



اندازه‌گیری ریسک نکول با استفاده از مدل بلک- شولز- مرتون و آزمون رابطه آن با عوامل حاکمیت شرکتی

میرفیض فلاح شمس^۱

میثم احمدوند^۲

هادی خواجه‌زاده دزفولی^۳

تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۰/۰۲

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۸/۱۷

چکیده

هدف از نگارش مقاله پیش‌رو، آزمون رابطه عوامل حاکمیت شرکتی و ریسک نکول در نمونه‌ای متشکل از ۶۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ است. در این پژوهش، برای اندازه‌گیری ریسک نکول از یک معیار مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری اختیار معامله بلک- شولز- مرتون (BSM) استفاده شد که در آن ریسک نکول شرکت از قیمت‌های بازاری سهم آن نشأت می‌گیرد. این روش برخی از مشکلات مرتبط با معیارهای اندازه‌گیری ریسک نکول مورداستفاده در مطالعات پیشین را رفع می‌کند. عوامل حاکمیت شرکتی نیز در چهار طبقه شامل حقوق سهامداران و ذینفعان، هیئت مدیره و کمیته‌های آن، حساسی و افشا عمومی و شفاف‌سازی قرار گرفت. از هر یک از این طبقات، یک شاخص معرف و از مجموع آنها یک شاخص ترکیبی حاکمیت شرکتی ساخته شد. سپس رابطه بین این شاخص‌ها و ریسک نکول مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد از بین عوامل حاکمیت شرکتی، صرفاً عوامل مرتبط با افشا عمومی و شفاف‌سازی در سطح اطمینان ۹۵ درصد، رابطه معنی‌داری با ریسک نکول شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران دارند. اما در ترکیب عوامل مزبور با عوامل منتسب به حقوق سهامداران و ذینفعان، هیئت مدیره و کمیته‌های آن، و حساسی، که در مجموع ساختار حاکمیتی شرکت را تشکیل می‌دهند، شواهدی پیرامون تأثیرگذاری بر ریسک نکول در بورس اوراق بهادار تهران مشاهده نشد.

واژه‌های کلیدی: مدل قیمت‌گذاری اختیار معامله بلک- شولز- مرتون، ریسک نکول، حاکمیت شرکتی، بورس اوراق بهادار تهران.

fallahshams@gmail.com

maysam.21989@gmail.com

hkhdez@gmail.com

۱- دانشیار و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی

۲- دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه علامه طباطبائی (ره)

۳- دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه علامه طباطبائی (ره)

۱- مقدمه

در مطالعات گذشته، تأثیر حاکمیت شرکتی^۱ بر روی متغیرهایی نظیر ارزش و عملکرد شرکت، بازده سهام، هزینه انتشار سهام عادی، هزینه انتشار اوراق بدهی، ساختار سرمایه و ... با دقت مورد بررسی قرار گرفته است. با این حال، پژوهش در مورد رابطه کیفیت حاکمیت شرکتی و ریسک نکول^۲ صرفاً به بانک‌ها، نهادها و مؤسسات مالی اعتباری متأثر از بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ محدود شده است. از لحاظ نظری، ارتباط حاکمیت شرکتی و ریسک نکول، حول محور ارزش شرکت می‌چرخد. زمانی که ساختار حاکمیتی شرکت منجر به ارتقا (تقلیل) ارزش آن می‌شود، طبعاً ریسک نکول شرکت نیز کاهش (افزایش) می‌یابد. این استدلال بر مبنای مدل مرتون (۱۹۷۴) است. طبق این مدل، سهام عادی یک شرکت به مثابه اختیار خریدی^۳ است که دارایی پایه^۴ آن، مجموع دارایی‌های شرکت و قیمت توافقی‌اش^۵ برابر با ارزش دفتری بدهی‌ها و تعهدات شرکت است. رابطه حاکمیت شرکتی و ریسک نکول را می‌توان از منظر حقوق سهامداران نیز تحلیل کرد. در شرکت‌های حامی حقوق سهامداران، مدیریت راه هموارتری را جهت ورود به پروژه‌ها و طرح‌های سرمایه‌ای پرریسک‌تر پیش رو دارد. این پروژه‌ها اگرچه احتمال بهبود بازده حقوق صاحبان سهام را بالا می‌برند، با این حال افزایش ریسک نکول و به تبع آن، بدتر شدن کیفیت اعتباری شرکت را به دنبال خواهند داشت (واتهوا، ۲۰۱۴).

مبهم و پیچیده بودن رابطه کیفیت حاکمیت شرکتی و ریسک نکول زمانی نمود پیدا می‌کند که حاشیه سود اعتباری^۶ را در شرکت‌های برخوردار از ساختار حاکمیتی قوی، پایین‌تر بدانیم. به عنوان مثال، یافته‌های ساتن و بلوم (۲۰۰۶) حاکی از آن است که وام‌دهندگان و دارندگان اوراق بدهی با توجه به کیفیت ساختار حاکمیتی شرکت، اقدام به برآورد ریسک نکول آن می‌کنند. آنها نشان می‌دهند بنگاه‌های باکیفیت از نظر حاکمیت شرکتی، ریسک نکول و حاشیه سود اعتباری کمتری دارند. آلمادن و همکاران (۲۰۱۱) بر این باورند که حاکمیت شرکتی مناسب با مدیریت ریسک بهتر و پیش‌بینی دقیق‌تر آینده همراه است، لذا در شرکت‌های دارای ساختار حاکمیتی قوی، ریسک نکول در سطح پایینی قرار دارد. سایر پژوهشگران از جمله بوجراج و سنگوتا (۲۰۰۳)، اسلی و اوهارا (۲۰۰۴) و اشباسکیف و همکاران (۲۰۰۶) نیز معتقدند که با بالا رفتن کیفیت حاکمیت شرکتی، میزان تغییرپذیری جریان نقدی شرکت و احتمال نکول آن کاهش می‌یابد.

تأثیر حاکمیت شرکتی بر روی هزینه تأمین مالی از محل بدهی نیز به یک معمای تجربی تبدیل شده است. کلاک و همکاران (۲۰۰۵)، کرمرز و همکاران (۲۰۰۷) و چاوا و همکاران (۲۰۰۹) نشان می‌دهند هزینه انتشار اوراق بدهی در شرکت‌هایی که ساختار حاکمیتی مناسب‌تری دارند، بیشتر است، زیرا شرکت‌های مدافع حقوق سهامداران با افزایش قابل‌ملاحظه‌ای در میزان استفاده از اهرم مالی روبرو هستند و احتمال تملیک آنها بالاتر است. در مقابل، استولز (۱۹۸۸)، هریس و راویو (۱۹۸۸)، نوویس و زینگالس (۱۹۹۵) و زوایبل (۱۹۹۶) عقیده دارند که بالا رفتن نسبت بدهی، شرکت را از تیررس تملیک‌کنندگان خارج و مدیریت آن را قدرتمندتر می‌سازد. با این وجود، از آنجاکه افزایش هزینه انتشار اوراق بدهی، احتمال نکول را تشدید می‌کند و با قدرت گرفتن مدیریت، فرصت ارزش‌آفرینی محدود می‌شود، از این‌رو کیفیت

حاکمیت شرکتی نقشی در افزایش یا کاهش حاشیه سود اعتباری شرکت ندارد. از سوی دیگر، یافته‌های لی (۲۰۰۷) حاکی از آن است که شرکت‌های دارای ساختار حاکمیتی ضعیف، حاشیه سود اعتباری پایین‌تری دارند، زیرا احتمال انجام سرمایه‌گذاری‌های سودآور و فعالیت‌های همراستا با منافع وام‌دهندگان و دارندگان اوراق بدهی، توسط مدیریت آنها بیشتر است.

با توجه به مطالب فوق، پژوهش پیش‌رو قصد دارد این موضوع را بررسی کند که آیا شرکت‌های برخوردار از ساختار حاکمیتی قوی، ریسک نکول کمتری دارند.

حاکمیت شرکتی از اوایل دهه ۱۹۸۰ میلادی تبدیل به یک موضوع بحث‌برانگیز در سطح بین‌المللی شده است و اکنون در سده بیست و یکم میلادی، بحث در مورد آن همچنان وجود دارد. حاکمیت شرکتی، پدیده نوظهوری نیست و همزمان با پیدایش کسب‌وکار به‌وجود آمده است. با این حال، پیدایش ایده‌های موجود پیرامون آن به سال ۱۷۷۶ میلادی بازمی‌گردد، یعنی زمانی که آدام اسمیت در اثر معروف خود، ثروت ملل، موضوع جالبی را مطرح کرد که چکیده آن به‌صورت زیر است: «نمی‌توان انتظار داشت مدیران شرکت‌ها، که در واقع اداره‌کنندگان پول و سرمایه افراد هستند و نه مالک آنها، به همان اندازه که شرکای یک مؤسسه خصوصی نگران سرمایه و مایملک خود هستند، از دارایی افراد (سهامداران شرکت‌ها) مواظبت به‌عمل آورند». اسمیت از واژه حاکمیت شرکتی استفاده نکرد، بلکه این واژه در دهه ۱۹۸۰ میلادی معرفی شد. با این حال، اظهار نظر اسمیت نشان می‌دهد وی درک واضحی از موضوع حاکمیت شرکتی داشته است: «زمانی که مالکان و مدیران شرکت‌ها دو گروه مجزا را تشکیل می‌دهند، مسائل و مشکلات بالقوه‌ای در زمینه مشوق‌های انجام کار رخ می‌دهد» (ملیوکی، ۲۰۰۵). حاکمیت شرکتی در گسترده‌ترین شکل خود، مجموعه مکملی از اصول اقتصادی، حقوقی و اجتماعی است که از منافع ذینفعان یک واحد اقتصادی دفاع می‌کند. حاکمیت شرکتی مناسب می‌تواند با افزایش دسترسی شرکت‌ها به منابع مالی، از میزان آسیب‌پذیری آنها در مواقع بروز بحران مالی بکاهد، حقوق مالکیت را تقویت کند، هزینه معاملات و هزینه سرمایه را کاهش دهد و به تعمیق و گسترش بازار سرمایه کمک کند (احمدوند، ۱۳۸۸).

در مطالعات پیشین، برخی شواهد تجربی از وجود همبستگی بین ریسک نکول شرکت و ساختار حاکمیتی آن خبر می‌دهند، با این حال اغلب آنها، اساساً تأثیر حاکمیت شرکتی را از طریق یک ویژگی خاص ساختار حاکمیتی بررسی کرده‌اند. بررسی هر یک از ویژگی‌های منفرد سازوکار حاکمیتی به‌طور مجزا، این واقعیت را نادیده می‌گیرد که سایر ویژگی‌ها ممکن است تأثیر دیگری بر ویژگی موردبررسی داشته یا اینکه ویژگی تجزیه و تحلیل‌شده می‌تواند خود معرف سایر ویژگی‌ها باشد. این پژوهش، از روش متفاوتی بهره می‌برد و به‌جای اینکه تأثیر متغیرهای حاکمیتی را بر ریسک نکول شرکت به‌شکل جداگانه بررسی کند، برای ویژگی‌های مختلف ساختار حاکمیتی (شامل حقوق سهامداران و ذینفعان، هیئت مدیره و کمیته‌های آن، حسابرسی، و افشا عمومی و شفاف‌سازی) یک شاخص معرف و سپس از مجموع آنها یک شاخص ترکیبی ایجاد می‌کند و به‌دنبال بررسی آن است که آیا بین این شاخص‌های معرف و نیز شاخص ترکیبی

حاکمیت شرکتی با ریسک نکول شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران همبستگی وجود دارد یا خیر.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۱- حاکمیت شرکتی

بررسی ادبیات موجود نشان می‌دهد هیچ تعریف موردتوافقی در مورد حاکمیت شرکتی وجود ندارد. می‌توان گفت که تعریف‌های موجود از حاکمیت شرکتی در یک طیف وسیع قرار می‌گیرند. دیدگاه‌های محدود در یک سو و دیدگاه‌های گسترده در سوی دیگر طیف قرار دارند. در دیدگاه‌های محدود، حاکمیت شرکتی به رابطه شرکت و سهامداران محدود می‌شود. این، الگویی قدیمی است که در قالب نظریه نمایندگی بیان می‌شود. در آن سوی طیف، حاکمیت شرکتی را می‌توان به صورت شبکه‌ای از روابط در نظر گرفت که نه تنها میان شرکت و مالکان آنها (سهامداران)، بلکه میان شرکت و تعداد زیادی از ذینفعان از جمله کارکنان، مشتریان، فروشندگان، دارندگان اوراق قرضه و ... وجود دارد. چنین دیدگاهی در قالب نظریه ذینفعان دیده می‌شود. به طور کلی، حاکمیت شرکتی، مجموعه قوانین، مقررات، نهادها و روش‌هایی است که تعیین می‌کنند شرکت‌ها چگونه و به نفع چه کسانی اداره می‌شوند (حساس یگانه، ۱۳۸۴). در مطالعات گذشته، تأثیر حاکمیت شرکتی بر روی متغیرهایی نظیر ارزش و عملکرد شرکت، بازده سهام، هزینه انتشار سهام عادی، هزینه انتشار اوراق بدهی، ساختار سرمایه، مدیریت سود و ... با دقت مورد بررسی قرار گرفته است. در ادامه برخی از این مطالعات مرور می‌شود.

براون و کیلور (۲۰۰۴) با استفاده از یک شاخص حاکمیت شرکتی متشکل از ۵۱ فاکتور حاکمیتی که در ۸ طبقه گنجانده شده بودند، به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های برخوردار از ساختار حاکمیتی مطلوب‌تر، نسبتاً سودآورتر و ارزشمندتر هستند و سود نقدی بیشتری را بین سهامداران خود تقسیم می‌کنند. گامپرس و همکاران (۲۰۰۳) دریافتند شرکت‌هایی که حقوق سهامداران را نادیده می‌گیرند یا به خوبی رعایت نمی‌کنند، ارزش و بازده کمتری دارند و احتمال تملک و تصاحب آنها بالاتر است. این محققان از ۲۴ فاکتور حاکمیتی استفاده کردند و آنها را در پنج طبقه جای دادند: تاکتیک‌های به تأخیر انداختن تصاحب و تملک تهاجمی شرکت، حق رأی، حمایت از اعضای هیئت مدیره و مدیران و کارکنان اجرایی، سایر اقدامات دفاعی در برابر تملک و تصاحب شرکت، و قوانین و مقررات ایالتی. بلک و همکاران (۲۰۰۶) گزارش می‌کنند که بین حاکمیت شرکتی و ارزش بازار شرکت‌های روسی، همبستگی قابل‌ملاحظه‌ای وجود دارد. دونرف و کیم (۲۰۰۵) نشان دادند شرکت‌هایی که از شاخص حاکمیت شرکتی مؤسسه *CLSA* و شاخص شفافیت و افشای اطلاعات مؤسسه اس‌اند‌پی، امتیاز بالاتری کسب می‌کنند، از ارزش بازار بیشتری برخوردار هستند. برونو و کلاسنس (۲۰۱۰) نشان می‌دهند بین ساختار حاکمیتی و محیط قانونی حامی سهامداران با ارزش شرکت رابطه معنی‌داری حاکم است. اتان و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های ۲۲ کشور توسعه‌یافته طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۷، نشان می‌دهند بین امتیاز شاخص

حاکمیت شرکتی (متشکل از ۶۴ فاکتور) و ارزش شرکت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. طارق و عباس (۲۰۱۳) با انجام پژوهشی در بورس‌های اوراق بهادار کراچی، لاهور و اسلام‌آباد، دریافتند که تبعیت از آئین‌نامه حاکمیت شرکتی تأثیر مثبتی روی عملکرد شرکت (که با استفاده از بازده دارایی‌ها، بازده حقوق صاحبان سهام و بازده سرمایه اندازه‌گیری می‌شود) دارد. نتایج پژوهش جاوید و صبور (۲۰۱۵) نشان از آن دارد که شرکت‌های برخوردار از ساختار حاکمیتی قوی، عملکرد بهتری دارند و با هزینه کمتر به منابع مالی دسترسی پیدا می‌کنند. جیمسون و همکاران (۲۰۱۴) با بررسی ۱۰۷۹۶ شرکت هندی به این نتیجه رسیدند که وجود سهامداران نهادی در ترکیب هیئت مدیره، تأثیر منفی و قابل‌ملاحظه‌ای بر ارزش شرکت (که معیار اندازه‌گیری آن نسبت کیو توپین است) دارد. آنها همچنین دریافتند که افزایش درصد مالکیت سهامداران نهادی، تعداد اعضای هیئت مدیره و تعداد اعضای مستقل آن نمی‌تواند رابطه منفی فوق را کاهش دهد. معماری و همکاران (۲۰۱۴) از وجود رابطه بین ساختار هیئت مدیره و عملکرد شرکت خبر می‌دهند. نتایج پژوهش اوجولاری (۲۰۱۲) حاکی از تأثیر مثبت کیفیت حسابداری داخلی بر عملکرد مالی شرکت است. مارتینز و موراس (۲۰۱۴) با انجام پژوهشی در برزیل نشان می‌دهند بین حق‌الزحمه حسابرس مستقل و ارزش شرکت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. یافته‌های افزا و نظیر (۲۰۱۴) نمایانگر تأثیر مثبت و قابل‌ملاحظه تعداد اعضای کمیته حسابداری و کیفیت حسابداری مستقل بر بازده دارایی‌ها و نسبت کیو توپین است. آخونیانوف (۲۰۰۹) با بررسی ۸۵۰ شرکت از ۴۳ کشور مختلف دریافت که در طول بحران مالی اخیر، ریزش قیمت سهام شرکت‌هایی که شفافیت اطلاعاتی کمتری داشته‌اند، شدیدتر بوده است. پورعلی و آراسته (۲۰۱۳) نتیجه گرفتند که بین نقدشوندگی و حاکمیت شرکتی، همچنین بین حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت رابطه مثبتی حاکم است. لی و همکاران (۲۰۱۲) نشان می‌دهند که نقدشوندگی می‌تواند رابطه مثبت بین حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت را بهبود بخشد. طبق نتایج پژوهش مان (۲۰۱۳)، حاکمیت شرکتی مناسب می‌تواند مدیریت سود را کاهش دهد یا به‌کلی از بین ببرد. عابد و همکاران (۲۰۱۲) با مطالعه تأثیر چهار فاکتور حاکمیت شرکتی شامل تعداد اعضای هیئت مدیره، نسبت اعضای مستقل هیئت مدیره، تصدی همزمان مدیریت عامل و ریاست هیئت مدیره و درصد مالکیت دارندگان اطلاعات نهانی بر مدیریت سود، دریافتند که تعداد اعضای هیئت مدیره تنها فاکتوری است که با مدیریت سود رابطه دارد. نتایج پژوهش قنبری (۱۳۸۶) گویای آن است که وجود سرمایه‌گذاران نهادی و حسابرس داخلی بر عملکرد شرکت تأثیر دارد. شهریاری (۱۳۸۶) رابطه بین ابعاد حاکمیت شرکتی شامل ترکیب هیئت مدیره، ساختار مالکیت و افشای اطلاعات را با عملکرد ۷۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی سه ساله ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۴ مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که بین افشای اطلاعات و عملکرد شرکت رابطه معنی‌داری وجود دارد. پفر و سالانسیک (۱۹۷۸) اولین پژوهشگرانی بودند که از وجود رابطه معنی‌دار بین اهرم مالی با اندازه و ترکیب هیئت مدیره خبر دادند. جنسن (۱۹۸۶) در پژوهش خود دریافت که بین اهرم مالی و اندازه هیئت مدیره، همچنین بین اهرم مالی و نسبت اعضای مستقل هیئت مدیره، یک رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد. یافته‌های باپکین و آرکو (۲۰۰۹) نیز مبنی بر وجود رابطه مثبت بین

اهرم مالی و اندازه هیئت مدیره است. علی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۴) با بررسی نمونه‌ای متشکل از ۴۷ شرکت که طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده بودند و با انتخاب رشد شرکت، اندازه شرکت، اهرم مالی، سودآوری، چگالی سرمایه، سن و مالکیت خصوصی به‌عنوان متغیرهای کنترل، نشان دادند درصد مالکیت اعضای هیئت مدیره بر رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و مدیریت موجودی کالا تأثیر معنی‌داری دارد، اما ساختار و اندازه هیئت مدیره بر رابطه فوق بی‌تأثیر است.

۲-۲- ریسک نکول

واژه ریسک اولین بار در اروپای قرن شانزدهم میلادی و طی دوره نوزایی مورد استفاده قرار گرفت. ریسک، برگرفته از واژه ایتالیایی *risicare* است که ریشه لاتین آن *risicu* به معنای جرأت کردن می‌باشد. از این لحاظ، ریسک یک حق‌گزینش است نه سرنوشتی محتوم. در حوزه اقتصاد، ریسک اولین بار توسط فرانک نایت در کتابی با عنوان «ریسک، عدم قطعیت و سود»، مورد بحث قرار گرفت. نایت تفاوت بین ریسک، پیامدهای ناشناخته‌ای که احتمال وقوع آنها را می‌توان اندازه‌گیری کرد، و عدم قطعیت، رویدادهای نامعلومی که افراد نمی‌دانند چگونه آنها را توصیف نمایند، را به صورت کلی ترسیم کرد. در بازار مالی، کلمه ریسک، اغلب با احتمال زیان یک سرمایه‌گذاری مرتبط است. برای مثال، مارکوویتز ریسک را با عدم قطعیت مرتبط می‌داند و آن را از طریق نوسان‌پذیری بازده موردانتظار دارایی، ترسیم می‌کند (مارسیا و همکاران، ۲۰۱۴). ریسک نکول به‌نوبه خود، با عدم اطمینان از توانایی شرکت در برآورده کردن تعهدات و بازپرداخت بدهی‌های خود در ارتباط است. این ریسک با معیارهای متفاوتی تخمین زده شده است. متداول‌ترین آنها، معیارهای مبتنی بر داده‌های حسابداری مثل امتیاز *Z* آلتمن (آلتمن، ۱۹۶۸) یا امتیاز *O* اولسون (اولسون، ۱۹۸۰)، رتبه‌های اعتباری، دیفرانسیل بازپرداخت بدهی^۷ و معیارهای بازاری مبتنی بر مدل *BSM* هستند (آبینزانو و همکاران، ۲۰۱۳). با این وجود، همان‌گونه که هیلگایست و همکاران (۲۰۰۴) معتقدند دلایل مختلفی برای این زیر سؤال بردن اثربخشی آن دسته از معیارهای ریسک نکول که از داده‌های حسابداری استفاده می‌کنند، وجود دارد. اول اینکه، صورت‌های مالی با هدف اندازه‌گیری عملکرد گذشته شرکت تهیه می‌شوند و ممکن است اطلاعات چندانی در مورد چشم‌اندازهای آتی آن ارائه ندهند. افزون بر این، شرکت‌ها صورت‌های حسابداری را تحت فرض تداوم فعالیت^۸ تهیه می‌نمایند که فرض می‌کند شرکت هرگز ورشکست نخواهد شد. کاستی و عیب مهم دیگر این معیارها، قصور آنها در توجه به نوسان‌پذیری دارایی‌هاست که باعث می‌شود احتمال ورشکستگی شرکت‌های دارای نسبت‌های مشابه، دقیقاً یکسان در نظر گرفته شود. با این حال، نوسان‌پذیری، متغیری ضروری در پیش‌بینی ریسک نکول است، زیرا احتمال ناکافی بودن دارایی‌های شرکت برای پوشش دادن تعهدات آن را نمایان می‌سازد. با فرض ثابت ماندن سایر شرایط، هرچه نوسان‌پذیری ارزش دارایی‌های یک شرکت بالاتر باشد، ریسک نکول آن نیز بیشتر خواهد بود. در ضمن، استفاده از رتبه اعتباری^۹ به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری ریسک نکول نیز خالی از اشکال نیست. اولاً، ارزش اعتباری یک شرکت می‌تواند قبل از تعدیل مجدد رتبه اعتباری آن، به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای تغییر کند. ثانیاً، استفاده از رتبه اعتباری برای تخمین ریسک نکول بر آن دلالت دارد که دو شرکت با رتبه اعتباری

مشابه، ریسک نکول برابری نیز خواهند داشت. با این حال، همان‌گونه که کراسبی و بُن (۲۰۰۳) نشان می‌دهند، اوراق قرضه متعلق به یک طبقه اعتباری ممکن است نرخ‌های نکول متفاوتی داشته باشند. همچنین، نباید فراموش کرد که برخی شرکت‌ها خصوصاً شرکت‌های کوچک بازار، رتبه‌بندی اعتباری نمی‌شوند و همین موضوع می‌تواند منجر به بروز سوگیری اندازه در نمونه آماری پژوهش شود. جایگزین روش‌های تخمین ریسک نکول که در بالا ذکر شد، معیاری است که بر مبنای قیمت‌های بازاری سهام شرکت تدوین شده و در مدل *KMV* مؤسسه رتبه‌بندی اعتباری مودیز^{۱۱} و در پژوهش‌های واسالو و ژینگ (۲۰۰۴)، بیستروم و همکاران (۲۰۰۵)، بیستروم (۲۰۰۶)، بوتازی و همکاران (۲۰۱۱)، لی و ژیا (۲۰۱۵) و دیگران مورد استفاده قرار گرفته است. نقطه شروع این مطالعات، طرح پیشنهادی مرتون (۱۹۷۴) بود که ارزش سهام شرکت را به‌عنوان یک اختیار خرید اروپایی روی ارزش دارایی‌های آن در نظر می‌گیرد و از مدل بلک-شولز (۱۹۷۳) برای محاسبه ارزش آن استفاده می‌کند. معیار پیشنهادی در این مقاله برای برآورد ریسک نکول، با استفاده از معادله شماره ۱ محاسبه می‌شود (لی و ژیا، ۲۰۱۵):

$$P_{def,it} = N \left(- \frac{\ln \frac{E_{it} + F_{it}}{F_{it}} + \left(r_{i,t-1} - \frac{\sigma_{V_{it}}^2}{2} \right) (T)}{\sigma_{V_{it}} \sqrt{T}} \right) \quad (1)$$

$$\sigma_{V_{it}} = \frac{E_{it}}{E_{it} + F_{it}} \sigma_{E_{it}} + \frac{F_{it}}{E_{it} + F_{it}} (0.05 + 0.25 \sigma_{E_{it}})$$

جایی‌که:

E_{it} : ارزش بازار سهام^{۱۱} شرکت در پایان سال t ؛

F_{it} : ارزش اسمی بدهی‌های شرکت در پایان سال t (برابر با مجموع بدهی کوتاه‌مدت و ۵۰ درصد بدهی بلندمدت در نظر گرفته می‌شود)؛

$r_{i,t-1}$: بازده سالانه سهام شرکت i در سال $t-1$ ؛

$\sigma_{V_{it}}$: نوسان‌پذیری تقریبی ارزش شرکت در پایان سال t ؛

$\sigma_{E_{it}}$: نوسان‌پذیری بازده سهام شرکت i در سال t (با استفاده از انحراف معیار بازده ماهانه سهام شرکت در سال $t-1$ محاسبه می‌شود)؛

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

$N(\cdot)$: احتمال تجمعی توزیع نرمال.

مزیت معیار *BSM* نسبت به مدل‌های مبتنی بر داده‌های حسابداری این است که نه‌تنها اطلاعات گذشته را مدنظر قرار می‌دهد که با استفاده از قیمت بازاری سهام، انتظارات سرمایه‌گذاران راجع به عملکرد سهام در آینده را نیز لحاظ می‌کند. این معیار همچنین به نوسان‌پذیری بازده دارایی توجه می‌کند (آبینزانو و همکاران، ۲۰۱۳). هیلگایست و همکاران (۲۰۰۴) معیار مزبور را از این منظر با مدل‌های امتیاز Z آلتمن

(آلتمن، ۱۹۶۸) و امتیاز *O* اولسون (اولسون، ۱۹۸۰) مقایسه کرده و دریافتند که معیار *BSM*، اطلاعات بیشتری در مورد ریسک نکول شرکت ارائه می‌دهد و به همین دلیل، استفاده از آن را در برآورد احتمال نکول به جای معیارهای سنتی مبتنی بر داده‌های حسابداری توصیه می‌کنند.

از آنجاکه در معیار *BSM* قیمت‌های بازار، جریان نقدی موردانتظار در آینده را تنزیل می‌کنند، لذا معیار مزبور در مقایسه با رتبه‌های اعتباری به‌عنوان مبنایی برای اندازه‌گیری ریسک نکول، از مزیت عدم وجود وقفه زمانی بین تغییر ارزش اعتباری و لحاظ کردن آن در اندازه‌گیری ریسک برخوردار است. *BSM*، همچنین معیاری مختص شرکت است که ارزش هر شرکت را بر مبنای وضعیت مالی و منابع سرمایه و نه بر اساس رتبه اعتباری آن محاسبه می‌کند و در نتیجه، رتبه‌بندی‌های دقیق‌تری را ارائه می‌دهد. و به‌عنوان مزیت آخر اینکه، معیار *BSM*، با بهره‌گیری از حداقل اطلاعات، ارزش هر شرکتی و نه فقط شرکت‌های رتبه‌بندی‌اعتباری‌شده را اندازه‌گیری می‌کند. در پایان باید گفت که با استفاده از معیار *BSM*، امکان غلبه بر کاستی‌های مرتبط با حاشیه سود اعتباری به‌عنوان مقیاسی برای اندازه‌گیری ریسک نکول، فراهم می‌شود. همچنین باید به این نکته توجه کرد که دسترسی به اطلاعات قیمت سهام یک شرکت راحت‌تر از استخراج داده‌های مرتبط با بازده اوراق قرضه آن است (آبینزانو و همکاران، ۲۰۱۳). در ادامه برخی از مطالعات انجام‌شده در زمینه ریسک نکول مرور می‌شود.

ابراهیمی کردلر و محمدی شاد (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود^{۱۲} می‌پردازند و با استفاده از رگرسیون معکوس بازده غیرعادی و سود غیرمنتظره، از وجود رابطه منفی و معنی‌دار بین این دو متغیر خبر می‌دهند. نتایج پژوهش فوق‌گویای آن است که ریسک نکول، نه‌تنها برای اعتباردهندگان مهم است که برای سرمایه‌گذاران نیز اهمیت دارد و در میزان واکنش آنها به اخبار خوب و بد سود حسابداری اثر می‌گذارد. چاوا و پورناناندام (۲۰۱۰) وجود رابطه مقطعی مثبت بین بازده سهام و ریسک نکول را به اثبات می‌رسانند. لی و ژیا (۲۰۱۵) نشان می‌دهند با افزایش نقدشوندگی، کارایی اطلاعاتی بازار سهام تقویت می‌شود، پیاده‌سازی امور مرتبط با حاکمیت شرکتی توسط سهامداران عمده تسهیل می‌گردد و ریسک نکول کاهش می‌یابد. یافته‌های چن و لی (۲۰۱۳) در بورس اوراق بهادار تایوان حاکی از آن است که می‌توان بخشی از بازده سهام را به ریسک نکول منتسب کرد. آنها همچنین به این نتیجه رسیدند که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در مقایسه با اثر نقدشوندگی، نقش کلیدی‌تری را در توضیح رابطه ریسک نکول و بازده سهام ایفا می‌کند. کانگ و کانگ (۲۰۰۹) با انجام پژوهشی در بورس اوراق بهادار کره به بررسی رابطه ریسک نکول و بازده سهام می‌پردازند و نشان می‌دهند حتی پس از کنترل صرف ریسک بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در مدل سه‌عاملی فاما-فرنج، همچنین اثر شتاب در مدل چهارعاملی کارهارت، می‌توان بخش قابل‌ملاحظه‌ای از بازده سهام را ناشی از فاکتور ریسک نکول دانست. ماهاجان و همکاران (۲۰۱۲) رابطه ریسک نکول در سطح کلان را با سودآوری استراتژی‌های شتاب مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافتند که اولاً، فاکتور شوک نکول^{۱۳}، بخش قابل‌توجهی از سود استراتژی‌های شتاب را توجیه می‌کند؛ ثانیاً، در طول دوره‌های وقوع شوک، پرتفوی‌های برنده در

مقایسه با پرتفوی‌های بازنده، ریسک نکول بالاتری را تجربه می‌کنند. آبینزانو و همکاران (۲۰۱۳) با انجام مطالعه‌ای در بورس‌های اوراق بهادار چهار کشور اروپایی شامل فرانسه، آلمان، اسپانیا و بریتانیا، نقش ریسک نکول را در وقوع پدیده شتاب تحلیل می‌کنند و نشان می‌دهند بین این دو متغیر رابطه‌ای وجود ندارد. امیروویس و راک (۲۰۱۳) رابطه بین دو منبع اصلی ریسک نکول، یعنی ریسک نقدینگی و ریسک اعتباری را در بانک‌های تجاری ایالات متحده آمریکا طی سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۰ بررسی کردند. یافته‌های این دو پژوهشگر نشان می‌دهد بین ریسک نقدینگی و ریسک اعتباری رابطه‌ای وجود ندارد، اما هر یک از آنها به تنهایی بر احتمال نکول تأثیرگذار هستند.

۳-۲- حاکمیت شرکتی و ریسک نکول

بنت و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از نمونه‌ای مشتمل بر ۳۷۱ هلدینگ بانکی^{۱۴}، نشان می‌دهند شرکت‌هایی که از اوراق بدهی انتشار یافته خود برای جبران خدمات^{۱۵} مدیرعامل استفاده می‌کنند، در طول بحران مالی اخیر، ریسک نکول پایین‌تر و عملکرد بهتری داشته‌اند.

ذیر (۲۰۱۵) تأثیر افشای داوطلبانه اطلاعات را بر روی ریسک نکول و ارزش ۸۰ هلدینگ بانکی آمریکایی طی بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۱ بررسی کرد. وی دریافت که با افزایش سطح افشای داوطلبانه اطلاعات، ریسک نکول شرکت کمتر و ارزش آن بیشتر می‌شود.

سوئیتزر و وانگ (۲۰۱۳) به بررسی رابطه ریسک نکول و حاکمیت شرکتی در بانک‌های تجاری و مؤسسات پس‌انداز آمریکایی پرداختند و نشان دادند: با افزایش اندازه هیئت مدیره و تعداد اعضای مستقل آن، ریسک نکول کاهش می‌یابد؛ هرچه درصد مالکیت سهامداران نهادی کمتر باشد، ریسک نکول نیز پایین‌تر است؛ با افزایش سن مدیر ارشد مالی و کم شدن مشغله اعضای هیئت مدیره، ریسک نکول کاهش پیدا می‌کند.

واتهوا (۲۰۱۴) با انجام پژوهشی در مورد تأثیر حاکمیت شرکتی بر ریسک نکول دریافت که: بین درصد مالکیت مدیریتی و ریسک نکول، رابطه‌ای وجود ندارد؛ بین تعداد سهامداران عمده نهادی و ریسک نکول، رابطه مثبت و معنی‌داری حاکم است؛ و مجموع درصد مالکیت پنج سهامدار بزرگ، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ریسک نکول دارد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر دسته‌بندی بر مبنای هدف، کاربردی است، زیرا با بررسی عواملی در بورس اوراق بهادار تهران، سعی در رد یا قبول فرضیه‌هایی دارد و نتایج آن می‌تواند مورد استفاده اشخاص حقیقی و حقوقی قرار گیرد. به لحاظ نحوه گردآوری داده‌ها نیز یک پژوهش توصیفی (غیرآزمایشی) از نوع پس‌رویدادی تلقی می‌شود که بر مبنای تجزیه و تحلیل اطلاعات مشاهده‌ای انجام می‌گیرد.

در این پژوهش، داده‌های سالانه نمونه‌ای متشکل از ۶۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران (به جز بانک‌ها، مؤسسات مالی اعتباری، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ‌ها و شرکت‌های بیمه) طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار می‌گیرد. این نمونه آماری شامل شرکت‌هایی است که سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند بوده، قبل از سال ۱۳۸۹ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و در بازه زمانی فوق، بیشتر از ۳ ماه توقف نماد معاملاتی نداشته‌اند. داده‌های موردنیاز برای محاسبه متغیرهای وابسته، مستقل و کنترل پژوهش همگی از گزارش حسابرس مستقل و صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت اصلی، گزارش هیئت مدیره به مجمع، وبسایت شرکت‌ها و وبسایت مدیریت فن‌آوری بورس اوراق بهادار تهران استخراج می‌گردد.

۴- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به ادبیات موضوع، در این پژوهش، جهت بررسی رابطه عوامل حاکمیت شرکتی و ریسک نکول شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پنج فرضیه به شرح ذیل تدوین می‌گردد:

H_1 : بین شاخص حقوق سهامداران و ذینفعان با ریسک نکول، رابطه معنی‌داری وجود دارد.

H_2 : بین شاخص هیئت مدیره و کمیته‌های آن با ریسک نکول، رابطه معنی‌داری وجود دارد.

H_3 : بین شاخص حسابرسی و ریسک نکول، رابطه معنی‌داری وجود دارد.

H_4 : بین شاخص افشا عمومی و شفاف‌سازی با ریسک نکول، رابطه معنی‌داری وجود دارد.

H_5 : بین شاخص ترکیبی حاکمیت شرکتی و ریسک نکول، رابطه معنی‌داری وجود دارد.

۵- مدل، متغیرها و نماگرهای پژوهش

به‌منظور آزمون رابطه عوامل حاکمیت شرکتی و ریسک نکول، نخست جنبه‌های مالی شرکت که بر ریسک نکول آن مؤثر هستند، شناسایی می‌شوند. نتایج پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد متغیرهای مالی تأثیرگذار بر ریسک نکول عبارتند از: اهرم مالی، اندازه شرکت، سودآوری و نقدشوندگی (واته‌وا، ۲۰۱۴). دو معادله زیر، مدل‌های رگرسیون چندمتغیره مورد استفاده در پژوهش پیش‌رو را نشان می‌دهند. برای آزمون چهار فرضیه اول از مدل اول (معادله شماره ۲) و برای آزمون فرضیه پنجم از مدل دوم (معادله شماره ۴) استفاده می‌شود.

مدل اول

$$P_{def,t} = \beta_0 + \beta_1 Right_{it} + \beta_2 Board_{it} + \beta_3 Audit_{it} + \beta_4 Disclosure_{it} + \beta_5 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

جایی که:

$P_{def,t}$: احتمال نکول شرکتی که با استفاده از یک معیار مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری اختیار معامله بلک-شولز-مرتون (BSM) اندازه‌گیری می‌شود؛

Right: شاخص معرف حقوق سهامداران و ذینفعان. در تهیه این شاخص از ۱۱ عامل حاکمیتی استفاده می‌شود که همگی اسمی هستند و برای ارزش‌گذاری صفر یا یک را می‌پذیرند. وزن شاخص مزبور ۳۵ درصد است. از حاصل ضرب مجموع امتیازهای این عوامل در وزن شاخص، نمره آن به دست می‌آید که عددی بین صفر و ۳/۸۵ است؛

Board: شاخص معرف هیئت مدیره و کمیته‌های آن. در تهیه این شاخص از ۲۶ عامل حاکمیتی استفاده می‌شود که همگی اسمی هستند و برای ارزش‌گذاری صفر یا یک را می‌پذیرند. وزن شاخص مزبور ۲۰ درصد است. از حاصل ضرب مجموع امتیازهای این عوامل در وزن شاخص، نمره آن به دست می‌آید که عددی بین صفر و ۵/۲۰ است؛

Audit: شاخص معرف حسابرسی. در تهیه این شاخص از ۶ عامل حاکمیتی استفاده می‌شود که همگی اسمی هستند و برای ارزش‌گذاری صفر یا یک را می‌پذیرند. وزن شاخص مزبور ۱۰ درصد است. از حاصل ضرب مجموع امتیازهای این عوامل در وزن شاخص، نمره آن به دست می‌آید که عددی بین صفر و ۰/۶ است؛

Disclosure: شاخص معرف افشا عمومی و شفاف‌سازی. در تهیه این شاخص از ۷ عامل حاکمیتی استفاده می‌شود که همگی اسمی هستند و برای ارزش‌گذاری صفر یا یک را می‌پذیرند. وزن شاخص مزبور ۳۵ درصد است. از حاصل ضرب مجموع امتیازهای این عوامل در وزن شاخص، نمره آن به دست می‌آید که عددی بین صفر و ۲/۴۵ است؛

X: متغیرهای کنترل که نشان‌دهنده ویژگی‌های شرکت بوده و عبارتند از:

LEV: اهرم مالی که برابر با نسبت مجموع بدهی‌ها به مجموع دارایی‌ها است؛

SIZE: اندازه شرکت که برابر با لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌ها است؛

PROF: سودآوری که برای محاسبه آن از نرخ بازده دارایی‌ها (نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌ها) استفاده می‌شود؛

LIQ: نقدشوندگی که با استفاده از معیار عدم نقدشوندگی معرفی شده توسط امیهود (۲۰۰۲) تخمین زده می‌شود. معیار مزبور برابر است با نسبت متوسط قدرمطلق بازده روزانه به ارزش معاملات در آن روز (معادله شماره ۳):

$$ILQ_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|r_{i,t}|}{RVol_{i,t}} \quad (3)$$

جایی که:

$D_{i,t}$: تعداد روزهای معاملاتی سهم i در ماه t ؛

$r_{i,t}$: بازده سهم i در روز t ؛

$RVol_{i,t}$: ارزش معاملات سهم i در روز t .

ε : عبارت خطای تصادفی نرمال.

مدل دوم

$$P_{def,t} = \beta_0 + \beta_1 CGI_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

جایی که:

ریسک نکول: $P_{def,t}$ *Right*: شاخص معرف حقوق سهامداران و ذینفعان*Board*: شاخص معرف هیئت مدیره و کمیته‌های آن *Audit*: شاخص معرف حسابرسی*Disclosure*: شاخص معرف افشا عمومی و شفاف‌سازی *CGI*: شاخص ترکیبی حاکمیت شرکتی*LEV*: اهرم مالی *SIZE*: اندازه شرکت*PROF*: سودآوری *LIQ*: نقدشوندگی

CGI: شاخص ترکیبی حاکمیت شرکتی که معیار اندازه‌گیری اثربخشی ساختار حاکمیتی شرکت است و از مجموع چهار شاخص معرف حقوق سهامداران و ذینفعان، هیئت مدیره و کمیته‌های آن، حسابرسی، و افشا عمومی و شفاف‌سازی به‌دست می‌آید. بنابراین نمره این شاخص، عددی بین صفر و ۱۲/۱ است.

۶- یافته‌های پژوهش

۱-۶- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

در جدول ۱، آمار توصیفی متغیرهای وابسته، مستقل و کنترل ارائه شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای وابسته، مستقل و کنترل

متغیر	تعداد	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف استاندارد	میانه	چولگی	کشیدگی
$P_{def,t}$	۳۰۰	۰/۰۰۵	۰/۵۶۰	۰/۴۶۰	۰/۰۷۰	۰/۴۷۸	-۳/۱۳۵	۱۴/۰۹۱
<i>Right</i>	۳۰۰	۱/۰۵	۳/۵۰	۲/۰۱	۰/۵۹	۱/۷۵	۰/۶۱	-۰/۴۶
<i>Board</i>	۳۰۰	۱/۶۰	۴/۲۰	۲/۹۷	۰/۶۸	۳/۰۰	-۰/۱۶	-۱/۱۹
<i>Audit</i>	۳۰۰	۰/۱۶	۲/۱۰	۰/۳۶	۰/۲۳	۰/۳۲	۵/۶۹	۳۸/۱۱
<i>Disclosure</i>	۳۰۰	۰/۰۶	۲/۱۰	۰/۹۶	۰/۵۵	۱/۰۵	-۰/۲۸	-۰/۸۷
<i>CGI</i>	۳۰۰	۳/۲۲	۹/۳۰	۶/۳۰	۱/۳۱	۶/۲۹	۰/۱۴	-۰/۷۲
<i>LEV</i>	۳۰۰	۰/۱۰	۱/۲۸	۰/۶۱	۰/۲۰	۰/۶۳	۰/۰۴	۰/۰۳
<i>SIZE</i>	۳۰۰	۱۱/۴۰	۱۸/۸۲	۱۵/۲۳	۱/۸۹	۱۵/۲۳	-۰/۰۳	-۱/۰۲
<i>PROF</i>	۳۰۰	-۰/۱۴	۱/۲۱	۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۱۴	۲/۳۵	۸/۸۸
<i>LIQ</i>	۳۰۰	۰/۰۰	۷۶/۳۳	۱/۲۰	۷/۰۸	۰/۰۱	۸/۶۹	۸۲/۵۲

۶-۲- مدل اول

۶-۲-۱- آزمون تشخیص نوع مدل اول

برای بررسی و تشخیص نوع مدل اول (پولینگ یا پانل)، از آزمون F لیمر استفاده می‌شود.

جدول ۲- نتایج آزمون F لیمر

سطح معنی‌داری	آماره F لیمر
۰/۰۰۳	۶/۷۷

با توجه به جدول ۲، از آنجاکه مقدار آماره F لیمر (۶/۷۷) بزرگتر از F جدول (۱/۳۹)، و سطح معنی‌داری (۰/۰۰۳) کوچکتر از مقدار خطای در نظر گرفته شده برای آزمون (۰/۰۵) است، لذا مدل پانل برای برآورد این رگرسیون انتخاب می‌شود و مدل پولینگ قابل استفاده نیست.

۶-۲-۲- انتخاب اثرات ثابت یا تصادفی در برآورد مدل پانل

برای گزینش بین اثرات ثابت و تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود (جدول ۳).

جدول ۳- نتایج آزمون هاسمن

سطح معنی‌داری	آماره کای دو
۰/۱۶۶	۱۱/۴۴

با توجه به اینکه سطح معنی‌داری بیشتر از ۰/۰۵ است، بنابراین مدل اثرات تصادفی با اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

۶-۲-۳- آزمون معنی‌دار بودن رگرسیون در مدل اول

بعد از انجام آزمون‌های F لیمر و هاسمن و انتخاب مدل اثرات تصادفی، نتایج حاصل از برآورد رگرسیون در جدول ۴ ارائه شده است. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، نتیجه آزمون معنی‌دار بودن مدل رگرسیون اول بیانگر آن است که با توجه به مقدار و سطح معنی‌داری آماره F فیشر به دست آمده (به ترتیب، ۳۶/۵۲ و ۰/۰۰۰)، فرض بی‌معنی بودن کل مدل (صفر بودن تمام ضرایب) رد می‌شود و می‌توان گفت که مدل اول پژوهش معنی‌دار است. در این مدل ضریب تعیین تعدیل شده ($Adjusted-R^2$) معادل ۰/۲۰۹ و تقریباً بالا می‌باشد. بنابراین، مدل اول نسبتاً خوب است.

جدول ۴- نتایج برآورد مدل اول به روش اثرات تصادفی

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی داری
Right	۰/۴۷	۰/۵۸	۰/۸۹
Board	۰/۰۷	۰/۳۴	۰/۶۵
Audit	-۱/۷۷	-۱/۰۱	۰/۲۲
Disclosure	-۱/۶۷	-۲/۴۳	۰/۰۲۳
LEV	۳/۱۸	۴/۹۵	۰/۰۰۰
SIZE	-۲/۶۸	-۲/۲۳	۰/۰۱۱
PROF	-۰/۰۲۱	-۰/۷۹	۰/۳۸۱
LIQ	۰/۰۱۹	۰/۴۲	۰/۶۹۸
مقدار ثابت (C)	۳/۲۵	۴/۴۳	۰,۰۰۰
$R^2 = ۰/۲۲۱$			
Adjusted- $R^2 = ۰/۲۰۹$			
Fisher-F = ۳۶/۵۲ Prob = ۰/۰۰۰			
Durbin-Watson stat = ۱/۹۵			

۴-۲-۶- آزمون استقلال خطاها در مدل اول

برای بررسی استقلال خطاها در مدل اول مجدداً به جدول ۴ مراجعه می‌شود. در این جدول، مقدار آماره دوربین-واتسون برابر با ۱/۹۵ است که در دامنه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار می‌گیرد. بنابراین، وجود همبستگی بین خطاها رد می‌شود و می‌توان از مدل رگرسیون اول استفاده کرد.

۴-۲-۵- بررسی معنی دار بودن ضرایب در مدل اول و نتایج آزمون فرضیه‌های اول تا چهارم

یکبار دیگر به جدول ۴ رجوع می‌شود. مقدار آماره آزمون و سطح معنی داری برای متغیر شاخص حقوق سهامداران و ذینفعان (Right) به ترتیب برابر با ۰/۵۸ و ۰/۸۹ است که اولی از مقدار t جدول (۱/۹۶) کمتر و دومی از مقدار خطای ۰/۰۵ بیشتر است. بنابراین، فرض صفر بودن ضریب این متغیر در مدل پذیرفته می‌شود و این نشان می‌دهد بین شاخص حقوق سهامداران و ذینفعان با ریسک نکول رابطه معنی داری وجود ندارد و در نتیجه فرضیه اول تحقیق تأیید نمی‌شود. این یافته حاکی از آن است که بازار مالی ایران موضوع مهم حمایت از حقوق سهامداران و ذینفعان را به‌عنوان مبنایی برای دسترسی شرکت‌ها به منابع مالی ارزان قیمت و کاهش هزینه سرمایه که طبیعتاً عامل مؤثری در پایین آمدن احتمال نکول آنها است، در نظر نمی‌گیرد.

مقدار آماره آزمون و سطح معنی داری برای متغیر شاخص هیئت مدیره و کمیته‌های آن (Board) به ترتیب برابر با ۰/۳۴ و ۰/۶۵ است که اولی از مقدار t جدول (۱/۹۶) کمتر و دومی از مقدار خطای ۰/۰۵

بیشتر است. بنابراین، فرض صفر بودن ضریب این متغیر در مدل پذیرفته می‌شود و این بدان مفهوم است که بین شاخص هیئت مدیره و کمیته‌های آن با ریسک نکول رابطه معنی‌داری وجود ندارد و در نتیجه فرضیه دوم تحقیق تأیید نمی‌شود. از آنجاکه در ایران، ساختار و ترکیب هیئت مدیره اکثر شرکت‌ها کمابیش شبیه به یکدیگر است، اعضای غیرموظف نقش تأثیرگذاری در تصمیم‌های هیئت مدیره ندارند و غالباً هیئت مدیره شرکت‌ها فاقد کمیته‌های فرعی است، این یافته چندان هم دور از ذهن نیست.

مقدار آماره آزمون و سطح معنی‌داری برای متغیر شاخص حسابرسی (*Audit*) به ترتیب برابر با ۱/۰۱- و ۰/۲۲ است که اولی از مقدار *t* جدول (۱/۹۶) کمتر و دومی از مقدار خطای ۰/۰۵ بیشتر است. بنابراین، فرض صفر بودن ضریب این متغیر در مدل پذیرفته می‌شود و این بدان مفهوم است که بین شاخص حسابرسی و ریسک نکول رابطه معنی‌داری وجود ندارد و در نتیجه فرضیه سوم تحقیق تأیید نمی‌شود. یافته مزبور حاکی از آن است که برای شرکت‌های برخوردار از کمیته حسابرسی، فرآیند و منشور حسابرسی داخلی در مقایسه با شرکت‌های فاقد این سازوکارهای اثربخش، امتیازی در دسترسی به منابع مالی ارزان‌قیمت، جذب سرمایه‌های جدید از طریق بازار سرمایه و کاهش هزینه سرمایه، توسط سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان در نظر گرفته نمی‌شود.

مقدار آماره آزمون و سطح معنی‌داری برای متغیر شاخص افشا عمومی و شفاف‌سازی (*Disclosure*) به ترتیب برابر با ۲/۴۳- و ۰/۰۲۳ است که اولی از مقدار *t* جدول (۱/۹۶) بیشتر و دومی از مقدار خطای ۰/۰۵ کمتر است. بنابراین فرض صفر بودن ضریب این متغیر در مدل پذیرفته نمی‌شود و این بدان مفهوم است که بین شاخص افشا عمومی و شفاف‌سازی با ریسک نکول رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد و در نتیجه فرضیه چهارم تحقیق تأیید می‌شود. این نشان می‌دهد با افزایش شفافیت شرکت در افشای اطلاعات، احتمال نکول آن کاهش می‌یابد. در همین راستا باید توجه داشت، یکی از مهمترین مسائلی که بازیگران بازار سرمایه در تصمیم‌های تأمین مالی و سرمایه‌گذاری خود مدنظر قرار می‌دهند، دسترسی به اطلاعات شفاف، مناسب و مربوط است. در صورتی که اطلاعات موردنیاز به‌صورتی نامتقارن و نابرابر بین بازیگران بازار سرمایه توزیع شود، تأمین‌کنندگان وجوه (سرمایه‌گذاران)، شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش خود را افزایش می‌دهند. در نتیجه، هزینه سرمایه ناشران اوراق بهادار (شرکت‌ها) افزایش و بالطبع توانایی آنها در برآورده کردن تعهدات و بازپرداخت بدهی‌های خود کاهش می‌یابد.

در بین متغیرهای کنترل نیز با توجه به آماره‌های آزمون و سطح معنی‌داری، متغیرهای اهرم مالی (*LEV*) و اندازه شرکت (*SIZE*) رابطه معنی‌داری با ریسک نکول دارند. طبق این یافته مشخص شد که اولاً، با افزایش اهرم مالی، ریسک نکول افزایش می‌یابد، ثانیاً، با بزرگتر شدن شرکت، ریسک نکول آن کاهش پیدا می‌کند. همچنین مشاهده شد که بین سودآوری (*PROF*) و نقدشوندگی (*LIQ*) با ریسک نکول، رابطه معنی‌داری حاکم نیست.

۳-۶- مدل دوم

۱-۳-۶- آزمون تشخیص نوع مدل دوم

برای بررسی و تشخیص نوع مدل دوم (پولینگ یا پانل)، از آزمون F لیمر استفاده می‌شود.

جدول ۵- نتایج آزمون F لیمر

سطح معنی داری	آماره F لیمر
۰/۰۰۰	۷/۸۳

با توجه به جدول ۵، از آنجاکه مقدار آماره F لیمر (۷/۸۳) بزرگتر از F جدول (۱/۳۹)، و سطح معنی داری (۰/۰۰۰) کوچکتر از مقدار خطای در نظر گرفته شده برای آزمون (۰/۰۵) است، لذا مدل پانل برای برآورد این رگرسیون انتخاب می‌شود و مدل پولینگ قابل استفاده نیست.

۲-۳-۶- انتخاب اثرات ثابت یا تصادفی در برآورد مدل پانل

برای گزینش بین اثرات ثابت و تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود (جدول ۶).

جدول ۶- نتایج آزمون هاسمن

سطح معنی داری	آماره کای دو
۰/۴۲	۶/۸۴

با توجه به اینکه سطح معنی داری بیشتر از ۰/۰۵ است، بنابراین مدل اثرات تصادفی با اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

۳-۳-۶- آزمون معنی دار بودن رگرسیون در مدل دوم

بعد از انجام آزمون‌های F لیمر و هاسمن و انتخاب مدل اثرات تصادفی، نتایج حاصل از برآورد رگرسیون در جدول ۷ ارائه شده است. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، نتیجه آزمون معنی دار بودن مدل رگرسیون دوم بیانگر آن است که با توجه به مقدار و سطح معنی داری آماره F فیشر به دست آمده (به ترتیب، ۳۴/۳۴ و ۰/۰۰۰)، فرض بی معنی بودن کل مدل (صفر بودن تمام ضرایب) رد می‌شود و می‌توان گفت که مدل دوم پژوهش معنی دار است. در این مدل ضریب تعیین تعدیل شده ($Adjusted-R^2$) معادل ۰/۱۶۵ و تقریباً بالا می‌باشد. بنابراین، مدل دوم نسبتاً خوب است.

جدول ۷- نتایج برآورد مدل دوم به روش اثرات تصادفی

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
CGI	-۰/۰۶۵	-۰/۶۳	۰/۳۵۶
LEV	۳/۲۷	۴/۹۸	۰/۰۰۰
SIZE	-۲/۵۲	-۲/۱۶	۰/۰۱۸
PROF	-۰/۰۲۳	-۰/۸۴	۰/۳۷۲
LIQ	۰/۰۲۰	۰/۴۳	۰/۶۹۱
مقدار ثابت (C)	۳/۷۷	۴/۱۹	۰,۰۰۰
$R^2 = ۰/۱۸۳$			
Adjusted- $R^2 = ۰/۱۶۵$			
Fisher-F = ۳۴/۳۴ Prob = ۰/۰۰۰			
Durbin-Watson stat = ۱/۸۸			

۴-۳-۶- آزمون استقلال خطاها در مدل دوم

برای بررسی استقلال خطاها در مدل دوم مجدداً به جدول ۷ مراجعه می‌شود. در این جدول، مقدار آماره دوربین-واتسون برابر با ۱/۸۸ است که در دامنه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار می‌گیرد. بنابراین وجود همبستگی بین خطاها رد می‌شود و می‌توان از مدل رگرسیون دوم استفاده کرد.

۵-۳-۶- بررسی معنی‌دار بودن ضرایب در مدل دوم و نتایج آزمون فرضیه پنجم

یک‌بار دیگر به جدول ۷ رجوع می‌شود. مقدار آماره آزمون و سطح معنی‌داری برای متغیر شاخص ترکیبی حاکمیت شرکتی (CGI) به ترتیب برابر با -۰/۶۳ و ۰/۳۵۶ است که اولی از مقدار t جدول (۱/۹۶) کمتر و دومی از مقدار خطای ۰/۰۵ بیشتر است. بنابراین فرض صفر بودن ضریب این متغیر در مدل پذیرفته می‌شود و این نشان می‌دهد بین شاخص ترکیبی حاکمیت شرکتی و ریسک نکول رابطه معنی‌داری وجود ندارد و در نتیجه فرضیه پنجم تحقیق تأیید نمی‌شود. یافته فوق از یک سو، بر مبهم و پیچیده بودن رابطه کیفیت حاکمیت شرکتی و ریسک نکول صحنه می‌گذارد؛ از سوی دیگر، گویای این واقعیت است که در ایران مقوله حاکمیت شرکتی، به‌رغم اهمیت بالای آن، توسط مدیران شرکت‌ها، سرمایه‌گذاران و حتی وام‌دهندگان و دارندگان اوراق بدهی چندان مورد توجه قرار نمی‌گیرد. البته در این بین نباید ویژگی‌های خاص بازار مالی ایران را نادیده گرفت.

از بین چهار متغیر کنترل نیز، رابطه اهرم مالی (LEV) و ریسک نکول، مثبت و معنی‌دار و رابطه اندازه شرکت (SIZE) و ریسک نکول، منفی و معنی‌دار گزارش می‌شود. در جدول ۸، نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش به‌طور اجمالی ارائه شده است.

جدول ۸- یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه	فرضیه‌های پژوهش
تأیید نمی‌شود	بین شاخص حقوق سهامداران و ذینفعان با ریسک نکول، رابطه معنی‌داری وجود دارد.
تأیید نمی‌شود	بین شاخص هیئت مدیره و کمیته‌های آن با ریسک نکول، رابطه معنی‌داری وجود دارد.
تأیید نمی‌شود	بین شاخص حساسرسی و ریسک نکول، رابطه معنی‌داری وجود دارد.
تأیید می‌شود	بین شاخص افشا عمومی و شفاف‌سازی با ریسک نکول، رابطه معنی‌داری وجود دارد.
تأیید نمی‌شود	بین شاخص ترکیبی حاکمیت شرکتی و ریسک نکول، رابطه معنی‌داری وجود دارد.

۷- نتیجه‌گیری و بحث

در این مقاله، رابطه بین عوامل حاکمیت شرکتی و ریسک نکول در نمونه‌ای متشکل از ۶۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ آزمون شد. برای اندازه‌گیری ریسک نکول از یک معیار مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری اختیار معامله بلک-شولز-مرتون (BSM) استفاده شد که در آن ریسک نکول شرکت از قیمت‌های بازاری سهم آن نشأت می‌گیرد. این روش برخی از مشکلات مرتبط با معیارهای اندازه‌گیری ریسک نکول مورد استفاده در مطالعات پیشین را رفع می‌کند. عوامل حاکمیت شرکتی نیز در چهار طبقه شامل حقوق سهامداران و ذینفعان، هیئت مدیره و کمیته‌های آن، حساسرسی و افشا عمومی و شفاف‌سازی قرار گرفت. از هر یک از این طبقات، یک شاخص معرف و از مجموع آنها یک شاخص ترکیبی حاکمیت شرکتی ساخته شد. سپس رابطه بین این شاخص‌ها و ریسک نکول بررسی شد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد از بین عوامل حاکمیت شرکتی، صرفاً عوامل تشکیل‌دهنده شاخص افشا عمومی و شفاف‌سازی، رابطه منفی و معنی‌داری با ریسک نکول دارند. با این حال، مشاهده شد که بین سایر عوامل حاکمیت شرکتی، که سه شاخص معرف دیگر را تشکیل می‌دهند، و ریسک نکول، رابطه روشنی حاکم نیست. همچنین ترکیب همه عوامل حاکمیت شرکتی نیز تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر ریسک نکول ندارد. از بین پژوهش‌های انجام‌شده در این زمینه:

بنت و همکاران (۲۰۱۵) نشان می‌دهند شرکت‌هایی که از اوراق بدهی انتشار یافته خود برای جبران خدمات مدیرعامل استفاده می‌کنند، در طول بحران مالی اخیر، ریسک نکول پایین‌تر و عملکرد بهتری داشته‌اند؛

ذیر (۲۰۱۵) دریافت که با افزایش سطح افشای داوطلبانه اطلاعات، ریسک نکول شرکت کمتر و ارزش آن بیشتر می‌شود؛ سوئیتزر و وانگ (۲۰۱۳) نشان می‌دهند اولاً، با افزایش اندازه هیئت مدیره و تعداد اعضای مستقل آن، ریسک نکول کاهش می‌یابد؛ ثانیاً، هرچه درصد مالکیت سهامداران نهادی کمتر باشد، ریسک نکول نیز پایین‌تر است؛ ثالثاً، با افزایش سن مدیر ارشد مالی و کم شدن مشغله اعضای هیئت مدیره، ریسک نکول کاهش پیدا می‌کند؛

واته‌وا (۲۰۱۴) نیز دریافت که بین درصد مالکیت مدیریتی و ریسک نکول، رابطه‌ای وجود ندارد؛ بین تعداد سهامداران عمده نهادی و ریسک نکول، رابطه مثبت و معنی‌داری حاکم است؛ و مجموع درصد مالکیت پنج سهامدار بزرگ، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ریسک نکول دارد.

عدم تأثیرگذاری قابل‌ملاحظه عوامل حاکمیت شرکتی بر ریسک نکول شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را می‌توان به برخی ملاحظات و ویژگی‌های خاص و بعضاً منحصربه‌فرد بازار مالی ایران نسبت داد. مثلاً، در ایران، شفافیت در افشای اطلاعات شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس‌های اوراق بهادار اندک است؛ به سهامداران اقلیت اجازه نظارت بر عملکرد مدیریت شرکت داده نمی‌شود؛ نظارتی بر اخلاق سازمانی وجود ندارد؛ نقش مدیران غیرموظف بسیار کم‌رنگ است؛ مفاهیم مندرج در آئین‌نامه اصول حاکمیت شرکتی بومی نیست و برخی سازوکارهای آن به‌صورت ظاهری رعایت می‌شود. همچنین، می‌توان ضعف نظارت نهادهای ناظر، وجود انگیزه‌های مالیاتی برای دستکاری صورت‌های مالی و بی‌ثباتی بازار مالی را به موارد بالا اضافه کرد. واگذاری شرکت‌های مشمول پس از شفافیت کامل، بومی کردن آئین‌نامه اصول حاکمیت شرکتی، تدوین مقررات حاکمیت شرکتی در بورس اوراق بهادار، توجه ویژه به نقش حسابرسی داخلی، تشکیل کمیته‌های فرعی هیئت مدیره و برقراری سازوکارهای مناسب برای حمایت از حقوق سهامداران اقلیت، از جمله راهکارهایی است که می‌تواند بازار مالی ایران را به محیط مناسبی جهت انجام پژوهش در زمینه حاکمیت شرکتی و ریسک نکول تبدیل کند.

محققان در پژوهش‌های آتی می‌توانند با انتخاب نمونه آماری بزرگتر و قلمرو زمانی طولانی‌تر، رابطه ریسک نکول را با متغیرهای دیگری نظیر ارزش افزوده اقتصادی و کیفیت اقلام تعهدی بررسی کنند.

فهرست منابع

- * ابراهیمی کردلر، علی و زهره محمدی شاد (۱۳۹۳)، بررسی رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۱، شماره ۱، صص: ۱-۱۸.
- * احمدوند، میثم (۱۳۸۸)، بررسی رابطه عوامل حاکمیت شرکتی با ارزش، عملکرد و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
- * حساس یگانه، یحیی (۱۳۸۴)، مبانی نظری حاکمیت شرکتی، ماهنامه حسابداری، شماره ۱۶۸.
- * شهریاری، مهدی (۱۳۸۶)، نقش حاکمیت شرکتی در عملکرد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه امام صادق (ع).
- * علی‌نژاد ساروکلاتی، مهدی، بحرینی، مریم و آرزو طاهری (۱۳۹۴)، تأثیر سایر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و مدیریت موجودی کالا، فصلنامه علمی-پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی، سال سوم، شماره ۱، صص: ۷۵-۹۰.
- * قنبری، فرحناز (۱۳۸۶)، بررسی تأثیر مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).

- * Abed, S., Al-attar, A., and Suwaidan, M. 2012. Corporate governance and earnings management: Jordanian evidence. *International Business Research*, 5(1): 216-225.
- * Abinzano, I., Muga, L., and Santamaria, R. 2013. Is default risk the hidden factor in momentum returns? some empirical results. *Accounting & Finance*, online version, May 2013.
- * Afza, T., and Nazir, M. S. 2014. Audit quality and firm value: a case of Pakistan. *Research Journal of Applied Sciences, Engineering and Technology*, 7(9):1803-1810.
- * Akhunanov, I. 2009. Transparency and firm value: evidence from the financial crisis 2007-2009. working paper. Moscow, New Economic School.
- * Amihud, Y. 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5: 31-56.
- * Ammann, M., Oesch, D., and Schmid, M. M. 2010. Corporate Governance and firm value: international evidence. available at: <http://ssrn.com/abstract=1692222>.
- * Ammari, A., Kadria, M., and Ellouze, A. 2014. Board Structure and firm performance: evidence from French firms listed in SBF 120. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(3): 580-590.
- * Ashbaugh-Skaife, H., Collins, D. W., and LaFond, R. 2006. The effect of corporate governance on firm's credit ratings. *Journal of Accounting and Economics*, 42: 203-243.
- * Bennett, R. L., Guntay, L., and Unal, H. 2015. Inside debt, bank default risk, and performance during the crisis. *Journal of Financial Intermediation*, 24: 487-513.
- * Bhojraj, S., and Sengupta, P. 2003. Effect of corporate governance on bond ratings and yields: the role of institutional investors and the outside directors. *Journal of Business*, 76: 455-475.
- * Black, B. S., Love, I., and Rachinsky, A. 2006. Corporate governance indices and firms' market value: time series evidence from Russia. *Emerging Markets Review*, 7(4): 361-379.
- * Bopkin, G., and Arco, A. 2009. Ownership structure, corporate governance and capital structure decisions of firms. empirical evidence from Ghana. *Studies in Economics and Finance*, 26(4): 246-256.
- * Bottazzi, G., Grazi, M., Secchi, A., and Tamagni, F. 2011. Financial and economic determinants of firm default. *Journal of Evolutionary Economics*, 21(3): 373-406.
- * Brown, L., and Caylor, M. 2004. Corporate governance and firm valuation. *Journal of Accounting & Public Policy*, 25(4):409-434.
- * Bruno, V., and Claessens, S. 2010. Corporate governance and regulation: can there be too much of a good thing? *Journal of Financial Intermediation*, 19: 461-482.
- * Byström, H. 2006. Merton unraveled: a flexible way of modeling default risk. *Journal of Alternative Investments*, 8 (4): 39-47.
- * Byström, H., Worasinchai, L., and Chongsithipol, S. 2005. Default risk, systematic risk and Thi firms before, during and after the Asian crisis. *Research in international business and finance*, 19(1): 95-110.
- * Chava, S., Livdan, D., and Purnanandam, A. 2009. Do shareholder rights affect the cost of bank loans? *Review of Financial Studies*, 22: 2973-3004.
- * Chava, S., and Purnanandam, A. 2010. Is default risk negatively related to stock returns? *Review of Financial Studies*, 23: 2523-2559.
- * Chen, C. M., and Lee, H. H. 2013. Default risk, liquidity risk, and equity returns: evidence from the Taiwan market. *Emerging Markets Finance and Trade*, 49(1): 101-129.
- * Cremers, M., Nair, V., and Wei, C. 2007. Governance mechanisms and bond prices. *Review of Financial Studies*, 20: 1359-1388.
- * Durnev, A., and Kim, E. 2005. To steal or not to steal: firm attributes, legal environment, and valuation. *The Journal of Finance*, 60(3): 1461-1493.

- * Easley, D., and O'Hara, M. 2004. Information and the cost of capital. *Journal of Finance*, 59: 1552-1583.
- * Gompers, P., Ishii, L., and Metrick, A. 2003. Corporate governance and equity prices. *Quarterly Journal of Economics*, 118(1):107-155.
- * Harris, M. and Raviv, A. 1988. Corporate governance: Voting rights and majority rules. *Journal of Financial Economics*, 20: 203-235.
- * Hillegeist, S. A., Keating, E. K., Cram, D. P., and Lundstedt, K. G. 2004. Assessing the probability of bankruptcy. *Review of Accounting Studies*, 9: 5-34.
- * Imbierowicz, B., and Rauch, C. 2013. The relationship between liquidity risk and credit risk in banks. *Journal of Banking & Finance*, 40: 242-256.
- * Jameson, M., Prevost, A., and Puthenpurackal, J. 2014. Controlling shareholders, board structure, and firm performance: evidence from India. *Journal of Corporate Finance*, 27: 1-20.
- * Javaid, F., and Saboor, A. 2015. Impact of corporate governance index on firm performance: evidence from Pakistani manufacturing sector. *Journal of Public Administration and Governance*, 5(2):1-21.
- * Jensen, M. C. 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers. *The American Economic Review*, 76: 323-329.
- * Kang, C., and Kang, H. G. 2009. The effect of credit risk on stock returns. *Journal of Economic Research*, 14: 49-67.
- * Klock, M., Mansi, S., and Maxwell, M. 2005. Does corporate governance matter to bondholders? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40: 693-719.
- * Li, X. N. 2007. Corporate governance, the cross section of returns and financing choices. working paper. University of Michigan.
- * Li, W. X., Chen, C. C., and French, J. J. 2012. The relationship between liquidity, corporate governance, and firm valuation: evidence from Russia. *Emerging Markets Review*, 13: 465-477.
- * Li, D., and Xia, Y. 2015. The effect of stock liquidity on default risk. working paper. University of Hong Kong.
- * Mahajan, A., Petkevich, A., and Petkova, R. 2012. Momentum and aggregate default risk. SSRN electronic journal 05/2012; DOI: 10.2139/ssrn.2054707.
- * Man, C. K. 2013. Corporate governance and earnings management: a survey of literature. *The Journal of Applied Business Research*, 29(2): 391-418.
- * Melyoki, L. L. 2005. Determinates of effective corporate governance in Tanzania. *The Accountant*, 18: 1-100.
- * Murcia, F. C. S., Fernando, D. M., Suliani, R., and José, A. B. 2014. The determinants of credit rating: Brazilian evidence. retrieved from <http://www.anpad.org.br/bar>.
- * Novaes, W. and Zingales, L. 1995. Capital structure choice when managers are in control: Entrenchment versus efficiency. NBER working paper number 5384.
- * Ojulari, O. 2012. Corporate governance: the relationship between audit committees and firm values. working paper. Kwara State University.
- * Pfeffer, J., and Salancick, G. R. 1978. The external control of organisations: a resource dependence perspective. New York, NY: Harper & Row.
- * Pourali, M. R., and Arasteh, F. 2013. A theoretical study of relationship between liquidity, corporate governance, and firm value. *International Research Journal of Applied and Basic Sciences*, 4(4): 943-946.
- * Schauten, M. and Blom, J. 2006. Corporate governance and the cost of debt. working paper. available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=933615>.

- * Stulz, R. 1988. Managerial control of voting rights. *Journal of Financial Economics*, 20: 25-54.
- * Switzer, L. N., and Wang, J. 2013. Default risk estimation, bank credit risk, and corporate governance. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 22(2): 91-112.
- * Tariq, Y. B., and Abbas, Z. 2013. Compliance and multidimensional firm performance: evaluating the efficacy of rule-based code of corporate governance. *Economic Modelling*, 35: 565-575.
- * Vassalou, M., and Xing, Y. 2004. Default risk in equity returns. *Journal of Finance*, 49: 831-868.
- * Crosbie, P., and Bohn, J. 2003. Modeling default risk. Moody's KMV.
- * Vateva, T. K. 2014. Corporate governance and default risk. Ph.D. Thesis. Kent State University.
- * Zer, I. 2015. Information disclosures, default risk, and bank value. *Finance and Economics Discussion Series 2015-104*. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, <http://dx.doi.org/10.17016/FEDS.2015.104>.
- * Zwiebel, J. 1996. Dynamic capital structure under managerial entrenchment. *American Economic Review*, 86: 1197-1215.

یادداشت‌ها

- ¹. Corporate Governance
- ². Default Risk
- ³. Call Option
- ⁴. Underlying Asset
- ⁵. Strike Price
- ⁶. Credit Spread
- ⁷. Debt Differential
- ⁸. Going Concern Principle
- ⁹. Credit Rating
- ¹⁰. Moody's
- ¹¹. Market Capitalization
- ¹². Earnings Response Coefficient
- ¹³. Default Shock
- ¹⁴. Bank Holding Company (BHC)
- ¹⁵. Debt-based Compensation