکت‌های کوچک‌تر، اغلب دارایی‌های غیرضروری کمتری برای فروش در زمان درماندگی انباشته کرده‌اند.

فاما و فرنچ (۱۹۹۳) نشان دادند نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (B/M)، حساسیت شرکت‌ها را به عامل درماندگی سیستماتیک در نظر می‌گیرد. همچنین فاما و فرنچ (۱۹۹۶) در پژوهش دیگری نشان دادند نسبت بالای ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، از پیش‌بینی عایدات آتی ناکافی خبر می‌دهد. بنابراین انتظار می‌رود میان شرکت‌های کوچک، اندازه BSM بزرگ‌تر باشد (واسالو و ژینگ، ۲۰۰۴). در نتیجه به همان میزان انتظار می‌رود بازدهی آنها نیز از شرکت‌های بزرگ‌تر بیشتر باشد. بر این اساس فرضیه‌های زیر مطرح می‌شود:

فرضیه اول: با افزایش احتمال نکول، بازده سهام مثبت و افزایشی است.

فرضیه دوم: با افزایش احتمال نکول، بازده سهام شرکت‌های کوچک، به‌طور معناداری بیشتر از بازده سهام شرکت‌های بزرگ است.

فرضیه سوم: با افزایش احتمال نکول، بازده سهام با B/M زیاد، به‌طور معناداری بیشتر از بازده سهام با B/M کم است.

بیشتر آزمون‌ها بر اساس این فرضیه‌اند که ریسک درماندگی مالی سیستماتیک است. بنابراین رد این فرضیه، به‌طور خودکار به این نتیجه منجر می‌شود که ریسک درماندگی مالی غیرسیستماتیک است. در این پژوهش فرض شده است نوسان‌های غیرسیستماتیک در قیمت‌گذاری دارایی نقش مهمی دارند، به‌ویژه شرکت‌هایی که وضعیت درماندگی مالی بر آنها تأثیر گذاشته است. دیچو (۱۹۹۸) و اوپلر و تیمان (۱۹۹۴) نشان دادند نکول شرکت‌ها با افزایش نوسان‌های غیرسیستماتیک بازدهی آنها همراه است. همچنین آرونی، جونز و سواری (۱۹۸۰) نشان دادند ریسک کل (نه ریسک سیستماتیک) شرکت‌های درمانده، پیش از ورشکستگی افزایش می‌یابد. این کارکرد ریسک غیرسیستماتیک از این حقیقت سرچشمه می‌گیرد که محدودیت‌های دنیای واقعی، امکان نگهداری پرتفوی بازار تنوع‌داده‌شده را برای هر یک از سرمایه‌گذاران دشوار می‌کند. چنانچه این مسئله درست باشد، پس بازار باید به تحمل ریسک غیرسیستماتیک نیز پاداش دهد. بحث دیگر در پشتیبانی از ریسک غیرسیستماتیک این‌گونه مطرح می‌شود؛ چنانچه ریسک‌های شرکت مبتلا به درماندگی مالی بسیار زیاد شود، بازار دیگر نمی‌تواند بین اجزای سیستماتیک و غیرسیستماتیک ریسک کل تفاوت قائل شود و بار دیگر ریسک پذیرفته‌شده را سرمایه‌گذاران عقلایی با بازده‌های بیشتر جبران می‌کنند. بنابراین انتظار می‌رود رابطه نوسان‌های غیرسیستماتیک با بازده‌های مازاد مثبت باشد (اوتچوا، ۲۰۰۷).

فرضیه چهارم: با افزایش احتمال نکول، بازده سهام با نوسان‌های غیرسیستماتیک زیاد، به‌طور معناداری بیشتر از بازده سهام با نوسان‌های غیرسیستماتیک کم است.

### روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش، ریسک نکول به کمک احتمال نکول بلک - شولز - مرتون (BSM) با روش به‌کار رفته هیلگیست و همکاران (۲۰۰۴) در نرم افزار متلب اندازه‌گیری می‌شود که در واقع همان مدل قیمت‌گذاری اختیار معامله بلک و شولزی (۱۹۷۳) است که مرتون (۱۹۷۴) آن را برای ارزش‌گذاری سهام بسط داده است. BSM با استفاده از فرمول قیمت‌گذاری اختیار معامله برای ارزش‌گذاری اختیار خرید اروپایی محاسبه می‌شود. در این چارچوب، حقوق صاحبان سهام شرکت، اختیار خرید بر ارزش بازار دارایی‌های شرکت در نظر گرفته می‌شود. ارزش اسمی بدهی نیز، قیمت اعمال اختیار خرید مد نظر قرار می‌گیرد. چنانچه ارزش دارایی‌های شرکت بزرگ‌تر از ارزش بدهی‌های آن باشد، شرکت ضمن اعمال اختیار معامله، بدهی‌اش را به بستانکاران بازپرداخت می‌کند. کاهش ارزش دارایی‌ها به کمتر از میزان بدهی، نشان‌دهنده نکول است و سهامداران را وادار می‌کند اختیار خرید را اعمال نکنند (اوتچوا، ۲۰۰۷). هیلگیست و همکارانش (۲۰۰۴) از پنج متغیر ورودی کلیدی برای محاسبه احتمال نکول استفاده کردند: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، ارزش دفتری کل بدهی‌ها، سود تقسیمی سهام عادی، سود تقسیمی سهام ممتاز و انحراف معیار ماهانه‌شده بازده روزانه. به بیان دیگر رابطه ۱ برآورد می‌شود.

$$BSM_{prob} = N \left[ \frac{\ln \left( \frac{V_A}{X} \right) + \left( \mu - \delta - \left( \frac{\sigma_A^2}{2} \right) \right) T}{\sigma_A \sqrt{T}} \right] \quad \text{رابطه ۱}$$

که در این رابطه؛  $N(0)$  تابع چگالی تجمعی توزیع نرمال استاندارد؛  $V_A$  ارزش فعلی دارایی‌ها،  $X$  ارزش اسمی کل بدهی؛  $\sigma_A$  نوسان دارایی؛  $\mu$  بازده مورد انتظار مرکب پیوسته؛  $\delta$  نرخ تقسیم سود و  $T$  زمان تا سررسید بدهی (معادل یک سال) است.

با فرض اینکه بازده مورد انتظار، ارزش بازار دارایی‌ها و نوسان دارایی، به‌طور مستقیم مشاهده نمی‌شوند، ابتدا این سه متغیر ناشناخته برای احتمال نکول BSM برآورد می‌شود. در این پژوهش روش دقیق نقطه درونی نیوتن برای برنامه‌ریزی غیرخطی به‌منظور حل همزمان دو معادله ارزش بازار دارایی‌ها و نوسان دارایی‌ها اجرا شده است.

رابطه ۲ معادله همزمان بلک - شولز - مرتون برای اختیار خرید  $V_E$  و معادله پوشش بهینه  $\sigma_E$  را به نمایش گذاشته است.

رابطه ۲)

$$\left\{ \begin{array}{l} V_E = V_A e^{-\delta T} N \left[ -\frac{\ln\left(\frac{V_A}{X}\right) + \left(r - \delta - \frac{\sigma_A^2}{2}\right) T}{\sigma_A \sqrt{T}} \right] - X e^{-rT} N \left[ -\frac{\ln\left(\frac{V_A}{X}\right) + \left(r - \delta - \frac{\sigma_A^2}{2}\right) T}{\sigma_A \sqrt{T}} \right] + (1 - e^{-\delta T}) V_A \\ \sigma_E = \frac{V_A e^{-\delta T} N \left[ -\frac{\ln\left(\frac{V_A}{X}\right) + \left(r - \delta - \frac{\sigma_A^2}{2}\right) T}{\sigma_A \sqrt{T}} \right] \sigma_A}{V_E} \end{array} \right.$$

ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ( $V_E$ )، بر اساس قیمت پایانی سهام در پایان هر ماه ضرب در تعداد سهام منتشر شده محاسبه می شود. ارزش دفتری کل بدهی ها ( $X$ ) نیز از ترازنامه هر شرکت در پایان سال مالی به دست می آید. سود تقسیمی ماهانه، از تقسیم سود تقسیمی سالانه بر ۱۲ حاصل می شود. انحراف معیار ماهانه شده بازده روزانه ( $\sigma_E$ ) از طریق داده های بازده سهام در سال قبل برای هر ماه ضرب در ریشه دوم یک تقسیم بر تعداد ماه های هر سال برای هر سهم به دست می آید. سپس ارزش بازار برآورده شده دارایی ها ( $V_A$ ) برای برآورد بازده مورد انتظار ( $\mu$ ) استفاده می شود.

$$\mu_t = \max \left[ \frac{V_{At} + D - V_{A(t-1)}}{V_{A(t-1)}}, r \right] \quad \text{رابطه ۳}$$

در این رابطه؛  $D$  سودهای تقسیمی و  $r$  نرخ بدون ریسک است. نرخ بهره بدون ریسک در این پژوهش، نرخ سود اوراق مشارکت دولتی در نظر گرفته شده است.

سایر متغیرهای پژوهش به شرح زیر محاسبه می شوند.

متغیر دوم (بازده سهام): تغییر ماهانه ارزش کل سهام عادی شرکت تعدیل شده به ازای سود نقدی و افزایش سرمایه (رابطه ۴).

$$r_{it} = \ln \left( \frac{P_t + D_t}{P_{t-1}} \right) \times 100 \quad \text{رابطه ۴}$$



متغیر سوم (بازده بازار): تغییرات شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران. متغیر چهارم (نرخ بدون ریسک ماهانه): نرخ سالانه سود اوراق مشارکت که به کمک رابطه ۵ ماهانه می شود.

$$R_{fM,t} = \left[ \left( 1 + \left( \frac{R_{fA,T}}{4} \right) \right)^4 - 1 \right] \div 12 \quad \text{رابطه ۵}$$

در رابطه ۵:  $R_{fM,t}$  نرخ بدون ریسک ماهانه در ماه  $t$  و  $R_{fA,T}$  نرخ بدون ریسک در سال  $T$  است.

متغیر پنجم (اندازه): لگاریتم طبیعی عبارت قیمت پایانی سهام در تاریخ تشکیل پرتفوی ضرب در تعداد سهام منتشر شده (رابطه ۶).

$$SIZE_{it} = \ln(P_{it} \times N_{it}) \quad \text{رابطه ۶}$$

متغیر ششم (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار هر سهم): لگاریتم طبیعی آخرین ارزش دفتری سهام عادی در سال قبل، تقسیم بر ارزش بازار سهام در پایان ماه  $t$  (رابطه ۷). حقوق صاحبان سهام کوچک تر یا مساوی صفر، داده های نامناسب اند و از نمونه حذف می شوند.

$$B/M_{it} \rightarrow \ln \left( \frac{BV_{it}}{MV_{it}} \right) \quad \text{رابطه ۷}$$

متغیر هفتم (بتای ماهانه سهام): مشابه گارلاپی و یان (۲۰۱۱) برای دوره کوتاه مدت یک ماهه با استفاده از رگرسیون بازده های روزانه در هر ماه به دست می آید (رابطه ۸).

$$r_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} r_{Mt} + e_{it} \quad \text{رابطه ۸}$$

که  $r_{it}$  بازده اضافی سهام شرکت  $i$  در ماه  $t$  و  $r_{Mt}$  بازده اضافی شاخص قیمت و بازده نقدی در ماه  $t$  است.

متغیر هشتم (نوسان های غیرسیستماتیک - سیگما): در پژوهش حاضر جزء اخلاص رگرسیون مدل بازار است که مطابق مطالعات پیشین (مانند اوتچوا، ۲۰۰۷ و فارگر، ویلکینز و هولدر وب، ۲۰۰۱) محاسبه می شود. بنابراین نوسان های غیرسیستماتیک برابر است با  $\sqrt{\text{var}(e_{it})}$ . متغیر نهم (بازده اضافی): مازاد بازده هر سهم در هر ماه در مقایسه با بازده بدون ریسک ماهانه.

### جامعه و نمونه پژوهش

جامعه آماری پژوهش حاضر، کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا انتهای سال ۱۳۹۱ در نظر گرفته شده است. داده های پژوهش از اطلاعات رسمی

انتشار یافته سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع آوری و پالایش شدند؛ گفتنی است فواصل زمانی داده‌ها ماهانه است. در نمونه آماری پژوهش، از مجموع شرکت‌های جامعه آماری، شرکت‌های فعال در صنعت واسطه‌گری و خدمات مالی (به دلیل جلوگیری از محاسبه مضاعف و متفاوت بودن صورت‌های مالی) و شرکت‌هایی که سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند نبود (به منظور اجتناب از هرگونه اثرهای فصلی و زمان‌بندی گزارش‌گری مالی شرکت‌ها) حذف شدند. برای محاسبه بتای ماهانه سهام، بر اساس ادبیات موضوع، سهام با تعداد روزهای معاملاتی کمتر از پنج روز در هر ماه به‌طور خودکار از نمونه نهایی حذف می‌شود (گارلاپی و یان، ۲۰۱۱). همچنین هنگام اجرای آزمون‌های تجربی، به دلیل مشکلات ناشی از تفسیر سهام با B/M منفی، تنها سهام با B/M مثبت در نمونه نهایی گنجانده می‌شود (فاما و فرنچ، ۱۹۹۵). جدول ۱ اطلاعات نمونه نهایی را بر حسب صنایع باقی‌مانده پس از حذف اطلاعات ناقص و داده‌های پرت نشان می‌دهد.

جدول ۱. تعداد شرکت‌های نمونه پژوهش به تفکیک صنعت (۱۳۹۱-۱۳۸۰)

شرکت	تعداد شرکت‌ها	تعداد ماه‌ها	متوسط ارزش بازار (م.ریال)
استخراج معادن	۱۰	۸۴۳	۷,۱۶۸,۱۹۶
فرآورده‌های غذایی با قندوشکر	۲۳	۱,۲۵۸	۶۷۰,۸۱۱
کارتن و بسته‌بندی	۳	۲۲۲	۱۱۲,۴۳۰
حمل و نقل ارتباطات	۳	۲۲۱	۸۸۷,۲۰۵
خدمات فنی و مهندسی	۳	۱۴۷	۷,۲۴۴,۹۹۲
خودرو و ساخت قطعات	۲۵	۲,۰۵۵	۳,۰۳۷,۱۵۶
رایانه	۳	۲۳۴	۳,۹۷۲,۲۹۹
ساخت رادیو و تلویزیون	۲	۱۱۰	۲۷۶,۵۲۹
محصولات فلزی	۵	۳۷۰	۴۹۰,۴۶۵
محصولات کانی غیرفلزی	۳۷	۲,۳۹۷	۱,۱۲۳,۳۰۴
فرآورده‌های نفتی کک	۴	۳۵۸	۴,۴۷۷,۰۱۲
فلزهای اساسی	۲۰	۱,۳۱۹	۸,۲۶۶,۰۲۶
لاستیک و پلاستیک	۴	۲۲۲	۵۵۵,۴۰۹
ماشین‌آلات و تجهیزات	۱۴	۹۶۸	۳۶۹,۴۴۷
دستگاه‌های برقی	۵	۳۵۳	۱,۱۱۰,۷۵۶
مواد و محصولات شیمیایی	۴۱	۳,۱۹۵	۱,۴۵۴,۶۵۳
سایر صنایع	۷	۴۴۱	۱,۸۹۷,۷۱۰
کل	۲۰۸	۱۴,۷۲۳	۲,۲۸۷,۰۵۷

### یافته‌های پژوهش

در این پژوهش همانند مقاله گارلاپی و یان (۲۰۱۱) و اوتچوا (۲۰۰۷)، برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، روش چندک‌بندی دنبال می‌شود. تشکیل پرتفوی‌های چندکی برای تجزیه و تحلیل حجم زیادی از داده‌ها در مقایسه با تجزیه و تحلیل اوراق بهادار انفرادی، مزایایی دارد. در واقع این روش، نمونه بررسی را که نسبت به مشاهدات سری زمانی شامل تعداد زیادی اوراق بهادار است، به تعداد کمتری از پرتفوی‌های تحلیل شده کاهش می‌دهد. به علاوه، روند ترکیب اوراق بهادار در گروه‌هایی با ویژگی‌های مشابه، اثر خطای اندازه‌گیری را نیز کاهش می‌دهد (لو و مکینالی، ۱۹۹۰). در واقع در هر ماه، سهام یک بار بر اساس معیار BSM به ۱۰ پرتفوی مرتب می‌شود. سپس هر دهک BSM بار دیگر به پنج پرتفوی بر اساس متغیر مد نظر در فرضیه‌ها پنج‌ک‌بندی می‌شود و در مجموع ۵۰ پرتفوی را شکل می‌دهد. برای تجزیه و تحلیل دقیق‌تر اثر هر متغیر، بازده هر پرتفوی از طریق میانگین با وزن برابر آن در ماه پس از شکل‌گیری پرتفوی به دست می‌آید و تفاوت میان بازده سهام بزرگ و کوچک و معناداری تفاوت‌ها گزارش می‌شود. آماره‌های  $t$  با بهره‌مندی از روش نیوی - وست (۱۹۸۷) محاسبه شده و به ازای ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی تصحیح می‌شود. نمونه آماری در کل ۱۴۷۲۳ ماه - شرکت یا به بیان دیگر، ۲۰۸ شرکت سالم و درمانده مالی را دربرمی‌گیرد. جدول ۲ خلاصه آماری نمونه پژوهش را در تحلیل‌های تجربی به نمایش گذاشته است. جدول ۲، نشان می‌دهد به‌طور متوسط از ۲۰۸ شرکت باقی‌مانده در نمونه نهایی، ۱۰۰ شرکت در ماه‌های مختلف در معرض نکول قرار گرفته‌اند، این آمارها نشان می‌دهد برخلاف ورشکستگی، درماندگی مالی به اندازه‌ای که تصور می‌شود رویداد نادری نیست.

جدول ۲. خلاصه آماری نمونه - درماندگی مالی ( $BSM \geq 0.5$ )

شرکت	کل نمونه
تعداد ماه‌ها	۱۴۷۲۳
تعداد شرکت‌ها	۲۰۸
متوسط ارزش بازار (م.ریال)	۲۲۸۷۰۵۷
تعداد ماه‌های در معرض نکول	۱۲۴۳
تعداد شرکت‌های در معرض نکول	۱۰۰
درصد ماه‌ها	۸/۴۴٪
درصد شرکت‌ها	۴۸/۰۸٪

جدول ۳ خلاصه آماری متغیرهای بتا، BSM، نوسان‌های غیرسیستماتیک، اندازه، B/M، بازده و بازده اضافی را هم برای تمام شرکت‌ها و هم برای سه دسته مساوی به منظور فراهم‌شدن زمینه مقایسه میان درجه‌های مختلف درماندگی مالی بر اساس احتمال درماندگی مالی، نشان می‌دهد. متغیرهای بتا و نوسان‌های غیرسیستماتیک با افزایش احتمال نکول، از شرکت‌های سالم به شرکت‌های با درماندگی متوسط افزایش می‌یابند و سپس از شرکت‌های با درماندگی متوسط به شرکت‌های با درماندگی زیاد، کاهش نشان می‌دهد. متغیر اندازه بازدهی و بازدهی اضافی با افزایش احتمال درماندگی کاهش می‌یابد، اما B/M با افزایش احتمال درماندگی مالی به‌طور مشخص افزایش نشان می‌دهد. بنابراین در کل می‌توان گفت بازدهی شرکت‌های سالم به‌طور متوسط بیشتر از شرکت‌های درمانده است.

جدول ۳. خلاصه آماری متغیرهای اصلی پژوهش

متغیرها	بتا	BSM	سیگما	اندازه	B/M	بازده (درصد)	بازده اضافی (درصد)
<b>تمام شرکت‌ها</b>							
میانگین	۰/۶۱۷	۰/۰۵۸	۰/۰۱۴	۲۶/۹۶۷	۰/۶۵۴	۳/۸۹۹	۲/۴۸۱
انحراف معیار	۲/۰۳۵	۰/۱۱۲	۰/۰۰۹	۱/۵۹۷	۰/۵۳۵	۱۷/۷۹۰	۱۷/۷۹۰
میانه	۰/۳۸۱	۰/۰۰۶	۰/۰۱۳	۲۶/۷۴۶	۰/۵۱۸	۰/۹۵۸	-۰/۴۶۵
<b>شرکت‌های سالم (<math>BSM &lt; ۰/۳۳</math>)</b>							
میانگین	۰/۶۱۹	۰/۰۴۶	۰/۰۱۴	۲۶/۹۷۲	۰/۶۵	۳/۹۴۶	۲/۵۲۹
انحراف معیار	۲/۰۴۶	۰/۰۷۳	۰/۰۰۹	۱/۵۹۹	۰/۵۳۴	۱۷/۸۷۶	۱۷/۸۷۶
میانه	۰/۳۸۲	۰/۰۰۶	۰/۰۱۳	۲۶/۷۵۴	۰/۵۱۳	۰/۹۷۱	-۰/۴۴۴
<b>شرکت‌های با درماندگی متوسط (<math>۰/۳۳ &lt; BSM \leq ۰/۶۶</math>)</b>							
میانگین	۰/۷۰۸	۰/۴۳۶	۰/۰۱۶	۲۶/۹۰۹	۰/۷۸۶	۲/۱۷۴	-۰/۷۱
انحراف معیار	۱/۳۸۵	۰/۰۹۴	۰/۰۰۸	۱/۵۹۷	۰/۴۶۹	۱۲/۵۷۸	۱۲/۵۸۶
میانه	۰/۴۱۹	۰/۴۱۱	۰/۰۱۶	۲۶/۵۷۵	۰/۷۳	۱/۱۶۸	-۰/۳۷۰
<b>شرکت‌های با درماندگی زیاد (<math>BSM &gt; ۰/۶۶</math>)</b>							
میانگین	۰/۲۴۷	۰/۸۱۴	۰/۰۱۲	۲۶/۵۲۶	۰/۸۹۲	۱/۱۴۶	-۰/۲۸۱
انحراف معیار	۱/۵۳۸	۰/۰۷۲	۰/۰۰۸	۱/۲۹۵	۰/۶۲۳	۱۴/۰۵۸	۱۴/۰۶۰
میانه	۰/۲۰۹	۰/۸۳۸	۰/۰۱۱	۲۶/۴۳۶	۰/۶۹۲	.	-۱/۲۹۲

در جدول ۴ همبستگی (پیرسون / اسپیرمن) میان متغیرهای مستقل و وابسته درج شده است. از آنجا که این پژوهش از نوع همبستگی است، جدول ۴ اطلاعات شایان توجهی درباره فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، نکته مهم این است که بازده و بازده اضافی با احتمال نکول رابطه منفی دارند، به گفته دیگر با افزایش احتمال نکول، بازدهی کاهش می‌یابد که نتیجه‌ای مشابه اطلاعات جدول ۳ به دست می‌آید و نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران در ازای پذیرش ریسک نکول، پاداش نمی‌گیرند.

جدول ۴. ماتریس ضرایب همبستگی - متغیرهای اصلی پژوهش

متغیرها	بتا	BSM	سیگما	اندازه	B/M	بازده	بازده اضافی
بتا	۱/۰۰۰	-۰/۰۵۶	-۰/۱۲۹	۰/۰۸۱	-۰/۰۴۰	۰/۰۲۸	۰/۰۲۸
BSM	۰/۱۴۳	۱/۰۰۰	-۰/۱۹۷	-۰/۱۰۰	۰/۱۹۱	-۰/۰۷۴	-۰/۰۷۶
سیگما	۰/۲۰۴	۰/۳۹۸	۱/۰۰۰	-۰/۱۳۸	-۰/۰۳۴	۰/۲۲۷	۰/۲۲۷
اندازه	۰/۱۰۳	-۰/۲۰۱	-۰/۱۵۵	۱/۰۰۰	-۰/۲۲۸	۰/۰۱۸	۰/۰۱۷
B/M	-۰/۰۵۶	۰/۳۶۰	-۰/۰۱۰	-۰/۲۴۸	۱/۰۰۰	-۰/۱۰۰	-۰/۱۰۰
بازده	۰/۰۱۳	-۰/۱۲۲	-۰/۱۷۶	۰/۰۱۳	-۰/۰۹۷	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
بازده اضافی	۰/۰۱۳	-۰/۱۲۵	-۰/۱۷۴	۰/۰۱۱	-۰/۰۹۷	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰

تمام ضرایب همبستگی، بجز ضرایب رنگی شده جدول، به لحاظ آماری در سطح ۵ درصد معنادارند. به منظور آزمون ویژگی‌های ریسک درماندگی و رابطه آن با بازده، سهام هر ماه به ۱۰ پرتفوی بر مبنای BSM آن ماه اختصاص می‌یابد. سپس میانگین سری زمانی هر متغیر در هر دهک محاسبه می‌شود. جدول ۵ نشان می‌دهد تفاوت بازده میان میانگین بازده پرتفوی با ریسک درماندگی زیاد و پرتفوی با ریسک درماندگی کم ۱/۱۲- درصد در هر ماه یا ۱۳/۴۴- درصد در هر سال است. الگوی بازده از این مطلب که ریسک درماندگی در بازده سهام قیمت‌گذاری می‌شود، پشتیبانی نمی‌کند. در واقع با افزایش ریسک درماندگی، بازده سهام کاهش می‌یابد. بنابراین بر اساس جدول ۵ فرضیه اول (با افزایش احتمال نکول، بازده سهام مثبت و افزایشی است) رد می‌شود. بتا، نوسان‌های غیرسیستماتیک و B/M با افزایش احتمال نکول افزایش می‌یابند. بر اساس مطالعات پیشین، سهام کوچک احتمال بیشتری برای نکول دارد. جدول ۶ نتایج پرتفوی مرتب‌شده بر اساس BSM و اندازه را به نمایش گذاشته است. اندازه به منزله فاکتور ریسک درماندگی، در دهک‌های اول تا پنجم (ریسک درماندگی کم) و هشتم و دهم (دهک‌های با درماندگی نسبتاً زیاد) مشاهده می‌شود، اما نتایج در اغلب دهک‌ها معنادار نیست.

جدول ۵. ویژگی‌های پرتفوی‌های مرتبط شده بر اساس BSM

اماره t	تفاوت	BSM بالا	q	h	γ	β	δ	ε	ζ	η	BSM پایین	BSM
(۷/۳۳۴)	۰/۱۲۰	۰/۸۶۰	۰/۱۱۴	۰/۰۷۳	۰/۰۳۵	۰/۰۲۷	۰/۰۱۳	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	BSM
(۱/۱۸۱)	-۱/۱۱۹	۲/۳۵۷	۲/۹۰۴	۲/۳۵۸	۲/۰۶۷	۲/۴۰۳	۲/۴۲۳	۲/۰۴۷	۲/۷۷۶	۲/۷۸۲	۲/۳۷۶	میانگین بازده (درصد)
(۱/۷۳۳)	۰/۶۷۰	۰/۹۰۶	۰/۹۴۱	۰/۶۴۲	۰/۷۷۰	۰/۶۸۶	۰/۵۳۷	۰/۶۸۱	۰/۴۵۲	۰/۴۵۱	۰/۲۳۶	میانگین بتا
(۱/۸۵۱)	-۰/۰۰۹	۰/۰۱۷	۰/۰۱۶	-۰/۰۱۵	-۰/۰۱۵	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۳	-۰/۰۱۲	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۰	-۰/۰۰۹	میانگین سیگما
۱/۶۶۶	۰/۳۱۴	۰/۷۹۶	۰/۸۰۷	۰/۷۳۳	۰/۶۶۶	۰/۶۷۰	۰/۶۲۰	۰/۵۴۳	۰/۵۲۰	۰/۴۷۸	۰/۴۸۱	B/M
(-۲/۳۳۳)	-۳/۲۵۱,۴۱۳	۱,۲۷۶,۲۷۵	۱,۱۶۶,۱۹۰	۱,۳۸۱,۳۸۱	۱,۶۴۹,۶۷۴	۲,۳۰۳,۵۷۳	۲,۳۶۰,۱۱۷	۲,۶۵۸,۵۷۷	۳,۷۵۵,۴۵۹	۴,۰۷۹,۶۵۴	۴,۵۳۷,۶۷۸	میانگین اندازه (میلیار)

جدول ۶. ویژگی‌های پرتفوی‌های BSM- اندازه

BSM بالا	q	h	γ	β	δ	ε	ζ	η	BSM پایین	بخش (الف) متوسط بازده با وزن برابر (درصد)
۵/۳۷۸	۲/۱۷۵	۴/۳۷۷	۲/۹۰۲	۲/۱۴۸	۲/۸۸۶	۶/۳۳۶	۶/۰۷۶	۵/۱۱۰	۶/۵۰۴	اندازه کوچک
۲/۳۹۳	۲/۵۵۵	۵/۹۳۳	۴/۹۰۹	۴/۹۸۶	۲/۵۷۲	۲/۸۶۴	۲/۴۴۶	۲/۸۷۱	۲/۸۳۰	۲
۲/۵۶۶	۱/۸۶۹	۲/۹۵۵	۲/۷۳۵	۲/۶۵۳	۲/۳۱۲	۲/۱۲۵	۲/۷۶۹	۱/۳۵۷	۲/۷۲۹	۳
۲/۵۴۴	۲/۶۲۷	۲/۵۳۳	۲/۵۳۰	۱/۳۷۵	۴/۵۵۱	۰/۷۶۸	۴/۲۶۳	۲/۴۰۰	۲/۰۴۰	۴
۲/۴۷۶	۲/۲۵۴	۱/۸۴۲	۴/۰۸۳	۴/۰۰۷	۲/۰۸۴	۲/۹۸۷	۲/۵۴۱	۲/۹۴۸	۲/۲۳۹	اندازه بزرگ
۲/۰۰۲	-۱/۱۷۹	۲/۵۳۶	-۱/۱۸۱	-۰/۸۶۰	۰/۸۰۲	۲/۳۴۹	۲/۵۳۵	۲/۱۶۴	۳/۱۷۵	تفاوت اندازه کوچک- بزرگ
۱/۰۰۹	-۱/۲۷۹	-۱/۹۴۳	-۰/۴۵۸	-۰/۳۴۰	-۰/۵۷۰	(۲/۶۱۸)	(۲/۳۴۶)	۱/۶۶۱	۱/۶۴۷	تفاوت اندازه بزرگ- کوچک
-۴,۹۲۳,۴۴۹	-۴,۶۷۹,۷۷۲	-۵,۵۱۶,۲۶۲	-۶,۵۱۴,۶۳۴	-۹,۲۳۲,۲۶۴	-۹,۲۶۶,۱۰۹	-۱۰,۵۷۴,۹۲۷	-۱۴,۰۲۹,۱۲۵	-۱۴,۵۵۳,۸۷۴	-۹,۰۵۶,۳۸۳	بخش (ب) متوسط اندازه (میلیار)

نکته شایان توجه اینکه در سطوح پایین تر احتمال نکول، تفاوت بازده سهام بزرگ و کوچک تقریباً بیشتر و اثر اندازه معنادارتر است. تجزیه و تحلیل پرتفوها نشان می‌دهد شرکت‌های کوچک بیشتر در معرض نکول قرار دارند. بر اساس جدول ۶، بازدهی پرتفوهایی با BSM زیاد، همچنان کمتر از پرتفوهایی با BSM کم است. بنابراین ریسک درماندگی توسط بازار پاداش داده نمی‌شود. با توجه به نتایج جدول ۶ به روشنی نمی‌توان گفت اثر اندازه در واقع اثر ریسک نکول است؛ زیرا نتایج به لحاظ آماری در دهک‌های آخر که مطابق فرضیه مد نظرند، معنادار نیستند. بنابراین، می‌توان فرضیه دوم (با افزایش احتمال نکول، سهام کوچک‌تر عملکرد بهتری از سهام بزرگ‌تر دارند) را رد کرد.

جدول ۷ ویژگی‌های پرتفوی مرتب‌شده بر اساس احتمال نکول و B/M را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، بازده پرتفوهایی با B/M زیاد در تمام دهک‌ها بیشتر از پرتفوهایی با B/M کم (حتی در دهک با بیشترین احتمال نکول) بوده است، اما این اثر به لحاظ آماری برای سهام درمانده و سالم معنادار نیست. از سوی دیگر با افزایش احتمال نکول، بازدهی سهام در اکثر پنجک‌های B/M کاهش یافته است. در کل چنانچه B/M اثر ریسک درماندگی نباشد، باز باید به ریسک درماندگی مربوط شود. بنابراین اثر B/M چندان هم مستقل از معیار درماندگی مالی نیست. از این رو می‌توان فرضیه سوم (با افزایش احتمال نکول، سهام با B/M زیاد، عملکرد بهتری نسبت به سهام B/M کم دارند) را رد کرد. برای بررسی دقیق‌تر موضوع، صرف ارزش تعدیل‌شده با ریسک از طریق مدل‌های CAPM و فاما و فرنچ سه عاملی (۱۹۹۲) نیز محاسبه شدند. مشاهده می‌شود بر اساس هر دو مدل، الگوی صرف ارزش در حالت عادی و در حالت تعدیل‌شده با ریسک، همچنان به قوت خود باقی است با این تفاوت که در مدل‌های CAPM و فاما و فرنچ سه عاملی، نتایج به لحاظ آماری معنادارند. به بیان دیگر، صرف ارزش در هر دو مدل مثبت است، اما به نسبت کمی با افزایش احتمال نکول کاهش می‌یابد.

جدول ۸ اثر نوسان‌های غیرسیستماتیک پس از کنترل احتمال نکول را نشان می‌دهد. با مرتب‌کردن سهام بر اساس نوسان‌های غیرسیستماتیک، هم سهام سالم (دهک اول تا سوم) و هم سهام درمانده (دهک هشتم تا دهم) با ریسک غیرسیستماتیک زیاد، عملکرد بهتری از سهام با ریسک غیرسیستماتیک کم دارند. نتایج در دهک دوم، هشتم، نهم و دهم به لحاظ آماری معنادار است. بنابراین برخلاف قیمت‌گذاری عقلایی دارایی، ریسک غیرسیستماتیک توسط بازده بیشتر برای سهام سالم و بسیار درمانده پاداش داده می‌شود. البته تفاوت بازده شرکت‌هایی با درماندگی متوسط یا دهک چهارم، پنجم و هفتم، منفی و به لحاظ آماری بی‌معنا است.

جدول ۷. ویژگی های پرتفوی BSM-BM

ویژگی BSM	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	کم BSM
میانگین بازده نا وزن برابر (درصد)	۱/۹۹۸	۱/۲۷۲	۱/۱۰۱	۲/۲۶۶	۲/۱۰۱	۲/۹۰۷	۲/۰۶۰	۲/۲۰۹	۱/۸۸۲
پهنای BSM	۴/۱۶۸	۱/۱۴۰	۱/۵۱۵	۲/۱۶۱	۲/۲۱۳	۲/۲۱۲	۲/۰۵۴	۲/۲۳۳	۲/۲۳۳
۳	۲/۲۴۴	۴/۹۱۵	۲/۲۷۶	۲/۳۴۸	۲/۳۲۴	۲/۳۸۱	۲/۱۵۱	۱/۶۹۹	۲/۵۱۸
۴	۲/۹۰۶	۲/۲۶۶	۲/۹۱۸	۲/۴۲۲	۲/۳۰۴	۲/۷۷۷	۲/۳۳۵	۴/۲۷۸	۲/۶۰۴
BM زیاد	۲/۸۴۴	۲/۲۳۳	۲/۶۳۴	۵/۳۹۱	۲/۷۸۷	۲/۹۷۰	۲/۸۳۳	۴/۵۳۹	۴/۰۵۰
تفاوت BM زیاد - کم	۰/۸۴۴	۰/۳۷۰	۰/۵۳۳	۱/۳۴۵	۰/۶۶۶	۱/۰۶۴	۰/۷۷۱	۰/۳۳۰	۱/۸۵۸
آماره ۱	۰/۳۷۰	۰/۸۹۱	۰/۱۵۸	۱/۳۸۵	۰/۹۱۷	۰/۹۷۷	۰/۴۵۱	۰/۲۲۷	۰/۷۰۵
آماره ۱ CAPM	۱/۶۸۸	۱/۳۲۱	۱/۷۷۶	۲/۱۰۶	۱/۸۵۵	۱/۳۲۳	۱/۲۳۳	۱/۲۴۴	۱/۷۹۹
آماره ۱	(۲/۵۹۹)	(۱/۷۳۴)	(۲/۹۳۳)	(۲/۳۰۸)	(۳/۱۰۱)	(۳/۰۳۳)	(۳/۱۴۱)	(۴/۰۱۳)	(۳/۶۹۴)
آماره ۱	۱/۶۸۰	۰/۸۳۵	۱/۳۲۱	۲/۲۷۰	۱/۷۵۶	۱/۷۷۳	۱/۳۳۵	۲/۶۶۳	۲/۸۰۹
آماره ۱	(۲/۴۳۴)	۱/۳۱۶	(۲/۱۱۷)	۲/۹۶۹	(۲/۷۶۶)	(۲/۹۰۸)	(۲/۱۵۰)	(۴/۳۳۰)	(۴/۳۰۵)

جدول ۸. ویژگی های پرتفوی BSM - نوسان های غیر سیستماتیک (سیگما)

ویژگی BSM	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	کم BSM
پهنای BSM	۱/۸۷۳	۱/۲۲۳	۲/۱۱۱	۲/۱۰۷	۲/۰۰۵	۲/۰۰۳	۱/۶۱۶	۲/۱۰۳	۲/۸۳۳
۲	۲/۴۰۹	۲/۷۶۶	۲/۲۰۵	۴/۱۸۴	۲/۲۴۶	۲/۳۱۹	۲/۱۹۵	۲/۳۵۴	۲/۷۲۱
۳	۱/۵۲۷	۱/۹۶۴	۲/۳۲۷	۲/۵۶۶	۲/۲۰۳	۲/۵۲۹	۲/۶۳۰	۲/۶۰۷	۲/۷۷۸
۴	۲/۶۹۲	۲/۶۸۴	۲/۸۵۷	۴/۷۶۱	۱/۹۸۴	۴/۵۵۵	۴/۲۹۸	۲/۷۰۷	۲/۷۷۸
سیگما بالا	۱/۸۱۸	۲/۲۷۵	۱/۴۴۳	۲/۰۳۳	۲/۰۳۶	۱/۰۹۳	۵/۰۴۳	۴/۴۴۱	۲/۱۷۰
تفاوت سیگما بالا - پایین	(۱/۸۷۱)	(۲/۱۷۵)	(۱/۶۸۳)	۰/۰۸۶	۰/۳۵۳	-۱/۴۵۵	۱/۸۴۹	۲/۸۱۵	۰/۳۳۳
آماره ۱					۰/۰۱۷	-۱/۹۷۸	۱/۳۱۹	(۲/۲۰۹)	۱/۳۳۰
پهنای BSM	۱/۸۷۳	۱/۲۲۳	۲/۱۱۱	۲/۱۰۷	۲/۰۰۵	۲/۰۰۳	۱/۶۱۶	۲/۱۰۳	۲/۸۳۳
۲	۲/۴۰۹	۲/۷۶۶	۲/۲۰۵	۴/۱۸۴	۲/۲۴۶	۲/۳۱۹	۲/۱۹۵	۲/۳۵۴	۲/۷۲۱
۳	۱/۵۲۷	۱/۹۶۴	۲/۳۲۷	۲/۵۶۶	۲/۲۰۳	۲/۵۲۹	۲/۶۳۰	۲/۶۰۷	۲/۷۷۸
۴	۲/۶۹۲	۲/۶۸۴	۲/۸۵۷	۴/۷۶۱	۱/۹۸۴	۴/۵۵۵	۴/۲۹۸	۲/۷۰۷	۲/۷۷۸
سیگما بالا	۱/۸۱۸	۲/۲۷۵	۱/۴۴۳	۲/۰۳۳	۲/۰۳۶	۱/۰۹۳	۵/۰۴۳	۴/۴۴۱	۲/۱۷۰
تفاوت سیگما بالا - پایین	(۱/۸۷۱)	(۲/۱۷۵)	(۱/۶۸۳)	۰/۰۸۶	۰/۳۵۳	-۱/۴۵۵	۱/۸۴۹	۲/۸۱۵	۰/۳۳۳
آماره ۱					۰/۰۱۷	-۱/۹۷۸	۱/۳۱۹	(۲/۲۰۹)	۱/۳۳۰
پهنای BSM	۱/۸۷۳	۱/۲۲۳	۲/۱۱۱	۲/۱۰۷	۲/۰۰۵	۲/۰۰۳	۱/۶۱۶	۲/۱۰۳	۲/۸۳۳
۲	۲/۴۰۹	۲/۷۶۶	۲/۲۰۵	۴/۱۸۴	۲/۲۴۶	۲/۳۱۹	۲/۱۹۵	۲/۳۵۴	۲/۷۲۱
۳	۱/۵۲۷	۱/۹۶۴	۲/۳۲۷	۲/۵۶۶	۲/۲۰۳	۲/۵۲۹	۲/۶۳۰	۲/۶۰۷	۲/۷۷۸
۴	۲/۶۹۲	۲/۶۸۴	۲/۸۵۷	۴/۷۶۱	۱/۹۸۴	۴/۵۵۵	۴/۲۹۸	۲/۷۰۷	۲/۷۷۸
سیگما بالا	۱/۸۱۸	۲/۲۷۵	۱/۴۴۳	۲/۰۳۳	۲/۰۳۶	۱/۰۹۳	۵/۰۴۳	۴/۴۴۱	۲/۱۷۰
تفاوت سیگما بالا - پایین	(۱/۸۷۱)	(۲/۱۷۵)	(۱/۶۸۳)	۰/۰۸۶	۰/۳۵۳	-۱/۴۵۵	۱/۸۴۹	۲/۸۱۵	۰/۳۳۳
آماره ۱					۰/۰۱۷	-۱/۹۷۸	۱/۳۱۹	(۲/۲۰۹)	۱/۳۳۰
پهنای BSM	۱/۸۷۳	۱/۲۲۳	۲/۱۱۱	۲/۱۰۷	۲/۰۰۵	۲/۰۰۳	۱/۶۱۶	۲/۱۰۳	۲/۸۳۳
۲	۲/۴۰۹	۲/۷۶۶	۲/۲۰۵	۴/۱۸۴	۲/۲۴۶	۲/۳۱۹	۲/۱۹۵	۲/۳۵۴	۲/۷۲۱
۳	۱/۵۲۷	۱/۹۶۴	۲/۳۲۷	۲/۵۶۶	۲/۲۰۳	۲/۵۲۹	۲/۶۳۰	۲/۶۰۷	۲/۷۷۸
۴	۲/۶۹۲	۲/۶۸۴	۲/۸۵۷	۴/۷۶۱	۱/۹۸۴	۴/۵۵۵	۴/۲۹۸	۲/۷۰۷	۲/۷۷۸
سیگما بالا	۱/۸۱۸	۲/۲۷۵	۱/۴۴۳	۲/۰۳۳	۲/۰۳۶	۱/۰۹۳	۵/۰۴۳	۴/۴۴۱	۲/۱۷۰
تفاوت سیگما بالا - پایین	(۱/۸۷۱)	(۲/۱۷۵)	(۱/۶۸۳)	۰/۰۸۶	۰/۳۵۳	-۱/۴۵۵	۱/۸۴۹	۲/۸۱۵	۰/۳۳۳
آماره ۱					۰/۰۱۷	-۱/۹۷۸	۱/۳۱۹	(۲/۲۰۹)	۱/۳۳۰
پهنای BSM	۱/۸۷۳	۱/۲۲۳	۲/۱۱۱	۲/۱۰۷	۲/۰۰۵	۲/۰۰۳	۱/۶۱۶	۲/۱۰۳	۲/۸۳۳
۲	۲/۴۰۹	۲/۷۶۶	۲/۲۰۵	۴/۱۸۴	۲/۲۴۶	۲/۳۱۹	۲/۱۹۵	۲/۳۵۴	۲/۷۲۱
۳	۱/۵۲۷	۱/۹۶۴	۲/۳۲۷	۲/۵۶۶	۲/۲۰۳	۲/۵۲۹	۲/۶۳۰	۲/۶۰۷	۲/۷۷۸
۴	۲/۶۹۲	۲/۶۸۴	۲/۸۵۷	۴/۷۶۱	۱/۹۸۴	۴/۵۵۵	۴/۲۹۸	۲/۷۰۷	۲/۷۷۸
سیگما بالا	۱/۸۱۸	۲/۲۷۵	۱/۴۴۳	۲/۰۳۳	۲/۰۳۶	۱/۰۹۳	۵/۰۴۳	۴/۴۴۱	۲/۱۷۰
تفاوت سیگما بالا - پایین	(۱/۸۷۱)	(۲/۱۷۵)	(۱/۶۸۳)	۰/۰۸۶	۰/۳۵۳	-۱/۴۵۵	۱/۸۴۹	۲/۸۱۵	۰/۳۳۳
آماره ۱					۰/۰۱۷	-۱/۹۷۸	۱/۳۱۹	(۲/۲۰۹)	۱/۳۳۰
پهنای BSM	۱/۸۷۳	۱/۲۲۳	۲/۱۱۱	۲/۱۰۷	۲/۰۰۵	۲/۰۰۳	۱/۶۱۶	۲/۱۰۳	۲/۸۳۳
۲	۲/۴۰۹	۲/۷۶۶	۲/۲۰۵	۴/۱۸۴	۲/۲۴۶	۲/۳۱۹	۲/۱۹۵	۲/۳۵۴	۲/۷۲۱
۳	۱/۵۲۷	۱/۹۶۴	۲/۳۲۷	۲/۵۶۶	۲/۲۰۳	۲/۵۲۹	۲/۶۳۰	۲/۶۰۷	۲/۷۷۸
۴	۲/۶۹۲	۲/۶۸۴	۲/۸۵۷	۴/۷۶۱	۱/۹۸۴	۴/۵۵۵	۴/۲۹۸	۲/۷۰۷	۲/۷۷۸
سیگما بالا	۱/۸۱۸	۲/۲۷۵	۱/۴۴۳	۲/۰۳۳	۲/۰۳۶	۱/۰۹۳	۵/۰۴۳	۴/۴۴۱	۲/۱۷۰
تفاوت سیگما بالا - پایین	(۱/۸۷۱)	(۲/۱۷۵)	(۱/۶۸۳)	۰/۰۸۶	۰/۳۵۳	-۱/۴۵۵	۱/۸۴۹	۲/۸۱۵	۰/۳۳۳
آماره ۱					۰/۰۱۷	-۱/۹۷۸	۱/۳۱۹	(۲/۲۰۹)	۱/۳۳۰
پهنای BSM	۱/۸۷۳	۱/۲۲۳	۲/۱۱۱	۲/۱۰۷	۲/۰۰۵	۲/۰۰۳	۱/۶۱۶	۲/۱۰۳	۲/۸۳۳
۲	۲/۴۰۹	۲/۷۶۶	۲/۲۰۵	۴/۱۸۴	۲/۲۴۶	۲/۳۱۹	۲/۱۹۵	۲/۳۵۴	۲/۷۲۱
۳	۱/۵۲۷	۱/۹۶۴	۲/۳۲۷	۲/۵۶۶	۲/۲۰۳	۲/۵۲۹	۲/۶۳۰	۲/۶۰۷	۲/۷۷۸
۴	۲/۶۹۲	۲/۶۸۴	۲/۸۵۷	۴/۷۶۱	۱/۹۸۴	۴/۵۵۵	۴/۲۹۸	۲/۷۰۷	۲/۷۷۸
سیگما بالا	۱/۸۱۸	۲/۲۷۵	۱/۴۴۳	۲/۰۳۳	۲/۰۳۶	۱/۰۹۳	۵/۰۴۳	۴/۴۴۱	۲/۱۷۰
تفاوت سیگما بالا - پایین	(۱/۸۷۱)	(۲/۱۷۵)	(۱/۶۸۳)	۰/۰۸۶	۰/۳۵۳	-۱/۴۵۵	۱/۸۴۹	۲/۸۱۵	۰/۳۳۳
آماره ۱					۰/۰۱۷	-۱/۹۷۸	۱/۳۱۹	(۲/۲۰۹)	۱/۳۳۰
پهنای BSM	۱/۸۷۳	۱/۲۲۳	۲/۱۱۱	۲/۱۰۷	۲/۰۰۵	۲/۰۰۳	۱/۶۱۶	۲/۱۰۳	۲/۸۳۳
۲	۲/۴۰۹	۲/۷۶۶	۲/۲۰۵	۴/۱۸۴	۲/۲۴۶	۲/۳۱۹	۲/۱۹۵	۲/۳۵۴	۲/۷۲۱
۳	۱/۵۲۷	۱/۹۶۴	۲/۳۲۷	۲/۵۶۶	۲/۲۰۳	۲/۵۲۹	۲/۶۳۰	۲/۶۰۷	۲/۷۷۸
۴	۲/۶۹۲	۲/۶۸۴	۲/۸۵۷	۴/۷۶۱	۱/۹۸۴	۴/۵۵۵	۴/۲۹۸	۲/۷۰۷	۲/۷۷۸
سیگما بالا	۱/۸۱۸	۲/۲۷۵	۱/۴۴۳	۲/۰۳۳	۲/۰۳۶	۱/۰۹۳	۵/۰۴۳	۴/۴۴۱	۲/۱۷۰
تفاوت سیگما بالا - پایین	(۱/۸۷۱)	(۲/۱۷۵)	(۱/۶۸۳)	۰/۰۸۶	۰/۳۵۳	-۱/۴۵۵	۱/۸۴۹	۲/۸۱۵	۰/۳۳۳
آماره ۱					۰/۰۱۷	-۱/۹۷۸	۱/۳۱۹	(۲/۲۰۹)	۱/۳۳۰

پهنای BSM

سیگما پایین

سیگما بالا

سیگما بالا

سیگما بالا

سیگما بالا



به هر حال، اثر نوسان‌های غیرسیستماتیک در دهک دوم، هشتم، نهم و دهم BSM وجود دارد و تفاوت بازده نه تنها مثبت است، بلکه به لحاظ آماری معنادار است. همزمان، نوسان‌های غیرسیستماتیک با افزایش احتمال نکول افزایش می‌یابد، گرچه این رشد در پنجک با کمترین نوسان‌های غیرسیستماتیک بیشتر از پنجک با بیشترین نوسان‌های غیرسیستماتیک است. نوسان‌های غیرسیستماتیک در پنجک‌ها تغییر می‌کند و این تغییر نشان می‌دهد شرکت‌هایی که به شدت درمانده‌اند به نوسان‌های غیرسیستماتیک بیشتر تمایل دارند. نوسان زیاد احتمال نکول در بیشترین پنجک‌های BSM همراه با نوسان در ریسک غیرسیستماتیک و تفاوت بازده معنادار در دهک‌های BSM، این سؤال را مطرح می‌کند که آیا نوسان‌های غیرسیستماتیک اثر ریسک درماندگی است یا خیر؟ بر اساس جدول ۸ درمی‌یابیم ریسک غیرسیستماتیک به‌طور شرطی در احتمال درماندگی مالی بسیار زیاد (به لحاظ آماری معنادار) اثرگذار است. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، به نظر می‌رسد نوسان‌های غیرسیستماتیک به ریسک درماندگی وابسته‌اند. بنابراین فرضیه چهارم (با افزایش احتمال نکول، بازده سهام با نوسان‌های غیرسیستماتیک زیاد، به‌طور معناداری بیشتر از بازده سهام با نوسان‌های غیرسیستماتیک کم است)، تأیید می‌شود.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این پژوهش از معیار درماندگی مالی به کمک روش بلک - شولز (۱۹۷۳) بسط داده شده مرتون (۱۹۷۴) بهره برد و رابطه میان بازده حقوق صاحبان سهام و ریسک درماندگی مالی را بررسی کرد. همچنین برای اولین بار در بورس اوراق بهادار تهران، به ارزیابی تأثیر ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک بر بازده سهام در وضعیت‌های مختلف درماندگی مالی شرکت پرداخت. در مجموع نکته مهمی که از نتایج بررسی‌ها به‌دست آمد نشان داد در بورس اوراق بهادار تهران، در کل بازده سهام شرکت‌های درمانده کمتر از بازده شرکت‌های سالم است. بنابراین سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های درمانده پاداش دریافت نمی‌کنند. در واقع همان‌طور که شرکت به سمت درماندگی پیش می‌رود، بازده حقوق صاحبان سهام آن رو به کاهش می‌گذارد. این نتیجه با یافته‌های پژوهش‌های دیچو (۱۹۹۸)، گریفین و لمون (۲۰۰۲) و گتورگ و هوانگ (۲۰۱۰) همخوانی دارد، اما با یافته پژوهش گارلاپی و یان (۲۰۱۱) سازگار نیست. همچنین مشخص شد به لحاظ آماری، اندازه و B/M چندان به ریسک درماندگی وابسته نیستند، اما اثر نوسان‌های غیرسیستماتیک را می‌توان در ریسک درماندگی مالی مشاهده کرد. اوتچوا (۲۰۰۷) نیز به این نتیجه دست یافت که اثر اندازه مستقل از ریسک درماندگی است. گریفین و لمون (۲۰۰۲) نشان دادند سهام با درماندگی زیاد، متوسط بازده و B/M کمتری دارد و آن را نتیجه

عملکرد ضعیف این سهام دانستند. البته می توان گفت به نوعی نتایج به دست آمده با وضعیت شرکت های درمانده بورس اوراق بهادار تهران هماهنگی دارد. هرچند بسیاری از شرکت های بورس در وضعیت درماندگی شدید بسر می برند و تعدادی از آنها مشمول ماده ۱۴۱ قانون تجارت اند، سال هاست در همان وضعیت به فعالیت خود ادامه می دهند و هیچ یک به طور رسمی اعلام ورشکستگی نمی کنند. این در حالی است که دست کم مدت هاست که هزینه های غیرمستقیم و شاید در برخی موارد هزینه های مستقیم درماندگی به این شرکت ها تحمیل شده و بر فعالیت و سودآوری آنها تأثیر گذاشته است. از این رو طبیعی است که بازدهی این شرکت ها کمتر از بازده شرکت های سالم باشد و ریسک درماندگی مالی غیرسیستماتیک تلقی شود. بنابراین با توجه به نتیجه این پژوهش می توان بحث قیمت گذاری نادرست درماندگی مالی در قیمت سهام و کارایی را در مطالعات بعدی به آزمون گذاشت. از سوی دیگر می توان به بررسی رابطه میان بازده و ریسک درماندگی مالی متأثر از تصمیم های مدیریتی (مانند محافظه کاری و هموارسازی سود یا نقش اقلام تعهدی و جریان های نقدی) پرداخت. حجم مینا و دامنه نوسان از جمله محدودیت هایی است که بر قیمت سهام و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران اثر می گذارد و موجب تغییر نوسان های قیمت می شود و کشف صحیح قیمت را به تأخیر می اندازد.

## References

- Aflatooni, A. (2015). Investigating the Effect of Firms' Bankruptcy Risk and Stock Returns' Systematic and Idiosyncratic Volatilities on Cash Holding. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 21(1): 21-40. (in Persian)
- Aharony, J., Jones, C. & Swary, I. (1980). An Analysis of Risk and Return Characteristics of Corporate Bankruptcy Using Capital Market Data. *Journal of Finance*. 35(4): 1001-1016.
- Beaver, W. (1966). Financial Ratios as Predictors of Failure. *Journal of Accounting Research*. 4: 71-111.
- Black, F. & Sholes, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3): 637-654.
- Campbell, J., Hilscher, J. & Szilagyi, J. (2008). In Search of Distress Risk. *Journal of Finance*, 63(6): 2899-2939.
- Chan, K. & Chen, N.F. (1991). Structural and Returns Characteristics of Small and Large Firms. *Journal of Finance*, 46(4): 1467-1484.

- Davydenko, S. & Franks, J. (2008). Do Bankruptcy Codes Matter? A Study of Defaults in France, Germany, and the UK. *Journal of Finance*, 63(2): 565-608.
- Dichev, I. (1998). Is the Risk of Bankruptcy a Systematic Risk? *Journal of Finance*, 53(3): 1131-1147.
- Ebrahimi Kordlar, A. & Mohammadi Shad, Z. (2014). Investigating the Relationship between Default Risk and Earning Response Coefficient (ERC). *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 21(1): 1-18. (in Persian)
- Etemadi, H. & Anvari Rostami, A.A. & Farajzadeh Dehkordi, H. (2009). A genetic Programming Model for Bankruptcy Prediction: Empirical Evidence from Iran. *Expert System with Applications*, 36 (2): 3199-3207.
- Fahimi, M. & Abooyee Ardakan, M. (2014). An Investigation on the Capability of Meta-Analysis in Identification of Bankruptcy Prediction Variables. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 21(2): 189-210. (in Persian)
- Fama, E. & French, K. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47(2): 427-465.
- Fama, E. & French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1): 3-56.
- Fama, E. & French, K. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*, 51(1): 55-84.
- Fargher, N. & Wilkins, M. & Holder-Webb, L. (2001). Initial Technical Violations of Debt Covenants and Changes in Firm Risk. *Journal of Business Finance and Accounting*, 28(3): 465-480.
- Garlappi, L. & Yan, H. (2011). Financial Distress and the Cross-section of Equity Returns. *Journal of Finance*, 66(3): 789-822.
- George, T. & Hwang, C. (2010). Leverage, Financial Distress and the Cross Section of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 96: 56-79.
- Gordon, M. J. (1971): Towards a Theory of Financial Distress. *The Journal of Finance*, 26(2): 347-356.
- Griffin, J. & Lemmon, M. (2002). Book-to-Market Equity, Distress Risk, and Stock Returns. *The Journal of Finance*, 57(2): 2317-2336.
- Hillegeist, S. & Keating, E. & Lundstedt, K. (2004). Assessing the Probability of Bankruptcy. *Review of Accounting Studies*, 9(1): 5-34.
- Lo, A. & MacKinley A.C. (1990). Data-Snooping Biases in Tests of Financial Asset Pricing Models. *The Review of Financial Studies*, 3(3): 431-467.

- McEnally, R. & Todd, R. (1993). Systematic Risk Behavior of Financially Distressed Firms. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 32(3): 3-19.
- Mehrani, K. & Zarezadegan, A. (2014). Earnings Quality; Bankruptcy Risk and Future Cash Flows. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 20(1): 93-112. (in Persian)
- Merton, R. (1974). On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *Journal of Finance*, 29(2): 449-470.
- Newey, W. & West, K. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3): 703-708.
- Opler, T. & Titman, S. (1994). Financial Distress and Corporate Performance. *Journal of Finance*, 49(3): 1015-1040.
- Outecheva, N. (2007). *Corporate Financial Distress: An Empirical Analysis of Distress Risk*. University of St. Gallen, Switzerland.
- Penman, S. & Richardson, S. & Tuna, I. (2007). The Book-to-Price Effect in Stock Returns: Accounting for Leverage. *Journal of Accounting Research*, 45(2): 427-467.
- Simlai, P. (2014). Firm Characteristics, Distress Risk and Average Stock Returns. *Accounting Research Journal*, 27(2): 101-123.
- Vassalou, M. & Xing, Y. (2004). Default Risk in Equity Returns. *Journal of Finance*, 59(2): 831-868.