بررسی‌های حسابداری و حسابرسی
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۲۲، شمارهٔ ۲
تابستان ۱۳۹۴
ص. ۲۶۲- ۲۴۳

تجزیه‌وتحلیل رابطهٔ ریسک درماندگی مالی و بازده سهام

محمد اسماعیل فدایی‌نژاد[۱]، سارا شهریاری[۲]، فرشاد سلیم[۳]

چکیده: هدف پژوهش حاضر، بررسی رابطهٔ سیستماتیک یا غیرسیستماتیک بازده سهام و ریسک درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از معیار احتمال نکول بلک ـ شولز و مرتون، طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ است. این پژوهش مباحث درماندگی مالی را با نظریهٔ قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای ترکیب می‌کند و به آزمون پدیدهٔ درماندگی مالی از دیدگاه بازار سرمایه می‌پردازد. این پژوهش نشان داد تحولات اخیر در بازار سهام، مستلزم بازنگری در نظریهٔ سنتی پرتفوی است. در این پژوهش اطلاعات ماهانه به‌کمک روش چندک‌بندی تجزیه‌وتحلیل شد. نتایج نشان داد در بورس اوراق بهادار تهران، بازده سهام شرکت‌های درمانده به‌وضوح کمتر از بازده شرکت‌های سالم است؛ بنابراین سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های درمانده پاداش دریافت نمی‌کنند. همچنین مشخص شد به‌لحاظ آماری، اندازه و B/M به ریسک درماندگی ارتباطی ندارد، اما اثر نوسان‌های غیرسیستماتیک را می‌توان در ریسک درماندگی مالی مشاهده کرد.

واژه‌های کلیدی: بازده سهام، درماندگی مالی، ریسک سیستماتیک، نوسان‌های غیرسیستماتیک.

۱. دانشیار گروه مدیریت مالی، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
۲. دکتری مدیریت مالی، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
۳. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۱۱/۲۲
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹٤/۰۳/۱۹
نویسندهٔ مسئول مقاله: سارا شهریاری
E-mail: sara_shahryary@yahoo.com

مقدمه

ورشکستگی شرکت‌های بزرگ و رسوایی مالی برخی شرکت‌ها در سال‌های اخیر، به نیاز روزافزون برای تحقیقات گسترده‌تر و عمیق‌تر در حوزهٔ درماندگی مالی[1] اشاره دارند. درماندگی مالی وضعیتی است که شرکت برای برآوردن تعهدهای مالی جریان نقد کافی ندارد (اوتچوا، ۲۰۰۷). در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مفهوم درماندگی مالی برای توضیح الگوهای خلاف قاعده در بازده‌های مقطعی سهام وارد شد (چان و چن، ۱۹۹۱ و فاما و فرنچ، ۱۹۹۶). از آنجا که تغییر در هزینهٔ سرمایهٔ شرکت ـ که تابع فزاینده‌ای از ریسک شرکت به‌شمار می‌رود ـ هنگام تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار برای سرمایه‌گذاران بسیار اهمیت دارد، تجزیه‌وتحلیل شرکتی که در معرض درماندگی مالی و ارزیابی رفتار ریسک قرار دارد، ضروری به نظر می‌رسد. از سوی دیگر، دانش کافی از ریسک و تفاوت میان منابع سیستماتیک و غیرسیستماتیک درماندگی مالی، برای انتخاب راهبردهای سرمایه‌گذاری فعال و منفعل در اوراق بهادار شرکت‌های درمانده حائز اهمیت است. همچنین رفتار ریسک درماندگی مالی و تأثیر آن بر بازدهی سهام شرکت برای درک فرایندهای ناسازگار در شرکت‌های درمانده پیش از ورشکستگی مفید است و می‌تواند برای اصلاح مدیریت بحران در شرکت‌ها به‌کار رود (اوتچوا، ۲۰۰۷) به نظر می‌رسد ارزش‌گذاری زیاد شرکت‌های درمانده، در مفاهیم سنتی برای تصمیم‌های سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران فعال تعیین‌کننده باشد. مطالعات متعددی به بررسی این موضوع پرداختند که آیا ریسک درماندگی مالی را می‌توان با به‌کارگیری شاخص‌هایی که احتمال ورشکستگی شرکت‌ها را رتبه‌بندی می‌کنند، قیمت‌گذاری کرد یا خیر (دیچو، ۱۹۹۸؛ گریفین و لمون، ۲۰۰۲؛ واسالو و ژینگ، ۲۰۰۴ و هیشلر و ژیلاگی، ۲۰۰۸). داویدنکو و فرانکس (۲۰۰۸) نشان دادند در سال‌های اخیر تمایل به سرمایه‌گذاری در شرکت‌های درمانده افزایش یافته است، اکنون که تقاضا برای سرمایه‌گذاری در شرکت‌های درمانده رو به افزایش است، آیا نشانهٔ این است که ریسک درماندگی مالی توسط بازار از طریق بازده‌های بالاتر پاداش داده می‌شود؟

در این پژوهش، ریسک نکول با استفاده از محاسبهٔ احتمال نکول بلک ـ شولز ـ مرتون[2] (BSM) و به‌کمک روش هیلگیست، کیتینگ و لاندستد (۲۰۰۴) اندازه‌گیری می‌شود. برخلاف پیش‌بین‌های سنتی حسابداری‌محور، احتمال نکول این معیار بر اساس اطلاعات بازار سرمایه است و پیش‌بینی‌های صحیح‌تری از احتمال ورشکستگی ارائه می‌دهد. هدف کلی این پژوهش ارزیابی رفتار ریسک نکول و تأثیر ماهیت ریسک بر بازدهی شرکت، به‌منظور فراهم‌کردن

1. Financial Distress
2. Black–Scholes–Merton

نگرشی نوین در این زمینهٔ خاص از تحقیق درماندگی مالی شرکتی است. به‌طور کلی اهدافی که در این پژوهش دنبال می‌شود عبارت‌اند از: بررسی نحوهٔ تأثیرگذاری ریسک درماندگی مالی بر بازده حقوق صاحبان سهام شرکت و بررسی متغیرهای اندازه، B/M[1] و نوسان‌های غیرسیستماتیک به‌مثابهٔ شاخص‌های ریسک درماندگی مالی. شایان ذکر است در این مقاله اصطلاحات درماندگی مالی و احتمال نکول، معادل یکدیگر در نظر گرفته شده‌اند.

پیشینهٔ نظری پژوهش

اصطلاح درماندگی مالی برای توصیف وضعیت مالی منفی شرکتی به‌کار می‌رود که به‌طور موقت با کمبود نقدینگی و مشکلات متعاقب آن در ایفای تعهدهای مالی روبه‌رو است (گوردون، ۱۹۷۱). نظریهٔ قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[2] مبتنی بر دو گزاره است: الف) بین بازده دارایی ریسکی و ریسک سیستماتیک آن رابطهٔ خطی وجود دارد؛ ب) ریسک سیستماتیک یا بتا تنها معیار سنجش ریسک است. در دهه‌های اخیر نسبت به ثبات و اهمیت بتا به‌منزلهٔ معیار سنجش ریسک، انتقاد شدیدی شد. این اختلاف نظر بین پژوهشگران دربارهٔ ریسک، در تجزیه‌وتحلیل ریسک درماندگی مالی نیز انعکاس یافت. درماندگی مالی باید به‌مثابهٔ فرایند مستمر نامطلوب آزمون شود. در آغاز فرایند نکول شرکت، ریسک درماندگی مالی به‌طور یکنواخت است و در ادامه به‌صورت نمایی افزایش می‌یابد؛ در نتیجه به کاهش شدید ارزش منجر می‌شود (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 می‌دهد (گارلاپی و یان، ۲۰۱۱). مکینالی و تاد (۱۹۹۳) رابطهٔ 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 می‌یابد.

آرونی، جونز و سواری (۱۹۸۰) به مطالعهٔ ویژگی‌های خاص ریسک ـ بازده شرکت‌ها از شروع درماندگی مالی تا ورشکستگی واقعی پرداختند. برای اندازه‌گیری تغییرات ریسک بین شرکت‌های ورشکسته و غیر ورشکسته از CAPM استفاده کردند؛ آنها دریافتند بازده مورد انتظار شرکت‌ها قبل از ورشکستگی کاهش می‌یابد و در مقابل بر ریسک کل شرکت افزوده می‌شود. هم ریسک کل و هم ریسک غیرسیستماتیک، همراستا با یکدیگر رفتار می‌کنند. به‌منظور کسب توانایی شناخت عواملی که به کاهش ارزش شرکت منجر می‌شوند و شناسایی مشکلاتی که به‌دنبال 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.

پیشینهٔ 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 ژیلاگی (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 رابطهٔ مثبتی با جزء دارایی ارزش دفتری به ارزش بازار دارد، اما از سوی دیگر با اهرم مالی رابطهٔ منفی برقرار می‌کند.

فاما و فرنچ (۱۹۹۲) تأیید کردند زمانی که اهرم مالی دفتری به‌مثابهٔ 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 رابطهٔ 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 رابطهٔ میان اهرم و بازده منفی است. از سوی دیگر، گارلاپی و یان (۲۰۱۱) به بررسی اثرهای بازیابی سهامدار در هنگام درماندگی بر بازدهی مقطعی سهام پرداختند و نتیجه گرفتند بازیابی سهامدار در سطوح مختلف احتمال نکول، موجب عدم تقارن بازدهی سهام می‌شود.

سیملای (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) رابطهٔ 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 حوزهٔ حسابداری و مالی، در مبحث پیش‌بینی ورشکستگی معرفی کردند.

ابراهیمی کردلر و محمدی‌شاد (۱۳۹۳) به بررسی رابطهٔ بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. افلاطونی (۱۳۹۴) رابطهٔ دو معیار سنجش نااطمینانی‌های آیندهٔ 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، ماندهٔ 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 اولین‌بار 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 جداگانهٔ بخش تنوع‌پذیر و تنوع‌ناپذیر ریسک درماندگی مالی، به درک ماهیت ریسک درماندگی مالی و نحوهٔ قیمت‌گذاری آن در بازده سهام کمک می‌کند.

فرضیه‌های پژوهش

مطالعات پیشین در زمینهٔ 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، اندازهٔ 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:

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

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

فرضیهٔ 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 تیتمان (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 رابطهٔ نوسان‌های غیرسیستماتیک با بازده‌های مازاد مثبت باشد (اوتچوا، ۲۰۰۷).

فرضیهٔ 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 به‌کمک احتمال نکول بلک ـ شولز ـ مرتون (BSM) با روش به‌کار رفتهٔ هیلگیست و همکاران (۲۰۰۴) در نرم افزار متلب اندازه‌گیری می‌شود که در واقع همان مدل قیمت‌گذاری اختیار معاملهٔ 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، نشان‌دهندهٔ نکول است و سهامداران را وادار می‌کند اختیار خرید را اعمال نکنند (اوتچوا، ۲۰۰۷). هیلگیست و همکارانش (۲۰۰۴) از پنج متغیر ورودی کلیدی برای محاسبهٔ احتمال نکول استفاده کردند: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، ارزش دفتری کل بدهی‌ها، سود تقسیمی سهام عادی، سود تقسیمی سهام ممتاز و انحراف معیار ماهانه‌شدهٔ بازده روزانه. به بیان دیگر رابطهٔ ۱ برآورد می‌شود.

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

که در این رابطه؛ N(۰) تابع چگالی تجمعی توزیع نرمال استاندارد؛ V_A ارزش فعلی دارایی‌ها، X ارزش اسمی کل بدهی؛ σ_A نوسان دارایی؛ μ بازده مورد انتظار مرکب پیوسته؛ δ 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 نقطهٔ درونی نیوتن برای برنامه‌ریزی غیرخطی به‌منظور حل همزمان دو معادلهٔ ارزش بازار دارایی‌ها و نوسان دارایی‌ها اجرا شده است.

رابطهٔ ۲ معادلهٔ همزمان بلک ـ شولز ـ مرتون برای اختیار خرید V_E و معادلهٔ پوشش بهینهٔ σ_E را به نمایش گذاشته است.

رابطهٔ ۲)

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

ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (V_E)، بر اساس قیمت پایانی سهام در پایان هر ماه ضرب در تعداد سهام منتشرشده محاسبه می‌شود. ارزش دفتری کل بدهی‌ها (X) نیز از ترازنامهٔ هر شرکت در پایان سال مالی به‌دست می‌آید. سود تقسیمی ماهانه، از تقسیم سود تقسیمی سالانه بر ۱۲ حاصل می‌شود. انحراف معیار ماهانه‌شدهٔ بازده روزانه (σ_E) از طریق داده‌های بازده سهام در سال قبل برای هر ماه ضرب در ریشهٔ دوم یک تقسیم بر تعداد ماه‌های هر سال برای هر سهم به‌دست می‌آید. سپس ارزش بازار برآوردشدهٔ دارایی‌ها (V_A) برای برآورد بازده مورد انتظار (μ) استفاده می‌شود.

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

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

سایر متغیرهای پژوهش به شرح زیر محاسبه می‌شوند.

متغیر دوم (بازده سهام): تغییر ماهانهٔ ارزش کل سهام عادی شرکت تعدیل‌شده به ازای سود نقدی و افزایش سرمایه (رابطهٔ ۴).

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

متغیر سوم (بازده بازار): تغییرات شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران.
متغیر چهارم (نرخ بدون ریسک ماهانه): نرخ سالانهٔ سود اوراق مشارکت که به‌کمک رابطهٔ ۵ ماهانه می‌شود.

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

در رابطهٔ 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 منتشرشده (رابطهٔ ۶).

$$SIZE_{it} = ln(P_{it} \times N_{it}) \qquad \text{رابطهٔ ۶)}$$

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 (رابطهٔ ۷). حقوق صاحبان سهام کوچک‌تر یا مساوی صفر، داده‌های نامناسب‌اند و از نمونه حذف می‌شوند.

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

متغیر هفتم (بتای ماهانهٔ سهام): مشابه گارلاپی و یان (۲۰۱۱) برای دورهٔ کوتاه‌مدت یک‌ماهه با استفاده از رگرسیون بازده‌های روزانه در هر ماه به‌دست می‌آید (رابطهٔ ۸).

$$r_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} r_{Mt} + e_{it} \qquad \text{رابطهٔ ۸)}$$

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

جامعه و نمونهٔ پژوهش

جامعهٔ آماری پژوهش حاضر، کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا انتهای سال ۱۳۹۱ در نظر گرفته شده است. داده‌های پژوهش از اطلاعات رسمی

انتشاریافتهٔ سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری و پالایش شدند؛ گفتنی است فواصل زمانی داده‌ها ماهانه است. در نمونهٔ آماری پژوهش، از مجموع شرکت‌های جامعهٔ آماری، شرکت‌های فعال در صنعت واسطه‌گری و خدمات مالی (به‌دلیل جلوگیری از محاسبهٔ مضاعف و متفاوت‌بودن صورت‌های مالی) و شرکت‌هایی که سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند نبود (به‌منظور اجتناب از هرگونه اثرهای فصلی و زمان‌بندی گزارش‌گری مالی شرکت‌ها) حذف شدند. برای محاسبهٔ بتای ماهانهٔ 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، به‌دلیل مشکلات ناشی از تفسیر سهام با B/M منفی، تنها سهام با B/M مثبت در نمونهٔ نهایی گنجانده می‌شود (فاما و فرنچ، ۱۹۹۵). جدول ۱ اطلاعات نمونهٔ نهایی را بر حسب صنایع باقی‌مانده پس از حذف اطلاعات ناقص و داده‌های پرت نشان می‌دهد.

جدول ۱. تعداد شرکت‌های نمونهٔ پژوهش به‌تفکیک 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
حمل‌ونقل 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 تلوزیون	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	۲۳۲	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 مقالهٔ گارلاپی و یان (۲۰۱۱) و اوتچوا (۲۰۰۷)، برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها، روش چندک‌بندی دنبال می‌شود. تشکیل پرتفوهای چندکی برای تجزیه‌وتحلیل حجم زیادی از داده‌ها در مقایسه با تجزیه‌وتحلیل اوراق بهادار انفرادی، مزایایی دارد. در واقع این روش، نمونهٔ بررسی را که نسبت به مشاهدات سری زمانی شامل تعداد زیادی اوراق بهادار است، به تعداد کمتری از پرتفوی‌های تحلیل‌شده کاهش می‌دهد. به‌علاوه، 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 تجزیه‌وتحلیل دقیق‌تر اثر هر متغیر، بازده هر پرتفوی از طریق میانگین با وزن برابر آن در ماه پس از شکل‌گیری پرتفوی به‌دست می‌آید و تفاوت میان بازده سهام بزرگ و کوچک و معناداری تفاوت‌ها گزارش می‌شود. آماره‌های t با بهره‌مندی از روش نیوی ـ وست (۱۹۸۷) محاسبه‌شده و به ازای ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی تصحیح می‌شود. نمونهٔ آماری در کل ۱۴۷۲۳ ماه ـ شرکت یا به بیان دیگر، ۲۰۸ شرکت سالم و درماندهٔ مالی را دربرمی‌گیرد. جدول ۲ خلاصهٔ آماری نمونهٔ پژوهش را در تحلیل‌های تجربی به نمایش گذاشته است. جدول ۲، نشان می‌دهد به‌طور متوسط از ۲۰۸ شرکت باقی‌مانده در نمونهٔ 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. خلاصهٔ آماری نمونه ـ درماندگی مالی (BSM ≥ ۰/۵)

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 خلاصهٔ آماری متغیرهای بتا، BSM، نوسان‌هـای غیرسیسـتماتیک ، انـدازه، B/M، بازده و بازده اضافی را هم برای تمام شرکت‌ها و هم برای سه دستهٔ مساوی به‌منظور فراهم‌شدن زمینهٔ مقایسه میان درجه‌های مختلف درماندگی مالی بر اساس احتمال درمانـدگی مـالی، نشـان 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 متوسـط به شرکت‌های با درماندگی زیاد، کاهش نشان می‌دهد. متغیر اندازهٔ بازدهی و بازدهی اضـافی بـا افزایش احتمال درماندگی کاهش می‌یابد، اما B/M با افزایش احتمال درمانـدگی مـالی بـه‌طـور مشخص افزایش نشان می‌دهد. بنابراین در کل می‌توان گفت بازدهی‌شرکت‌های سـالم بـه‌طـور متوسط بیشتر از شرکت‌های درمانده است.

جدول ۳. خلاصهٔ آماری متغیرهای اصلی پژوهش

متغیرها	بتا	BSM	سیگما	اندازه	B/M	بازده (درصد)	بازده اضافی (درصد)
تمام شرکت‌ها							
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
شرکت‌های سالم (BSM < ۰/۳۳)							
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
شرکت‌های با درماندگی متوسط (۰/٦٦ ≥ BSM > ۰/۳۳)							
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
شرکت‌های با درماندگی زیاد (BSM > ۰/٦٦)							
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	۰	−۱/۲۹۲

در جدول ۴ همبستگی (پیرسون/ اسپیرمن) میان متغیرهای مستقل و وابسته درج شده است. از آنجا که این پـژوهش از نـوع همبسـتگی اسـت، جـدول ۴ اطلاعـات شـایان تـوجهی دربـارهٔ فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، نکتهٔ مهم این است که بـازده و بازده اضافی با احتمال نکول رابطهٔ منفی دارند، به‌گفتهٔ دیگر با افزایش احتمال نکـول، بـازدهی کاهش می‌یابد که نتیجـه‌ای مشـابه اطلاعـات جـدول ۳ بـه‌دسـت مـی‌آیـد و نشـان مـی‌دهـد سرمایه‌گذاران در ازای پذیرش ریسک نکول، پاداش نمی‌گیرند.

جدول ٤. ماتریس ضرایب همبستگی ـ 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	۰/۲۲۸	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 رنگی‌شدهٔ جدول، به‌لحـاظ آمـاری در سـطح ۵ درصـد معنادارند. به‌منظور آزمون ویژگی‌های ریسک درماندگی و رابطهٔ آن با بازده، سهامِ هر ماه بـه ۱۰ پرتفوی بر مبنای BSM آن ماه اختصاص می‌یابد. سپس میانگین سری زمانی هر متغیـر در هـر 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 یـا ۱۳/۴۴− درصـد در هر سال است. الگوی بازده از این مطلب که ریسـک درمانـدگی در بـازده سـهام قیمـت‌گـذاری می‌شود، پشتیبانی نمی‌کند. در واقع با افزایش ریسک درماندگی، بـازده سـهام کـاهش مـی‌یابـد. بنابراین بر اساس جدول ۵ فرضیهٔ اول (با افزایش احتمال نکول، بـازده سـهام مثبـت و افزایشـی است) رد می‌شود. بتا، نوسان‌های غیرسیسـتماتیک و B/M بـا افـزایش احتمـال نکـول افـزایش می‌یابند. بر اساس مطالعات پیشین، سهام کوچک احتمال بیشـتری بـرای نکـول دارد. جـدول ۶ نتایج پرتفوهای مرتب‌شده بر اساس BSM و اندازه را به نمایش گذاشته اسـت. انـدازه بـه‌منزلـهٔ فاکتور ریسک درماندگی، در دهک‌های اول تا پنجم (ریسـک درمانـدگی کـم) و هشـتم و دهـم (دهک‌های با درماندگی نسبتاً زیاد) مشاهده می‌شود، اما نتایج در اغلب دهک‌ها معنادار نیست.

جدول ۵. ویژگی‌های پرتفوهای مرتب‌شده بر اساس BSM

دهک‌های BSM	BSM پایین	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	BSM بالا	تفاوت	آمارهٔ t
میانگین BSM	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۰/۰۱۳	۰/۰۲۷	۰/۰۴۵	۰/۰۷۳	۰/۱۱۴	۰/۲۶۰	۰/۲۶۰	(۲/۴۳۴)
میانگین بازده (درصد)	۳/۴۷۶	۳/۷۸۲	۳/۷۷۶	۳/۰۴۷	۳/۴۲۲	۳/۴۰۳	۳/۰۶۷	۳/۲۵۸	۲/۹۰۴	۲/۳۵۷	−۱/۱۱۹	−۱/۱۸۱
میانگین بتا	۰/۲۳۶	۰/۴۵۱	۰/۴۵۲	۰/۶۸۱	۰/۵۳۷	۰/۶۸۶	۰/۷۷۰	۰/۶۴۲	۰/۹۴۱	۰/۹۰۶	۰/۶۷۰	(۱/۷۳۳)
میانگین سیگما	۰/۰۰۹	۰/۰۱۰	۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۳	۰/۰۱۴	۰/۰۱۵	۰/۰۱۵	۰/۰۱۶	۰/۰۱۷	۰/۰۰۹	(۱/۸۵۱)
میانگین B/M	۰/۴۸۱	۰/۴۷۸	۰/۵۲۰	۰/۵۴۳	۰/۶۲۰	۰/۶۷۰	۰/۶۶۶	۰/۷۳۳	۰/۸۰۷	۰/۷۹۶	۰/۳۱۴	۱/۶۲۶
میانگین اندازه (م.ریال)	۴,۵۲۷,۶۸۸	۴,۰۷۹,۷۵۴	۳,۷۵۵,۴۵۹	۲,۶۸۵,۵۷۷	۲,۳۶۰,۱۱۷	۲,۳۰۳,۵۷۳	۱,۶۲۹,۶۷۴	۱,۳۸۱,۴۸۱	۱,۱۹۶,۱۹۰	۱,۲۷۶,۲۷۵	−۳,۲۵۱,۴۱۳	(−۲/۴۳۳)

جدول ٦. ویژگی‌های پرتفوی‌های BSM- اندازه

	پایین BSM	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	بالا BSM
بخش الف) متوسط بازده با وزن برابر (درصد)										
اندازهٔ کوچک	۶/۵۰۴	۵/۱۱۰	۶/۰۷۶	۶/۲۳۶	۳/۸۸۶	۳/۱۴۸	۳/۹۰۲	۴/۳۷۷	۲/۱۷۵	۵/۴۷۸
۲	۳/۸۲۰	۳/۸۷۱	۳/۴۴۶	۳/۸۶۴	۳/۵۷۲	۴/۹۸۶	۴/۹۰۹	۵/۹۲۳	۳/۵۵۵	۲/۳۹۳
۳	۲/۷۲۹	۱/۳۵۷	۲/۷۶۹	۲/۱۲۵	۳/۳۱۲	۳/۶۵۳	۲/۷۲۵	۲/۹۵۵	۱/۸۶۹	۲/۵۲۶
۴	۳/۰۴۰	۲/۲۰۸	۴/۲۶۳	۰/۷۶۸	۴/۵۵۱	۱/۴۷۵	۳/۵۳۰	۲/۵۳۲	۳/۶۲۷	۲/۵۴۴
اندازه بزرگ	۳/۳۲۹	۲/۹۴۸	۳/۵۴۱	۲/۹۸۷	۳/۰۸۴	۴/۰۰۷	۴/۰۸۳	۱/۸۴۲	۲/۳۵۴	۳/۴۷۶
تفاوت اندازهٔ کوچک ـ بزرگ	۳/۱۷۵	۲/۱۶۲	۲/۵۳۵	۳/۲۴۹	۰/۸۰۲	−۰/۸۶۰	−۰/۱۸۱	۲/۵۳۶	−۰/۱۷۹	۲/۰۰۲
آمارهٔ t	۱/۶۴۷	۱/۴۶۱	(۲/۴۳۶)	(۲/۶۱۸)	۰/۵۷۰	−۰/۴۴۰	−۰/۴۵۸	−۱/۹۴۳	−۰/۲۷۹	۱/۰۰۹
بخش ب) متوسط اندازه (م.ریال)										
تفاوت اندازه کوچک−بزرگ	−۹,۰۵۶,۴۸۳	−۱۴,۵۵۳,۸۷۴	−۱۴,۰۲۹,۱۲۵	−۱۰,۵۷۴,۹۲۷	−۹,۲۱۶,۱۰۹	−۹,۲۷۲,۲۶۴	−۶,۵۱۴,۶۳۴	−۵,۵۱۶,۲۶۲	−۴,۶۷۹,۷۷۲	−۴,۹۲۳,۴۲۹

نکتهٔ شایان توجه اینکه در سطوح پایین‌تر احتمال نکول، تفاوت بازده سهام بزرگ و کوچک تقریباً بیشتر و اثر اندازه معنادارتر است. تجزیه‌وتحلیل پرتفوها نشان می‌دهد شرکت‌های کوچک بیشتر در معرض نکول قرار دارند. بر اساس جدول ۶، بازدهی پرتفوهای با BSM زیاد، همچنان کمتر از پرتفوهای 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 فرضیهٔ مدنظرند، معنادار نیستند. بنابراین، می‌توان فرضیهٔ 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. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، بازده پرتفوهای با B/M زیاد در تمام دهک‌ها بیشتر از پرتفوهای با B/M کم (حتی در دهک با بیشترین احتمال نکول) بوده است، اما این اثر به‌لحاظ 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 فرضیهٔ 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 به‌لحاظ 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 به‌لحاظ 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 به‌لحاظ آماری بی‌معنا است.

جدول ۷. ویژگی‌های پرتفوی BSM-B/M

	BSM کم	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	BSM زیاد
متوسط بازده با وزن برابر (درصد)										
B/M پایین	۲/۸۹۲	۲/۲۹۰	۴/۲۰۹	۲/۰۶۰	۲/۹۰۷	۳/۱۰۱	۳/۶۴۶	۳/۱۰۱	۲/۲۷۲	۱/۹۹۸
۲	۳/۲۴۳	۲/۵۷۹	۲/۶۳۲	۳/۰۵۴	۴/۳۱۲	۳/۲۱۳	۳/۲۶۱	۱/۵۱۵	۲/۱۴۰	۴/۱۶۸
۳	۳/۵۱۸	۱/۶۹۹	۴/۱۵۱	۳/۳۸۱	۲/۳۸۱	۲/۳۲۴	۲/۶۴۸	۳/۳۸۶	۴/۹۱۵	۳/۲۴۴
۴	۳/۶۰۴	۴/۰۸۷	۴/۲۲۸	۳/۳۴۵	۳/۷۴۷	۳/۳۰۴	۳/۹۹۲	۳/۹۱۸	۳/۳۶۶	۳/۹۰۶
B/M زیاد	۴/۰۵۰	۳/۷۲۴	۴/۵۲۹	۲/۸۳۲	۳/۹۷۰	۳/۷۸۷	۵/۳۹۱	۳/۶۳۴	۲/۷۴۲	۲/۸۴۲
تفاوت B/M زیاد ـ کم	۱/۱۵۸	۱/۴۳۴	۰/۳۲۰	۰/۷۷۱	۱/۰۶۲	۰/۶۸۶	۱/۷۴۵	۰/۵۳۳	۰/۴۷۰	۰/۸۴۴
آمارهٔ t	۰/۷۰۵	۱/۲۱۴	۰/۲۲۷	۰/۴۵۱	۰/۹۷۷	۰/۹۱۷	۱/۴۸۶	۰/۱۵۸	۰/۷۹۱	۰/۳۷۰
آلفا مدل CAPM	۱/۷۹۹	۱/۴۹۶	۲/۱۴۱	۱/۲۴۳	۱/۷۲۳	۱/۸۵۵	۲/۱۰۶	۱/۷۸۶	۱/۲۳۱	۱/۶۸۸
آمارهٔ t	(۳/۶۹۴)	(۳/۱۵۱)	(۴/۰۱۴)	(۲/۱۴۱)	(۳/۰۲۴)	(۳/۱۰۱)	(۳/۳۰۸)	(۲/۹۳۳)	(۱/۷۷۴)	(۲/۵۷۹)
آلفا مدل سه عاملی FF	۲/۸۰۹	۱/۴۲۴	۲/۴۶۳	۱/۳۴۵	۱/۷۱۳	۱/۷۵۶	۲/۳۷۰	۱/۴۲۱	۰/۹۳۵	۱/۶۸۰
آمارهٔ t	(۴/۴۰۵)	(۲/۶۷۲)	(۴/۳۴۰)	(۲/۱۵۰)	(۲/۹۰۸)	(۲/۷۸۶)	۳/۹۶۹	(۲/۱۱۷)	۱/۴۱۶	(۲/۴۳۴)

جدول ۸. ویژگی‌های پرتفوی BSM ـ نوسان‌های غیرسیستماتیک (سیگما)

	BSM کم	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	BSM زیاد
بخش الف) متوسط بازده با وزن برابر (درصد)										
سیگما پایین	۲/۸۳۹	۱/۶۱۶	۳/۱۹۵	۲/۵۴۹	۲/۳۱۹	۳/۶۲۸	۳/۱۰۹	۲/۳۱۱	۱/۷۴۲	۲/۸۷۴
۲	۲/۷۲۱	۲/۴۵۴	۳/۶۱۳	۲/۵۲۶	۴/۲۵۰	۳/۴۴۶	۴/۱۸۴	۳/۲۰۵	۳/۷۶۶	۳/۴۰۹
۳	۳/۷۸۸	۳/۶۰۷	۲/۷۳۰	۳/۵۲۹	۴/۲۴۲	۳/۲۰۳	۳/۵۶۶	۳/۴۳۷	۱/۹۶۲	۲/۵۴۷
۴	۵/۱۸۱	۳/۷۰۷	۴/۲۹۸	۴/۵۵۵	۳/۶۷۷	۱/۹۸۴	۴/۷۶۱	۲/۸۵۷	۲/۴۸۴	۳/۰۹۲
سیگما بالا	۳/۱۷۰	۴/۴۳۱	۵/۰۴۳	۱/۰۹۴	۲/۰۳۶	۴/۰۸۱	۳/۰۳۳	۳/۷۳۴	۴/۰۱۷	۴/۶۹۲
تفاوت سیگما بالا–پایین	۰/۳۳۲	۲/۸۱۵	۱/۸۴۹	−۱/۴۵۵	−۰/۲۸۲	۰/۴۵۳	−۰/۰۷۶	۱/۴۲۳	۲/۲۷۵	۱/۸۱۸
آمارهٔ t	۱/۳۴۰	(۲/۲۰۹)	۱/۴۱۹	−۰/۹۷۸	۰/۰۱۷	۰/۳۵۷	۰/۰۸۶	(۱/۶۸۳)	(۲/۱۸۵)	(۱/۸۷۱)
بخش ب) متوسط سیگما										
سیگما پایین	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۶	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸
۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶	۰/۰۰۷	۰/۰۰۸	۰/۰۰۹	۰/۰۱۰	۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۳	۰/۰۱۴
۳	۰/۰۰۷	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲	۰/۰۱۴	۰/۰۱۵	۰/۰۱۵	۰/۰۱۶	۰/۰۱۷
۴	۰/۰۱۱	۰/۰۱۳	۰/۰۱۴	۰/۰۱۶	۰/۰۱۶	۰/۰۱۸	۰/۰۱۸	۰/۰۱۹	۰/۰۱۹	۰/۰۲۰
سیگما بالا	۰/۰۱۹	۰/۰۲۰	۰/۰۲۱	۰/۰۲۲	۰/۰۲۳	۰/۰۲۴	۰/۰۲۴	۰/۰۲۴	۰/۰۲۴	۰/۰۲۶

به هر حال، اثر نوسان‌های غیرسیستماتیک در دهک دوم، هشتم، نهم و دهم BSM وجود دارد و تفاوت بازده نه‌تنها مثبت است، بلکه به‌لحاظ 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 به‌شدت 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 (به‌لحاظ آماری معنادار) اثرگذار است. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، به نظر می‌رسد نوسان‌های غیرسیستماتیک به ریسک درماندگی وابسته‌اند. بنابراین فرضیهٔ 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 به‌کمک روش بلک ـ شولز (۱۹۷۳) بسط‌داده شدهٔ مرتون (۱۹۷۴) بهره برد و رابطهٔ میان بازده حقوق صاحبان سهام و ریسک درماندگی مالی را بررسی کرد. همچنین برای اولین‌بار در بورس اوراق بهادار تهران، به ارزیابی تأثیر ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک بر بازده سهام در وضعیت‌های مختلف درماندگی مالی شرکت پرداخت. در مجموع نکتهٔ 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 گئورگ و هوانگ (۲۰۱۰) همخوانی دارد، اما با یافتهٔ پژوهش گارلاپی و یان (۲۰۱۱) سازگار نیست. همچنین مشخص شد به‌لحاظ 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 اندازهٔ 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 نتیجهٔ

عملکرد ضعیف این سهام دانستند. البته می‌توان گفت به نوعی نتایج به‌دست‌آمده با وضعیت شرکت‌های درماندهٔ بورس اوراق بهادار تهران هماهنگی دارد. هرچند بسیاری از شرکت‌های بورس در وضعیت درماندگی شدید بسر می‌برند و تعدادی از آنها مشمول مادهٔ ۱۴۱ قانون تجارت‌اند، سال‌هاست در همان وضعیت به فعالیت خود ادامه می‌دهند و هیچ‌یک به‌طور رسمی اعلام ورشکستگی نمی‌کنند. این درحالی است که دست‌کم مدت‌هاست که هزینه‌های غیرمستقیم و شاید در برخی موارد هزینه‌های مستقیم درماندگی به این شرکت‌ها تحمیل‌شده و بر فعالیت و سودآوری آنها تأثیر گذاشته است. از این رو طبیعی است که بازدهی این شرکت‌ها کمتر از بازده شرکت‌های سالم باشد و ریسک درماندگی مالی غیرسیستماتیک تلقی شود. بنابراین با توجه به نتیجهٔ این پژوهش می‌توان بحث قیمت‌گذاری نادرست درماندگی مالی در قیمت سهام و کارایی را در مطالعات بعدی به آزمون گذاشت. از سوی دیگر می‌توان به بررسی رابطهٔ میان بازده و ریسک درماندگی مالی متأثر از تصمیم‌های مدیریتی (مانند محافظه‌کاری و هموارسازی سود یا نقش اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی) پرداخت. حجم مبنا و دامنهٔ نوسان از جمله محدودیت‌هایی است که بر قیمت سهام و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران اثر می‌گذارد و موجب تغییر نوسان‌های قیمت می‌شود و کشف صحیح قیمت را به تأخیر می‌اندازد.

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 Fin*ance, 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 Fin*ance, 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.