

تأثیر استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر ریسک شرکت و هزینه بدهی

مریم رنجبر

کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی رسام، کرج، ایران. (نویسنده مسئول).

Maryama202102@gmail.com

دکتر حمید حقیقت

دانشیار گروه حسابداری، موسسه آموزش عالی رسام، کرج، ایران.

hhagh2006@yahoo.com

چکیده

در این پژوهش تأثیر استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر ریسک شرکت و هزینه بدهی بررسی شده است. پژوهش حاضر با رویکرد توصیفی همبستگی مبتنی بر تحلیل رگرسیون چندمتغیره انجام شده است. جامعه آماری غربال شده شامل ۱۵۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی یک دوره یازده ساله از سال ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۲ است. داده‌های مورد نیاز از سایت کدال و آرشیو بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده‌اند. به منظور آزمون فرضیه‌ها از تکنیک‌های اقتصادسنجی و نرم‌افزار ایویوز استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان داد استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیر معناداری بر ریسک شرکت ندارد، ولی بر هزینه بدهی تأثیر منفی و معناداری دارد. این نتایج حاکی از آن است که در محیط ایران، استقلال رئیس هیئت‌مدیره از منظر اعتباردهندگان می‌تواند یک مکانیسم حاکمیت شرکتی مؤثر برای کاهش احتمال نکول شرکت باشد؛ با این حال، سرمایه‌گذاران آن را در ارزیابی شرکت در نظر نمی‌گیرند. همچنین، نتایج نشان داد ریسک شرکت منجر به افزایش هزینه بدهی می‌شود، ولی استقلال رئیس هیئت‌مدیره می‌تواند اثرات نامطلوب ریسک شرکت بر هزینه بدهی را کاهش دهد یا به عبارتی آن را تضعیف کند. این یافته‌ها دستاوردهای مفیدی برای حاکمیت شرکتی در محیط ایران دارد.

واژگان کلیدی: استقلال رئیس هیئت‌مدیره، ریسک شرکت، هزینه بدهی.

مقدمه

انتصاب یک رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره شرکت به عنوان یک مکانیسم مؤثر برای نظارت و کاهش تضادهای نمایندگی مطرح است. در نتیجه، علاقه فزاینده‌ای در میان شرکت‌ها برای پذیرش یک رئیس غیرموظف به منظور متعادل کردن قدرت، وجود دارد (چن و ما، ۲۰۱۷). تنظیم‌کننده‌ها و ناظران حاکمیت شرکتی، دلایل متعددی را ارائه داده‌اند که چرا شرکت‌ها باید رئیس غیرموظف را در هیئت‌مدیره بپذیرند. رئیس غیرموظف، به ویژه زمانی که مدیرعامل قدرت زیادی داشته باشد، یک جایگزین معتبر است. به اعتقاد کروس و همکاران^۱ (۲۰۱۷)، وجود رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره نشان‌دهنده تعادل قدرت در هیئت‌مدیره است. یک رئیس غیرموظف زمانی که بین مدیرعامل و هیئت‌مدیره اختلاف یا مناقشه‌ای وجود داشته باشد، توانایی مداخله، میانجی‌گری و ایجاد اجماع را دارد. دلیل دیگری که چرا شرکت‌ها

^۱. Krause et al.

رئیس غیرموظف را در هیئت‌مدیره می‌پذیرند، رسیدگی به نگرانی‌های سرمایه‌گذاران است، زیرا آن‌ها قادر به تعامل با مدیرعامل یا سایر مدیران اجرایی هستند. یک رئیس غیرموظف، ارشدترین مدیر منصوب‌شده توسط هیئت‌مدیره است و برخلاف سایر اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره، مسئولیت‌های مهم زیادی را بر عهده دارد، از جمله زمانی که بین مدیرعامل و هیئت‌مدیره اختلاف وجود دارد، رسیدگی به نگرانی‌های سهامداران و/یا مدیران غیر اجرایی و مداخله در امور زمانی که رابطه نزدیکی بین مدیرعامل و هیئت‌مدیره وجود دارد و همچنین، زمانی که استراتژی ارائه‌شده توسط مدیرعامل مورد حمایت کل هیئت‌مدیره نیست. این مسئولیت‌ها به این اشاره دارد که یک رئیس غیرموظف اختیار مداخله را در صورتی که مدیرعامل یا هیئت‌مدیره یا هر دو از اهداف شرکت منحرف شوند، دارد.

بیشتر پژوهش‌های قبلی که در زمینه استقلال رئیس هیئت‌مدیره انجام شده‌اند، تأثیر آن را بر روی تغییر اجباری مدیرعامل (چن و ما، ۲۰۱۷) یا عملکرد شرکت (کروس و همکاران، ۲۰۱۷؛ لاموراکس و همکاران، ۲۰۱۹) بررسی کرده‌اند. پژوهشی جدیدتر تأثیر استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر کارایی سرمایه‌گذاری را تحلیل کرده است (راجکویچ^۱، ۲۰۲۰). با این حال، این مطالعات عمدتاً در محیط کشورهای توسعه یافته متمرکز بوده‌اند و مشخص نیست که آیا وجود رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره شرکت‌ها در کشورهای در حال توسعه که محیط حاکمیت شرکتی متفاوتی دارند نیز کارا خواهد بود یا خیر؛ بنابراین، ویژگی‌های منحصربه‌فرد محیط حاکمیت شرکتی در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، یک زمینه جالب برای انجام پژوهش در مورد کارایی استقلال رئیس هیئت‌مدیره فراهم می‌کند. به‌علاوه، راجکویچ (۲۰۲۰) نیز خواستار انجام پژوهش در مورد اهمیت استقلال رئیس هیئت‌مدیره در ارتباط با سایر نتایج شرکتی شده است. بنابراین، در این پژوهش تأثیر استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر ریسک شرکت و هزینه بدهی و اینکه آیا استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر رابطه بین ریسک شرکت و هزینه بدهی تأثیر می‌گذارد، بررسی شده است. ریسک شرکت در این پژوهش معیاری از نحوه ارزیابی سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه از قیمت سهام در نظر گرفته شده که با نوسانات بازده سهام سنجیده می‌شود. درک اینکه چگونه ارزیابی سرمایه‌گذاران از وضعیت شرکت و قیمت‌گذاری سهام تحت تأثیر حضور یک رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره قرار می‌گیرد، از اهمیت بالایی برخوردار است. به‌علاوه، اعتباردهندگان ممکن است ارزیابی متفاوتی از وضعیت حاکمیت شرکتی داشته باشند و استقلال رئیس هیئت‌مدیره را به عنوان یک مکانیسم حاکمیت شرکتی در قیمت‌گذاری تسهیلات ارائه شده در نظر بگیرند که بر هزینه بدهی اثرگذار خواهد بود. برخلاف مطالعات قبلی که در کشورهای توسعه یافته متمرکز بودند، این پژوهش در محیط ایران انجام شده است، زیرا شواهد علمی در مورد تأثیر استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر نتایج شرکتی در شرکت‌های ایرانی وجود ندارد؛ بنابراین، بررسی تأثیر استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر ریسک شرکت و هزینه بدهی، درک کامل‌تری از ارزش حضور رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره در یک محیط حاکمیت شرکتی متمایز فراهم می‌کند. با این کار تلاش شده است، پیامدهای استقلال رئیس هیئت‌مدیره از دو دیدگاه سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان در محیط ایران ارزیابی شود.

استقلال رئیس هیئت‌مدیره می‌تواند دو تأثیر متضاد بر ریسک شرکت و هزینه بدهی داشته باشد. اول، از منظر تئوری ساختار رهبری مصالحه‌گرایانه هیئت‌مدیره^۲ (کروس و همکاران، ۲۰۱۷)، حضور یک رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره، نظارت مستقل را فراهم می‌کند و قدرت هیئت‌مدیره و مدیرعامل را در یک محیط حاکمیت شرکتی ضعیف، متعادل می‌سازد؛ بنابراین، سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان ممکن است این موضوع را در ارزیابی شرکت در نظر بگیرند و این امر منجر به کاهش ریسک شرکت و هزینه بدهی شود. از منظر تئوری نمایندگی (فاما^۴، ۱۹۸۰؛ جنسن و مک‌کلینگ^۵، ۱۹۷۶)،

1. Lamoreaux et al.

2. Rajkovic

3. Compromise board leadership structure theory

4. Fama

5. Jensen & Meckling

نیز مدیرعامل ممکن است رفتارهای فرصت طلبانه داشته باشد؛ بنابراین، نظارت رئیس غیرموظف در هیئت مدیره می تواند برای محدود کردن این رفتارهای فرصت طلبانه مفید باشد (بیسینگر و هاسکیسون^۱، ۱۹۹۰؛ جنسن و مرفی^۲، ۱۹۹۰). در نتیجه، رئیس غیرموظف در هیئت مدیره با نظارت قوی بر مدیرعامل می تواند ریسک شرکت و هزینه بدهی را کاهش دهد. دوم، از منظر تئوری سرپرستی^۳ (دونالدسون و دیویس^۴، ۱۹۹۱؛ بدارد و همکاران^۵، ۲۰۰۸)، رئیس غیرموظف در هیئت مدیره احتمالاً یک تاکتیک مدیریتی نمادین برای برآورده کردن الزامات قانونی است (شی و کانلی^۶، ۲۰۱۸) و در این سناریو، حضور یک رئیس غیرموظف در هیئت مدیره احتمالاً تأثیری بر ریسک و هزینه بدهی نخواهد داشت. بنابراین، با توجه به این دو استدلال متضاد، سؤال تجربی زیر بررسی شده است: استقلال رئیس هیئت مدیره چگونه ریسک شرکت و هزینه بدهی و رابطه بین ریسک شرکت و هزینه بدهی را تحت تأثیر قرار می دهد؟

تعریف مفهومی متغیرها

استقلال رئیس هیئت مدیره: استقلال رئیس هیئت مدیره به معنای عدم وابستگی او به مدیریت اجرایی شرکت و عدم وجود تعارض منافع در تصمیم گیری های هیئت مدیره است. این استقلال به رئیس هیئت مدیره این امکان را می دهد که به طور مؤثر بر سیاست ها و استراتژی های شرکت نظارت کند و در اتخاذ تصمیمات کلیدی به نفع سهام داران عمل کند (اوسو و همکاران، ۲۰۲۳).

ریسک شرکت: ریسک شرکت به احتمال وقوع رویدادهای منفی که می تواند بر عملکرد مالی و عملیاتی یک شرکت تأثیر بگذارد، اشاره دارد. این ریسک می تواند ناشی از عوامل داخلی مانند مدیریت ضعیف، نوسانات درآمد و هزینه ها، یا عوامل خارجی مانند تغییرات اقتصادی، سیاسی و رقابتی باشد (اوسو و همکاران، ۲۰۲۳).

هزینه بدهی: هزینه بدهی به میزان هزینه های اطلاق می شود که یک شرکت برای تأمین مالی از طریق وام ها و بدهی ها متحمل می شود. این هزینه معمولاً به صورت نرخ بهره ای که شرکت باید به اعتباردهندگان پرداخت کند، اندازه گیری می شود (اوسو و همکاران، ۲۰۲۳).

پیشینه پژوهش

آشوق (۱۴۰۴) تأثیر ساختار مالکیت و استقلال هیئت مدیره بر هزینه بدهی را بررسی کردند و با استفاده از داده های ۱۰۵ شرکت طی سال های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ نشان دادند که ساختار مالکیت با هزینه بدهی مرتبط است و استقلال هیئت مدیره نیز تأثیر معناداری بر هزینه بدهی شرکت ها دارد.

رضانی و همکاران (۱۴۰۴) اثرات اعتماد اجتماعی و اعتماد به نفس افراطی مدیران بر هزینه تامین مالی از طریق بدهی را بررسی کردند و بر اساس تحلیل داده های ۱۰۴ شرکت طی سال های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ نشان دادند بالا بودن سطح اعتماد اجتماعی شرکت منجر به کاهش هزینه بدهی می گردد. ضمن این که افزایش سطح بیش اطمینانی یا اعتماد افراطی در مدیریت شرکت، هزینه بدهی را افزایش می دهد.

کشاورز (۱۴۰۴) پژوهشی با عنوان رابطه بین انحراف استراتژیک و هزینه بدهی با نقش تعدیل کننده ویژگی های هیئت مدیره انجام داده است و با استفاده از داده های ۱۳۳ شرکت طی سال های ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲ دریافت بین انحراف

1. Baysinger & Hoskisson
2. Jensen & Murphy
3. Stewardship theory
4. Donaldson & Davis
5. Bedard et al.
6. Shi & Connelly

استراتژیک و هزینه بدهی رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد. ولی، بین انحراف استراتژیک و هزینه بدهی با توجه به نقش تعدیلگر ویژگی‌های هیئت‌مدیره شامل تخصص مالی هیئت‌مدیره، استقلال هیئت‌مدیره، مالکیت مدیریتی و تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره رابطه وجود ندارد. ولی، بین انحراف استراتژیک و هزینه بدهی با توجه به نقش تعدیلگر دوره تصدی مدیرعامل رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد.

فلیتاس-کاستیلو و همکاران^۱ (۲۰۲۵) پژوهشی در مورد زنان در هیئت‌مدیره و هزینه بدهی با توجه به نقش ارتباطات خانوادگی انجام دادند. در این پژوهش رابطه بین مدیران زن و هزینه بدهی در یک محیط اروپایی که در آن تعارض منافع بین مالکان غالب و سهامداران اقلیت رایج است، بررسی شده است. با استفاده از نمونه‌ای از شرکت‌های غیرمالی فهرست‌شده اسپانیایی برای سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۲۳، نتایج نشان می‌دهد که مدیران زن تأثیری بر افزایش هزینه بدهی دارند تا زمانی که به یک توده بحرانی برسند، پس از آن تأثیر آن‌ها بر قیمت تأمین مالی منفی می‌شود. علاوه بر این، وجود ارتباطات خانوادگی در میان مدیران زن تأثیر آن‌ها را بر هزینه بدهی تحت تأثیر قرار می‌دهد، به طوری که در حالی که تعداد کمی از مدیران زن خانوادگی تعارضات با طلبکاران را کاهش می‌دهد، وجود یک توده بحرانی از مدیران زن با ارتباطات خانوادگی هزینه تأمین مالی را افزایش می‌دهد. یافته‌ها نشان می‌دهد که مالکان غالب ممکن است مدیران زن را برای اهداف مختلف منصوب کنند و بدین ترتیب بر سطح تعارض با طلبکاران تأثیر بگذارند.

جنگ و همکاران^۲ (۲۰۲۵) تأثیر مشوق‌های سهام مدیریتی بر ریسک‌پذیری شرکت‌ها در چارچوب دو پارادایم غالب، یعنی نظریه نمایندگی و مدل نمایندگی رفتاری را بررسی کردند. به این منظور به بررسی اثرات متفاوت مشوق‌های سهام مدیریتی بر ریسک‌پذیری انحرافی و مشتاقانه که به ترتیب با هزینه‌های رشوه و شدت تحقیق و توسعه منعکس می‌شود، پرداخته شد. علاوه بر این، به بررسی اثرات تعدیلی نظارت سهامداران نهادی و نظارت دولتی در این رابطه نیز پرداخته شد. با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۲,۶۶۰ مشاهده از شرکت‌های فهرست‌شده چینی از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۹، مشخص شد مشوق‌های سهام مدیریتی تأثیر منفی بر هزینه‌های رشوه دارد، تمایلی که با نظارت سهامداران نهادی و نظارت دولتی تشدید می‌شود. به طور معکوس، این مشوق‌ها تأثیر مثبت بر شدت تحقیق

روش‌شناسی پژوهش

از منظر هدف، در زمره پژوهش‌های کاربردی طبقه‌بندی می‌شود و از منظر روش‌شناسی، یک مطالعه توصیفی-همبستگی محسوب می‌گردد. روش تحلیل داده‌ها مبتنی بر رگرسیون چندمتغیره بوده و با به‌کارگیری تکنیک‌های اقتصادسنجی، روابط بین متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. جامعه آماری غربال شده شامل ۱۵۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس تهران است که داده‌های مالی آن‌ها در بازه زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۲ از منابع معتبری مانند سامانه کدال و آرشیو بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است. این داده‌ها پس از جمع‌آوری و پالایش، با استفاده از مدل‌های رگرسیونی تحلیل شده و فرضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرار گرفتند.

مبانی نظری فرضیه‌ها

چندین نظریه، از جمله نظریه ساختار رهبری هیئت‌مدیره سازشی، نظریه نمایندگی و نظریه سرپرستی، به‌طور کلی می‌توانند برای توضیح تأثیر استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر ریسک شرکت و هزینه بدهی استفاده شوند. نظریه ساختار رهبری هیئت‌مدیره سازشی معتقد است که استقلال رئیس هیئت‌مدیره قدرت متوازن‌تری را فراهم می‌کند، (کروس و

1. Fleitas-Castillo et al.

2. Geng et al.

همکاران، ۲۰۱۷). در این زمینه، حضور یک رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره احتمالاً می‌تواند قدرت مدیرعامل و هیئت‌مدیره را متعادل کند و نظارت بهتری در شرکت ایجاد کند. این موضوع می‌تواند در ارزیابی سرمایه‌گذاران از شرکت در بازار سرمایه در نظر گرفته شود و نوسانات بازده سهام که به عنوان ریسک بازار مطرح است را کاهش دهد. همچنین، اعتباردهندگان ممکن است استقلال رئیس هیئت‌مدیره را ناشی از مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی قوی در نظر بگیرند و تسهیلات خود را با قیمت پایین‌تری ارائه دهند که هزینه بدهی را برای شرکت‌ها کاهش می‌دهد. همچنین، نظریه نمایندگی اعتقاد دارد که مدیران با توجه به تضاد منافع اقدام به رفتارهای سودجویانه می‌کنند (فاما، ۱۹۸۰؛ جنسن و مک‌لینگ، ۱۹۷۶)؛ بنابراین، نظارت مستقل توسط یک رئیس غیرموظف احتمالاً می‌تواند این رفتارهای فرصت‌طلبانه را محدود کند و ریسک و هزینه بدهی را کاهش دهد. از سوی دیگر، نظریه سرپرستی استدلال می‌کند که مدیران، صادق و غیرفرصت‌طلب هستند و بنابراین، تصمیماتی اتخاذ می‌کنند که با اهداف شرکت سازگار و به نفع همه ذینفعان است (دونالدسون و دیویس، ۱۹۹۱؛ بدارد و همکاران، ۲۰۰۸). در این زمینه، استقلال رئیس هیئت‌مدیره، تأثیری بر ریسک و هزینه بدهی نخواهد داشت. به‌طور خلاصه، نظریه‌های موجود در ساختار رهبری هیئت‌مدیره دو پیش‌بینی متمایز برای چگونگی تأثیر استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر ریسک شرکت و هزینه بدهی ارائه می‌دهند.

ادبیات قبلی نشان می‌دهد که رئیس غیرموظف با نتایج شرکتی، از جمله تغییرات اجباری مدیرعامل، عملکرد شرکت و کارایی سرمایه‌گذاری مرتبط است. چن و ما (۲۰۱۷) در یک مطالعه در ایالات‌متحده بررسی کردند که آیا استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیری بر اثربخشی نظارت هیئت‌مدیره که با حساسیت عملکرد در تغییرات اجباری مدیرعامل سنجیده می‌شود، دارد یا خیر. مهم‌ترین یافته آن‌ها این است که احتمال برکناری یک مدیرعامل به دلیل عملکرد ضعیف سهام در شرکت‌هایی که دارای رئیس غیرموظف هستند، بیشتر از سایر شرکت‌ها است. با استناد به کار بنیادی فینکلستین و داوینی^۱ (۱۹۹۴) که خواستار تحقیق در مورد سازش هیئت‌مدیره به‌عنوان یک مکانیسم تعادل قدرت در حل تعارضات بودند، کراوس و همکاران (۲۰۱۷) نظریه جدیدی درباره ساختار رهبری هیئت‌مدیره سازشی توسعه و نشان دادند که نمایندگی رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره‌های ایالات‌متحده منعکس‌کننده تعادل قدرت در هیئت‌مدیره است و در شرایط مناسب تأثیر مثبتی بر عملکرد شرکت دارد. این شواهد توسط لاموراکس و همکاران (۲۰۱۹) تأیید شده است و گزارش می‌دهند نمایندگی رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره‌های ایالات‌متحده، ارزش شرکت و کیفیت حاکمیت شرکتی را افزایش می‌دهد. راجکویچ (۲۰۲۰) نیز بر اساس نظریه ساختار رهبری هیئت‌مدیره سازشی، به بررسی ارتباط بین استقلال رئیس هیئت‌مدیره و کارایی سرمایه‌گذاری پرداخت. مهم‌ترین یافته او این است که حضور یک رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره به‌طور مثبت با کارایی سرمایه‌گذاری مرتبط است.

ادبیات نشان می‌دهد که رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره با نتایج شرکتی در ایالات‌متحده مرتبط است. با این حال، ادبیات موجود به‌طور انحصاری بر تأثیر استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر نتایج شرکتی، مانند تغییرات اجباری مدیرعامل، عملکرد شرکت و کارایی سرمایه‌گذاری تمرکز کرده است، بدون اینکه ریسک شرکت را در نظر بگیرد (شی^۲، ۲۰۰۳؛ چن و همکاران^۳، ۲۰۱۶). بنابراین، تحقیق در مورد استقلال رئیس هیئت‌مدیره و نتایج شرکتی بدون بررسی چگونگی تأثیر بر ریسک شرکت و هزینه بدهی کامل نیست. در این راستا، محققان تأثیر استقلال هیئت‌مدیره (یعنی نسبت مدیران مستقل در هیئت‌مدیره) بر ریسک‌پذیری مدیریتی/شرکتی را به‌طور گسترده‌ای بررسی کرده‌اند، اما نتایج متضاد بوده است. در مطالعات در مورد ریسک‌پذیری شرکتی پس از تغییرات قانون ساربینز-اکسلی در سال ۲۰۰۲، مهم‌ترین یافته بارگرون و همکاران (۲۰۱۰) این است که استقلال هیئت‌مدیره، ریسک‌پذیری شرکتی را کاهش می‌دهد. بردلی و چن (۲۰۱۵) نیز

¹. Finkelstein & D'Aveni

². Shi

³. Chen et al.

یک مطالعه در ایالات متحده پس از تغییرات قانون ساربینز-آکسلی انجام دادند که در آن ارتباط بین استقلال هیئت مدیره و رفتار ریسک پذیری مدیریتی را بررسی کردند. در تضاد با بارگرون و همکاران (۲۰۱۰)، مهم ترین یافته آن ها این است که افزایش استقلال هیئت مدیره منجر به افزایش رفتار ریسک پذیری مدیریتی می شود. در مطالعه اکبر و همکاران (۲۰۱۷) در مورد ساختار هیئت مدیره و ریسک پذیری شرکتی در بخش مالی بریتانیا، مهم ترین یافته این است که استقلال هیئت مدیره شیوه های ریسک پذیری شرکتی را کاهش می دهد. یک محدودیت قابل توجه این مطالعات این است که آن ها به طور انحصاری بر نسبت استقلال هیئت مدیره تمرکز کرده و تأثیر استقلال رئیس هیئت مدیره را در تحلیل خود نادیده گرفته اند.

بنابراین، بر اساس شکاف مطالعاتی موجود، چگونگی رابطه بین استقلال رئیس هیئت مدیره و ریسک شرکتی یک سؤال تجربی است. با توجه به اینکه حضور رئیس غیرموظف در هیئت مدیره یک راه حل سازشی برای متعادل کردن خودمختاری مدیریتی با نظارت لازم فراهم می کند، انتظار می رود که رئیس غیرموظف در هیئت مدیره، تصمیمات مدیریتی را هدایت کند و بدین ترتیب ریسک شرکت را کاهش دهد. این انتظار با نظریه نمایندگی سنتی که فرض می کند مدیران ممکن است رفتارهای فرصت طلبانه انجام دهند و استقلال رئیس هیئت مدیره برای نظارت قوی تر ضروری است، هم سو است. این استدلال ها یعنی اینکه ریسک شرکت در صورتی که شرکت رئیس غیرموظف منصوب کند، کاهش خواهد یافت. در مقابل، نظریه سرپرستی بر این باور است که مدیران، صادق و غیرفرصت طلب هستند و ساختارهای تسهیل کننده و توانمندساز، مانند اجازه دادن به ترکیب دوگانه مدیرعامل و رئیس هیئت مدیره و تعداد قابل توجهی از مدیران اجرایی در هیئت مدیره، به نفع شرکت است. بر اساس این استدلال، می توان پیش بینی کرد که حضور رئیس غیرموظف در هیئت مدیره تأثیری بر ریسک شرکت نخواهد داشت. به طور خلاصه، با استناد به نظریه های فوق، انتظار می رود استقلال رئیس هیئت مدیره بر ریسک شرکت تأثیر معناداری داشته باشد.

تحقیقات تجربی قبلی به طور انحصاری بر ارتباط بین استقلال هیئت مدیره و هزینه بدهی تمرکز کرده اند و نقش استقلال رئیس هیئت مدیره را نادیده گرفته اند (برای مثال، بوجراج و سنگوپتا، ۲۰۰۳؛ آندرسون و همکاران، ۲۰۰۴؛ ارتوگول و هگده، ۲۰۰۸؛ لورا و همکاران، ۲۰۱۱؛ بردلی و چن، ۲۰۱۵). در حالی که بوجراج و سنگوپتا (۲۰۰۳)، آندرسون و همکاران (۲۰۰۴) و ارتوگول و هگده (۲۰۰۸) یک ارتباط منفی بین استقلال هیئت مدیره و هزینه بدهی پیدا کرده اند، لورا و همکاران (۲۰۱۱) هیچ ارتباطی بین استقلال هیئت مدیره و هزینه بدهی پیدا نکرده اند. مطالعه ای جدیدتر توسط بردلی و چن (۲۰۱۵) نیز تأثیر کلی معناداری از استقلال هیئت مدیره بر هزینه بدهی پیدا نکرد. با این حال، در یک تحلیل بیشتر، آن ها نشان می دهند که استقلال هیئت مدیره هزینه بدهی را در شرایط اعتباری قوی (ضعیف) کاهش (افزایش) می دهد. اوسو و همکاران (۲۰۲۳) استدلال می کنند که حضور رئیس غیرموظف در هیئت مدیره می تواند به کاهش هزینه های بدهی شرکت منجر شود، زیرا باعث افزایش شفافیت، بهبود مدیریت ریسک و تقویت روابط با اعتباردهندگان می شود. استقلال رئیس هیئت مدیره می تواند بر فرآیندهای گزارشگری مالی نظارت کند و اطمینان حاصل کند که اطلاعات مالی به طور دقیق و به موقع ارائه می شود. این شفافیت می تواند به کاهش هزینه های بدهی کمک کند، زیرا اعتباردهندگان به شرکت هایی که اطلاعات مالی دقیق و شفاف دارند، اعتماد بیشتری دارند. با حضور یک رئیس غیرموظف، احتمال تقلب یا سوءاستفاده های مالی کاهش می یابد. این موضوع می تواند به کاهش هزینه های بدهی کمک کند، زیرا اعتباردهندگان کمتر نگران ریسک های ناشی از سوءمدیریت خواهند بود. بر این اساس استدلال می شود استقلال رئیس هیئت مدیره بر هزینه بدهی شرکت تأثیر معناداری داشته باشد.

ریسک شرکت به عنوان یکی از عوامل کلیدی در تعیین هزینه بدهی آن شناخته می شود. به طور کلی، هرچه ریسک یک شرکت بالاتر باشد، هزینه بدهی آن نیز افزایش می یابد. این به این دلیل است که اعتباردهندگان برای جبران ریسک های

بالاتر، نرخ‌های بهره بیشتری را بر روی وام‌ها و اعتباراتی که به شرکت ارائه می‌دهند، تعیین می‌کنند. ریسک‌های مختلفی مانند نوسانات درآمد، عدم اطمینان در بازار، و وضعیت مالی ضعیف می‌توانند به افزایش ریسک ادراک شده منجر شوند. به عنوان مثال، اگر یک شرکت نوسانات بازده سهام زیادی را در بازار سرمایه تجربه کند، اعتباردهندگان ممکن است نگران توانایی آن شرکت در بازپرداخت بدهی‌های خود باشند. در نتیجه، این نگرانی‌ها می‌تواند منجر به افزایش هزینه‌های بدهی شود. همچنین، شرکت‌هایی که دارای رتبه اعتبار پایین‌تری هستند یا سابقه تأخیر در پرداخت بدهی دارند، معمولاً با هزینه‌های بالاتری برای تأمین مالی مواجه می‌شوند (اوسو و همکاران، ۲۰۲۳)؛ بنابراین، با استناد به استدلال‌های فوق، انتظار می‌رود ریسک شرکت بر هزینه بدهی شرکت تأثیر معناداری داشته باشد.

تا جایی که ریسک شرکت هزینه بدهی را افزایش می‌دهد (شی، ۲۰۰۳؛ بردلی و چن، ۲۰۱۵؛ چن و همکاران، ۲۰۱۶)، انتظار می‌رود که چنین تأثیری برای شرکت‌هایی که دارای رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره هستند، کمتر مشهود باشد، زیرا دارندگان بدهی نظارت مستقل را ترجیح می‌دهند که احتمالاً ریسک شرکت را کاهش می‌دهد (لورا و همکاران، ۲۰۱۱). بنابراین احتمالاً استقلال رئیس هیئت‌مدیره اثر مثبت ریسک شرکت بر هزینه بدهی را کاهش می‌دهد. به‌طور کلی، شرکت‌هایی که دارای رئیس غیرموظف هستند می‌توانند از کاهش ریسک از طریق نظارت مستقل بهره‌مند شوند و بنابراین، انتظار می‌رود که کاهش متناسبی در هزینه بدهی وجود داشته باشد. بنابراین، انتظار می‌رود استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیر ریسک شرکت بر هزینه بدهی را تعدیل کند.

بر این اساس فرضیه‌های زیر در این پژوهش آزمون شده‌اند:

۱) استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر ریسک شرکت تأثیر معناداری دارد.

۲) استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر هزینه بدهی شرکت تأثیر معناداری دارد.

۳) ریسک شرکت بر هزینه بدهی شرکت تأثیر معناداری دارد.

۴) استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیر ریسک شرکت بر هزینه بدهی را تعدیل می‌کند.

نمونه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری هدف مطالعه حاضر کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار از سال ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۲ است و دلیل انتخاب این بازه زمانی نیز دسترسی به اطلاعات مورد نیاز آن‌ها از طریق سایت کدال و آرشیو بورس اوراق بهادار تهران است.

طبق گزارش عملکرد سالانه هیئت پذیرش بورس، در پایان سال ۱۴۰۲ تعداد ۳۸۶ شرکت در ۴۰ صنعت در بورس اوراق بهادار فعال بوده‌اند. از بین این جامعه آماری، شرکت‌هایی که شرایط بررسی را مطابق با معیارهای زیر احراز کرده‌اند، غربال شده‌اند.

۱) شرکت‌های مالی به دلیل تفاوت‌های قابل توجه در روش‌ها و شیوه‌های حسابداری و همچنین محدودیت‌های نظارتی مختلف برای این شرکت‌ها در مقایسه با همتایان غیرمالی‌شان، از جامعه آماری غربال می‌شوند. کنار گذاشتن شرکت‌های مالی به کاوش و تجزیه و تحلیل بهتر فرضیه‌ها و به جلوگیری از تحریف نتایج کمک می‌کند.

۲) شرکت‌هایی که در طول دوره مورد بررسی فعالیت خود را متوقف کرده‌اند و یا برای دوره‌ای از بورس خارج شده‌اند، به دلیل اینکه با گپ اطلاعاتی مواجه هستند، غربال می‌شوند.

۳) شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفند نبوده، به دلیل حذف اثرات فصلی، غربال می‌شوند.

۴) به منظور بهبود قابلیت مقایسه صورت‌های مالی یک شرکت با یکدیگر، شرکت‌هایی که تغییر سال مالی یا تغییر فعالیت، در طول دوره مطالعه داشته‌اند، غربال می‌شوند.

روند غربال جامعه آماری با توجه به این معیارها در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول (۱): روند غربالگری جامعه آماری

| تعداد | شرح معیارها |
|-------|--|
| ۳۸۶ | تعداد شرکتها در پایان سال ۱۴۰۲ (جامعه آماری هدف) |
| | کسر می شود: |
| (۹۱) | شرکت های مالی |
| (۸۲) | شرکت های با عدم حضور مستمر در بورس در طول دوره آماری |
| (۵۰) | شرکت های با پایان سال مالی غیر از ۲۹ اسفند |
| (۱۰) | شرکت های با تغییر سال مالی یا تغییر فعالیت |
| ۱۵۳ | شرکت های غربال شده از جامعه آماری پژوهش |

به این ترتیب پس از اعمال محدودیت های ذکر شده، تعداد ۱۵۳ شرکت به عنوان جامعه آماری غربال شده انتخاب شدند که اطلاعات مورد نیاز آنها گردآوری شد و در فایل اکسل مرتب سازی شد و سپس با انتقال به نرم افزار آماری ایویوز به آزمون فرضیه ها پرداخته شد.

روش گردآوری اطلاعات

برای جمع آوری اطلاعات و داده ها، از دو روش کتابخانه ای و اسنادی استفاده شده است. در روش کتابخانه ای، با مطالعه مقالات معتبر داخلی و خارجی، پایان نامه ها و کتاب های مرتبط، مطالب نظری لازم برای تدوین مبانی نظری پژوهش گردآوری گردیده است. علاوه بر این، در روش اسنادی، داده های مورد نیاز از منابع اینترنتی مانند بانک های اطلاعاتی که شامل اطلاعات مالی شرکت ها (صورت های مالی) هستند، جمع آوری شده است. این منابع شامل وبسایت کدال، آرشیو رسمی سازمان بورس اوراق بهادار تهران و همچنین وبسایت مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران می باشند.

تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

تعریف عملیاتی متغیرها در جدول (۲) آمده است.

جدول (۲): نحوه عملیاتی کردن متغیرها

| منبع | نحوه اندازه گیری | نماد متغیر | نام متغیر | نوع متغیر |
|--------------------------|--|------------|-------------------------|---------------|
| اوسو و همکاران (۲۰۲۳) | انحراف استاندارد بازده سالانه سهام برای یک دوره سه ساله از سال $t-2$ تا سال t | MR | ریسک شرکت | وابسته/مستقل |
| | نسبت هزینه مالی به کل بدهی | COD | هزینه بدهی | وابسته |
| | یک متغیر مجازی است و اگر رئیس هیئت مدیره، غیرموظف باشد، ارزش ۱ و در غیر این صورت ارزش صفر می گیرد. | ChIndDir | استقلال رئیس هیئت مدیره | مستقل/تعدیلگر |
| | لگاریتم طبیعی تعداد کل اعضای هیئت مدیره | BOARD | اندازه هیئت مدیره | کنترلی |
| | نسبت سود خالص به کل دارایی | ROA | سودآوری | کنترلی |
| | نسبت مجموع موجودی نقد و سرمایه گذاری کوتاه مدت به کل دارایی | CASH | نگهداشت وجه نقد | کنترلی |
| | لگاریتم طبیعی کل دارایی ها | SZE | اندازه شرکت | کنترلی |
| | نسبت مجموع ارزش بازار سهام و ارزش دفتری بدهی به کل دارایی | MTB | فرصت رشد | کنترلی |

| | | | |
|--------|-----------|-----|---------------------------|
| کنترلی | اهرم مالی | LEV | نسبت کل بدهی به کل دارایی |
|--------|-----------|-----|---------------------------|

آمار توصیفی

در این قسمت، متغیرهای پژوهش با بهره‌گیری از شاخص‌های مرکزی (میانگین و میانه)، شاخص‌های پراکندگی (حداکثر، حداقل و انحراف معیار) و معیارهای تقارن (چولگی و کشیدگی) تحلیل شده‌اند که خروجی‌های آن در جدول (۳) نمایش داده شده است. آمار توصیفی که تصویر کلی از چگونگی پراکندگی داده‌ها را برای هر متغیر ترسیم می‌کند، می‌تواند در تعمیم‌دهی یافته‌ها به سایر جامعه‌های آماری سودمند باشد. شایان ذکر است که با در نظر گرفتن ۱۵۳ شرکت نمونه و بازه زمانی ۱۱ ساله پژوهش (از ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۲)، حجم داده‌ها به ۱۶۸۳ مشاهده (سال-شرکت) بالغ می‌شود. همچنین، به دلیل وجود برخی داده‌های پرت در متغیرها، برای جلوگیری از انحراف نتایج ناشی از این مشاهدات، متغیرها در صدک‌های ۱ و ۹۹ وینزورایز شدند. داده پرت به مشاهده‌ای اطلاق می‌شود که به طور محسوسی با دیگر اعضای نمونه تفاوت داشته باشد. از آنجا که اغلب شاخص‌های آماری بر اساس تمامی مشاهدات محاسبه می‌شوند، وجود داده‌های پرت که ممکن است ناشی از خطاهای اندازه‌گیری یا نمونه‌های استثنایی جامعه باشند، می‌تواند این شاخص‌ها را به شکل چشمگیری متأثر سازد و بر نتایج آماری تأثیر نامطلوب بگذارد. به عبارت دیگر، حضور داده‌های پرت قادر است تحلیل‌ها را به شکلی نادرست منحرف کند؛ بنابراین، اکثر متخصصان تحلیل داده توصیه می‌کنند که پیش از انجام تحلیل‌های آماری، داده‌های پرت حذف شوند. بر این اساس، در این پژوهش با استفاده از روش وینزورایز کردن، مقادیر کمتر از صدک ۱ و بیشتر از صدک ۹۹ هر متغیر حذف و با مقادیر متناظر صدک ۱ و ۹۹ جایگزین شدند.

جدول (۳): آمار توصیفی

| متغیرهای کمی | | | | | | | | | |
|-------------------------|------------|---------------|----------------|---------------------|----------------|---------------------|---------------------|--------|--------|
| نام متغیر | نماد متغیر | تعداد مشاهدات | میانگین | میانه | بیشینه | کمینه | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی |
| ریسک شرکت | MR | ۱۶۸۳ | ۱.۱۷۰ | ۰.۸۰۱ | ۶.۲۱۲ | ۰.۰۶۲ | ۱.۱۵۱ | ۲.۱۶۲ | ۸.۳۲۲ |
| هزینه بدهی | COD | ۱۶۸۳ | ۰.۰۵۶ | ۰.۰۴۶ | ۰.۲۴۷ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۵۰ | ۱.۱۷۲ | ۴.۵۴۱ |
| اندازه هیئت‌مدیره | BOARD | ۱۶۸۳ | ۱.۶۱۳ | ۱.۶۰۹ | ۱.۹۴۵ | ۱.۳۸۶ | ۰.۰۳۶ | ۷.۹۵۸ | ۷۴.۷۸ |
| سودآوری | ROA | ۱۶۸۳ | ۰.۱۶۴ | ۰.۱۳۹ | ۰.۵۸۷ | -۰.۲۲۹ | ۰.۱۵۹ | ۰.۴۱۶ | ۲.۹۸۱ |
| نگهداشت وجه نقد | CASH | ۱۶۸۳ | ۰.۰۷۶ | ۰.۰۴۳ | ۰.۴۵۵ | ۰.۰۰۵ | ۰.۰۸۹ | ۲.۲۵۴ | ۸.۳۲۶ |
| اندازه شرکت | SZE | ۱۶۸۳ | ۱۵.۳۳۱ | ۱۵.۰۴۳ | ۲۱.۸۹۹ | ۱۰.۵۳۲ | ۱.۸۳۴ | ۰.۶۰۱ | ۳.۳۵۵ |
| فرصت رشد | MTB | ۱۶۸۳ | ۳.۰۸۸ | ۲.۳۸۰ | ۱۳.۲۹۰ | ۱.۰۳۳ | ۲.۱۵۶ | ۲.۱۸۵ | ۹.۰۱۷ |
| اهرم مالی | LEV | ۱۶۸۳ | ۰.۵۳۶ | ۰.۵۳۱ | ۰.۹۲۷ | ۰.۱۰۱ | ۰.۲۰۲ | -۰.۰۲۰ | ۲.۲۹۷ |
| متغیر مجازی | | | | | | | | | |
| نام متغیر | نماد متغیر | تعداد مشاهدات | فراوانی ارزش ۱ | درصد فراوانی ارزش ۱ | فراوانی ارزش ۰ | درصد فراوانی ارزش ۰ | درصد فراوانی ارزش ۰ | ارزش ۰ | ارزش ۱ |
| استقلال رئیس هیئت‌مدیره | ChIndDir | ۱۶۸۳ | ۱۴۲۲ | ۸۴.۴۹ | ۲۶۱ | ۱۵.۵۱ | ۱۵.۵۱ | ۰ | ۱ |

منبع: یافته‌های پژوهش

با استفاده از آمار توصیفی می‌توان وضعیت هر یک از متغیرها را در بین نمونه آماری به این شرح توصیف کرد:

ریسک شرکت: منظور از ریسک در اینجا ریسک بازار است که با استفاده از انحراف معیار بازده سالانه سهام برای یک دوره سه ساله اندازه‌گیری شده است و نشان‌دهنده میزان ریسک‌پذیری شرکت‌ها در بازار سرمایه است. مقدار میانگین این متغیر برابر با ۱.۱۷۰ با انحراف معیار ۱.۱۵۱ است. مقدار میانگین نشان‌دهنده متوسط سطح تغییرپذیری بازده سالانه سهام در بین شرکت‌ها و یا به عبارتی متوسط ریسک شرکت‌ها است. همچنین انحراف معیار حاکی از پراکندگی کم داده‌ها اطراف میانگین است. بیشترین و کمترین ریسک شرکت‌ها بر اساس نوسانات بازده سهام نیز به ترتیب برابر با ۶.۲۱۲ و ۰.۰۶۲ است.

هزینه بدهی: هزینه بدهی برابر با نسبت هزینه مالی به کل بدهی است و میانگین آن نشان می‌دهد که به طور متوسط هزینه بدهی شرکت‌ها برابر با ۵.۶ درصد است که با آنچه در مطالعات قبلی در ایران گزارش شده، مطابقت دارد. همچنین بیشترین هزینه بدهی ۲۴.۷ درصد و کمترین هزینه بدهی صفر مربوط به مشاهداتی است که تسهیلاتی دریافت نکرده‌اند و هزینه مالی صفر گزارش کرده‌اند. انحراف معیار نیز برابر با ۰.۵۰۰ است که نشان می‌دهد پراکندگی داده‌ها اطراف میانگین کم است.

اندازه هیئت‌مدیره: این متغیر با لگاریتم تعداد اعضای هیئت‌مدیره اندازه‌گیری شده و مقدار میانگین آن ۱.۶۱۳ است. همچنین بیشترین و کمترین این متغیر برابر با ۱.۹۴۵ و ۱.۳۸۶ است که نشان می‌دهد تعداد اعضای هیئت‌مدیره در بین مشاهدات متفاوت است.

سودآوری: با نسبت سود خالص به کل دارایی محاسبه شده است و میزان سودآوری شرکت به ازای دارایی‌های آن را نشان می‌دهد. میانگین این متغیر برابر با ۱۶۴.۰ است که نشان می‌دهد به طور متوسط سودآوری شرکت‌های منتخب ۴.۱۶ درصد بوده است. همچنین، بیشترین سودآوری ۵۸.۷ درصد و کمینه سودآوری نیز حاکی از زیان‌دهی شرکت است. انحراف معیار این متغیر برابر با ۱۵۹.۰ است که پراکندگی کم داده‌ها اطراف میانگین را نشان می‌دهد.

نگهداشت وجه نقد: از نسبت مجموع موجودی نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت (معادل وجه نقد) به کل دارایی، برای اندازه‌گیری نگهداشت وجه نقد استفاده شده است. مقدار میانگین این متغیر نشان می‌دهد که شرکت‌ها به طور متوسط، ۷.۶ درصد از دارایی‌های خود را به صورت وجه نقد و معادل وجه نقد نگهداری می‌کنند. همچنین بیشترین وجه نقد نگهداری شده برابر با ۵.۴۵ درصد و کمترین وجه نقد نگهداری شده برابر با ۵.۰ درصد است. انحراف معیار نیز برابر با ۰.۸۹۰ است که پراکندگی کم داده‌ها اطراف میانگین را نشان می‌دهد.

اندازه شرکت: با لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت در واحد میلیون ریال محاسبه شده است. میانگین این متغیر برابر با ۳۳۱.۱۵ است که متوسط اندازه شرکت یا به عبارتی متوسط لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها را نشان می‌دهد. بیشترین و کمترین مقدار لگاریتم طبیعی کل دارایی نیز به ترتیب برابر با ۸۹۹.۲۱ و ۱۰.۵۳۲ بوده‌اند.

فرصت رشد: با نسبت کیوتوبین محاسبه شده و مقدار میانگین آن (۳.۰۸۸) نشان می‌دهد که به طور متوسط فرصت‌های رشد و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در بازار سرمایه، مطلوب است. بیشترین فرصت رشد، ۱۳.۲۹۰ و کمترین فرصت رشد، ۰.۳۳۱ است که هر دو مقدار بالای ۱ و مطلوب هستند. با توجه به مقدار انحراف معیار که برابر با ۲.۱۵۶ است، پراکندگی داده‌ها اطراف میانگین زیاد است، یعنی فرصت رشد از شرکتی به شرکت دیگر تفاوت زیادی دارد.

اهرم مالی: با نسبت کل بدهی به کل دارایی محاسبه شده است. مقدار میانگین آن برابر با ۵۳۶.۰ است که نشان می‌دهد که به طور متوسط ۵۳.۶ درصد از تامین مالی شرکت‌ها از طریق ایجاد بدهی بوده است. بیشترین اهرم مالی ۹۲.۷ درصد و کمترین اهرم مالی ۱۰.۱ درصد است. انحراف معیار نیز برابر با ۲۰۲.۰ است که پراکندگی متوسط داده‌ها اطراف میانگین را نشان می‌دهد، به این معنا که مقادیر اهرم مالی از یک شرکت به شرکتی دیگر تفاوت نسبی دارد.

استقلال رئیس هیئت مدیره: یک متغیر مجازی است به این صورت که اگر رئیس هیئت مدیره غیرموظف باشد، ارزش ۱ و در غیر این صورت ارزش صفر گرفته است. بدین ترتیب مشاهده می شود ۱۴۲۲ مشاهده ارزش یک به دست آورده اند، به این معنا که در ۸۴.۴۹ درصد از مشاهدات رئیس هیئت مدیره غیرموظف بوده و دارای استقلال است. نتایج بررسی مقادیر چولگی و کشیدگی نیز نشان داد که هیچ یک از متغیرهای پژوهش از توزیع نرمال برخوردار نیستند. با این وجود، بر اساس قضیه حد مرکزی، در صورتی که حجم نمونه بیش از ۳۰ مشاهده باشد (که در این تحقیق با ۱۶۸۳ مشاهده این شرط به وضوح برقرار است)، می توان توزیع میانگین داده ها را نرمال در نظر گرفت. این قضیه بیان می کند که مجموع متغیرهای تصادفی مستقل با توزیع یکسان، به سمت توزیع نرمال همگرا می شود. بنابراین، با افزایش حجم نمونه، توزیع میانگین داده ها حتی در صورت نرمال نبودن جامعه آماری، به صورت مجانبی به توزیع نرمال نزدیک می شود و این امکان را فراهم می آورد که از آزمون های پارامتریک استفاده شود. مراجع مختلف حداقل حجم نمونه لازم برای اعمال این قضیه را بیش از ۳۰ مشاهده ذکر کرده اند. با توجه به اینکه در پژوهش های حوزه حسابداری و مالی، به ویژه در داده های ترکیبی، معمولاً با نمونه های بزرگی وجود دارد، می توان با استناد به قضیه حد مرکزی، استفاده از آزمون های پارامتریک را حتی در صورت نرمال نبودن توزیع داده ها توجیه کرد (بنی مهد و همکاران، ۱۳۹۵؛ تلخایی و همکاران، ۱۳۹۹).

آمار استنباطی

در تحلیل های استنباطی، ابتدا مانایی متغیرها ارزیابی گردیده، سپس همبستگی بین متغیرها تحلیل شده و در مرحله نهایی با به کارگیری روش های اقتصادسنجی، فرضیه های پژوهش مورد آزمون قرار گرفته اند.

بررسی مانایی متغیرها

عدم مانایی متغیرها می توانند منجر به بروز رگرسیون کاذب شده و در نتیجه، استنباط های تحقیق را دچار انحراف نمایند؛ بنابراین، ضروری است تمامی متغیرها در یک سطح مانا باشند. برای ارزیابی این پیش فرض از آزمون لوین، لین و چو (LLC) بهره گرفته شده است. یافته های حاصل از این آزمون در مقیاس سطح متغیرها در جدول (۴) ارائه گردیده است. لازم به ذکر است از آنجا که آزمون مانایی برای متغیرهای مجازی مفهوم ندارد، این آزمون برای متغیر استقلال رئیس هیئت مدیره انجام نشده است.

جدول (۴): آزمون مانایی در مقیاس سطح متغیرها

| نام متغیر | نماد متغیر | مقدار آماره | سطح معناداری | نتیجه آزمون |
|-------------------|------------|-------------|--------------|-------------|
| ریسک شرکت | MR | -۵.۲۰۶ | ۰.۰۰۰ | مانا |
| هزینه بدهی | COD | -۲۲.۵۷۳ | ۰.۰۰۰ | مانا |
| اندازه هیئت مدیره | BOARD | -۷.۴۴۴ | ۰.۰۰۰ | مانا |
| سودآوری | ROA | -۲۰.۶۹۶ | ۰.۰۰۰ | مانا |
| نگهداشت وجه نقد | CASH | -۴۳.۲۱۰ | ۰.۰۰۰ | مانا |
| اندازه شرکت | SZE | -۷.۳۲۵ | ۰.۰۰۰ | مانا |
| فرصت رشد | MTB | -۲۶.۹۱۷ | ۰.۰۰۰ | مانا |
| اهرم مالی | LEV | -۲۱.۰۸۲ | ۰.۰۰۰ | مانا |

منبع: یافته های پژوهش

نتایج آزمون مانایی نشان می‌دهد که همه متغیرها مانا در مقیاس سطح متغیر یعنی مانا از درجه صفر هستند، زیرا سطح معناداری آماره این متغیرها کوچکتر از ۰.۰۵ است؛ لذا نگرانی از بابت رگرسیون کاذب وجود ندارد.

برآورد مدل‌های رگرسیونی

پس از تأیید مانایی متغیرها و عدم وجود همخطی شدید بین متغیرهای مستقل از طریق آزمون‌های اولیه، که ایجاد رگرسیون کاذب و تحریف نتایج را به حداقل می‌رساند، مرحله برآورد مدل‌های رگرسیونی برای آزمون فرضیه‌ها آغاز می‌شود. با توجه به ساختار داده‌های ترکیبی این پژوهش، سه روش تخمین شامل روش ادغام شده (پول دیتا)، اثرات ثابت و اثرات تصادفی برای برآورد مدل‌های رگرسیونی قابل استفاده است که انتخاب روش بهینه از طریق آزمون‌های تشخیصی انجام می‌گیرد. ابتدا آزمون چاو و آماره F لیمر برای انتخاب بین روش ادغام شده یا روش پانل دیتا به کار می‌رود که اگر سطح معناداری این آزمون بزرگتر از ۰.۰۵ باشد، روش ادغام شده و در غیر این صورت روش پانل دیتا انتخاب می‌شود. در مرحله بعد، اگر روش پانل دیتا پذیرفته شود، آزمون هاسمن برای تشخیص بین اثرات ثابت یا تصادفی اجرا می‌شود اگر سطح معناداری این آزمون بزرگتر از ۰.۰۵ باشد، روش اثرات تصادفی و در غیر این صورت اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. بر اساس این فرآیند، مدل‌های نهایی برای آزمون فرضیه‌ها در بخش‌های بعدی برآورد شده‌اند.

برآورد مدل رگرسیونی اول

مدل رگرسیونی (۱) به شرح زیر به منظور آزمون فرضیه اول مورد استفاده قرار گرفته است.

$$MR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ChIndDir_{it} + \alpha_2 BOARD_{it} + \alpha_3 ROA_{it} + \alpha_4 CASH_{it} + \alpha_5 SZE_{it} + \alpha_6 MTB_{it} + \alpha_7 LEV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

فرضیه اول پژوهش بیان می‌کند استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر ریسک شرکت تأثیر معناداری دارد. ابتدا آزمون‌های تشخیصی برای این مدل انجام شده است که نتیجه آن در جدول (۵) مشاهده می‌شود.

جدول (۵): آزمون‌های تشخیصی برای مدل (۱)

| نوع آزمون | مقدار آماره | سطح معناداری | نتیجه آزمون |
|-------------|-------------|--------------|--|
| آزمون چاو | ۳.۰۵۰ | ۰.۰۰۰ | رویکرد با اثرات (پانل دیتا) مناسب است. |
| آزمون هاسمن | ۱۵۴.۰۱۸ | ۰.۰۰۰ | رویکرد با اثرات ثابت مناسب است. |

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتیجه آزمون‌های چاو و هاسمن، مشخص شد بهترین رویکرد برای برآورد مدل (۱) به منظور آزمون فرضیه اول، استفاده از روش اثرات ثابت است؛ لذا به برآورد این مدل با رویکرد اثرات ثابت پرداخته شده است که نتیجه آن در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول (۶): برآورد مدل (۱)

متغیر وابسته ریسک شرکت

| نام متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|-------------------------|--------|----------------|---------|--------------|
| ضریب ثابت | ۳.۴۲۱ | ۱.۳۲۸ | ۲.۵۷۴ | ۰.۰۲۷ |
| استقلال رئیس هیئت‌مدیره | -۰.۰۱۷ | ۰.۰۳۸ | -۰.۴۵۳ | ۰.۶۵۹ |
| اندازه هیئت‌مدیره | -۰.۸۶۵ | ۰.۳۴۲ | -۲.۵۲۹ | ۰.۰۲۹ |
| سودآوری | ۱.۰۱۲ | ۰.۱۹۰ | ۵.۳۰۰ | ۰.۰۰۰ |
| نگهداشت وجه نقد | ۰.۱۱۵ | ۰.۰۳۷ | ۳.۰۵۰ | ۰.۰۱۲ |

| | | | | |
|-------------|--------|----------------------------|--------|-------|
| اندازه شرکت | ۰.۰۸۷ | ۰.۰۸۰ | ۱.۰۸۴ | ۰.۳۰۳ |
| فرصت رشد | ۰.۰۶۱ | ۰.۰۱۷ | ۳.۵۵۴ | ۰.۰۰۵ |
| اهرم مالی | -۰.۰۴۹ | ۰.۱۶۲ | -۰.۳۰۶ | ۰.۷۶۵ |
| آماره فیشر | ۶.۰۷۹ | سطح معناداری آماره فیشر | | ۰.۰۰۰ |
| ضریب تعیین | ۰.۵۸۸ | ضریب تعیین تعدیل شده | | ۰.۵۲۴ |

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی خوبی برازش مدل (۱)

پس از تخمین هر مدل رگرسیونی، ارزیابی کیفیت برازش آن ضروری است تا بتوان نتایج را با اطمینان تحلیل نمود. سنجش کیفیت برازش مدل‌ها از طریق شاخص‌های ضریب تعیین، ضریب تعیین تعدیل‌شده و آماره فیشر صورت می‌پذیرد. ضریب تعیین بیانگر توان تبیین مدل بوده و آماره فیشر نشان‌دهنده معنی‌داری کلی مدل تخمین‌زده شده است. در این پژوهش، مقدار ضریب تعیین مدل برابر با ۰.۵۸۸ حاکی از قدرت توضیح‌دهی مناسب مدل است که بیانگر تبیین ۵۸.۸ درصدی تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل می‌باشد. نزدیکی ضریب تعیین تعدیل‌شده به مقدار ضریب تعیین، گویای انتخاب مناسب متغیرهای مستقل در مدل است. همچنین، سطح معنی‌داری آماره فیشر که کمتر از ۰.۰۵ می‌باشد، مؤید معنی‌داری کلی مدل برآورد شده است. با توجه به این شاخص‌ها که همگی حاکی از برازش مطلوب مدل هستند، می‌توان با اطمینان به تحلیل ضرایب و تفسیر یافته‌های پژوهش پرداخت.

تفسیر آماری نتایج مدل (۱)

نتایج تجربی نشان می‌دهد که استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیر معناداری بر ریسک شرکت ندارد، زیرا سطح معناداری آماره t این متغیر برابر با ۶۵۹.۰ و از سطح خطای ۱۰.۰ بزرگ‌تر است، در نتیجه این فرضیه پذیرفته نمی‌شود. اگرچه ضریب استقلال رئیس هیئت‌مدیره به صورت منفی است ولی از لحاظ آماری معنادار نیست؛ بنابراین، توجه و اهمیت اقتصادی ندارد. دلیل این نتیجه را می‌توان این‌طور تفسیر کرد که ریسک شرکت تحت تأثیر عوامل متعددی قرار دارد که فراتر از ساختار حکمرانی شرکتی هستند، از جمله وضعیت بازار، شرایط اقتصادی، نوع صنعت و استراتژی‌های تجاری؛ بنابراین، این نتیجه نشان می‌دهد حتی اگر رئیس هیئت‌مدیره مستقل باشد، ممکن است این استقلال به تهنایی نتواند ریسک بازار شرکت را کاهش دهد.

سایر نتایج به این شرح است:

اندازه هیئت‌مدیره در سطح خطای ۵ درصد و با اطمینان ۹۵ درصد تأثیر منفی و معناداری بر ریسک شرکت دارد، به طوری که با یک واحد افزایش در اندازه هیئت‌مدیره، ریسک شرکت به میزان ۸۶۵.۰ واحد کاهش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد در محیط ایران هیئت‌مدیره‌های بزرگ‌تر می‌توانند تصمیم‌گیری‌های بهتری داشته باشند و ریسک‌های مرتبط با مدیریت را کاهش دهند. این امر ممکن است به دلیل تنوع دیدگاه‌ها و تخصص‌های بیشتر در هیئت‌مدیره باشد که به بهبود نظارت و مدیریت ریسک کمک می‌کند.

سودآوری در سطح خطای ۱ درصد و با اطمینان ۹۹ درصد تأثیر مثبت و معناداری بر ریسک شرکت دارد، به طوری که با یک واحد افزایش سودآوری، ریسک شرکت به میزان ۱۰.۱۲ واحد افزایش می‌یابد. با توجه به اینکه ریسک شرکت با نوسانات بازده سالانه سهام سنجیده شده است، این نتیجه به این معناست که افزایش سودآوری می‌تواند منجر به افزایش نوسانات در قیمت سهام شود. به عبارت دیگر، وقتی سودآوری شرکت افزایش می‌یابد، ممکن است انتظارات

سرمایه‌گذاران و سهامداران از بازده آینده نیز افزایش یابد که می‌تواند به نوسانات شدیدتر در قیمت سهام منجر شود. این نوسانات ممکن است ناشی از هیجانات بازار، واکنش سریع سرمایه‌گذاران به اخبار مثبت یا منفی، و تغییرات در انتظارات کلی اقتصادی باشد. افزایش ریسک در این زمینه می‌تواند نشان‌دهنده عدم قطعیت بیشتر در بازده‌های آینده باشد، که ممکن است به دلیل تغییرات در عملکرد مالی، تصمیم‌گیری‌های مدیریتی یا شرایط بازار ایجاد شود. در نتیجه، هرچند سودآوری می‌تواند نشانه‌ای از سلامت مالی شرکت باشد، اما در عین حال می‌تواند منجر به افزایش انتظارات و نوسانات بازار شود که ریسک کلی شرکت را افزایش می‌دهد.

نگهداشت وجه نقد در سطح خطای ۵ درصد و با اطمینان ۹۵ درصد تأثیر مثبت و معناداری بر ریسک شرکت دارد، به طوری که با یک واحد افزایش نگهداشت وجه نقد، ریسک شرکت به میزان ۰.۱۱۵ واحد افزایش می‌یابد. این نتیجه می‌تواند به دلیل تأخیر در سرمایه‌گذاری‌های استراتژیک، نوسانات مالی ناشی از عدم تخصیص بهینه منابع و افزایش عدم اطمینان در بازار باشد. به عبارت دیگر، نگهداشت وجه نقد بالا ممکن است نشانه‌ای از مشکلات داخلی یا عدم اطمینان در مورد استراتژی‌های آینده شرکت باشد که در نهایت به افزایش ریسک کلی آن منجر می‌شود.

فرصت رشد در سطح خطای ۱ درصد و با اطمینان ۹۹ درصد تأثیر مثبت و معناداری بر ریسک شرکت دارد، به طوری که با یک واحد افزایش در فرصت رشد، ریسک شرکت به میزان ۰.۰۶۱ واحد افزایش می‌یابد. این نتیجه می‌تواند به این دلیل باشد که فرصت‌های رشد معمولاً با نوسانات و عدم قطعیت بیشتری همراه هستند، زیرا شرکت‌ها ممکن است برای بهره‌برداری از این فرصت‌ها نیاز به سرمایه‌گذاری‌های بزرگ و ریسک‌پذیر داشته باشند. همچنین، انتظارات بالای بازار نسبت به رشد آینده ممکن است به نوسانات در قیمت سهام و فشارهای رقابتی منجر شود، که در مجموع ریسک کلی شرکت را افزایش می‌دهد.

اندازه شرکت و اهرم مالی تأثیر معناداری بر ریسک شرکت نداشتند، زیرا سطح معناداری آماره t این متغیرها بزرگ‌تر از ۰.۰۵ است؛ لذا ضریب آن‌ها اهمیت آماری و توجیه اقتصادی ندارد.

برآورد مدل رگرسیونی دوم

مدل رگرسیونی (۲) به شرح زیر به منظور آزمون فرضیه دوم مورد استفاده قرار گرفته است.

$$COD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ChIndDir_{it} + \alpha_2 BOARD_{it} + \alpha_3 ROA_{it} + \alpha_4 CASH_{it} + \alpha_5 SZE_{it} + \alpha_6 MTB_{it} + \alpha_7 LEV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

فرضیه دوم پژوهش بیان می‌کند استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر هزینه بدهی شرکت تأثیر معناداری دارد. ابتدا آزمون‌های تشخیصی برای این مدل انجام شده است که نتیجه آن در جدول (۷) مشاهده می‌شود.

جدول (۷): آزمون‌های تشخیصی برای مدل (۲)

| نوع آزمون | مقدار آماره | سطح معناداری | نتیجه آزمون |
|-------------|-------------|--------------|--|
| آزمون چاو | ۱۴.۴۳۲ | ۰.۰۰۰ | رویکرد با اثرات (پانل دیتا) مناسب است. |
| آزمون هاسمن | ۶۴.۱۷۹ | ۰.۰۰۰ | رویکرد با اثرات ثابت مناسب است. |

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتیجه آزمون‌های چاو و هاسمن مشخص شد که بهترین رویکرد برای برآورد مدل (۲)، استفاده از روش اثرات ثابت است؛ لذا به برآورد این مدل با رویکرد اثرات ثابت پرداخته شده است که نتیجه آن در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول (۸): برآورد مدل (۲)

متغیر وابسته هزینه بدهی شرکت

| نام متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|-------------------------|---------|----------------|-------------------------|--------------|
| ضریب ثابت | ۰.۲۳۹ | ۰.۰۵۱ | ۴.۶۴۲ | ۰.۰۰۰ |
| استقلال رئیس هیئت مدیره | -۰.۰۰۳ | ۰.۰۰۱ | -۱.۹۸۷ | ۰.۰۴۴ |
| اندازه هیئت مدیره | -۰.۰۲۳ | ۰.۰۲۶ | -۰.۸۸۳ | ۰.۳۹۷ |
| سودآوری | -۰.۰۲۷ | ۰.۰۰۴ | -۵.۹۱۸ | ۰.۰۰۰ |
| نگهداشت وجه نقد | -۰.۰۲۷ | ۰.۰۰۶ | -۴.۳۴۱ | ۰.۰۰۱ |
| اندازه شرکت | -۰.۰۰۸ | ۰.۰۰۱ | -۶.۵۷۵ | ۰.۰۰۰ |
| فرصت رشد | -۰.۰۰۰۵ | ۰.۰۰۰۱ | -۳.۶۶۴ | ۰.۰۰۴ |
| اهرم مالی | -۰.۰۰۵ | ۰.۰۰۴ | -۱.۲۶۹ | ۰.۲۳۳ |
| آماره فیشر | ۳۱.۶۰۰ | | سطح معناداری آماره فیشر | ۰.۰۰۰ |
| ضریب تعیین | ۰.۷۶۷ | | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰.۷۴۳ |

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی خوبی برازش مدل (۲)

نتایج تحلیل نشان می‌دهد مدل برآورد شده از قدرت تبیین بالایی برخوردار است، به طوری که ۷۶.۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد. نزدیکی مقادیر ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده حاکی از آن است که متغیرهای انتخاب شده در مدل از تناسب و کفایت لازم برخوردارند. از سوی دیگر، سطح معناداری کمتر از ۰.۰۵ برای آماره فیشر، بیانگر معناداری آماری کل مدل برآوردی می‌باشد. این شواهد همگی دلالت بر برازش مطلوب مدل داشته و امکان تفسیر معتبر یافته‌ها و ضرایب حاصل از مدل را فراهم می‌سازند.

تفسیر آماری نتایج مدل (۲)

با توجه به اینکه سطح معناداری آماره t متغیر استقلال رئیس هیئت مدیره برابر با ۰.۰۴۴ و کوچک‌تر از ۰.۰۵ است، در نتیجه این متغیر در سطح خطای ۵ درصد تأثیر معناداری بر هزینه بدهی دارد؛ بنابراین، فرضیه دوم با اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. ضریب استقلال رئیس هیئت مدیره نیز برابر با -۰.۰۰۳ است که نشان می‌دهد استقلال رئیس هیئت مدیره تأثیر منفی و معناداری بر هزینه بدهی شرکت دارد، به این معنا که در صورت وجود رئیس غیرموظف در هیئت مدیره، هزینه بدهی شرکت‌ها به میزان ۰.۰۰۳ واحد کاهش می‌یابد. این نتیجه نشان‌دهنده اهمیت استقلال در ساختار حکمرانی شرکتی است. وجود یک رئیس غیرموظف در هیئت مدیره به معنای وجود یک نهاد نظارتی مستقل و بی‌طرف است که می‌تواند به طور مؤثری بر مدیریت شرکت نظارت کند و از منافع سهامداران دفاع کند. این استقلال باعث ایجاد اعتماد بیشتر در بین اعتباردهندگان می‌شود، زیرا آن‌ها مطمئن می‌شوند که تصمیمات مالی و استراتژیک شرکت تحت نظارت مستقل قرار دارد و احتمال تعارض منافع کاهش می‌یابد. به دنبال این اعتماد، اعتباردهندگان به شرکت‌های با رئیس غیرموظف به عنوان گزینه‌های سرمایه‌گذاری با ریسک کمتر نگاه می‌کنند و بنابراین هزینه بدهی آن‌ها کاهش می‌یابد. این یافته به حمایت از نظریه‌های حکمرانی شرکتی کمک می‌کند که بر اهمیت ساختارهای نظارتی مؤثر در بهبود عملکرد مالی و کاهش هزینه‌های تأمین مالی تأکید دارند.

سایر نتایج به این شرح است:

سودآوری در سطح خطای ۱ درصد و با اطمینان ۹۹ درصد تأثیر منفی و معناداری بر هزینه بدهی دارد، به طوری که با یک واحد افزایش سودآوری، هزینه بدهی شرکت به میزان ۰.۲۷۰ واحد کاهش می‌یابد. وقتی که یک شرکت سودآوری بیشتری دارد، اعتبار و اعتماد سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان به آن افزایش می‌یابد، که این امر به کاهش نرخ بهره‌ای که شرکت باید برای تأمین مالی از طریق بدهی پرداخت کند، کمک می‌کند؛ بنابراین، شرکت‌های سودآور می‌توانند با هزینه کمتری از منابع مالی خارجی استفاده کنند، زیرا ریسک مرتبط با آن‌ها برای اعتباردهندگان پایین‌تر ارزیابی می‌شود.

نگهداشت وجه نقد در سطح خطای ۱ درصد و با اطمینان ۹۹ درصد تأثیر منفی و معناداری بر هزینه بدهی دارد، به طوری که با یک واحد افزایش نگهداشت وجه نقد، هزینه بدهی شرکت به میزان ۰.۲۷۰ واحد کاهش می‌یابد. زیرا هنگامی که یک شرکت وجه نقد بیشتری را نگهداری می‌کند، توانایی مالی آن برای پوشش هزینه‌های جاری و تعهدات مالی بالاتر می‌رود. نگهداشت وجه نقد به عنوان یک سپر مالی عمل می‌کند که ریسک نکول را برای اعتباردهندگان کاهش می‌دهد. در نتیجه، اعتباردهندگان ممکن است هزینه‌های بدهی را کاهش دهند، زیرا احساس می‌کنند که شرکت از ثبات مالی بیشتری برخوردار است و توانایی بیشتری برای بازپرداخت بدهی‌های خود دارد.

اندازه شرکت در سطح خطای ۱ درصد و با اطمینان ۹۹ درصد تأثیر منفی و معناداری بر هزینه بدهی دارد، به طوری که با یک واحد افزایش در اندازه شرکت، هزینه بدهی شرکت به میزان ۰.۰۸۰ واحد کاهش می‌یابد. این نتیجه به این دلیل است که شرکت‌های بزرگ‌تر معمولاً دارای اعتبار بالاتری در بازار هستند و به دلیل مقیاس عملیاتی خود، ریسک کمتری را برای اعتباردهندگان به همراه دارند. شرکت‌های بزرگ‌تر معمولاً دارای منابع مالی بیشتر، تنوع در محصولات و خدمات و پایگاه مشتری وسیع‌تری هستند که باعث می‌شود آن‌ها در مواجهه با نوسانات اقتصادی و بازار، پایدارتر عمل کنند. این ثبات مالی و قابلیت پیش‌بینی درآمدها، اعتماد اعتباردهندگان را افزایش می‌دهد و در نتیجه نرخ بهره‌ای که شرکت باید برای تأمین مالی از طریق بدهی پرداخت کند، کاهش می‌یابد.

فرصت رشد در سطح خطای ۱ درصد و با اطمینان ۹۹ درصد تأثیر منفی و معناداری بر هزینه بدهی دارد، به طوری که با یک واحد افزایش در فرصت رشد، هزینه بدهی شرکت به میزان ۰.۰۵۰ واحد کاهش می‌یابد. شرکت‌هایی که فرصت‌های رشد بیشتری دارند، معمولاً دارای پتانسیل بالاتری برای تولید درآمد و سود در آینده هستند. اعتباردهندگان به این شرکت‌ها به عنوان سرمایه‌گذاری با ریسک کمتر نگاه می‌کنند، زیرا انتظار دارند که این شرکت‌ها بتوانند به خوبی از فرصت‌های رشد خود بهره‌برداری کنند و در نتیجه به سادگی بدهی‌های خود را پرداخت کنند.

اندازه هیئت‌مدیره و اهرم مالی تأثیر معناداری بر هزینه بدهی شرکت نداشتند، زیرا سطح معناداری آماره t این متغیرها بزرگ‌تر از ۰.۰۵ است؛ لذا ضریب آن‌ها اهمیت آماری و توجیه اقتصادی ندارد.

برآورد مدل رگرسیونی سوم

مدل رگرسیونی (۳) به شرح زیر به منظور آزمون فرضیه سوم و چهارم مورد استفاده قرار گرفته است.

$$COD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MR_{it} + \alpha_2 ChIndDir_{it} + \alpha_3 MR_{it} \times ChIndDir_{it} + \alpha_4 BOARD_{it} + \alpha_5 ROA_{it} + \alpha_6 CASH_{it} + \alpha_7 SZE_{it} + \alpha_8 MTB_{it} + \alpha_9 LEV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

فرضیه سوم پژوهش بیان می‌کند ریسک شرکت بر هزینه بدهی شرکت تأثیر معناداری دارد و فرضیه چهارم پژوهش بیان می‌کند استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیر ریسک شرکت بر هزینه بدهی را تعدیل می‌کند.

ابتدا آزمون‌های تشخیصی برای این مدل انجام شده است که نتیجه آن در جدول (۹) مشاهده می‌شود.

جدول (۹): آزمون‌های تشخیصی برای مدل (۳)

| نوع آزمون | مقدار آماره | سطح معناداری | نتیجه آزمون |
|-------------|-------------|--------------|--|
| آزمون چاو | ۱۴.۴۰۳ | ۰.۰۰۰ | رویکرد با اثرات (پانل دیتا) مناسب است. |
| آزمون هاسمن | ۶۸.۰۰۳ | ۰.۰۰۰ | رویکرد با اثرات ثابت مناسب است. |

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتیجه آزمون‌های چاو و هاسمن مشخص شد که بهترین رویکرد برای برآورد مدل (۳)، استفاده از روش اثرات ثابت است؛ لذا به برآورد این مدل با رویکرد اثرات ثابت پرداخته شده است که نتیجه آن در جدول (۱۰) گزارش شده است.

جدول (۱۰): برآورد مدل (۳)

متغیر وابسته هزینه بدهی شرکت

| نام متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|---|--------|----------------|-------------------------|--------------|
| ضریب ثابت | ۰.۲۳۲ | ۰.۰۴۹ | ۴.۷۰۰ | ۰.۰۰۰ |
| ریسک شرکت | ۰.۲۲۶ | ۰.۰۵۸ | ۳.۸۹۰ | ۰.۰۰۳ |
| استقلال رئیس هیئت‌مدیره | -۰.۰۰۸ | ۰.۰۰۴ | -۲.۱۷۸ | ۰.۰۲۹ |
| تعامل ریسک شرکت و استقلال رئیس هیئت‌مدیره | -۰.۰۰۲ | ۰.۰۰۱ | -۲.۰۱۹ | ۰.۰۴۱ |
| اندازه هیئت‌مدیره | -۰.۰۲۱ | ۰.۰۲۶ | -۰.۸۱۳ | ۰.۴۳۴ |
| سودآوری | -۰.۰۲۶ | ۰.۰۰۴ | -۵.۷۰۹ | ۰.۰۰۰ |
| نگهداشت وجه نقد | -۰.۰۲۶ | ۰.۰۰۶ | -۴.۱۶۸ | ۰.۰۰۱ |
| اندازه شرکت | -۰.۰۰۸ | ۰.۰۰۱ | -۶.۸۶۰ | ۰.۰۰۰ |
| فرصت رشد | -۰.۰۰۴ | ۰.۰۰۰۱ | -۳.۲۲۶ | ۰.۰۰۹ |
| اهرم مالی | -۰.۰۰۵ | ۰.۰۰۴ | -۱.۴۷۶ | ۰.۱۷۰ |
| آماره فیشر | ۳۱.۵۶۴ | | سطح معناداری آماره فیشر | ۰.۰۰۰ |
| ضریب تعیین | ۰.۷۶۹ | | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰.۷۴۵ |

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی خوبی برازش مدل (۳)

نتایج تحلیل نشان می‌دهد مدل برآوردشده از قدرت تبیین بالایی برخوردار است، به طوری که ۹.۷۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد. نزدیکی مقادیر ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده حاکی از آن است که متغیرهای انتخاب‌شده در مدل از تناسب و کفایت لازم برخوردارند. از سوی دیگر، سطح معناداری کمتر از ۰.۰۵ برای آماره فیشر، بیانگر معناداری آماری کل مدل برآوردی می‌باشد. این شواهد همگی دلالت بر برازش مطلوب مدل داشته و امکان تفسیر معتبر یافته‌ها و ضرایب حاصل از مدل را فراهم می‌سازند.

تفسیر آماری نتایج مدل (۳)

با توجه به اینکه سطح معناداری آماره t متغیر ریسک برابر با ۰.۰۰۳ و کوچک‌تر از ۰.۰۱ است، در نتیجه این متغیر در سطح خطای ۱ درصد تأثیر معناداری بر هزینه بدهی دارد؛ بنابراین، فرضیه سوم با اطمینان ۹۹ درصد پذیرفته می‌شود. ضریب ریسک شرکت نیز برابر با ۰.۲۲۶ است که نشان می‌دهد ریسک شرکت تأثیر مثبت و معناداری بر هزینه بدهی

شرکت دارد، به این معنا که با افزایش یک واحد ریسک شرکت، هزینه بدهی به میزان ۰.۲۲۶ واحد افزایش می‌یابد. این نتیجه بیانگر این است که اعتباردهندگان به طور طبیعی ریسک‌های مختلفی را که ممکن است یک شرکت با آن‌ها مواجه شود، ارزیابی می‌کنند. هنگامی که ریسک شرکت افزایش می‌یابد، این امر به معنای احتمال بالاتر نکول و عدم توانایی شرکت در بازپرداخت بدهی‌های خود است. به همین دلیل، اعتباردهندگان برای جبران این ریسک اضافی، نرخ‌های بهره بالاتری را درخواست می‌کنند.

با توجه به اینکه سطح معناداری آماره t متغیر تعاملی ریسک شرکت و استقلال رئیس هیئت‌مدیره برابر با ۰.۰۴۱ و کوچک‌تر از ۰.۰۵ است، در نتیجه این متغیر تعاملی در سطح خطای ۵ درصد تأثیر معناداری بر هزینه بدهی دارد؛ بنابراین، فرضیه چهارم با اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته و مشخص شد استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیر ریسک شرکت بر هزینه بدهی را به طور معناداری تعدیل می‌کند. ضریب تعاملی نیز برابر با ۰.۰۰۲- است که نشان می‌دهد استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیر مثبت ریسک شرکت بر هزینه بدهی را معکوس کرده و آن را به میزان ۰.۰۰۲ واحد کاهش می‌دهد. به این معنا که در شرکت‌های با ریسک بالا، اگر رئیس هیئت‌مدیره غیرموظف و از استقلال برخوردار باشد، هزینه بدهی کاهش می‌یابد.

همچنین در این مدل بار دیگر مشخص شد استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیر منفی و معناداری بر هزینه بدهی شرکت‌ها دارد که استحکام نتایج را نشان می‌دهد.

نتیجه آزمون فرضیه‌ها

نتیجه آزمون فرضیه‌ها به صورت خلاصه در جدول (۱۱) مشاهده می‌شود.

جدول (۱۱): خلاصه نتیجه آزمون فرضیه‌ها

| نتیجه | سطح معناداری | آماره t | ضریب | مسیر فرضیه | | |
|-------|--------------|-----------|--------|-------------|-------------------------|-------------------------|
| | | | | متغیر مستقل | متغیر تعدیلگر | متغیر وابسته |
| رد | ۰.۶۵۹ | -۰.۴۵۳ | -۰.۰۱۷ | ریسک شرکت | --- | استقلال رئیس هیئت‌مدیره |
| تایید | ۰.۰۴۴ | -۱.۹۸۷ | -۰.۰۰۳ | هزینه بدهی | --- | استقلال رئیس هیئت‌مدیره |
| تایید | ۰.۰۰۳ | ۳.۸۹۰ | ۰.۲۲۶ | هزینه بدهی | ---- | ریسک شرکت |
| تایید | ۰.۰۴۱ | -۲.۰۱۹ | -۰.۰۰۲ | هزینه بدهی | استقلال رئیس هیئت‌مدیره | ریسک شرکت |

با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌ها مشخص شد در محیط بازار سرمایه ایران، استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیر معناداری بر ریسک شرکت که با نوسانات بازده سهام اندازه‌گیری شده، ندارد که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه برای ارزیابی قیمت سهام به استقلال رئیس هیئت‌مدیره توجه چندانی ندارند. این نتیجه ممکن است به این دلیل باشد که عوامل موثر بر ریسک شرکت از منظر بازار سرمایه فراتر از ساختار حکمرانی شرکتی است. با این حال، مشخص شد استقلال رئیس هیئت‌مدیره با کاهش هزینه بدهی شرکت‌ها همراه است که نشان می‌دهد در محیط اعتباری ایران، اعتباردهندگان برای ارزیابی شرکت‌ها به منظور قیمت‌گذاری بدهی به استقلال رئیس هیئت‌مدیره توجه می‌کنند که نشان‌دهنده اهمیت وضعیت حاکمیت شرکتی برای اعتباردهندگان است. بعلاوه، مشخص شد ریسک شرکت با افزایش هزینه بدهی برای شرکت‌ها همراه است، ولی اگر هیئت‌مدیره شرکت دارای رئیس غیرموظف باشد، می‌تواند اثر نامطلوب

ریسک بر هزینه بدهی را کاهش دهد که باز نشان‌دهنده اهمیت وضعیت حاکمیت شرکتی برا اعتباردهندگان در محیط ایران است.

تفسیر فرضیه‌ها

فرضیه اول) استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر ریسک شرکت تأثیر معناداری دارد.

این فرضیه با توجه به آزمون‌های آماری مورد تایید قرار نگرفت و مشخص شد در بازار سرمایه ایران، استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر ریسک شرکت‌ها که با نوسانات بازده سالانه سهام سنجیده شده، تأثیر معناداری ندارد؛ بنابراین، استقلال رئیس هیئت‌مدیره در ارزیابی وضعیت شرکت‌ها و قیمت‌گذاری سهام مورد توجه سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ایران قرار نمی‌گیرد و این فرضیه رد می‌شود.

این نتیجه می‌تواند به چندین عامل مرتبط باشد که نشان می‌دهند استقلال رئیس هیئت‌مدیره ممکن است به طور مستقیم بر ریسک شرکت تأثیر نگذارد. یکی از دلایل ممکن این است که ریسک شرکت تحت تأثیر عوامل متعددی قرار دارد که فراتر از ساختار حکمرانی شرکتی هستند، از جمله وضعیت بازار، شرایط اقتصادی، نوع صنعت و استراتژی‌های تجاری؛ بنابراین، حتی اگر رئیس هیئت‌مدیره مستقل باشد، ممکن است این استقلال به تنهایی نتواند ریسک‌های مرتبط با فعالیت‌های تجاری و مالی شرکت را کاهش دهد. در نتیجه سرمایه‌گذاران در ارزیابی شرکت و قیمت‌گذاری سهام، این مکانیسم را در نظر نمی‌گیرند و تأثیری بر ریسک شرکت نخواهد داشت. علاوه بر این، ممکن است در برخی از شرکت‌ها، استقلال رئیس هیئت‌مدیره به طور مؤثری در تصمیم‌گیری‌ها و استراتژی‌های مدیریت انعکاس نیابد، به طوری که تغییرات در ساختار حکمرانی نتواند به تغییرات قابل توجهی در ریسک‌های سیستماتیک یا غیرسیستماتیک منجر شود. این امر می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که ریسک‌های شرکت بیشتر ناشی از عوامل داخلی و خارجی پیچیده‌تری هستند که نیاز به توجه و مدیریت جامع‌تری دارند و نمی‌توان تنها به تغییر در ساختار هیئت‌مدیره اتکا کرد. به عبارت دیگر، استقلال رئیس هیئت‌مدیره ممکن است عامل مهمی در حکمرانی شرکتی باشد، اما به تنهایی نمی‌تواند به طور معناداری بر ریسک شرکت از منظر بازار سرمایه تأثیر بگذارد. همچنین، از منظر تئوری سرپرستی، مدیران، صادق و غیرفرضیه طلب هستند و غیرموظف بودن رئیس هیئت‌مدیره احتمالاً تنها یک تاکتیک مدیریتی نمادین برای برآورده کردن الزامات قانونی است که سرمایه‌گذاران کاملاً به آن واقف هستند و تأثیری بر ریسک شرکت ندارد.

این نتیجه با یافته‌های شی و کانلی (۲۰۱۸) هم‌راستا است ولی با یافته‌های اوسو و همکاران (۲۰۲۳) در تضاد است. در محیط ایران نیز پژوهشی که بر روی استقلال رئیس هیئت‌مدیره تمرکز داشته باشد، مشاهده نشد و پژوهش‌های موجود تنها پیامدهای استقلال هیئت‌مدیره را بررسی کرده‌اند. به عنوان مثال، هوشمند و یعقوبی منطری (۱۴۰۲) دریافتند که بین استقلال هیئت‌مدیره و ریسک‌پذیری شرکت ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. در حالی که، حمیدیان و همکاران (۱۴۰۰) دریافتند استقلال هیئت‌مدیره بر ریسک‌پذیری بانک‌ها تأثیر معنادار و منفی دارد؛ بنابراین، پژوهش داخلی جهت تطبیق کامل نتایج وجود ندارد.

فرضیه دوم) استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر هزینه بدهی شرکت تأثیر معناداری دارد.

این فرضیه با توجه به آزمون‌های آماری مورد تایید قرار گرفت و مشخص شد استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیر معنادار و منفی بر هزینه بدهی شرکت دارد؛ به این معنا که حضور رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره با کاهش هزینه بدهی شرکت‌ها همراه است.

حضور یک رئیس غیرموظف در ساختار هیئت‌مدیره نشان‌دهنده وجود نهاد نظارتی مستقل و بی‌طرف است که می‌تواند عملکرد مدیریت شرکت را به شکلی کارآمد زیر نظر بگیرد و از حقوق و منافع سهامداران به صورت مؤثر محافظت کند.

این استقلال نه تنها باعث تقویت اعتماد ذی نفعان می شود، بلکه موجب افزایش اطمینان اعتباردهندگان نیز می گردد، چرا که آن ها اطمینان حاصل می کنند تصمیمات کلان مالی و راهبردی شرکت تحت نظارت دقیق و عاری از تعارض منافع اتخاذ می شود، زیرا مطابق با تئوری نمایندگی مدیرعامل ممکن است، رفتارهای فرصت طلبانه داشته باشند ولی استقلال رئیس غیرموظف می تواند نظارت قوی ایجاد کند و رفتارهای فرصت طلبانه مدیرعامل را محدود کند. این افزایش اعتماد، نگرش اعتباردهندگان را به شرکت های دارای رئیس هیئت مدیره غیرموظف به صورت مثبت تغییر می دهد و آن ها را به عنوان گزینه های کم ریسک تر در نظر می گیرند. در نتیجه، این امر منجر به کاهش هزینه تأمین مالی از طریق بدهی برای چنین شرکت هایی می شود. علاوه بر این، حضور یک رئیس غیرموظف می تواند سطح شفافیت مالی را ارتقا دهد، مکانیسم های مدیریت ریسک را بهبود بخشد و ارتباط با اعتباردهندگان را تقویت کند. یکی از مزایای کلیدی استقلال رئیس هیئت مدیره، نظارت مؤثر بر فرآیندهای گزارشگری مالی است که باعث می شود اطلاعات مالی با دقت بالا در اختیار ذی نفعان قرار گیرد. این شفافیت اطلاعاتی با جلب اعتماد اعتباردهندگان به کاهش هزینه های بدهی منجر می شود، زیرا ارائه گزارش های مالی دقیق و قابل اتکا، ریسک عدم قطعیت را برای آن ها کاهش می دهد. همچنین، مطابق با تئوری نمایندگی وجود چنین نظارتی احتمال بروز تخلفات مالی یا سوءاستفاده از منابع شرکت را به حداقل می رساند و در نتیجه، نگرانی اعتباردهندگان درباره ریسک های ناشی از سوءمدیریت یا فساد مالی کاهش می یابد. بنابراین، ملاحظه می شود در محیط ایران برخلاف بازار سرمایه که استقلال رئیس هیئت مدیره را در ارزیابی خود نادیده می گیرند، بازار اعتباری و بانکی به صورت ویژه ای بر استقلال رئیس هیئت مدیره به عنوان یکی از مکانیسم های کلیدی حاکمیت شرکتی تمرکز دارد. این نهادها پیش از تعیین نرخ بهره و شرایط اعطای تسهیلات، میزان استقلال و کیفیت نظارت در هیئت مدیره را ارزیابی می کنند و بر همین اساس، بدهی شرکت را قیمت گذاری می کنند. این رویکرد نشان می دهد که ساختار حاکمیت شرکتی، به ویژه نقش رئیس غیرموظف، تأثیر مستقیمی بر تصمیم گیری های اعتباردهندگان و در نهایت بر هزینه تأمین مالی در محیط ایران شرکت دارد.

این نتیجه با یافته های اوسو و همکاران (۲۰۲۳) هم راستا است. پژوهش های داخل ایران بیشتر بر روی استقلال هیئت مدیره و تأثیرش بر هزینه بدهی تمرکز داشته اند و مفهوم استقلال رئیس هیئت مدیره را نادیده گرفته اند. به عنوان مثال، آشوق (۱۴۰۴) و تقوی (۱۴۰۳) دریافتند که استقلال هیئت مدیره تأثیر معناداری بر هزینه بدهی شرکت ها دارد.

فرضیه سوم) ریسک شرکت بر هزینه بدهی شرکت تأثیر معناداری دارد.

این فرضیه با توجه به آزمون های آماری مورد تایید قرار گرفت و مشخص شد ریسک شرکت تأثیر معنادار و مثبت بر هزینه بدهی شرکت دارد؛ به این معنا که با افزایش ریسک شرکت، هزینه بدهی شرکت ها افزایش می یابد.

ریسک شرکت یکی از مؤلفه های اساسی در محاسبه هزینه بدهی محسوب می شود که تأثیر مستقیمی بر شرایط اعطای تسهیلات مالی دارد. به طور کلی، رابطه مستقیمی بین سطح ریسک شرکت و هزینه بدهی آن وجود دارد، به این معنا که با افزایش ریسک های عملیاتی و مالی، نرخ بهره مطالبه شده توسط اعتباردهندگان نیز افزایش می یابد. این پدیده ناشی از تمایل اعتباردهندگان به دریافت صرفه ریسک است که به عنوان جبرانی برای پذیرش عدم اطمینان بیشتر در بازپرداخت بدهی ها در نظر گرفته می شود. انواع ریسک های شرکت می تواند بر سطح ریسک ادراک شده از سوی اعتباردهندگان تأثیر بگذارد، از جمله ریسک بازار. به عنوان مثال، شرکت هایی که با تغییرات شدید در بازده سهام مواجه هستند، با نرخ های بهره بالاتری برای تأمین مالی روبه رو می شوند، زیرا اعتباردهندگان احتمال بالاتری را برای عدم توانایی شرکت در ایفای تعهدات خود قائل می شوند. هنگامی که ریسک شرکت افزایش می یابد، این امر به معنای احتمال بالاتر نکول و عدم توانایی شرکت در بازپرداخت بدهی های خود است. به همین دلیل، اعتباردهندگان برای جبران این ریسک اضافی، نرخ های بهره بالاتری را درخواست می کنند. این نتیجه با یافته های اوسو و همکاران (۲۰۲۳) هم راستا است.

فرضیه چهارم) استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیر ریسک شرکت بر هزینه بدهی را تعدیل می‌کند.

این فرضیه با توجه به آزمون‌های آماری مورد تایید قرار گرفت و مشخص شد استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیر ریسک شرکت بر هزینه بدهی را تعدیل می‌کند، به طوری که تأثیر مثبت ریسک شرکت بر هزینه بدهی در شرکت‌هایی که دارای رئیس هیئت‌مدیره غیرموظف است، کاهش می‌یابد یا به عبارتی استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیر مثبت ریسک شرکت بر هزینه بدهی را تضعیف می‌کند.

یافته‌ها حاکی از آن است که وجود رئیس هیئت‌مدیره غیرموظف به عنوان یک مکانیسم نظارتی مؤثر عمل می‌کند و از طریق افزایش شفافیت، بهبود حاکمیت شرکتی و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، تأثیر مثبت ریسک شرکت بر هزینه بدهی را کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر، در شرکت‌هایی که از ساختار حاکمیت شرکتی قوی‌تری برخوردارند و رئیس هیئت‌مدیره آن‌ها غیرموظف است، اعتباردهندگان ریسک کمتری را برای شرکت متصور می‌شوند و در نتیجه هزینه بدهی کمتری را اعمال می‌کنند. این نتیجه نشان‌دهنده نقش کلیدی استقلال رئیس هیئت‌مدیره در مدیریت ریسک‌های شرکتی و تأثیر آن بر هزینه بدهی است. زمانی که رئیس هیئت‌مدیره غیرموظف باشد، این استقلال به افزایش شفافیت و کیفیت نظارت بر تصمیمات مدیریتی منجر می‌شود. در این شرایط، اعتباردهندگان ممکن است احساس کنند که مدیریت شرکت به درستی و با دقت بیشتری به ریسک‌ها رسیدگی می‌کند و این امر موجب افزایش اعتماد آن‌ها به توانایی شرکت در مدیریت بدهی‌ها و پرداخت‌های مالی می‌شود؛ بنابراین، استقلال رئیس هیئت‌مدیره می‌تواند به عنوان یک عامل تعدیل‌کننده در رابطه بین ریسک و هزینه بدهی عمل کند. از سوی دیگر، هنگامی که ریسک شرکت افزایش می‌یابد، وجود یک رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره می‌تواند به کاهش نگرانی‌های اعتباردهندگان کمک کند. این رئیس به عنوان یک نهاد مستقل می‌تواند با بررسی دقیق‌تر و انتقادی‌تر تصمیمات مدیریتی، باعث کاهش اثرات منفی ریسک بر هزینه بدهی شود. به عبارتی، استقلال رئیس هیئت‌مدیره می‌تواند به عنوان یک عامل حمایتی عمل کند که به کاهش هزینه‌های تأمین مالی در شرایط ریسک بالا کمک می‌کند. در واقع استقلال رئیس هیئت‌مدیره، می‌تواند به عنوان سپری در برابر پیامدهای منفی ریسک‌های شرکت عمل کنند. کاهش تأثیر ریسک بر هزینه بدهی در حضور رئیس هیئت‌مدیره غیرموظف بیانگر این واقعیت است که اعتباردهندگان، به شرکت‌هایی که ساختار نظارتی قوی‌تری دارند، اعتماد بیشتری نشان می‌دهند. این نتیجه با یافته‌های اوسو و همکاران (۲۰۲۳) هم‌راستا است.

بحث و نتیجه‌گیری

در زمینه مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی، پژوهش‌های پیشین بیشتر بر روی استقلال هیئت‌مدیره تمرکز داشته‌اند و موضوع استقلال رئیس هیئت‌مدیره و پیامدهای آن به طور گسترده‌ای در ادبیات قبلی به ویژه در داخل ایران نادیده گرفته شده است. این مطالعه با بررسی تأثیر استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر ریسک شرکت و هزینه بدهی تلاش کرده است این شکاف علمی را پر کند و از دو منظر سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان پیامدهای استقلال رئیس هیئت‌مدیره را در محیط ایران بررسی کند، زیرا ریسک شرکت در اینجا از منظر بازار سرمایه و با نوسانات بازده سهام سنجیده شده و هزینه بدهی نیز مربوط به هزینه تأمین مالی از طریق استقراض و دریافت تسهیلات بانکی است. بر اساس تحلیل داده‌های ۱۵۳ شرکت طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۲، نتایج این پژوهش نشان داد استقلال رئیس هیئت‌مدیره یعنی غیرموظف بودن رئیس هیئت‌مدیره، بر ریسک شرکت تأثیر معناداری ندارد ولی منجر به کاهش هزینه بدهی شرکت‌ها می‌شود. این نتیجه حاکی از آن است که سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه، برای ارزیابی وضعیت شرکت‌ها و قیمت‌گذاری سهام، توجه چندانی به وضعیت موظف یا غیرموظف بودن رئیس هیئت‌مدیره ندارند. با این حال، اعتباردهندگان این مولفه را به عنوان یک

مکانیسم حاکمیتی و نظارتی در نظر می‌گیرند، به طوری که هزینه بدهی برای شرکت‌هایی که دارای رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره خود هستند، کاهش می‌یابد.

بعلاوه، برای توسعه بیشتر موضوع، تأثیر ریسک شرکت بر هزینه بدهی و نقش تعدیلی استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر این رابطه نیز مورد بررسی قرار گرفت و مشخص شد ریسک شرکت با افزایش هزینه بدهی برای شرکت‌ها همراه است که ناشی از نگرانی‌های اعتباردهندگان از احتمال نکول شرکت‌های با ریسک بالاتر است. با این حال، استقلال رئیس هیئت‌مدیره می‌تواند این رابطه مثبت را تضعیف کند، به عبارتی در شرکت‌های با ریسک بالا که دارای رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره خود هستند، اعتباردهندگان نگرانی‌های کمتری از بابت احتمال نکول دارند، زیرا نقش نظارتی رئیس غیرموظف را قوی‌تر ارزیابی می‌کنند و به این ترتیب هزینه بدهی کاهش می‌یابد.

این پژوهش با نشان دادن پیامدهای استقلال رئیس هیئت‌مدیره به عنوان یک مکانیسم حاکمیت شرکتی در محیط ایران، به بسط مبانی نظری موجود کمک کرده است و شکاف علمی را کاهش می‌دهد. بعلاوه، اهمیت کاربردی نیز دارد، زیرا نشان می‌دهد کدام گروه‌ها در محیط ایران به استقلال رئیس هیئت‌مدیره به عنوان یک مکانیسم حاکمیت شرکتی توجه می‌کنند و اثرات آن را برجسته کرده است که برای بسیاری از ذینفعان مفید خواهد بود.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد رئیس غیرموظف در هیئت‌مدیره یک مکانیسم حاکمیتی مؤثر در شرایطی است که شرکت‌ها باید برای تامین مالی از طریق بدهی هزینه بالایی پرداخت کنند؛ بنابراین، شرکت‌ها، نهادهای تنظیم‌کننده و سرمایه‌گذاران باید توجه داشته باشند که استقلال رئیس هیئت‌مدیره یک مکانیسم حاکمیتی مؤثر برای کاهش هزینه بدهی است، به ویژه زمانی که شرکت‌ها با ریسک بالایی مواجه هستند.

پیشنهاد‌های کاربردی مبتنی بر نتایج

در راستای کاربردی کردن نتایج مطالعه در ادامه به ارائه پیشنهاد‌های مبتنی بر نتایج پرداخته شده است:

۱) نتیجه آزمون فرضیه اول نشان داد استقلال رئیس هیئت‌مدیره تأثیری بر ریسک شرکت ندارد؛ بنابراین، لازم است مدیران برای کاهش ریسک شرکت به تقویت سایر مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی مؤثر بپردازند. بعلاوه، سرمایه‌گذاران باید توجه داشته باشند که اتکا به این مکانیسم برای در نظر گرفتن میزان ریسک شرکت‌ها در بازار سرمایه، کافی نیست و باید سایر شرایط شرکت را ارزیابی کنند.

۲) نتیجه آزمون فرضیه دوم نشان داد استقلال رئیس هیئت‌مدیره با کاهش هزینه بدهی شرکت‌ها همراه است؛ لذا مدیران شرکت‌ها به ویژه شرکت‌هایی که هزینه‌های تامین مالی بالایی دارند، می‌توانند برای کاهش هزینه استقراض، یک مدیر غیرموظف را به عنوان رئیس هیئت‌مدیره منصوب کنند.

۳) نتیجه آزمون فرضیه سوم نشان داد ریسک شرکت منجر به افزایش هزینه بدهی می‌شود، لذا به نظام راهبری شرکتی پیشنهاد می‌شود برای کاهش هزینه بدهی، به مدیریت اثربخش ریسک در شرکت‌ها توجه داشته باشند و کمیته‌هایی را برای این منظور منصوب کنند تا بتوانند به ویژه ریسک بازار شرکت را مدیریت کنند.

۴) نتیجه آزمون فرضیه چهارم نشان داد استقلال رئیس هیئت‌مدیره می‌تواند اثرات نامطلوب ریسک شرکت برای هزینه بدهی را کاهش دهد، لذا به مدیران شرکت‌هایی که با ریسک بالایی مواجه هستند، توصیه می‌شود برای کاهش اثرات نامطلوب این ریسک در زمینه هزینه بدهی، از مدیران غیرموظف برای ریاست هیئت‌مدیره استفاده کنند.

پیشنهاد‌هایی برای پژوهش‌های آتی

به جهت توسعه یافته‌های این مطالعه پژوهشگرانی آتی می‌توانند در مطالعات خود پیشنهاد‌های زیر را در نظر بگیرند:

- ۱) با توجه به اینکه در این پژوهش ریسک شرکت فقط از یک جنبه در نظر گرفته شده است، پژوهشگران آتی می‌توانند تأثیر استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر سایر ریسک‌های شرکت از جمله ریسک تجاری و عملیاتی را بررسی کنند.
- ۲) با توجه به اینکه در این پژوهش فقط هزینه تامین مالی از طریق بدهی در نظر گرفته شده است، به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود تأثیر استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر هزینه تامین مالی از طریق بازار سرمایه یعنی هزینه حقوق صاحبان سهام را بررسی کنند.
- ۳) پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی تأثیر مکانیسم اثرگذاری استقلال رئیس هیئت‌مدیره بر هزینه بدهی با در نظر گرفتن نقش میانجی برخی از عوامل از جمله کیفیت گزارشگری مالی یا عدم تقارن اطلاعاتی بررسی شود.

منابع

- ✓ آشوغ، حسام، (۱۴۰۴)، تأثیر ساختار مالکیت و استقلال هیئت‌مدیره بر هزینه بدهی، بیست و سومین کنفرانس ملی اقتصاد، مدیریت و حسابداری.
- ✓ تقوی، رضا، (۱۴۰۳)، تأثیر ساختار مالکیت و استقلال هیئت‌مدیره بر هزینه بدهی. رویکردهای پژوهشی نوین مدیریت و حسابداری، دوره ۸، شماره ۲۸، صص ۲۵۵۵-۲۵۷۰.
- ✓ حمیدیان، محسن، محمدی، محمد، کریمی دلدار، بهنار، (۱۴۰۰)، تأثیر ویژگی‌های هیئت‌مدیره، شاخصه‌های قدرت مدیرعامل و بحران مالی بر ریسک‌پذیری بانک‌های پذیرفته شده در سازمان بورس اوراق بهادار تهران، رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، دوره ۵، شماره ۱۹، صص ۴۳۴-۴۶۷.
- ✓ رضائی، مهرشاد، داودی، مجید، لعل بار، علی، زنجیر دار، مجید، و حاجی، غلامعلی، (۱۴۰۴)، اثرات اعتماد اجتماعی و اعتماد به نفس افراطی مدیران بر هزینه تامین مالی از طریق بدهی، دانش سرمایه‌گذاری، دوره ۱۴، شماره ۵۳، صص ۱۱۱-۱۳۱.
- ✓ کشاورز، فهیمه، (۱۴۰۴)، بررسی رابطه بین انحراف استراتژیک و هزینه بدهی با نقش تعدیل‌کننده ویژگی‌های هیئت‌مدیره، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، موسسه آموزش عالی زند شیراز، شیراز.
- ✓ هوشمند، احمد، یعقوبی منظری، حسین، (۱۴۰۲)، بررسی اثر ساختار هیئت‌مدیره بر ریسک‌پذیری شرکت، دومین کنفرانس بین‌المللی و سومین کنفرانس ملی یافته‌های نوین در مدیریت، روان‌شناسی و حسابداری، ملی، ۱۹۹۱ - ۲۰۱۱.
- ✓ Akbar, S., Kharabsheh, B., Poletti-Hughes, J., & Shah, S. Z. A. (2017). Board structure and corporate risk taking in the UK financial sector. *International Review of Financial Analysis*, 50, 101-110.
- ✓ Anderson, R. C., Mansi, S. A., & Reeb, D. M. (2004). Board characteristics, accounting report integrity, and the cost of debt. *Journal of Accounting and Economics*, 37(3), 315-342.
- ✓ Bédard, J., Coulombe, D., & Courteau, L. (2008). Audit committee, underpricing of IPOs, and accuracy of management earnings forecasts. *Corporate Governance: An International Review*, 16(6), 519-535.
- ✓ Bargeron, L. L., Lehn, K. M., & Zutter, C. J. (2010). Sarbanes-Oxley and corporate risktaking. *Journal of Accounting and Economics*, 49(1-2), 34-52.
- ✓ Baysinger, B., & Hoskisson, R. E. (1990). The composition of boards of directors and strategic control: Effects on corporate strategy. *Academy of Management Review*, 15 (1), 72-87.

- ✓ Bhojraj, S., & Sengupta, P. (2003). Effect of corporate governance on bond ratings and yields: The role of institutional investors and outside directors. *The Journal of Business*, 76(3), 455–475.
- ✓ Bradley, M., & Chen, D. (2015). Does board independence reduce the cost of debt? *Financial Management*, 44(1), 15–47.
- ✓ Chen, M. A., & Ma, H. (2017). Lead Directors, Monitoring, and Forced CEO Turnover. Working Paper. Retrieved from https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=CICF2017&paper_id=974.
- ✓ Chen, S., Ni, X., & Tong, J. Y. (2016). Gender diversity in the boardroom and risk management: A case of R&D investment. *Journal of Business Ethics*, 136(3), 599–621.
- ✓ Donaldson, L., & Davis, J. H. (1991). Stewardship theory or agency theory: CEO governance and shareholder returns. *Australian Journal of Management*, 16(1), 49–64.
- ✓ Fama, E. F. (1980). Agency problems and the theory of the firm. *Journal of Political Economy*, 88(2), 288–307.
- ✓ Fleitas-Castillo, G.-C., Peña-Martel, D., Pérez-Alemán, J., & Santana Martín, D. J. (2025). Women on boards and the cost of debt: The role of family ties. *Research in International Business and Finance*, 75, 102762.
- ✓ Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360.
- ✓ Jensen, M. C., & Murphy, K. J. (1990). Performance pay and top-management incentives. *Journal of Political Economy*, 98(2), 225–264.
- ✓ Krause, R., Withers, M. C., & Semadeni, M. (2017). Compromise on the board: Investigating the antecedents and consequences of lead independent director appointment. *Academy of Management Journal*, 60(6), 2239–2265.
- ✓ Owusu, A., Kwabi, F., Owusu-Mensah, R., A. & Elamer, A. (2023). Lead independent director, managerial risk-taking, and cost of debt: Evidence from UK. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 53, 100576.
- ✓ Rajkovic, T. (2020). Lead independent directors and investment efficiency. *Journal of Corporate Finance*, 64, Article 101690.
- ✓ Shi, W., & Connelly, B. L. (2018). Is regulatory adoption ceremonial? Evidence from lead director appointments. *Strategic Management Journal*, 39(8), 2386–2413.