

تأثیر ساختار مالکیت و استقلال هیئت مدیره بر هزینه بدهی

رضا تقوی^{۱*}

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۱۴ تاریخ چاپ: ۱۴۰۳/۰۳/۱۹

چکیده

یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر اداره شرکت‌ها ترکیب مالکیت و به خصوص تمرکز مالکیت سهام شرکت‌ها در دست سهامداران عمده است. توانایی هیئت مدیره به عنوان یک مکانیسم نظارتی اثربخش به استقلال آن از مدیریت بستگی دارد. هزینه بدهی در واقع هزینه‌ای است که شرکت بابت وجوه تأمین شده از طریق وام یا انتشار اوراق مشارکت بلند مدت متحمل می‌شود. ترکیب هیات مدیره به عنوان نسبت اعضای غیر موظف هیات مدیره به کل تعداد اعضای هیات مدیره نگریسته می‌شود. که با افزایش استقلال هیات مدیره، میزان ریسک محاسبه شده توسط اعتباردهندگان کاهش و در نتیجه هزینه بدهی محاسبه شده توسط آن‌ها نیز کاهش یابد. هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر ساختار مالکیت و استقلال هیئت مدیره بر هزینه بدهی می‌باشد. جامعه آماری تحقیق حاضر را کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهند که طی سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ در بورس فعالیت داشته‌اند. جهت تعیین حجم نمونه مناسب از این جامعه، از روش حذف سیستماتیک و اعمال محدودیت‌های نمونه‌گیری ۱۰۵ شرکت انتخاب شده‌اند. همچنین کلیه مراحل در نرم افزار ایویوز *EViews* با آزمون رگرسیون پانل انجام گرفته است. در نهایت نتایج نشان داد که مالکیت نهادی، مالکیت مدیریتی، مالکیت دولتی و استقلال هیات مدیره بر هزینه بدهی شرکت تأثیرگذار می‌باشند.

واژگان کلیدی

ساختار مالکیت، استقلال هیئت مدیره، هزینه بدهی، رگرسیون.

۱. استادیار گروه حسابداری، واحد جویبار، دانشگاه آزاد اسلامی، جویبار، ایران. (نویسنده مسئول: reza_taghavi_56@yahoo.com)

۱. مقدمه

در سال‌های اخیر ساختار مالکیت و تأثیر آن بر ابعاد مختلف شرکت‌ها، از جمله کیفیت سود به دلیل رواج آن در اکثر کشورها و به خصوص در میان اقتصادهای در حال رشد، به عنوان یکی از مسائل مهم در ادبیات حاکمیت شرکتی مطرح شده است. از طرف دیگر بررسی متون و مطالعات مختلف نشانگر این است که مالکان عمده شرکت‌ها به خصوص دولت‌ها، با یک افق دید بلندمدت، شرکت‌ها را مدیریت نموده، از تقسیم سودهای آتی (در پی ارائه سودهای واهی) جلوگیری می‌نمایند و یا با افق دید کوتاه‌مدت، مدیریت را به ارائه سودهای بالا تحریک می‌کنند (خوشکار، ۱۴۰۱).

یکی از شاخص‌های تشکیل‌دهنده پیامد اقتصادی شامل استقرار جهت تامین سرمایه موردنیاز در راستای اجرائی نمودن برنامه‌های عملیاتی خود و هزینه بدهی در میان شرکت‌های بورسی می‌باشد. واژه (سرمایه) در عبارت هزینه متوسط (سرمایه) در مفهوم عام کلمه مورد نظر است، این جا سرمایه هم شامل وجوه متعلق به صاحبان سهام (سرمایه) در مفهوم خاص کلمه و هم شامل کلیه انواع بدهی‌های بلند مدت است (هاشمی و داداشی، ۱۴۰۰). اگر خواننده به این تفاوت توجه نکند تلاش ما برای توضیح مساله بی‌حاصل است. برای محاسبه متوسط، هزینه باید بتوانیم هزینه هر دو جزء تشکیل‌دهنده وجوه مالی یعنی بدهی و حقوق صاحبان سهام شرکت را محاسبه کنیم اینها اقلامی هستند که در سمت چپ ترازنامه می‌یابیم. افزایش خالص دارایی معمولاً با افزایش این اقلام همراه است. سرمایه که عامل مهمی در تولید است همچون هر عامل دیگری هزینه دارد هزینه هر جزیی از سرمایه ممکن است با سایر اجزا متفاوت باشد. مثلاً اگر شرکت بتواند به نرخ ۱۲ درصد وام بگیرد هزینه جزء بدهی در ساختار سرمایه برابر ۱۲ درصد است در حالی که هزینه اجزای دیگر مثلاً سود تقسیم نشده می‌تواند بیشتر مثلاً ۱۵ درصد باشد. از این رو در اینجا نحوه محاسبه هزینه‌های این اجزاء را مورد بررسی قرار می‌دهیم. هزینه سرمایه هر شرکت معمولاً به اهرم مالی بستگی دارد. (هاشمی و داداشی، ۱۴۰۰). هر چه نسبت اهرمی بالاتر باشد، هزینه بدهی بالاتر می‌رود. این رابطه را می‌توان با استفاده از مدل‌های مختلف نشان داد هر مدلی برای خود مفروضاتی دارد که به شرط صادق بودن آن مفروضات اثبات می‌شود که هر چه نسبت بدهی در ساختار سرمایه بالا رود، هزینه آن یعنی نرخ بهره بدهی نیز افزایش می‌یابد (احمد و همکاران ۲۰۰۸). به اتکای عقل سلیم و تجربه حرفه‌ای نیز می‌توان پذیرفت که وام‌دهنده به اعتبار وام‌گیرنده توجه فراوان دارد و هرگاه دریابد که گیرنده وام تعهدات بسیار دارد و به اصطلاح زیر بار قرض سنگین است چندان تمایلی به وام‌دهی نخواهد داشت و اگر هم وام بدهد چون می‌داند که خطر بیشتری را پذیرفته است توقع بازده یا نرخ بالاتری را خواهد داشت. می‌دانیم که ارزش سهام شرکت که در پی به حداکثر رسانیدن آن هستیم به درآمد بعد از مالیات بستگی دارد بهره یا سود ثابت و یا هر وجهی که به وام‌دهنده داده می‌شود، دارای منافع مالیاتی است. از این رو برای آنکه بتوان هزینه بدهی را با هزینه حقوق صاحبان بر پایه‌ای یکسان مقایسه کرد باید مزیت مالیاتی بدهی را به حساب آورد (هاشمی و داداشی، ۱۴۰۰). ثنوری نمایندگی پیش‌بینی می‌کند که حق بیمه پیش‌فرض بدهی‌ها با شدت تضادهای نمایندگی تعیین می‌شود، زیرا ساختار مالکیت بر تضاد نمایندگی بین بدهکاران و سهامداران و ریسک بدهکاران تأثیر می‌گذارد و در نتیجه پتانسیل انتقال ثروت و جایگزینی دارایی ایجاد می‌کند ساختار هیئت مدیره می‌تواند بر تعارض بین دارندگان بدهی و مدیران که ناشی از رفتار فرصت‌طلبانه مدیریتی و تحریف اطلاعات مالی است تأثیر بگذارد (اولگا و آناستاسیا، ۲۰۲۳). در این پژوهش قصد داریم تأثیر ساختار مالکیت و استقلال هیئت مدیره بر هزینه بدهی بررسی نماییم.

۲. مبانی نظری و ادبیات پژوهش

بخشی از عملیات شرکت‌ها به روابط نمایندگی بین سهامداران و مدیران مربوط می‌شود. جدا کردن مالکیت سهام و کنترل مدیریتی بر عملیات شرکت ممکن است به یک تضاد منافع منجر شود و هزینه‌های نمایندگی از این تضاد منافع بین مدیران و سهامداران به وجود می‌آید (مشایخ و همکاران، ۱۳۸۵). در واقع پرداخت درصد قابل توجهی از سود، یکی از مکانیزم‌های کنترلی سرمایه‌گذاران جهت تعدیل این تضاد منافع است زیرا توزیع سود سهام مدیریت را وادار می‌سازد تا برای پرداخت سود به اندازه کافی وجه نقد ایجاد نماید و باعث کاهش جریان وجه نقد مازاد می‌شود که به دلیل عدم استفاده مدیریت در پروژه‌های سرمایه‌گذاری سودآور، هدر می‌رود. اگر چه تحقیقات گذشته به بررسی اثرات ساختار مالکیت و استقلال هیئت مدیره با موضوعات مختلفی پرداخته‌اند اما همچنان شکاف‌هایی مشاهده می‌گردد. پژوهش حاضر به دنبال پاسخگویی به این سوال اساسی است که آیا ساختار مالکیت و استقلال هیئت مدیره بر هزینه بدهی شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد یا خیر، لذا این ضرورت و اهمیت وجود دارد که این موضوعات برای شرکت‌های موجود در کشور ایران مورد بررسی و آزمون قرار بگیرند.

اولگا و آناساسیا (۲۰۲۳) در پژوهشی تحت عنوان تأثیر استقلال هیات مدیره و ساختار مالکیت بر هزینه بدهی نشان دادند که مالکیت دولتی خطر بدهکاران را افزایش می‌دهد سرمایه‌گذاران برای تضمین‌های دولتی بالقوه ارزش قائل هستند. سرمایه‌گذار در اوراق بهادار بدهی ریسک می‌کند و رشد بدهی را با افزایش سهام دولت نشان می‌دهد که اثرات مخدوش منافع دولتی و بوروکراسی شدیدتر از یک نجات احتمالی می‌باشد در نهایت نتایج نشان داد ساختار مالکیت و استقلال هیات مدیره تأثیر معناداری بر هزینه بدهی داشته است.

امیلیا و واردانی (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر هزینه بدهی با در نظر گرفتن اثر تعدیلی شاخص‌های حاکمیت شرکتی پرداختند. جامعه آماری شامل شرکت‌های غیرمالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار اندونزی در طی بازه زمانی ۲۰۱۲ الی ۲۰۱۵ می‌باشد که در مجموع ۱۷۶ شرکت مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج حاکی از این است که روابط سیاسی تأثیر مثبتی بر هزینه بدهی دارد. مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی تأثیر منفی بر هزینه بدهی دارد. حاکمیت شرکتی بعنوان یک متغیر تعدیل کننده رابطه مثبت بین ارتباطات سیاسی و هزینه بدهی را تقویت می‌کند.

عثمان و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی رابطه مدیران زن و هزینه بدهی پرداختند. محققین به دنبال پاسخ به این سوال بودند که آیا تنوع جنسیتی هیات مدیره برای وام‌دهندگان اهمیت دارد یا خیر؟ نتایج حاکی از این است که حضور مدیران زن در هیات مدیره باعث کاهش رفتار فرصت طلبانه مدیریتی و عدم تقارن اطلاعاتی و به تبع آن هزینه بدهی می‌شود. همچنین نتایج نشان داد که ساختار هیات مدیره (تنوع جنسیتی) شرکت‌های دولتی نیز برای وام‌دهندگان اهمیت دارد، زیرا شرکت‌های دولتی که دارای تنوع جنسیتی هستند، هزینه بدهی کمتری را دارند (۵ درصد نرخ بهره پایین تر).

بویان و نئون (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر مسئولیت اجتماعی شرکت بر هزینه سرمایه و هزینه بدهی پرداختند. نویسندگان با استفاده از نمونه‌ای مشتمل بر ۲۳۰ شرکت استرالیایی در طی بازه زمانی ۲۰۰۴ الی ۲۰۱۶ به این نتیجه دست یافتند که شرکت‌هایی که سطح بالاتری از مسئولیت اجتماعی را دارا می‌باشند هزینه بدهی و هزینه سرمایه پایین‌تری را دارند. این به این معنی است که افشا مسئولیت اجتماعی هزینه‌های تامین مالی را کاهش می‌دهد.

لی و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی رابطه مالکیت خانوادگی، حساس‌رس خارجی و هزینه بدهی در شرکت‌های کوچک آمریکایی پرداختند. جامعه آماری شامل ۴۲۴۰ شرکت کوچک آمریکایی می‌باشد. نتایج نشان داد که زمانی که حساس‌رس

خارجی استفاده می‌شود، مشارکت خانوادگی تأثیری بر کاهش هزینه بدهی شرکت‌های کوچک ندارد. اما هنگامی که حسابرسی خارجی مورد استفاده قرار نگیرد، مشارکت خانوادگی تأثیر مثبتی بر کاهش هزینه بدهی دارد.

هارجان و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی رابطه ارتباطات سیاسی و هزینه بدهی پرداختند. نتایج حاکی از این است که روابط سیاسی تأثیر منفی بر هزینه بدهی دارد. جامعه آماری شامل شرکت‌های چینی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار شانگهای و شنزن در طی بازه زمانی ۲۰۱۱ الی ۲۰۱۳ می‌باشد که در مجموع ۵۱۶۳ مشاهده مورد تحلیل قرار گرفت. محققین اینگونه بحث نمودند که کاهش هزینه بدهی در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی از دانش مدیران در قانون، امور حقوقی، قراردادهای دولتی و تخفیف‌های مالیاتی نشأت می‌گیرد.

تیتیساری و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی نقش هزینه بدهی و سرمایه فکری بر حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت پرداختند. جامعه آماری شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار اندونزی در طی بازه زمانی ۲۰۱۱ الی ۲۰۱۵ می‌باشد که در مجموع ۷۰ مشاهده مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج حاکی از این است که هزینه بدهی و سرمایه فکری اثر تعدیلی بر رابطه حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت (بازده دارایی و بازده سرمایه) دارند. محققین اینگونه بحث نمودند که حاکمیت شرکتی خوب باعث افزایش اعتماد سرمایه گذاران به شرکت می‌شود که این امر منجر به کاهش هزینه می‌شود. علاوه بر این کاهش هزینه بدهی باعث افزایش ارزش شرکت می‌شود.

خاو و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر روابط سیاسی بر هزینه بدهی پرداختند. جامعه آماری شامل شرکت‌های غیرمالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار مالزی در طی بازه زمانی ۲۰۰۰ الی ۲۰۱۶ می‌باشد. نمونه نهایی شامل ۷۲۰ شرکت غیرمالی و ۷۲۳۷ سال - شرکت مشاهده می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که در آنها مدیر اجرایی دارای روابط سیاسی می‌باشد می‌تواند از روابط سرمایه داری بهره مند شود و این مساله باعث کاهش هزینه بدهی می‌شود. چاترجی و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی رابطه ساختار مالکیت و هزینه بدهی پرداختند. محققین با بررسی ۱۳۶ شرکت چینی در طی بازه زمانی ۲۰۰۷ الی ۲۰۱۵ به این نتیجه رسیدند که مالکیت دولتی، نهادی و خارجی به کاهش هزینه بدهی شرکت کمک می‌کند.

دورندز و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی رابطه مالکیت خانوادگی، مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی و هزینه بدهی پرداختند. محققین با بررسی ۲۸۱ شرکت خانوادگی متوسط و کوچک اسپانیا به این نتیجه دست یافتند که پیاده‌سازی مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی نه تنها در حل مناقشات خانوادگی در شرکت‌های خانوادگی کمک می‌کند بلکه باعث کاهش هزینه بدهی می‌شود. محققین اینگونه بحث نمودند که موسسات اعتباری هنگامی که شرکت‌های خانوادگی، برنامه‌های مربوط به مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی را اجرا می‌کنند، در تصمیمات مربوط به اعطای تسهیلات مدنظر قرار می‌دهند.

روسا و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی تأثیر عملکرد اجتماعی شرکت بر هزینه بدهی در شرکت‌های غیرمالی اروپا پرداختند. محققین با بررسی شرکت‌های غیرمالی اروپایی در طی ۸ سال از سال ۲۰۰۵ الی ۲۰۱۲ نشان دادند که بین عملکرد اجتماعی شرکت و نرخ بهره رابطه منفی معناداری وجود دارد. همچنین نتایج نشان داد که بین عملکرد اجتماعی شرکت و رتبه بدهی رابطه مثبت معناداری وجود دارد. بنابراین عملکرد اجتماعی شرکت نقش مثبتی در کاهش هزینه بدهی دارد. به طور کلی شواهد حاکی از این بود که شرکت‌هایی که عملکرد اجتماعی بهتری دارند، از نظر اعطای وام برای وام دهندگان جذاب تر هستند.

تی (۲۰۱۸) به بررسی رابطه ارتباطات سیاسی، نظارت نهادی و هزینه بدهی در شرکت‌های مالزی پرداخت. محققین با تحلیل داده‌های پنل شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی و سایر شرکت‌های فعال در مالزی در طی بازه زمانی ۲۰۰۲ الی ۲۰۱۵ به این نتیجه رسیدند که بین ارتباطات سیاسی شرکت و هزینه بدهی بالاتر رابطه معناداری وجود دارد. همچنین نتایج نشان داد که رابطه مستقیم بین ارتباطات سیاسی شرکت و هزینه بدهی، توسط مالکیت نهادی بالاتر حاصل می‌شود. شواهد نشان داد که سرمایه‌گذاران نهادی محلی با هزینه بدهی پایین‌تر در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی همراه است، در حالیکه سرمایه‌گذاران نهادی خارجی با هزینه بدهی بالاتر همراه است.

قوما و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی رابطه حاکمیت شرکتی و هزینه تامین مالی بدهی پرداختند. محققین با بررسی شرکت‌های کانادایی به این نتیجه دست یافتند که بازارهای تامین مالی بدهی (اوراق قرضه) در شکل دادن شیوه‌های حاکمیت شرکتی در کانادا تأثیرگذار می‌باشند. همچنین شواهد نشان داد که کیفیت ساختار و ترکیب هیات مدیره و کیفیت افشا باعث کاهش هزینه بدهی در کانادا می‌شود.

لوگو (۲۰۱۷) به بررسی رابطه مالکیت داخلی و هزینه بدهی: شواهدی از وام‌های بانکی پرداخت. محققین با استفاده از تحلیل داده‌های یک نمونه بزرگ بین‌المللی از وام‌های بانکی به این نتیجه دست یافتند که بین مالکیت داخلی و هزینه بدهی یک رابطه معکوس U شکل وجود دارد.

گو و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی رابطه طبقات مالکیت نهادی و هزینه بدهی پرداختند. محققین براساس تحلیل نمونه ای از ۳۶۱ شرکت در طی یک دوره زمانی ۲۴ ساله در ۴۵ کشور به این نتیجه دست یافتند که طبقات نهادی منجر به افزایش هزینه بدهی می‌شود.

هانسنز و همکاران (۲۰۱۶)، در مطالعه خود با عنوان تکامل سیاست‌های بدهی، شواهدی جدید از شرکت‌های نوپای تجاری، به بررسی شرکت‌های غیرمالی بلژیکی تأسیس شده بین سال‌های ۱۹۹۶ تا ۱۹۹۸ و اطلاعات مالی آنها تا ۱۵ سال بعد پرداختند. آنها دریافتند که سیاست بدهی شرکت‌های کارآفرین طی این دوره بسیار ثابت بوده است. سیاست بدهی در سال‌های اولیه فعالیت، عامل بسیار تعیین کننده سیاست‌های آینده بدهی، حتی بعد از کنترل عوامل تعیین کننده همزمان سنتی است. مؤسس یا مدیرعامل تأثیر مهمی بر ثبات سیاست‌های بدهی دارد. هنگامی که مؤسس یا مدیرعامل جایگزین شود یا هنگامی که فوت کند، تأثیر سیاست‌های اولیه بدهی بر سیاست‌های آینده بدهی به طور چشمگیری کاهش می‌یابد.

محمدی (۱۴۰۲) در پژوهشی تحت عنوان بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی شرکت‌ها بر رابطه بین استقلال هیئت مدیره و سیاست تمرکز بر مشتریان عمده شرکت نشان داد که بین استقلال هیئت مدیره و تمرکز بر مشتریان عمده شرکت رابطه معناداری مستقیم وجود دارد همچنین بین استقلال هیئت مدیره و تمرکز بر مشتریان عمده شرکت با تأکید بر ارتباطات سیاسی نیز رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد.

خوشکار و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی تحت عنوان بررسی اثر کیفیت حسابرسی بر رابطه بین مسئولیت اجتماعی و هزینه بدهی نشان داد که بین مسئولیت اجتماعی و هزینه بدهی شرکت رابطه منفی و معناداری وجود دارد و عملکرد مسئولیت اجتماعی باعث کاهش هزینه بدهی می‌شود و کیفیت حسابرسی این رابطه را تعدیل می‌کند.

بزرگی و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی تحت عنوان بررسی تأثیر ساختار مالکیت و ویژگی‌های هیئت مدیره بر عملکرد پایداری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نشان داد که بین مالکیت خانوادگی و عملکرد

پایداری شرکت رابطه مثبت معناداری وجود دارد. همچنین نتایج نشان داد که بین استقلال هیئت مدیره و عملکرد پایداری شرکت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. سایر نتایج نشان داد که بین تمرکز مالکیت، مالکیت نهادی، اندازه هیئت مدیره و دوگانگی مدیرعامل با عملکرد پایداری شرکت رابطه معناداری وجود ندارد.

گنجی و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی تحت عنوان بررسی تاثیر ساختار مالکیت بر رابطه بین نقدشوندگی و ارزش شرکت نشان داد بین نقدشوندگی سهام و ارزش شرکت ها رابطه غیرخطی (U) شکل معنی دار وجود دارد. به عبارت دیگر، در سطوح پایه نقدشوندگی قبل از نقطه آستانه (194/2)، بین نقدشوندگی و ارزش شرکت ها رابطه منفی و معنی دار وجود دارد. اما، در سطوح بالاتر از سطح پایه نقدشوندگی، بین نقدشوندگی و ارزش شرکت ها رابطه مثبت و معنی دار وجود دارد. همچنین، سهام های با مالکان نهادی بالاتر، مالکان حقیقی بالاتر و سهام های بزرگترین سهامدار، باید در سطح نسبتاً پایین تری از نقدشوندگی (قبل از نقطه آستانه ۳/۱۷۶ برای مالکان نهادی، ۳/۶۶۲ برای مالکان حقیقی و ۲/۹۸۸ برای بزرگترین سهامدار) معامله شوند تا ارزش شرکت افزایش یابد.

میرمعصومی (۱۴۰۰) در پژوهشی تحت عنوان بررسی تاثیر نفوذ مدیرعامل بر رابطه بین ترکیب جنسیتی در اعضای هیئت مدیره و هزینه بدهی نشان داد که بین ترکیب جنسیتی در اعضای هیئت مدیره و هزینه بدهی رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد. به عبارتی می توان گفت با افزایش ترکیب جنسیتی در اعضای هیئت مدیره هزینه بدهی نیز افزایش می یابد. همچنین نفوذپذیری مدیرعامل رابطه بین ترکیب جنسیتی در اعضای هیئت مدیره و هزینه بدهی شرکت را تعدیل می نماید.

نخعی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی تحت عنوان بررسی تاثیر ساختار هیات مدیره و حاکمیت شرکتی بر معیارهای عملکرد و محافظه کاری غیرشرطی شرکت های ایرانی نشان داد که ساختار هیات مدیره بر نسبت کیوتوبین تاثیر مثبت داشته و برای سایر متغیرها معنی دار نمی باشد. حاکمیت شرکتی نیز بر معیارهای سود تقسیمی، نرخ بازده دارایی ها، نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و محافظه کاری غیرشرطی تاثیر مثبت دارد، لکن برای نسبت کیوتوبین و بازده سهام معنی دار نیست.

حسنی (۱۳۹۶) در پژوهشی تحت عنوان بررسی شناخت تاثیر نسبت استقلال هیأت مدیره بر کیفیت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نشان داد که استقلال هیات مدیره بر کیفیت سود تاثیر مثبت دارد. در واقع در شرکتی که شفافیت اطلاعاتی دارند، مکانیسم های شرکتی از قبیل استقلال هیات مدیره باعث افزایش کیفیت سود می شود. همچنین براساس نتایج تحقیق، جریان نقدی و اهرم مالی با کیفیت سود رابطه مستقیم و همچنین اندازه شرکت با کیفیت سود رابطه معنادار و معکوس دارد.

عباسی و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی تحت عنوان بررسی تاثیر ساختارهای مالکیت شرکتی بر دارایی های نامشهود شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نشان می دهد متغیر تمرکز مالکیت بر دارایی های نامشهود تاثیر ندارد. متغیر مالکیت نهادی بر دارایی های نامشهود تاثیر ندارد. متغیر مالکیت مدیریتی بر دارایی های نامشهود تاثیر دارد و مثبت بودن ضریب مالکیت مدیریتی نشان می دهد که رابطه مستقیمی بین این دو متغیر برقرار است.

۳. فرضیه های پژوهش

مالکیت نهادی بر هزینه بدهی شرکت تاثیر دارد.

مالکیت مدیریتی بر هزینه بدهی شرکت تاثیر دارد.

مالکیت دولتی بر هزینه بدهی شرکت تأثیر دارد.

استقلال هیات مدیره بر هزینه بدهی شرکت تأثیر دارد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ هدف کاربردی می‌باشد زیرا، به توسعه دانش کاربردی در یک زمینه‌ی خاص می‌پردازد و می‌تواند مورد استفاده مدیران، تحلیل‌گران، سرمایه‌گذاران، قانون‌گذاران، حساب‌رسان و پژوهشگران قرار بگیرد. از لحاظ ماهیت، توصیفی-همبستگی می‌باشد؛ زیرا از یک طرف وضع موجود را بررسی می‌کند و از طرف دیگر، رابطه‌ی بین متغیرهای مختلف را با استفاده از تحلیل رگرسیون تعیین می‌کند. در این پژوهش، از مدل رگرسیون چند متغیره برای بررسی ارتباط بین متغیرها استفاده شده است. جهت جمع‌آوری داده‌های پژوهش از نرم‌افزار Excel و جهت تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار Eviews 8 استفاده شده است. جامعه آماری شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ می‌باشند و ۱۰۵ شرکت به عنوان نمونه منتخب (به روش غربالگری) با ویژگیهای زیر از جامعه آماری انتخاب گردید:

۱- اطلاعات مورد نیاز جهت محاسبه متغیرهای عملیاتی تحقیق، برای آنها در دسترس باشد.

۲- دست کم از سال ۱۳۹۶ در بورس پذیرفته شده و تا پایان دوره تحقیق در بورس فعال باشند.

۳- پایان سال مالی آنها ۲۹ اسفند ماه باشد.

۴- جزء موسسه‌های مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها نباشد.

۵- در دوره مورد مطالعه تغییر سال مالی نداشته‌اند.

۵. تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته:

هزینه بدهی (COD):

نسبت مخارج بهره‌ای (هزینه بهره پرداختی) به مجموع بدهی‌های شرکت در پایان سال مالی (همتی و همکاران، ۱۴۰۱)

متغیر مستقل:

استقلال هیئت مدیره (Ind): که از تقسیم تعداد اعضای غیر موظف هیئت مدیره به کل اعضای هیئت مدیره بدست می‌آید. منظور از عضو غیر موظف هیئت مدیره عضوی است که در شرکت، سمت اجرایی نداشته باشد.

کل اعضای هیئت مدیره / تعداد اعضای غیر موظف هیئت مدیره = استقلال هیئت مدیره

مالکیت نهادی (Ins): درصد سهام نگهداری شده توسط شرکت‌های نهادی و عمومی از کل سهام سرمایه است که این شرکت‌ها شامل شرکت‌های بیمه، موسسه‌های مالی، بانک‌ها، شرکت‌های نهادی و دیگر شرکت‌های عمومی می‌باشند.

مالکیت مدیریتی (MO): بیانگر درصد سهام نگهداری شده توسط اعضای خانواده هیئت مدیره می‌باشد.

مالکیت دولتی (GO): دیگر متغیر مستقل در این پژوهش، درصد مالکیت دولتی است که نشان دهنده مجموع سهام در اختیار ارگانهای دولتی و شبه دولتی می‌باشد. (رشیدیان و همکاران، ۱۳۹۳). اگر درصد مالکیت دولتی بیشتر از ۲۰ درصد باشد عدد یک در غیر این صورت عدد صفر منظور می‌شود.

متغیرهای کنترلی

$SIZE_{i,t}$: لگاریتم ارزش دفتری دارایی‌های شرکت معرف اندازه شرکت است.

$B/M_{i,t}$: ارزش دفتری به بازار حقوق صاحبان سهام

Lev : اهرم مالی که از تقسیم کل بدهی به دارایی به دست می‌آید.

روش پژوهش این تحقیق از نظر ماهیت و محتوا از نوع همبستگی است، که با استفاده از داده‌های مستخرج از صورت‌های مالی شرکت‌ها به تحلیل رابطه همبستگی در آنها می‌پردازد. پژوهش از حیث هدف کاربردی و از حیث روش توصیفی قلمداد می‌شود.

در این تحقیق به منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود:

$$COD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ins_{i,t} + \beta_2 MO_{i,t} + \beta_3 GO_{i,t} + \beta_4 Ind_{i,t} + \beta_5 Size_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 B/M_{i,t}$$

۶. یافته‌های پژوهش

۶-۱. آمار توصیفی

به منظور کسب شناخت بیشتر درباره نمونه آماری و متغیرهای مورد مطالعه، خلاصه وضعیت آمار توصیفی متغیرهای تحقیق محاسبه گردیده است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	نماد	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
هزینه بدهی	COD	525	0.05	0.04	0.19	0	0.03
مالکیت نهادی	ins	525	0.31	0.18	0.87	0	0.21
مالکیت مدیریتی	Mo	525	0.15	0.14	0.76	0	0.12
مالکیت دولتی	GO	525	0.56	0.54	0.89	0.05	0.22
استقلال هیئت مدیره	Ind	525	0.64	0.60	1	0	0.24
اندازه شرکت	$size$	525	11.544	11.421	20.18	11.01	1.611
اهرم مالی	LEV	525	0.65	0.62	0.87	0.02	0.19
ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	BM	525	4.51	4.24	36.02	0.99	0.34

جدول ۱ مربوط به آمار توصیفی متغیرها می‌باشد. برخی از مفاهیم آمار توصیفی متغیرها، شامل میانگین، میانه، حداقل مشاهدات، حداکثر مشاهدات و انحراف معیار ارائه شده است. تعداد کل مشاهدات سال- شرکت ۵۲۵ مورد می‌باشد. مقدار میانگین نشان دهنده معدل متغیر مورد نظر با توجه به تعداد نمونه می‌باشد و میانه نشان می‌دهد که ۵۰ درصد داده‌ها پایین‌تر از این مقدار و ۵۰ درصد بالاتر از آن قرار دارند. مقدار انحراف معیار نشان دهنده متوسط نوسان از میانگین داده‌ها می‌باشد و چولگی چوله به راست و یا چوله به چپ را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که در شرکت‌های مورد بررسی، به طور متوسط تقریباً ۶۵٪ منابع مالی شرکت‌ها از طریق بدهی تأمین مالی شده است. میانه اهرم مالی برابر با ۰٫۶۲ می‌باشد که نشان دهنده این است نیمی از داده‌ها بیشتر از این مقدار و نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار می‌باشد. حداکثر اهرم مالی برابر با ۰٫۸۷ و حداقل اهرم مالی برابر با ۰٫۰۲ درصد می‌باشد. انحراف معیار برای اهرم مالی ۰٫۱۹

می‌باشد، که دهنده‌ی داده‌های پرت کم و قابل قبولی می‌باشد. هم چنین آمار توصیفی مربوط به سایر متغیرهای کنترلی در جدول نشان داده شده است. بقیه متغیرها به همین منوال تفسیر می‌گردند. همانگونه که نتایج آمار توصیفی نشان می‌دهد، میانگین و میانه متغیرها در شرکت‌های نمونه تقریباً نزدیک به هم است. همچنین با توجه به انحراف معیار متغیرها می‌توان چنین نتیجه‌گیری نمود که شرکت‌های نمونه از پراکندگی و تنوع فعالیت برخوردارند.

۲-۶. بررسی مفروضات مدل رگرسیون خطی

مجموعه‌ای از فروض، تحت عنوان فروض کلاسیک وجود دارد که در مورد جمله باقیمانده (یا خطای مدل) مطرح می‌گردند. برای اینکه در مدل رگرسیون خطی، تخمین زن‌های ضرایب رگرسیون، بهترین تخمین زن‌های بدون تورش خطی باشند، لازم است تا مفروضات این مدل بررسی و آزمون شوند. لذا در ادامه، نحوه آزمون این مفروضات بیان شده و سپس نتایج حاصل از برآوردهای انجام شده تشریح می‌گردد.

۲-۶-۱. ثابت بودن واریانس جزء خطا (باقیمانده‌ها)

یکی از فروض رگرسیون خطی این است که، تمامی جملات باقیمانده دارای واریانس برابر باشند. در عمل ممکن است این فرض چندان صادق نبوده و به دلایل مختلفی از قبیل: شکل نادرست تابع مدل، وجود نقاط پرت، شکست ساختاری در جامعه آماری، و ... شاهد پدیده ناهمسانی واریانس باشیم. برای بررسی این مشکل آزمون‌های مختلفی توسط اقتصاددانان معرفی شده است. در این مطالعه فرض همسانی واریانس باقیمانده‌ها از طریق آزمون بروش-پاگان-گادفری مورد بررسی قرار گرفت. که نتایج آن در جدول ۲ نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس رد نمی‌شود. بنابراین، در مدل ما همسانی واریانس وجود دارد و می‌توان نتیجه گرفت که OLS بهترین تخمین زن می‌باشد.

جدول ۲: نتایج حاصل از آزمون ثابت بودن واریانس جمله خطا

نتیجه	احتمال	آماره F	مدل پژوهش
همسانی واریانس خطاها	0.1502	1.14104	مدل

۲-۶-۲. عدم وجود خود همبستگی جزء خطا (باقیمانده‌ها)

این فرض مدل کلاسیک رگرسیون خطی بیان می‌دارد که بین جملات باقیمانده رگرسیون، همبستگی وجود نداشته باشد. برای بررسی استقلال باقیمانده‌ها از آزمون خود همبستگی سریالی بروش-گادفری استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر بیانگر عدم وجود خود همبستگی می‌باشد و فرضیه مقابل بیانگر وجود خود همبستگی سریالی بین خطاها می‌باشد. نتایج حاصل از این آزمون که در جدول ۳ نشان داده شده است بیانگر این می‌باشد که با توجه به اینکه در سطح اطمینان ۹۵٪ مقدار احتمال آماره F، در مدل پژوهش بیشتر از ۵٪ می‌باشد، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه صفر در مدل پژوهش رد نمی‌شود، به عبارت دیگر، فرض عدم وجود خود همبستگی جزء خطا در مدل مورد استفاده در پژوهش رد می‌شود. می‌توان نتیجه گرفت در مدل خود همبستگی وجود ندارد.

جدول ۳: نتایج حاصل از آزمون عدم وجود خود همبستگی جزء خطا

شرح	آماره F	احتمال	نتیجه
مدل	8.430179	0.08435	عدم وجود خود همبستگی جزء خطا

۶-۲-۳. عدم وجود هم خطی بین جملات توضیحی

هم خطی به معنای وجود رابطه شدید بین متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل می باشد. در صورت وجود هم خطی، ضرایب برآوردی الگو دارای خطای معیار بالایی خواهد بود و در نتیجه این مسأله باعث می شود که تعداد متغیرهای معنادار در معادله کاهش یابد. در این معادله برای بررسی عدم وجود هم خطی از معیار عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شد. بعنوان یک قاعده تجربی اگر مقدار VIF بزرگتر از ۱۰ باشد، هم خطی شدید می باشد. نتایج از این آزمون، نشان دهنده عدم هم خطی میان متغیرهای مستقل تحقیق می باشد. از این رو می توان پذیرفت که دقت ضرایب تاثیر متغیرهای مستقل در مدل تحقیق، تحت تاثیر روابط درونی متغیرهای مستقل قرار نگرفته است.

جدول ۴: نتایج حاصل از آزمون عدم وجود هم خطی بین جملات توضیحی در متغیرهای تحقیق مدل

نماد	عامل تورم واریانس
<i>ins</i>	1.008365
<i>Mo</i>	2.011450
<i>GO</i>	1.524251
<i>Ind</i>	1.012055
<i>size</i>	3.017885
<i>LEV</i>	1.101251
<i>BM</i>	1.153205

۶-۳. بررسی مانایی متغیرهای پژوهش

لازم است که قبل از تخمین مدل، مانایی متغیرهای آن مورد بررسی قرار بگیرد. یک متغیر، وقتی ماناست که میانگین، واریانس و کواریانس آن در طول زمان ثابت باقی بماند. به طور کلی اگر مبدأ زمانی یک متغیر، تغییر کند و میانگین و واریانس و کواریانس تغییری نکند، در آن صورت متغیر ماناست و در غیر این صورت متغیر، نامانا خواهد بود. فرضیه های مربوط به مانایی متغیرها به صورت زیر می باشد:

$$\begin{cases} H_0: \text{متغیر ناماناست} \\ H_1: \text{متغیر ماناست} \end{cases}$$

مانایی متغیرها در سه حالت "در سطح"، "روی تفاضل اول" و "روی تفاضل دوم" می تواند بررسی شود. متغیرهایی که احتمال حاصل از آزمون آنها "در سطح" کمتر از ۵٪ می باشد فرضیه صفر در مورد آن رد شده و آن متغیر در سطح ماناست در صورتیکه بیشتر از ۵٪ باشد، نامانا است.

نتایج آزمون مانایی در جدول ۵ درج گردیده است. بر اساس آزمون «دیکی-فولر تعمیم یافته» و آزمون «فیلیس-پرون» چون مقدار احتمال همه متغیرها کمتر از ۵٪ بوده است، همه متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی در دوره پژوهش در سطح پایا بوده اند پایایی بدین معنی است که میانگین و واریانس متغیرهای پژوهش در طول زمان و کواریانس متغیرها بین سالهای مختلف ثابت بوده است. همانگونه که در جدول ۵ ملاحظه می شود همه متغیرها مانا هستند و نیازی به آزمون هم جمعی وجود ندارد. بنابراین مشکل رگرسیون کاذب در ضرایب برآوردی وجود نخواهد داشت در رگرسیون کاذب معنی دار ضرایب به صورت کاذب است.

جدول ۵: نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

نتایج	آزمون دیکی فولر			متغیرها
	احتمال	آماره	نماد	
مانا	0.0000	-12.431	COD	هزینه بدهی
مانا	0.0000	-8.4021	ins	مالکیت نهادی
مانا	0.0000	-11.3451	Mo	مالکیت مدیریتی
مانا	0.0000	-9.4254	GO	مالکیت دولتی
مانا	0.0000	-9.7350	Ind	استقلال هیئت مدیره
مانا	0.0000	-9.2140	size	اندازه شرکت
مانا	0.0000	-7.7210	LEV	اهرم مالی
مانا	0.0000	-6.2352	BM	ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

۶-۴. آمار استنباطی

در این بخش، مدل تحقیق به منظور بررسی روابط بین متغیرهای پژوهش مورد بررسی قرار می گیرد. این بخش مشتمل بر آزمون‌های تشخیصی مدل (چاو و هاسمن) و تخمین مدل رگرسیونی تحقیق می باشد.

۶-۴-۱. نتایج آزمون های تشخیصی مدل (F-لیمر (چاو) و هاسمن)

با توجه به دلایل مطروحه در داده های این پژوهش از نوع ترکیبی می باشد. اما قبل از تخمین مدل ها لازم است که روش تخمین (تلفیقی یا تابلویی) مشخص گردد. برای این منظور از آزمون اف-لیمر استفاده شده است. برای مشاهداتی که احتمال آزمون آنها بیشتر از ۵٪ باشد یا به عبارتی دیگر آماره آزمون آنها کمتر از آماره جدول باشد، از روش تلفیقی استفاده می شود و برای مشاهداتی که احتمال آزمون آنها کمتر از ۵٪ است، برای تخمین مدل از روش تابلویی استفاده می شود. روش تابلویی خود با استفاده از دو مدل "اثرات تصادفی" و "اثرات ثابت" می تواند انجام گیرد. برای تعیین اینکه از کدام مدل استفاده شود از آزمون هاسمن استفاده گردیده است. مشاهداتی که احتمال آزمون آنها کمتر از ۵٪ است از مدل اثرات ثابت و مشاهداتی که احتمال آزمون آنها بیشتر از ۵٪ است از مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل استفاده شده است.

همانطور که در جداول ۶ و ۷ منعکس گردیده، احتمال اف-لیمر مدل پژوهش کمتر از ۵٪ می باشد لذا برای تخمین مدل از روش تابلویی استفاده می شود. و با توجه به اینکه احتمال آزمون هاسمن مدل پژوهش کمتر از ۵٪ می باشد لذا از مدل اثرات ثابت برای تخمین آن استفاده شده است.

جدول ۶: نتایج حاصل از آزمون F لیمر

مدل پژوهش	نوع آماره	مقدار آماره	احتمال	نتیجه
مدل	آماره F	0.962254	0.0000	روش تابلویی
	آماره کای دو (Chi-square)	112.470287	0.0000	

جدول ۷: نتایج حاصل از آزمون هاسمن

مدل پژوهش	نوع آماره	مقدار آماره	احتمال	نتیجه
مدل	آماره کای دو (Chi-square)	20.542588	0.0003	مدل اثرات ثابت

۶-۴-۲. نتایج حاصل از رگرسیون

فرضیه اول: مالکیت نهادی بر هزینه بدهی شرکت تاثیر دارد.

فرضیه دوم: مالکیت مدیریتی بر هزینه بدهی شرکت تاثیر دارد.

فرضیه سوم: مالکیت دولتی بر هزینه بدهی شرکت تاثیر دارد.

فرضیه چهارم: استقلال هیات مدیره بر هزینه بدهی شرکت تاثیر دارد.

جدول ۸: نتایج تخمین مدل اول پژوهش

$COD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ins_{i,t} + \beta_2 MO_{i,t} + \beta_3 GO_{i,t} + \beta_4 Ind_{i,t} + \beta_5 Size_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 B/M_{i,t}$					
متغیر وابسته: هزینه بدهی					
روش: رگرسیون حداقل مربعات معمولی (تابلویی - اثرات ثابت)					
دوره زمانی: ۱۴۰۰-۱۳۹۶ تعداد مشاهدات: ۵۲۵					
متغیر	نماد	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
مقدار ثابت (عرض از مبدأ)	C	1.246580	0.351119	3.550305	0.0004
مالکیت نهادی	ins	-0.020220	0.071945	-0.281042	0.0088
مالکیت مدیریتی	Mo	-0.202921	0.261701	-0.775335	0.0120
مالکیت دولتی	GO	-0.062539	0.149033	-0.419632	0.0050
استقلال هیئت مدیره	Ind	-0.662344	0.205412	-3.224459	0.0013
اندازه شرکت	size	0.001952	0.001730	1.128029	0.2601
اهرم مالی	LEV	0.009483	0.004794	1.977974	0.0484
ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	BM	0.631005	0.764105	0.825810	0.3400
ضریب تعیین تعدیل شده					۰.۳۲
دوربین - واتسون					۲,۰۹
آماره F					۹.۱۰۳
احتمال (آماره F)					۰.۰۰۰۰۰۰

در جدول ۸، مقدار احتمال (یا سطح معنی داری) F برابر ۰,۰۰ بوده و چون این مقدار کمتر از ۰,۰۵ است، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می شود، یعنی مدل معنادار است. مقدار آماره دوربین - واتسون ۲,۰۹ می باشد که این

مقدار، عدم وجود خود همبستگی خطاها را نشان می دهد. نتایج مربوط به ضریب تعیین تعدیل شده نشان می دهد، تقریباً ۳۲٪ تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، توضیح داده می شوند. نتایج حاصل از متغیرهای کنترلی مدل نشان می دهد که متغیر اهرم مالی رابطه مثبت با هزینه بدهی شرکت دارد.

نتایج فرضیه اول

نتایج جدول ۸، نشان می دهد که با توجه به احتمال آماره t (سطح معناداری) متغیر مالکیت نهادی که کمتر از ۵ درصد می باشد بین دو متغیر رابطه معنادار وجود دارد همچنین ضریب مالکیت نهادی برابر با ۰.۰۲۰۲۲۰- بوده که نشان دهنده تأثیر معکوس مالکیت نهادی بر هزینه بدهی می باشد، و همچنین با توجه به احتمال آماره t ضریب متغیر مالکیت نهادی در سطح اطمینان ۹۵٪ در مدل معنادار می باشد. با توجه به تفاسیر بالا می توان بیان نمود، بین مالکیت نهادی با هزینه بدهی رابطه منفی و معناداری وجود دارد. بنابراین می توان اینگونه بیان کرد ، با ۱ درصد افزایش در مالکیت نهادی ، هزینه بدهی به میزان ۲ درصد کاهش می یابد در نهایت فرضیه اول تایید می گردد.

نتایج فرضیه دوم

نتایج جدول ۸، نشان می دهد که با توجه به احتمال آماره t (سطح معناداری) متغیر مالکیت مدیریتی که کمتر از ۵ درصد می باشد بین دو متغیر رابطه معنادار وجود دارد همچنین ضریب مالکیت مدیریتی برابر با ۰.۰۲۰۲۹۲۱- بوده که نشان دهنده تأثیر معکوس مالکیت مدیریتی بر هزینه بدهی می باشد، و همچنین با توجه به احتمال آماره t ضریب متغیر مالکیت مدیریتی در سطح اطمینان ۹۵٪ در مدل معنادار می باشد. با توجه به تفاسیر بالا می توان بیان نمود، بین مالکیت مدیریتی با هزینه بدهی رابطه منفی و معناداری وجود دارد. بنابراین می توان اینگونه بیان کرد ، با ۱ درصد افزایش در مالکیت مدیریتی ، هزینه بدهی به میزان ۲۰ درصد کاهش می یابد در نهایت فرضیه دوم تایید می گردد.

نتایج فرضیه سوم

نتایج جدول ۸، نشان می دهد که با توجه به احتمال آماره t (سطح معناداری) متغیر مالکیت دولتی که کمتر از ۵ درصد می باشد بین دو متغیر رابطه معنادار وجود دارد همچنین ضریب مالکیت دولتی برابر با ۰.۰۶۲۵۳۹- بوده که نشان دهنده تأثیر معکوس مالکیت دولتی بر هزینه بدهی می باشد، و همچنین با توجه به احتمال آماره t ضریب متغیر مالکیت دولتی در سطح اطمینان ۹۵٪ در مدل معنادار می باشد. با توجه به تفاسیر بالا می توان بیان نمود، بین مالکیت دولتی با هزینه بدهی رابطه منفی و معناداری وجود دارد. بنابراین می توان اینگونه بیان کرد ، با ۱ درصد افزایش در مالکیت دولتی ، هزینه بدهی به میزان ۶ درصد کاهش می یابد در نهایت فرضیه سوم تایید می گردد.

نتایج فرضیه چهارم

نتایج جدول ۸، نشان می دهد که با توجه به احتمال آماره t (سطح معناداری) متغیر استقلال هیات مدیره که کمتر از ۵ درصد می باشد بین دو متغیر رابطه معنادار وجود دارد همچنین ضریب استقلال هیات مدیره برابر با ۰.۰۶۶۲۳۴۴- بوده که نشان دهنده تأثیر معکوس استقلال هیات مدیره بر هزینه بدهی می باشد، و همچنین با توجه به احتمال آماره t ضریب متغیر استقلال هیات مدیره در سطح اطمینان ۹۵٪ در مدل معنادار می باشد. با توجه به تفاسیر بالا می توان بیان نمود، بین استقلال هیات مدیره با هزینه بدهی رابطه منفی و معناداری وجود دارد. بنابراین می توان اینگونه بیان کرد ، با ۱ درصد افزایش در استقلال هیات مدیره ، هزینه بدهی به میزان ۶۶ درصد کاهش می یابد در نهایت فرضیه چهارم تایید می گردد.

۷. بحث و نتیجه گیری

در این قسمت با استفاده از تجزیه و تحلیل های صورت گرفته، به تفسیر نتایج به دست آمده پرداخته می شود. در این تحقیق به بررسی تأثیر ساختار مالکیت و استقلال هیئت مدیره بر هزینه بدهی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. در ادبیات ساختار مالکیت به عنوان نقش مهمی شناخته شده است زیرا شرکت هایی با مالکیت دولتی (دولتی) به طور متوسط هزینه های پایین تر بدهی را دارند علاوه بر این نشان داده شده است که کاهش مالکیت دولتی منجر به افزایش هزینه بدهی می شود مسلماً دلیل آن این است که مالکیت دولتی با ریسک پذیری شرکت ها منفی است. وجود سهامداران نهادی عمده در ترکیب سهامداران و نظارت کارای آنها تأثیر کاهشی معنادار بر هزینه بدهی شرکت ها دارد. ادبیات موجود در این زمینه مزایا و معایب مالکیت دولت را شناسایی کرده اند ولی با توجه به بحث های بیان شده به نظر می رسد که با توجه به مزیت هزینه بدهی کمتر برای شرکتهای تحت کنترل دولت در زمینه بازارهای در حال ظهور بسیار پررنگتر است مالکیت دولت میتواند با اعطا وام های تجاری، ترجیحی، تشکیل سرمایه و انتقال فن آوری باعث کاهش هزینه بدهی شرکت ها شود این استدلال که مالکیت دولت هزینه بدهی شرکت ها را افزایش می دهد عمدتاً بر مبنای مسئله نمایندگی است که می تواند باعث کاهش انگیزه برای نظارت دولت شود. در شرایط عادی شرکت ها را می توان توسط دولت از طریق منابع مالی و یا وجوه دیگر شرکت های متعلق به دولت نجات داد. بنابراین هزینه بدهی از لحاظ مالی برای شرکت های بحران زده ای که توسط دولت کنترل میشوند پایین تر است. در شرکتهای تحت مالکیت دولت هزینه بدهی کمتری در مقایسه با شرکتهای تحت کنترل بخش خصوصی دارند و مالکیت دولت زمانی که شرکت ها در معرض بحران مالی هستند مفیدتر است همچنین مالکیت دولتی نقش مهمی در کاهش هزینه بدهی شرکت ها دارد. با افزایش سطح مالکیت دولتی و مالکیت سهامدار عمده به عنوان دو معیار ساختار مالکیت هزینه تأمین مالی از طریق بدهی کاهش می یابد. به نظر میرسد که در ایران سیستم تأمین مالی بیشتر به سمت دریافت اعتبار از بانک ها متمایل است با این حال بانکها و سایر مؤسسات مالی به عنوان یکی از مهمترین نهاده ها در ساختار حاکمیتی سهم کمی در ساختار حاکمیت شرکتی شرکت ها دارند بنابراین آنها ممکن است به شیوه های کنترلی و کیفی اعمال شده در داخل شرکت و نیز کیفیت گزارشگری مالی توجه کنند. از این رو یک رابطه معکوس بین هزینه تأمین مالی از طریق بدهی و کیفیت حاکمیت شرکتی که از طریق نظارت کارای هیئت مدیره و تمرکز مالکیت سهامداران عمده حاصل می شود. به طور کلی شرکت هایی که از میزان مالکیت دولتی بالایی برخوردارند دارای هزینه بدهی پایین تری می باشند. با توجه به این موضوعات انتظار می رود ساختار مالکیت و استقلال هیئت مدیره بر هزینه بدهی تأثیرگذار باشد با توجه به نتایج این تحقیق، این موضوع تأیید گردیده است. نتایج تحقیق حاضر همسو با تحقیق اولگا و آناستاسیا (۲۰۲۳) امیلیا و واردانی (۲۰۱۹) عثمان و همکاران (۲۰۱۹) دورندز و همکاران (۲۰۱۸) محمدی (۱۴۰۲) خوشکار (۱۴۰۱) بزرگی و همکاران (۱۴۰۱) حسنی (۱۳۹۶) می باشد.

۹. منابع و مآخذ

- ۱- بزرگی، حمیدرضا، امامی میبدی، مریم. (۱۴۰۱). تأثیر ساختار مالکیت و ویژگی های هیئت مدیره بر عملکرد پایداری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، سال ششم، شماره ۸۵، صص ۱۷۷۷-۱۷۹۳

- ۲- حسنی، محسن. (۱۳۹۶). شناخت تأثیر نسبت استقلال هیات مدیره بر کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهش حسابداری، دوره هفتم، شماره ۲۶، صص ۱-۱۹.
- ۳- خوشکار، فرزین، ترابی، فریده. (۱۴۰۱). بررسی اثر کیفیت حسابداری بر رابطه بین مسئولیت اجتماعی و هزینه بدهی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت، دوره ۵، شماره ۶۴، صص ۱-۱۴.
- ۴- عباسی، ابراهیم، یازرلو، وحید. (۱۳۹۲). تأثیر ساختار مالکیت بر دارایی‌های نامشهود. فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، سال پنجم، شماره ۱۸، صص ۶۲-۸۱.
- ۵- گنجی، حمیدرضا، جهان دوست مرغوب، مهران، ویسی حصار، ثریا، نصیرفر، هاشم. (۱۴۰۱). تأثیر ساختار مالکیت بر رابطه بین نقدشوندگی و ارزش شرکت. فصلنامه راهبرد مدیریت مالی، سال نهم، شماره ۳۷، صص ۴۷-۷۶.
- ۶- محمدی، آیت. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی شرکت‌ها بر رابطه بین استقلال هیئت مدیره و سیاست تمرکز بر مشتریان عمده شرکت. فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، سال هفتم، شماره ۸۸، صص ۹۳۹-۹۵۶.
- ۷- میرمعصومی، مهدی. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر نفوذ مدیرعامل بر رابطه بین ترکیب جنسیتی در اعضای هیئت مدیره و هزینه بدهی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، چشم انداز حسابداری و مدیریت، دوره چهارم، شماره ۴۹، صص ۹۸-۱۱۰.
- ۸- مشایخ، شهناز، اسماعیلی، مریم. (۱۳۸۵). بررسی رابطه بین کیفیت سود و برخی از جنبه‌های اصول راهبری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۳، شماره ۴۵، صص ۲۵-۴۴.
- ۹- نخعی، حبیب اله، احمدپور، جعفر. (۱۳۹۹). تأثیر ساختار هیات مدیره و حاکمیت شرکتی بر معیارهای عملکرد و محافظه‌کاری غیر شرطی شرکت‌های ایرانی. فصلنامه چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، دوره سوم، شماره ۲۲، صص ۸۲-۱۰۱.
- ۱۰- هاشمی تیله نوئی، مصطفی، داداشی، زینب. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر مسئولیت اجتماعی شرکت بر هزینه بدهی و دسترسی به تامین مالی از طریق بدهی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه تحلیل بازار سرمایه، سال یکم، شماره ۲، صص ۸۵-۱۰۸.

11. Ahmed, A. S., Rasmussen, S. J., & Tse, S. Y. (2008). Audit quality, alternative monitoring mechanisms, and cost of capital: An empirical analysis. *Alternative Monitoring Mechanisms, and Cost of Capital: An Empirical Analysis* (August 2008).
12. Bhuiyan, B.U., & Nguyen, T.H.N. (2019). Impact of CSR on Cost of Debt and Cost of Capital: Australian evidence. *Social Responsibility Journal*, Vol 16, No 3, PP.419-430.
13. Chatterjee, Sris., Gu, Xian., Hasan, Iftekhar., and Lu, Haitian. (2019). Ownership Structure and the Cost of Debt: Evidence from Chinese Corporate Bond Market, PP. 1-36.
14. Emilia, R., & Wardhani, R. (2019). The impact of political connection on cost of debt with corporate governance as a moderating variable: Evidence from Indonesia. In K. S. Soliman (Ed.), *Proceedings of the 33rd International Business Information*.
15. Ghouma, Hatem., Ben-Nasr, Hamdi., and Yan, Ruiqian. (2018). Corporate governance and cost of debt financing: Empirical evidence from Canada. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. Volume 67, PP. 138-148.

16. Hanssens, Jürgen., Deloof, Marc., and Vanacker, Tom. (2016). The evolution of debt policies: New evidence from business startups. *Journal of Banking & Finance*. Volume 65, PP. 120–133.
17. Kopyrina, Olga., & Stepanova, Anastasia. (2023). The influence of ownership structure and board independence on the cost of debt in BRIC countries. *Economic Systems*, 47(2), 101097.
18. Kartika Hendra Titisari, Moeljadi, Kusuma Ratnawati, Nur Khusniyah Indrawati.(2019). Mediation Role of Cost of Debt and Intellectual Capital on Corporate Governance and Firm Value: Evidence from Indonesia. DOI 10.4108/eai.6-12-2018.2286318
19. Li, J., Wu, Z., & Zhang, L. (2019). Family Involvement, External Auditing, and the Cost of Debt: Evidence from U.S. Small Firms. *Journal of Small Business Management*. doi:10.1111/jsbm.12519.
20. Lugo, S. (2017). Insider ownership and the cost of debt capital: Evidence from bank loans. *International Review of Financial Analysis*. Vol 63, PP. 357–368.
21. Khaw, Karren Lee-Hwei & Zainudin, Rozaimah & Rashid, Rasidah Mohd. (2019). "Cost of debt financing: Does political connection matter?," *Emerging Markets Review*, Elsevier, vol. 41(C) , PP. 1–17.
22. Rosa, F, Liberatore, G, Mazzi, F, & Terzani, S. (2018). The impact of corporate social performance on the cost of debt and access to debt financing for listed European non-financial firms. *European Management Journal*. Volume 36, Issue 4, PP. 519-529.
23. Titisari, Kartika Hendra., gt, Moeljad., Ratnawati, Kusuma., and Indrawati, Nur Khusniya. (2019). Mediation Role of Cost of Debt and Intellectual Capital on Corporate Governance and Firm Value: Evidence from Indonesia. *Conference Paper*, PP. 293–300.
24. Tee, C. (2018). Political connections, institutional monitoring and the cost of debt: evidence from Malaysian firms. *International Journal of Managerial Finance*. Vol. 14 No. 2, pp. 210-229.
25. Usman, M, Farooq, M, Zhang, J, & Makki, A. (2019). Female directors and the cost of debt: Does gender diversity in the boardroom matter to lenders? *Managerial Auditing Journal*. Volume 34, Issue 4, PP. 1-20.

یادداشت ها

¹ Ahmed et al

^۲ Emilia & Wardhani

^۳ Bhuiyan & Nguyen

^۴ Harjan et al

^۵ Titisari et al

^۶ Chatterjee et al

^۷ Gu et al

^۸ Tee

^۹ Lugo

^{۱۰} Hanssens et al

^{۱۱} Variance Inflation Factor (VIF)

^{۱۲} Phillips-Perron

^{۱۳} Cointegration test

^{۱۴} Olga & Anastasia

^{۱۵} Usman et al

^{۱۶} Li et al

^{۱۷} Gautam et al

^{۱۸} Khaw et al

^{۱۹} Durands et al

^{۲۰} Rosa et al

^{۲۱} Ghouma et al

^{۲۲} Stationarity

^{۲۳} Breusch-Pagan-Godfrey

^{۲۴} Augmented Dickey-Fuller

^{۲۵} Stationarity