

فصلنامه حسابداری سلامت، سال سوم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۰)، زمستان ۱۳۹۳، صص ۸۰-۱۰۳.

بررسی تعامل بین سیاست بدهی و مالکیت نهادی در شرکت‌های دارویی و غیردارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از معادلات هم‌زمان

دکتر محمد نمازی^{۱*} و احمد شکرالهی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۶/۰۷

تاریخ اصلاح نهایی: ۱۳۹۳/۱۲/۲۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۲/۱۳

چکیده

مقدمه: به دلیل اهمیت صنعت داروسازی و رابطه آن با سلامت جامعه و در راستای بررسی روابط موجود در این صنعت، پژوهش حاضر به بررسی روابط متقابل بین سیاست بدهی و مالکیت نهادی در شرکت‌های دارویی و مقایسه آن با شرکت‌های غیردارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۰ می‌پردازد.

روش پژوهش: در پژوهش حاضر از طرح شبه‌تجربی و روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است. هم‌چنین، به دلیل وجود ارباب هم‌زمانی در متغیرهای درون‌زای پژوهش و تشخیص معادلات به عنوان «دقیقاً مشخص»، فرضیه‌های پژوهش با استفاده از روش معادلات حداقل مربعات دو مرحله‌ای مورد آزمون قرار گرفته‌اند. نمونه مورد استفاده در پژوهش شامل دو گروه شرکت‌های دارویی و غیردارویی (هرکدام ۱۸۷ سال-شرکت) فعال در بورس اوراق بهادار تهران است که با استفاده از نمونه‌گیری جفتی انتخاب شده‌اند.

یافته‌ها: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش تفاوت عمده‌ای در روابط مورد بررسی در شرکت‌های دارویی نسبت به شرکت‌های غیردارویی را نشان می‌دهد. به این معنا که رابطه متقابل معنادار بین متغیرهای تمرکز مالکیت نهادی، سطح مالکیت نهادی و سیاست بدهی در شرکت‌های دارویی وجود ندارد؛ در صورتی که این روابط در شرکت‌های غیردارویی، به استثنای اثرگذاری متغیر سطح مالکیت نهادی بر متغیر سیاست بدهی، با اهمیت و منفی تشخیص داده شده است.

نتیجه‌گیری: نبود رابطه معنادار بین متغیرهای مورد بررسی در شرکت‌های دارویی را می‌توان ناشی از استفاده ناپذیر از بدهی در صنعت دارویی، به دلیل تضاد منافع بین مالکان و بستانکاران و یا نبود تقارن اطلاعاتی، دانست.

واژه‌های کلیدی: تمرکز مالکیت نهادی، سطح مالکیت نهادی، سیاست بدهی، شرکت‌های دارویی، معادلات هم‌زمان.

۱. استاد حسابداری دانشگاه شیراز.

۲. کارشناس ارشد حسابداری از دانشگاه شیراز.

* نویسنده مسئول؛ رایانامه: mnamazi@rose.shirazu.ac.ir

مقدمه

مدیریت در شرکت‌های بزرگ این امکان به وجود آمده است که مدیران تصمیم‌هایی اتخاذ کنند که در جهت منافع خودشان بوده و با منافع سهامداران در تضاد باشد (۴). از بین بردن این تضاد به صورت کامل ممکن نیست؛ زیرا، مدیر برای انجام فعالیت‌های خود به شکل رضایت‌بخش، نیاز به آزادی عمل کافی دارد. بنابراین، چنین آزادی عملی باید به وسیله مالک یا مالکان به وی داده شود اما اطمینان کردن مالک (مالکان) به مدیر، برای دادن چنین آزادی عملی به وی، بسیار پر هزینه بوده و مستلزم برقراری سازوکارهای کنترلی و نظارتی بر عملکرد مدیر است (۵).

یکی از راه‌های دسترسی به ساختار بهینه سرمایه و از بین بردن تضاد منافع بین مدیران و سهامداران، استفاده از نظام مناسب حاکمیت شرکتی است (۶). نبود حاکمیت شرکتی این موقعیت را برای مدیران ایجاد می‌کند که به جای منافع سهامداران در جهت منافع شخصی خودشان اقدامات را سازمان‌دهی کنند (۷). در این ارتباط، «سرمایه‌گذاران نهادی» به عنوان مالکان شرکت‌ها یکی از سازوکارهای مؤثر حاکمیت شرکتی است و اخیراً نیز اهمیت فزاینده‌ای یافته است. این گروه از سهامداران با توجه به مالکیت بخش قابل توجهی از سهام شرکت‌ها از نفوذ قابل ملاحظه‌ای برخوردارند (۸). در صنعت دارویی نیز دسترسی به ساختار سرمایه بهینه یکی از سازه‌های مهم و مؤثر است. از این رو، پژوهش حاضر به بررسی تعامل بین سیاست بدهی و مالکیت نهادی به همراه سایر متغیرهای اثرگذار بر این رابطه در شرکت‌های دارویی و غیردارویی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار

صنعت دارو و داروسازی به لحاظ رابطه مستقیم و تنگاتنگ با شرایط زیستی افراد جامعه یکی از معیارهای توسعه و سطح سلامت است. بنابراین، این صنعت نیازمند سرمایه‌گذاری بالا و همچنین دقت در سرمایه‌گذاری به منظور بهینه‌سازی آن است تا بازدهی و تولید محصول مناسب حاصل شود. این گزاره بیان می‌کند که شناخت روابط موجود در این صنعت برای ایجاد ارزش برای این شرکت‌ها از طریق ارائه اطلاعات مناسب برای تصمیم‌گیری و هم‌چنین مقایسه این صنعت با سایر شرکت‌ها از اهمیت بسزایی برخوردار است. ساختار سرمایه به عنوان مهم‌ترین سازه مؤثر بر ارزش‌گذاری شرکت‌ها و هم‌چنین جهت‌گیری آن‌ها در بازارهای سرمایه مطرح شده است (۱) اما دستیابی به ساختار سرمایه بهینه از دیر باز از مسائل بحث برانگیز بوده است؛ چرا که عوامل محیطی بسیاری بر تعیین نوع ساختار سرمایه بهینه و یا به عبارت دیگر، تعیین میزان مناسب استفاده از بدهی در ساختار سرمایه مؤثر است. محیط متحول و متغیر کنونی، درجه‌بندی شرکت‌ها را از لحاظ اعتباری نیز تا حدودی به ساختار سرمایه آنان منوط کرده است. این امر برنامه‌ریزی راهبردی آن‌ها را به انتخاب منابع مؤثر با هدف «بیشینه‌سازی ثروت سهامداران» نیز نزدیک کرده است (۲). رابطه بین سهامداران و مدیران شرکت نیز مملو از تضاد منافع است که از جدایی مالکیت و کنترل، تفاوت هدف‌های سهامداران و مدیران و نبود تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران ناشی می‌شود (۳). با جدایی مالکیت از

تهران با استفاده از معادلات هم‌زمان می‌پردازد تا افزون بر تعیین نقش مالکان نهادی در تعیین نوع سیاست بدهی شرکت، عوامل تقویت‌کننده، تضعیف‌کننده و بی‌اثر را در این ارتباط شناسایی کند. در ادامه مقاله، پس از تشریح مبانی نظری و بیان پژوهش‌های انجام شده مربوط، فرضیه‌های پژوهش ارائه می‌شود. سپس، روش پژوهش مورد بحث قرار می‌گیرد. سرانجام، به تجزیه و تحلیل یافته‌ها و بحث و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

مبانی نظری

سیاست بدهی

یکی از تصمیم‌های مهمی که شرکت‌ها با آن مواجه‌اند، انتخاب سیاست بدهی یا ساختار سرمایه است. این تصمیم بویژه به دلیل تأثیری که بر ارزش شرکت دارد، بسیار حیاتی است. ساختار سرمایه شرکت، ترکیبی مشخص از بدهی و سرمایه است که شرکت برای تأمین مالی عملیات خود از آن استفاده می‌کند. بنابراین، برای شرکت، پیدا کردن ترکیبی خاص از بدهی و سرمایه که ارزش بازار شرکت را بیشینه می‌کند با اهمیت است (۹). طبق نظریه نمایندگی ساختار مالکیت و سرمایه بهینه می‌تواند هزینه‌های نمایندگی را به کم‌ترین مقدار برساند (۴). در نتیجه، ساختار مالکیت و سرمایه مناسب راه‌کاری مهم برای افزایش ارزش شرکت است.

فرضیه نظارت فعال

مالکیت نهادی، عبارت است از: مجموع سهام در

اختیار بانک‌ها و بیمه‌ها، هلدینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های بازنشستگی، شرکت‌های تأمین سرمایه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری، سازمان‌ها و نهادهای دولتی و شرکت‌های دولتی (۱۱-۱۰). در این ارتباط، طبق فرضیه نظارت فعال، مالکان نهادی، سرمایه‌گذارانی با نگرش درازمدت هستند که انگیزه و توانایی زیادی برای نظارت فعالانه بر عملکرد مدیر را دارند (۱۲). آن‌ها اقدامات مدیر را به صورت فعال بررسی کرده و از انجام کارهایی جلوگیری می‌کنند که در آن منافع مدیر دنبال می‌شود. بنابراین، این فرضیه بیانگر این است که سهامداران نهادی به‌منظور افزایش ارزش شرکت، مدیران را به اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری درازمدت ترغیب می‌کنند (۱۳). در نتیجه، بر اساس این فرضیه وجود سهامداران نهادی برای کل شرکت، ارزش آفرین است. طرفداران فرضیه نظارت فعال در تأیید فرضیه خود دو دلیل زیر را ذکر می‌کنند:

الف. اگر چه سهامداران بزرگ اختیار فروش سرمایه‌گذاری‌های خود را دارند اما بزرگی اندازه سرمایه آن‌ها به حدی است که سهام در اختیارشان بدون تحت تأثیر قرار دادن قیمت سهام و کاهش ارزش آن قابل فروش نیست. بنابراین، آن‌ها مجبورند راهبرد درازمدتی را بپذیرند و این موضوع موجب انگیزه بیشتر آن‌ها برای نظارت فعالانه بر عملکرد مدیر می‌شود.

ب. مالکان نهادی، نسبت به سهامداران کوچک توانایی بالاتری برای ارزیابی دقیق‌تر و کاراتر صورت‌های مالی دارند. زیرا، بیشتر آن‌ها از مالکان

بعضی موارد با منافع دیگر ذینفعان در تضاد باشد.

فرضیه پیوستگی راهبردی

فرضیه پیوستگی راهبردی بر همکاری متقابل سهامداران نهادی و مدیران برای حل مشکلات تأکید می‌کند. بر اساس این فرضیه همکاری سهامداران نهادی و مدیران شرکت منافی را برای هر دو ایجاد می‌کند و این همکاری باعث کاهش نظارت می‌شود (۱۶). بر اساس فرضیه پیوستگی راهبردی، سهامداران نهادی و مدیران، همکاری و تباری دو جانبه را به نفع یکدیگر می‌بینند و این همکاری، نظارت بر مدیران را کاهش می‌دهد. در نتیجه، بر درک سایر سهامداران در مورد کیفیت سود، تأثیر منفی دارد. چراکه سایر سهامداران رابطه نزدیک بین مدیران و سهامداران نهادی را به زیان خود قلمداد می‌کنند (۱۷). هم‌چنین، این فرضیه بیانگر این است که روابط مستمر با سهامداران نهادی منجر به فشار برای اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت به‌وسیله مدیران شرکت می‌شود که این تصمیم‌ها به معنای تمرکز منابع شرکت بر سود کوتاه‌مدت در مقابل پروژه‌های سرمایه‌گذاری بیشینه‌کننده ارزش شرکت در درازمدت است. به بیان دیگر، حضور سرمایه‌گذاران نهادی موجب تمرکز بر سود دوره جاری و افزایش احتمال دست‌کاری سود به‌وسیله مدیران می‌شود (۱۳).

پیشینه پژوهش

جنسن و همکاران به بررسی رابطه ساختار مالکیت، سیاست‌های بدهی و تقسیم سود پرداختند. یافته‌های

سازمان‌ها و شرکت‌های بزرگ هستند که امکانات بیش‌تری را در اختیار دارند (۱۴). بنابراین، سهامداران نهادی دارای انگیزه کافی برای کنترل فعالیت‌های مدیریت و هیأت مدیره هستند. چنین نظارتی احتمالاً موجب تقلیل مشکلات نمایندگی ناشی از جدایی مالکیت از مدیریت می‌شود. با کاهش مشکلات نمایندگی، منافع مدیران و سهامداران از همسویی بیشتری برخوردار می‌شود و مدیران قبل از تاریخ اعلام سود شرکت، اطلاعات بیشتری را منتشر می‌کنند. افزون بر این، به دلیل توجه بیشتر تحلیل‌گران مالی به شرکت‌هایی که به‌وسیله سهامداران نهادی کنترل می‌شود، انگیزه مدیران برای افشاء به موقع‌تر اطلاعات افزایش می‌یابد (۱۳).

فرضیه منافع شخصی

فرضیه منافع شخصی بیان می‌کند که احتمال زیادی وجود دارد که سرمایه‌گذاران بزرگ از منافع خاصی، مانند دسترسی به اطلاعات محرمانه که می‌تواند به‌منظور هدف‌های معاملاتی استفاده شود، به‌منظور رسیدن به هدف‌های خود بهره‌برند (۱۵). به عبارت دیگر، سهامداران نهادی با استفاده از قدرت خود و فشار بر مدیریت، اقداماتی را برای منافع شخصی خود انجام می‌دهند. بنابراین، بر اساس این فرضیه همیشه نمی‌توان وجود سهامداران نهادی را نقطه قوت برای رسیدن به ارزش‌های بالاتر برای کل شرکت دانست؛ بلکه، این سرمایه‌گذاران اقدامات و نظارت‌های خود را در راستای رسیدن به هدف‌های مورد نظر خود سازماندهی می‌کنند که ممکن است در

نهادی، رابطه منفی و معناداری وجود دارد. به نظر حسن و بوت، یکی از سازوکارهای کنترل بیرونی مؤثر بر نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، ظهور مالکان نهادی به عنوان مالکان سرمایه است (۲۱).

فارق و ایوب اثر ویژگی‌های شرکت بر تصمیم‌ها، در ارتباط با ساختار سرمایه را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آنان با استفاده از رگرسیون چند متغیره و ضریب همبستگی پیرسون نشان داد که متغیرهای سودآوری، نوسان سود، نقدینگی و مالکیت مدیریتی دارای اثر منفی و معناداری بر اهرم مالی است. هم‌چنین، متغیرهای فرصت‌های رشد و مالیات دارای اثر مثبت و معناداری بر اهرم مالی است (۲۲).

سینایی و رضاییان با تمرکز بر عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مقوله ساختار سرمایه را با مقوله تغییرات عامل‌های درونی شرکت‌ها در قالب ساختار مالکیتی و صنعتی متفاوت آنان به منظور ارائه رویکردهایی نوین در عرصه توسعه بازارهای مالی بازبینی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که با توجه به رابطه متغیرهای اصلی شرکت، یعنی اندازه شرکت، سودآوری، فرصت‌های رشد و دارایی‌های مشهود با ساختار سرمایه شرکت‌ها، شرایط غیرعلمی و سلیقه‌ای بر نظام تأمین مالی در بازارهای پول و سرمایه حاکم است (۱).
نمازی و شیرزاده به بررسی تأثیر ساختار سرمایه بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با توجه به صنایع مختلف پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که بین ساختار سرمایه و سودآوری شرکت رابطه مثبتی وجود دارد اما این

پژوهش آنان ضمن تأکید بر متفاوت بودن سطح مالکیت داخلی در بین شرکت‌ها، نشان داد که شرکت‌های با مالکیت داخلی بالا، سطح بدهی پایین‌تر را انتخاب می‌کنند. هم‌چنین، اثر سودآوری، رشد و مخارج سرمایه‌ای بر سیاست‌های بدهی و تقسیم سود از یک الگوی تعدیل شده سلسله مراتبی پیروی می‌کند (۱۸).

وو به بررسی نقش ساختار مالکیت در تعیین سیاست‌های تأمین مالی از طریق بدهی شرکت‌های ژاپنی در بازه زمانی ۲۰۰۰-۱۹۹۲ پرداخت. نتایج پژوهش وی نشان داد که بین سطح بدهی و جریان نقدی آزاد رابطه مثبت و معناداری وجود دارد که این رابطه در شرکت‌های با فرصت‌های سرمایه‌گذاری پایین، بیشتر از شرکت‌های با فرصت‌های سرمایه‌گذاری بالا است. افزون بر این، در شرکت‌های با فرصت‌های سرمایه‌گذاری پایین، مالکان نهادی، مدیران را از سرمایه‌گذاری بیش از حد باز می‌دارند و در شرکت‌های با فرصت‌های سرمایه‌گذاری بالا، مالکان نهادی از استقراض بیشتر حمایت می‌کنند (۱۹).

فرناندو و همکاران تغییر در مالکیت نهادی و سطوح قیمت سهام در بین شرکت‌های آمریکایی را در بازه زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۵ آزمون کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که شرکت‌های با ارزش بالا، دارای مالکیت نهادی بیشتر و سطوح قیمت سهام بالاتری هستند و در این ارتباط نقدینگی و اندازه شرکت بی‌اثر است (۲۰).

حسن و بوت به بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و ساختار سرمایه پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که بین ساختار سرمایه و مالکان

رابطه از نظر آماری در حد ضعیف است. هم‌چنین، رابطه بین ساختار سرمایه و سودآوری به نوع صنعت و تعریف سودآوری بستگی دارد و ساختار سرمایه بهینه در صنایع گوناگون را نیز می‌توان تعیین کرد (۲۳).

سینایی تأثیر عوامل خاص هر صنعت بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که عوامل خاص هر صنعت و عامل‌های درونی شرکت‌های مختلف نظیر وضعیت دارایی‌ها، اندازه شرکت، میزان سودآوری و فرصت‌های رشد بر ساختار سرمایه مؤثر است (۲۴).

نمازی و شکرالهی در پژوهشی تعامل بین جریان نقدی آزاد، سیاست بدهی و ساختار مالکیت با استفاده از معادلات هم‌زمان حداقل مربعات دو مرحله‌ای بررسی کردند. آنان نظریه جریان نقدی آزاد جنسن مبنی بر استفاده از اهرم مالی برای کاهش خطر جریان نقدی آزاد را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش حاکی از تأییدنشدن نظریه جریان نقدی آزاد جنسن بود. به این معنا که نتایج پژوهش نمازی و شکرالهی نشان داد که افزایش جریان نقدی آزاد از طریق ایجاد بدهی برای شرکت‌ها ارزش‌آفرین نخواهد بود؛ بلکه، راه حل مناسب ایجاد ساختار مالکیت مناسب بویژه در ارتباط با مالکان نهادی است (۲۵).

داداشی و همکاران به بررسی تأثیر ساختار سرمایه و نحوه تأمین مالی بر کارایی فنی شرکت‌های دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آنان از نسبت‌های مالکیت و بدهی برای سنجش ساختار سرمایه و فن تحلیل پوششی داده‌ها

استفاده کردند. نتایج پژوهش داداشی و همکاران نشان داد که بین ساختار سرمایه شرکت‌های دارویی و کارایی فنی آن‌ها رابطه معناداری وجود ندارد. هم‌چنین، هیچ یک از شرکت‌های بررسی شده از حجم تولید بهینه برخوردار نبوده و کارایی همه آن‌ها از نوع ضعیف است (۲۶).

بررسی پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که صنعت، مالکیت و ساختار سرمایه از جمله عواملی است که به طور قابل ملاحظه‌ای تحت تأثیر یکدیگر قرار دارند. به عبارت دیگر، بین ویژگی‌های خاص صنعت، مالکیت متفاوت شرکت‌ها بویژه حضور مالکان نهادی و میزان استفاده شرکت از بدهی رابطه وجود دارد.

فرضیه‌های پژوهش

بر اساس مسأله، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر ارائه می‌شود:

الف. صنعت دارویی:

۱. سیاست بدهی دارای اثر مستقیم معنادار بر تمرکز مالکیت نهادی است.
 ۲. تمرکز مالکیت نهادی دارای اثر مستقیم معنادار بر سیاست بدهی است.
 ۳. سیاست بدهی دارای اثر مستقیم معنادار بر سطح مالکیت نهادی است.
 ۴. سطح مالکیت نهادی دارای اثر مستقیم معنادار بر سیاست بدهی است.
- ب. صنعت غیردارویی:
۵. سیاست بدهی دارای اثر مستقیم معنادار بر تمرکز مالکیت نهادی است.

۶. تمرکز مالکیت نهادی دارای اثر مستقیم معنادار بر سیاست بدهی است.
۷. سیاست بدهی دارای اثر مستقیم معنادار بر سطح مالکیت نهادی است.
۸. سطح مالکیت نهادی دارای اثر مستقیم معنادار بر سیاست بدهی است.

روش پژوهش

گردآوری داده‌ها

پژوهش حاضر به دنبال کشف و بررسی روابط بین عوامل و شرایط خاص یا نوع رفتاری که قبلاً رخ داده، در حوزه پژوهش‌های اثباتی بر اساس اطلاعات تاریخی است. بنابراین، از طرح شبه‌تجربی استفاده می‌شود. این طرح برای انجام پژوهش‌هایی بکار می‌رود که پژوهشگر در جست‌وجوی علت یا علل روابط معینی است که در گذشته رخ داده و تمام شده است. بنابراین، این طرح پژوهش از روایی بیرونی بالایی برخوردار است (۲۷). اطلاعات بخش نظری پژوهش از کتب و مجلات فارسی و انگلیسی گردآوری شده است. همچنین، داده‌های مورد نیاز برای تجزیه و تحلیل به طور عمده از بانک‌های اطلاعاتی سازمان بورس اوراق بهادار تهران و نرم‌افزارهای صحرا و تدبیرپرداز نسخه‌های ۱ و ۲ استخراج شده است.

جامعه آماری، نمونه و دوره پژوهش

در پژوهش حاضر دو گروه شرکت‌های دارویی و غیردارویی، شامل هر کدام ۱۸۷ سال- شرکت (هر کدام

۱۷ شرکت در ۱۱ سال) از میان کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۰ انتخاب شده است. در این پژوهش از نمونه‌گیری جفتی استفاده می‌شود. به این صورت که یک گروه شامل شرکت‌های دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است و گروه دوم شامل شرکت‌های غیردارویی است. گروه دوم (شرکت‌های غیردارویی) به گونه‌ای انتخاب شده‌اند که با توجه به متغیرهای (سود سال جاری، سود تقسیمی، اندازه شرکت و بازده دارایی‌ها) مورد بررسی پژوهش برای انجام نمونه‌گیری تطبیقی، نزدیک‌ترین مقدار را با گروه اول (شرکت‌های دارویی) دارند. همچنین، نمونه پژوهش حاضر شامل شرکت‌هایی است که در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ دارای فعالیت مستمر بوده و کلیه اطلاعات مالی و غیرمالی مورد نیاز شامل صورت‌های مالی به همراه یادداشت‌های توضیحی آن و گزارش‌های هیأت مدیره به مجمع ارائه کرده باشند.

متغیرهای پژوهش

در این پژوهش بر اساس روش مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، متغیرهای مورد بررسی به دو گروه قابل تقسیم است: الف. متغیرهای درون‌زا و ب. متغیرهای برون‌زا.

متغیرهای درون‌زا

متغیر درون‌زا متغیری است که از دست کم یک متغیر دیگر در الگوی طراحی شده اثر می‌پذیرد. به این صورت که متغیر درون‌زا نه تنها به متغیرهای برون‌زا

شکرالهی (۳۵) و مرادزاده و همکاران (۳۶) بکار گرفته شده و به صورت زیر محاسبه شده است:

رابطه (۳)

$$\text{جمع سهام در اختیار بزرگ‌ترین مالکان نهادی} = \frac{\text{تمرکز مالکیت}}{\text{جمع سهام منتشر شده به وسیله شرکت نهادی}}$$

متغیرهای برونزا

متغیر برونزا متغیری است که هیچ اثری از سایر متغیرهای درون الگو نمی‌پذیرد. به عبارت دیگر، متغیر برونزا متغیری است که با سایر متغیرها رابطه یک طرفه دارد. متغیرهای برونزا در پژوهش حاضر شامل موارد زیر است.

جریان نقدی آزاد، مطابق با الگوی ارائه شده به وسیله یوان و جیانگ (۳۷)، به صورت زیر محاسبه شده است:

رابطه (۴)

$$\text{هزینه‌های مالی} - \text{سود تقسیمی} - \text{ناشی از فعالیت‌های عملیاتی} = \text{جریان نقدی آزاد} - \text{خالص وجه نقد}$$

نسبت کیو تو بین، معیار اندازه‌گیری عملکرد است (۲۰، ۳۵ و ۴۰-۳۸). انواع مختلف نسبت کیو تو بین از جمله کیو تو بین استاندارد، کیو تو بین ساده، کیو تو بین لیندنبرگ و راس و کیو تو بین لیندنبرگ و راس تعدیل شده وجود دارد (۴۱). در این پژوهش از جدیدترین رابطه ارائه شده مطابق با پژوهش جركوس و همکاران (۴۲)، به صورت زیر استفاده شده است:

رابطه (۵)

$$\text{ارزش دفتری بدهی‌های جاری} - \text{ارزش دفتری دارایی‌های جاری} - \text{ارزش دفتری بدهی‌های غیرجاری} + \text{ارزش بازار سهام عادی} = \text{کیو تو بین} \times \text{ارزش دفتری جمع دارایی‌ها}$$

بستگی دارد بلکه، بعضی از متغیرهای درونزا نیز به نوبه خود از متغیرهای درونزای دیگر تأثیر می‌پذیرند یا بر آنها تأثیر می‌گذارند. به عبارت دیگر، متغیر درونزا متغیری است که با سایر متغیرها رابطه دو طرفه دارد (۲۸). متغیرهای درونزا در پژوهش حاضر شامل موارد زیر است.

متغیر سیاست بدهی مطابق با پژوهش‌های نمازی و شکرالهی (۲۵)، پویری و مائوری (۲۹)، ملو و میرندا (۳۰) و نمازی و شکرالهی (۳۱) به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

رابطه (۱)

$$\text{جمع بدهی‌های غیرجاری} = \text{سیاست بدهی} \times \text{جمع دارایی‌ها}$$

در پژوهش حاضر مالکیت نهادی از نظر سطح و تمرکز مورد بررسی قرار گرفته است.

متغیر سطح مالکیت نهادی در پژوهش‌های روبین (۱۰)، کوئو (۱۱)، نمازی و شکرالهی (۲۵)، نمازی و شکرالهی (۳۱)، کومار (۳۲)، ارن‌هارت و لیزال (۳۳)، نمازی و کرمانی (۳۴) و خواجوی و شکرالهی (۳۵) بکار گرفته شده و به صورت زیر محاسبه شده است:

رابطه (۲)

$$\text{جمع سهام در اختیار مالکان نهادی} = \frac{\text{سطح مالکیت نهادی}}{\text{جمع سهام منتشر شده به وسیله شرکت}}$$

متغیر تمرکز مالکیت نهادی در پژوهش‌های مهرانی و همکاران (۶)، روبین (۱۰)، نمازی و شکرالهی (۲۵)، نمازی و شکرالهی (۳۱)، خواجوی و

انتظار می‌رود بین مالیات و سیاست بدهی رابطه مثبت وجود داشته باشد. زیرا، شرکت‌ها سعی می‌کنند از مزایا و سپر مالیاتی مربوط به هزینه‌های مالی برای کاهش هزینه پرداختی بابت مالیات استفاده کنند. معیار متغیر مالیات مطابق با پژوهش فاتما و چیچیتی (۴۷)، به شرح زیر در نظر گرفته شده است:

رابطه (۹)

$$\text{مالیات} = \frac{\text{مالیات پرداختی}}{\text{سود قبل از کسر هزینه‌های مالی و مالیات}}$$

الگوی پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش حاضر از معادلات هم‌زمان زیر استفاده شده است.

$$\begin{cases} \text{Conc}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Leverage}_{i,t} + \beta_2 \text{Tobin's } Q_{i,t} \\ + \beta_3 \text{Size}_{i,t} + \beta_4 \text{Profit}_{i,t} + \beta_5 \text{Risk}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\ \text{Inst}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Leverage}_{i,t} + \beta_2 \text{Tobin's } Q_{i,t} \\ + \beta_3 \text{Size}_{i,t} + \beta_4 \text{Profit}_{i,t} + \beta_5 \text{Risk}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \\ \text{Leverage}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Conc}_{i,t} + \beta_2 \text{Inst}_{i,t} + \\ \beta_3 \text{FCF}_{i,t} + \beta_4 \text{Asst}_{i,t} + \beta_5 \text{Tax}_{i,t} + \beta_6 \text{Size}_{i,t} \\ + \beta_6 \text{Profit}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{cases}$$

که شامل، تمرکز مالکیت نهادی (Conc)، سطح مالکیت نهادی (Inst)، سیاست بدهی (Leverage)، عملکرد (Tobin's Q)، اندازه شرکت (Size)، سودآوری (Profit)، خطر (Risk)، جریان نقدی آزاد (FCF)، ساختار دارایی‌ها (Asst) و مالیات (Tax) است.

همان‌گونه که معادلات بالا نشان می‌دهد متغیر وابسته در یک معادله به عنوان متغیری مستقل در معادله‌های دیگر ظاهر شده است. این متغیر ممکن است با جمله پسماند معادله‌ای که به عنوان متغیر

معیار اندازه شرکت در این پژوهش، مطابق با پژوهش‌های نمازی و شکرالهی (۲۵)، نمازی و شکرالهی (۳۱)، بون و همکاران (۴۳) و نمازی و منفرد مهارلویی (۴۴) لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام شرکت در پایان سال است.

رابطه (۶) لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام = اندازه معیار سودآوری در پژوهش حاضر، مطابق با پژوهش‌های سسیدس و همکاران (۴۵)، مارگاریتیس و پسلاکی (۴۶) و فاتما و چیچیتی (۴۷) به شرح زیر در نظر گرفته شده است:

رابطه (۷)

$$\text{سود قبل از کسر هزینه‌های مالی و مالیات} = \frac{\text{سودآوری}}{\text{جمع دارایی‌ها}}$$

جمع نوسانات قیمت نشان دهنده خطر شرکت است. پژوهش‌های تجربی (۴۰ و ۴۹-۴۸) رابطه مثبت بین خطر و مالکیت را نشان داده‌اند. در پژوهش حاضر معیار اندازه‌گیری خطر شرکت، درصد نوسانات قیمت سهام شرکت در طول سال است.

هرچه دارایی‌های مشهود شرکت بیشتر باشد، می‌توان دارایی‌های بیشتری را به عنوان وثیقه قرار داد. دارایی‌های وثیقه‌گذاری شده می‌تواند رفتارهای فرصت‌طلبانه را نیز محدود سازد و امکان استقراض را فراهم کند. بنابراین، معیار ساختار دارایی‌ها، نسبت دارایی‌های ثابت مشهود به جمع دارایی‌ها است (۲۹)، ۴۶-۴۵ و ۵۱-۵۰). در نتیجه داریم:

رابطه (۸)

$$\text{دارایی‌های ثابت مشهود} = \frac{\text{ساختار دارایی}}{\text{جمع دارایی‌ها}}$$

(ترتیب) تشخیص پذیری برای معادلات هم‌زمان وجود داشته باشد.

شرط لازم (درجه)

شرط لازم این است که تعداد متغیرهای برون‌زا با ضریب صفر و یا به عبارت دیگر، تعداد متغیرهای برون‌زای که در معادله مورد نظر برای بررسی تشخیص‌پذیری از بین کل متغیرهای معادلات هم‌زمان، وجود ندارد $(k - k_1)$ ، از تعداد متغیرهای درون‌زای با ضریب غیرصفر و یا به عبارت دیگر، تعداد متغیرهای درون‌زای موجود در معادله منهای یک $(g_1 - 1)$ بیشتر باشد و یا با آن، مساوی باشد $(k - k_1 \geq g_1 - 1)$ ، (۲۵، ۲۸، ۳۱ و ۵۳-۵۲).

با توجه به مطالب ذکر شده در بالا، حالات متمایز زیر را می‌توان تشخیص داد:

۱. اگر $k - k_1 > g_1 - 1$ باشد، معادله بیش از حد مشخص (فرا شناسا) است.
 ۲. اگر $k - k_1 = g_1 - 1$ باشد، معادله دقیقاً مشخص است.

۳. اگر $k - k_1 < g_1 - 1$ باشد، معادله کم‌تر از حد مشخص است.

شرط کافی (ترتیب)

شرط کافی، شرط مرتبه برای تشخیص‌پذیری است. برای آزمون این شرط باید رابطه زیر برقرار باشد:

$$(g - g_1) + (k - k_1) \geq (g_1 - 1) \quad (10)$$

به این معنا که تعداد متغیرهای درون‌زای که در

مستقل آمده است، همبسته باشد. چنین موضوعی (همبسته بودن متغیر مستقل با جمله پسماند) فرض‌های کلاسیک رگرسیون ساده را زیر سؤال می‌برد. همچنین، در چنین شرایطی بکارگیری روش حداقل مربعات معمولی، اریب و ناسازگار است. بنابراین، از معادلات هم‌زمان استفاده می‌شود. در این قبیل معادلات، شکل ساختاری معادلات (معادلات و روابطی که پژوهش به دنبال بررسی آن است) به شکل تبدیلی (اگر معادلات به گونه‌ای حل شود که مقادیر متغیرهای درون‌زا، تنها بر حسب متغیرهای برون‌زا بیان شود، معادلات به دست آمده را شکل تبدیلی الگو گویند)، تغییر داده می‌شود تا متغیرهای درون‌زا، تنها بر حسب متغیرهای برون‌زا بیان شود. سپس، با استفاده از شکل تبدیلی برآوردهای لازم انجام می‌شود (۲۵، ۲۸، ۳۱، ۳۵ و ۵۳-۵۲). در این ارتباط، برای پذیرش معادلات بالا به عنوان معادلات هم‌زمان، مهم‌ترین موضوع تشخیص‌پذیر بودن هر یک از معادلات است که در ادامه تشریح و مورد بررسی قرار می‌گیرد.

مسئله تشخیص‌پذیری

همان‌گونه که پیش از این تشریح شد برای انجام برآوردهای لازم در معادلات هم‌زمان، شکل ساختاری آن به شکل تبدیلی، تغییر داده می‌شود. مسئله تشخیص‌پذیری در معادلات هم‌زمان این است که چگونه و با چه شرایطی می‌توان بر اساس برآورد عامل‌های شکل تبدیلی به برآوردهای عامل‌ها در شکل ساختاری دست یافت. برای بررسی مسئله تشخیص‌پذیری باید شرط لازم (درجه) و شرط کافی

است.

روش معادلات حداقل مربعات دو مرحله‌ای

برای تشریح عملیات این روش، معادله ساختاری زیر که حالت کلی یک معادله ساختاری است، مورد استفاده قرار گرفت (۲۸، ۳۱ و ۵۳-۵۲):

$$y_1 = Y_1\gamma_1 + X_1b_1 + \alpha_1 \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

شکل تبدیلی معادله بالا به شرح زیر خواهد بود:

$$Y = X\pi + U \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

$$\pi' = (X'X)^{-1}X'Y$$

در نتیجه خواهیم داشت:

$$Y' = (X\pi') = X(X'X)^{-1}X'Y \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

بنابراین، می‌توان نوشت:

$$Y = (X\pi') + U' = Y' + U' \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

حال، رابطه بالا بر حسب:

Y_1 : متغیرهای درون‌زای موجود و یا به عبارت دیگر، متغیرهای درون‌زا با ضریب غیرصفر در معادله اول (معادله مورد بررسی).

Y_2 : متغیرهای درون‌زای غیرموجود و یا به عبارت دیگر، متغیرهای درون‌زا با ضریب صفر در معادله اول (معادله مورد بررسی).

X_1 : متغیرهای برون‌زای موجود و یا به عبارت دیگر، متغیرهای برون‌زا با ضریب غیرصفر در معادله اول (معادله مورد بررسی).

X_2 : متغیرهای برون‌زای غیرموجود و یا به عبارت دیگر، متغیرهای برون‌زا با ضریب صفر در معادله اول (معادله مورد بررسی).

به شرح زیر نوشته می‌شود:

معادله مورد نظر برای بررسی تشخیص‌پذیری از بین کل متغیرهای معادلات هم‌زمان، وجود ندارد $(g - g_1)$ ، به همراه تعداد متغیرهای برون‌زای که در معادله مورد نظر برای بررسی تشخیص‌پذیری از بین کل متغیرهای معادلات هم‌زمان، وجود ندارد $(k - k_1)$ ، از تعداد متغیرهای درون‌زای موجود در معادله منهای یک $(g_1 - 1)$ ، بیشتر باشد و یا با آن، مساوی باشد (۲۵، ۲۸، ۳۱ و ۵۳-۵۲).

با توجه به معادلات مورد استفاده در پژوهش حاضر، شرط لازم و کافی در ارتباط با هر سه معادله موجود در معادلات هم‌زمان بکار گرفته شده، مورد تأیید قرار می‌گیرد و به لحاظ تشخیص‌پذیری، معادله‌ها «دقیقاً مشخص» تشخیص داده می‌شود.

پراکاربردترین روش‌ها برای آزمون معادلات هم‌زمان، دو روش معادلات هم‌زمان حداقل مربعات سه مرحله‌ای و معادلات هم‌زمان حداقل مربعات دو مرحله‌ای، است. روش معادلات هم‌زمان حداقل مربعات سه مرحله‌ای، تنها برای معادلاتی مناسب است که در مسأله تشخیص‌پذیری، «بیش از حد مشخص (فرا شناسا)» باشد اما ویژگی روش معادلات هم‌زمان حداقل مربعات دو مرحله‌ای، آن است که می‌توان از آن برای برآورد ضرایب هر یک از معادلات که در بررسی تشخیص‌پذیری «بیش از حد مشخص» و یا «دقیقاً مشخص» بوده‌اند بکار گرفته شود (۲۵، ۲۸، ۳۱ و ۵۳-۵۲). بنابراین، در پژوهش حاضر به دلیل این که معادلات آن در بررسی تشخیص‌پذیری، «دقیقاً مشخص» تشخیص داده شده است از روش معادلات هم‌زمان حداقل مربعات دو مرحله‌ای، استفاده شده

نتایج با یکدیگر مقایسه شد. برای این که گروه‌های مورد بررسی به لحاظ سایر شرایط یکسان باشند تا بتوان اثر متغیرهای مورد بررسی را مشخص کرد یا به عبارت دیگر، برای کنترل سایر متغیرهای اثرگذار از نمونه‌گیری جفتی استفاده شد. برای رسیدن به این مهم، داده‌های مربوط به متغیرهای مؤثر از جمله سود سال جاری، سود تقسیمی، اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی ارزش بازار) و بازده دارایی‌ها جمع‌آوری شد. بررسی این داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخه ۱۸ حاکی از نرمال نبودن آن‌ها بود. به همین دلیل، برای آزمون معنادار بودن تفاوت معیارهای ذکر شده در دو گروه انتخابی و یا تأیید این که دو گروه از نظر این متغیرها تفاوت معناداری ندارد و می‌توان آن‌ها را در ارتباط با متغیرهای اصلی پژوهش با یکدیگر مقایسه کرد از آزمون ناپارامتریک دو نمونه‌ای مستقل من‌ویتنی استفاده شد. نتایج این آزمون بر معنادار نبودن تفاوت‌ها تأکید داشت. به عبارت دیگر، عدد بالاتر از ۵٪ برای سطح معناداری که در جدول شماره ۱ ارائه شده است، تطابق و تشابه دو گروه را مورد تأیید قرار داد.

آمار توصیفی

جدول شماره ۲، آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد بررسی در پژوهش را نشان می‌دهد.

با توجه به اطلاعات مندرج در جدول شماره ۲، عدد میانگین ۰/۰۴۴ برای متغیر سیاست بدهی در گروه دارویی و عدد میانگین ۰/۱۰۹ برای متغیر سیاست بدهی در گروه غیردارویی، حکایت از استفاده پایین‌تر

رابطه (۱۵)

$$(Y_1, Y_1, Y_2) = (X_1, X_2) \begin{bmatrix} \pi_1'^0 & \pi_1'^{00} & \pi_3' \\ \pi_2'^0 & \pi_2'^{00} & \pi_4' \end{bmatrix} + (U'_0, U'_1, U'_2)$$

با استفاده از رابطه بالا می‌توان نوشت:

$$Y_1 = X_1 \pi_1'^{00} + X_2 \pi_2'^{00} + U'_1 \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

$$Y_1' = X_1 \pi_1'^0 + X_2 \pi_2'^0$$

در مرحله دوم، با توجه به رابطه،

رابطه (۱۷)

$$y_1 = Y_1 \gamma_1 + X_1 \beta_1 + \varepsilon = (Y_1' + U_1') \gamma_1 + X_1 \beta_1 + \varepsilon = Y_1' \gamma_1 + X_1 \beta_1 + v_1 = (Y_1', X_1) \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \beta_1 \end{pmatrix} + v_1$$

که در آن،

$$v_1 = U_1 \gamma_1 + \varepsilon_1 \quad \text{رابطه (۱۸)}$$

اگر در معادله بالا، γ_1 و β_1 که ضرایب ساختاری

معادله اول (معادله مورد بررسی) است به سمت چپ معادله آورده شود معادله به شرح زیر خواهد بود:

$$\begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \beta_1 \end{bmatrix} = [(Y_1', X_1)'(Y_1', X_1)^{-1}(Y_1', X_1)'] Y_1 \quad \text{رابطه (۱۹)}$$

در نتیجه، برآوردگر حداقل مربعات دو مرحله‌ای

برای ضرایب ساختاری معادله اول، برابر خواهد بود با:

رابطه (۲۰)

$$\begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \beta_1 \end{bmatrix}_{2sls} = \begin{bmatrix} Y_1', Y_1 & Y_1', X_1 \\ X_1', Y_1 & X_1', X_1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} Y_1' \\ X_1' \end{bmatrix} Y_1$$

یافته‌های پژوهش

در پژوهش حاضر آزمون‌ها در دو گروه شرکت‌های دارویی و غیردارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، به صورت مجزا انجام شده است. سپس،

جهت که ارائه اطلاعات در ارتباط با این آزمون‌ها موجب افزایش بیش از حد تعداد صفحات مجاز مقاله می‌شود تنها نتایج آزمون ساکن‌پذیری متغیرهای درون‌زا (سیاست بدهی، سطح مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت نهادی) در جدول شماره ۳ ارائه شده است.

آزمون درون‌زایی بودن متغیرهای درون‌زا

لازم است پیش از بکارگیری چند معادله به عنوان معادلات هم‌زمان نسبت به درون‌زایی بودن متغیرهای درون‌زای آن اطمینان حاصل شود. برای این منظور از آزمون تعدیل شده هاسمن (۵۴) ارائه شده به وسیله دیویدسون و مک‌کینون (۵۵)، استفاده می‌شود. در این آزمون، دو معادله رگرسیون برآورد می‌شود. به این ترتیب، که ابتدا متغیر درون‌زایی که آزمون درون‌زایی آن مورد نظر است با استفاده از همه متغیرهای برون‌زای معادلات به وسیله نرم‌افزار اقتصادسنجی EViews نسخه ۵ برآورد کرده و مقادیر باقیمانده (پسماندها) ناشی از تخمین به صورت یک متغیر جداگانه در نظر گرفته می‌شود (به عنوان نمونه، RES). سپس، معادله مورد نظر به همراه متغیر RES

بدهی در شرکت‌های دارویی دارد. در ارتباط با این متغیر، دو گروه دارای انحراف معیار متفاوت هستند. همچنین، عدد میانگین ۷۱۱۵/۶۵ برای متغیر جریان نقدی آزاد در گروه دارویی و عدد میانگین ۸۵۲۵۹/۹۶ برای متغیر جریان نقدی آزاد در گروه غیردارویی حکایت از آن دارد که در شرکت‌های دارویی جریان نقدی بلااستفاده کم‌تر از شرکت‌های غیردارویی است. افزون بر این، متغیرهای خطر، ساختار دارایی و مالیات نیز دارای مقدار میانگین پایین‌تر در شرکت‌های دارویی نسبت به شرکت‌های غیردارویی است. سایر متغیرها دارای تفاوت میانگین اساسی نیست اما متغیرهای عملکرد، سودآوری و مالیات انحراف معیار به نسبت متفاوتی دارد.

آمار استنباطی

ساکن‌پذیری

از آزمون‌های ریشه واحد از نوع آزمون‌های لوین، لین و چو و فلیپس‌پرون، برای بررسی ساکن‌پذیری تمامی متغیرها استفاده شد. نتایج نشان داد که مقدار سطح معناداری در مورد همه متغیرها از ۵٪، کم‌تر است. بنابراین، همه متغیرها در سطح پایاست. از آن

جدول ۱: نتایج آزمون من‌ویتنی

آزمون	بازده دارایی‌ها	اندازه شرکت	سود تقسیمی	سود سال جاری
آماره من‌ویتنی	۱۵۷۷۶۲	۱۶۰۱۳	۱۷۲۲۸۱	۱۶۴۲۵
آماره ویل کاکسون	۳۳۳۴۰	۳۳۵۹۱	۳۴۸۵۹	۳۴۰۰۳
آماره Z	(۱/۶۴۸)	(۱/۴۰۸)	(/۱۹۵)	(۱/۰۱۴)
سطح معناداری	۰/۰۹۹	۰/۱۵۹	۰/۸۴۶	۰/۳۱۱

جدول ۲: آمار توصیفی

متغیر	تعداد مشاهدات		میانگین		انحراف معیار	
	دارویی	غیردارویی	دارویی	غیردارویی	دارویی	غیردارویی
تمرکز مالکیت نهادی	۱۸۷	۱۸۷	۴۵/۲۷	۴۵/۰۸	۲۲/۱۳۰	۱۹/۷۱۲
سطح مالکیت نهادی	۱۸۷	۱۸۷	۵۳/۵۴	۵۲/۶۱	۲۶/۷۸۲	۲۰/۹۲۳
سیاست بدهی	۱۸۷	۱۸۷	۰/۰۴۴	۰/۱۰۹	۰/۰۵۲	۰/۱۲۵
عملکرد	۱۸۷	۱۸۷	۱/۴۶۳	۱/۸۲۷	۰/۸۶۴	۲/۰۲۲
اندازه شرکت	۱۸۷	۱۸۷	۱۲/۸۷۲	۱۲/۹۸۹	۱/۱۲۵	۱/۸۷۰
سودآوری	۱۸۷	۱۸۷	۰/۲۰۴	۰/۲۰۶	۰/۱۲۱	۰/۲۰۲
خطر	۱۸۷	۱۸۷	(۰/۱۵۳)	۰/۲۹۴	۴/۴۳۶	۳/۸۹۸
جریان نقدی آزاد	۱۸۷	۱۸۷	۷۱۱۵/۶۵	۸۵۲۵۹/۹۶	۳۵۵۳۳۱/۷۷	۳۲۲۳۰۷/۰۰
ساختار دارایی‌ها	۱۸۷	۱۸۷	۰/۱۶۵	۰/۳۲۱	۰/۱۰۹	۰/۲۱۱
مالیات	۱۸۷	۱۸۷	(۰/۱۶۱)	۰/۱۲۸	۰/۳۰۷	۱/۷۲۸

جدول ۳: نتایج آزمون ساکن‌پذیری متغیرهای درون‌زا

متغیر و روش	لوین، لین و چو	فلیپس پرون
سیاست بدهی	ثابت	۰/۰۰۳
	ثابت و روند	۰/۰۰۰
سطح مالکیت نهادی	ثابت	۰/۰۰۰
	ثابت و روند	۰/۰۰۰
تمرکز مالکیت نهادی	ثابت	۰/۰۰۰
	ثابت و روند	۰/۰۰۰

حاضر از نظر درون‌زاد بودن متغیرهای درون‌زا و هم‌چنین تشخیص معادلات به عنوان «دقیقاً مشخص»، فرضیه‌های پژوهش با استفاده از روش معادلات حداقل مربعات دو مرحله‌ای مورد آزمون قرار گرفت. جدول‌های شماره‌های ۵، ۶ و ۷ نتایج مربوط به برآورد هر یک از معادلات در گروه‌های دارویی و غیردارویی را نشان می‌دهد.

همان گونه که نتایج مندرج در جدول شماره ۵ نشان می‌دهد در شرکت‌های دارویی نتایج آزمون اثرگذاری متغیر درون‌زای سیاست بدهی بر متغیر

(به عنوان یک متغیر توضیحی جدید) برآورد می‌شود. حال اگر ضریب متغیر جدید (RES) معنادار باشد، نشان دهنده آن است که این متغیر در معادله مورد نظر، درون‌زا است. با انجام عملیات بالا، درون‌زایی متغیرهای پژوهش مورد تأیید قرار گرفت (جدول شماره ۴).

آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از روش معادلات حداقل مربعات دو مرحله‌ای به دنبال تأیید معادلات مورد استفاده در پژوهش

جدول ۴: نتایج آزمون درون زابودن متغیرهای درون‌زا

متغیر مورد آزمون	معادله مورد نظر	گروه	ضریب	انحراف معیار	سطح معناداری
سیاست بدهی	سطح مالکیت نهادی	دارویی	۵۹۶۷/۰۱۵	۲/۱۲	۰/۰۰۰
سیاست بدهی	تمرکز مالکیت نهادی	دارویی	(۱۹۲۶۷/۷۷)	۱/۷۷	۰/۰۰۰
تمرکز مالکیت نهادی	سیاست بدهی	دارویی	(۰/۰۲۷)	۴/۴۵	۰/۰۰۰
سطح مالکیت نهادی	سیاست بدهی	دارویی	۰/۰۳۱	۹/۵۱	۰/۰۰۰
سیاست بدهی	سطح مالکیت نهادی	غیردارویی	۶۷۲/۱۳۶	۲/۷۶	۰/۰۰۰
سیاست بدهی	تمرکز مالکیت نهادی	غیردارویی	۸۲۹/۹۲۶	۱/۰۲	۰/۰۰۰
تمرکز مالکیت نهادی	سیاست بدهی	غیردارویی	۰/۰۷۵	۱/۵۱	۰/۰۰۰
سطح مالکیت نهادی	سیاست بدهی	غیردارویی	(۰/۵۹۶)	۱/۲۲	۰/۰۰۰

جدول ۵: نتایج تخمین معادله تمرکز مالکیت نهادی با استفاده از روش معادلات هم‌زمان حداقل مربعات دو مرحله‌ای

متغیر	ضریب		آماره t		سطح معناداری	
	دارویی	غیردارویی	دارویی	غیردارویی	دارویی	غیردارویی
سیاست بدهی	۹۱/۰۱۷	(۱۹۱/۷۷۴)	۰/۸۵۲	(۲/۵۵۳)	۰/۳۹۶	۰/۰۱۲
عملکرد	۴۵/۴۷۷	۲/۶۷۳	۲/۲۰۳	۰/۵۰۶	۰/۰۳۰	۰/۶۱۴
اندازه شرکت	۰/۷۹۳	۵/۷۹۲	۰/۶۰۳	۶/۸۷۲	۰/۵۴۸	۰/۰۰۰
سودآوری	(۸۸/۱۷۱)	(۸۷/۸۲۰)	(۱/۱۲۰)	(۲/۱۹۲)	۰/۲۶۳	۰/۰۳۰
خطر	۹/۵۵۴	۱۸/۹۸۳	۲/۴۹۱	(۲/۳۵۶)	۰/۰۱۴	۰/۰۲۱
آماره دوربین واتسون برای گروه دارویی = ۱/۷۹۹			آماره دوربین واتسون برای گروه غیردارویی = ۲/۱۴۹			

جدول ۶: نتایج تخمین معادله سطح مالکیت نهادی با استفاده از روش معادلات هم‌زمان حداقل مربعات دو مرحله‌ای

متغیر	ضریب		آماره t		سطح معناداری	
	دارویی	غیردارویی	دارویی	غیردارویی	دارویی	غیردارویی
سیاست بدهی	۶۷/۵۳۵	(۱۲۱/۲۳۱)	۰/۷۱۰	(۳/۶۵۰)	۰/۴۷۹	۰/۰۰۰
عملکرد	۵۹/۵۲۳	۲/۰۰۶	۳/۲۳۵	۰/۲۹۱	۰/۰۰۲	۰/۷۷۷
اندازه شرکت	۱/۵۸۶	۵/۵۱۷	۱/۳۵۴	۸/۷۹۵	۰/۱۷۸	۰/۰۰۰
سودآوری	(۱۷۷/۴۷۴)	(۶۶/۰۱۶)	(۲/۵۳۰)	(۱/۶۷۴)	۰/۰۱۳	۰/۰۹۷
خطر	۶/۵۱۰	(۲۰/۰۱۷)	۱/۹۰۵	(۳/۸۸۴)	۰/۰۵۹	۰/۰۰۰
آماره دوربین واتسون برای گروه دارویی = ۱/۷۵۹۹۱۲			آماره دوربین واتسون برای گروه غیردارویی = ۱/۶۳۳۹۰۲			

جدول ۷: نتایج تخمین معادله سیاست بدهی با استفاده از روش معادلات هم‌زمان حداقل مربعات دو مرحله‌ای

متغیر	ضریب		آماره t		سطح معناداری	
	غیرداری	داری	غیرداری	داری	غیرداری	داری
تمرکز مالکیت نهادی	(۰/۰۰۹)	(۲/۳۳۰)	(۰/۰۲۷)	(۲/۸۲۳)	۰/۹۷۸	۰/۰۱۰
سطح مالکیت نهادی	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۵۶۱	۱/۳۰۲	۰/۵۷۶	۰/۲۰۶
جریان نقدی آزاد	(۳/۰۴۰)	(۲/۳۷۰)	(۳/۰۲۷)	(۱/۴۴۷)	۰/۰۰۳	۰/۱۶۱
ساختار دارایی	۰/۱۸۹	۰/۲۸۰	۲/۸۳۰	۱/۲۳۵	۰/۰۰۶	۰/۲۲۹
مالیات	۰/۶۶۴	(۰/۰۳۷)	(۱/۲۴۶)	۰/۸۷۱	۰/۲۱۵	۰/۳۹۳
اندازه شرکت	۰/۰۳۴	(۰/۰۰۲)	(۰/۵۷۵)	۲/۸۲۳	۰/۵۶۷	۰/۰۱۰
سودآوری	(۰/۱۳۵)	۰/۰۷۲	۰/۶۸۴	(۰/۵۸۷)	۰/۴۹۶	۰/۵۶۳
آماره دوربین واتسون برای گروه داری = ۱/۸۱۵		آماره دوربین واتسون برای گروه غیرداری = ۱/۸۳۵				

نیست (سطح معناداری برابر با ۰/۹۷۸) اما در شرکت‌های غیرداری به صورت منفی و معنادار است (سطح معناداری برابر با ۰/۰۱۰). بنابراین، نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش مبنی بر این که در صنعت شرکت‌های داری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تمرکز مالکیت نهادی دارای اثر مستقیم معنادار بر سیاست بدهی است، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد اما فرضیه ششم پژوهش مبنی بر این که در صنعت شرکت‌های غیرداری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تمرکز مالکیت نهادی دارای اثر مستقیم معنادار بر سیاست بدهی است، مورد تأیید قرار می‌گیرد. به طور کلی، در ارتباط با متغیر تمرکز مالکیت نهادی می‌توان چنین اظهار نظر کرد که این متغیر در شرکت‌های داری به صورت با اهمیت بر متغیر سیاست بدهی اثرگذار نیست و همین‌طور از آن اثر نمی‌پذیرد. از طرف دیگر، در شرکت‌های

تمرکز مالکیت نهادی در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تأیید قرار نگرفته است (سطح معناداری برابر با ۰/۳۹۶) اما این اثرگذاری با سطح معناداری برابر با ۰/۰۱۲ به صورت منفی در شرکت‌های غیرداری مورد تأیید قرار گرفته است. بنابراین، می‌توان بیان کرد که نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش مبنی بر این که در صنعت شرکت‌های داری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، سیاست بدهی دارای اثر مستقیم معنادار بر تمرکز مالکیت نهادی است، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد اما فرضیه پنجم پژوهش مبنی بر این که در صنعت شرکت‌های غیرداری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، سیاست بدهی دارای اثر مستقیم معنادار بر تمرکز مالکیت نهادی است، مورد تأیید قرار می‌گیرد. افزون بر این، نتایج مندرج در جدول شماره ۷ نشان می‌دهد که اثر متغیر تمرکز مالکیت نهادی بر متغیر سیاست بدهی نیز در شرکت‌های داری معنادار

در بورس اوراق بهادار تهران، سیاست بدهی دارای اثر مستقیم معنادار بر سطح مالکیت نهادی است، مورد تأیید قرار می‌گیرد. افزون بر این، اطلاعات مندرج در جدول شماره ۷ نشان می‌دهد که اثر متغیر سطح مالکیت نهادی بر متغیر سیاست بدهی در شرکت‌های دارویی و غیردارویی معنادار نیست. بنابراین، نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های چهارم و هشتم پژوهش مبنی بر این که در صنعت شرکت‌های دارویی و غیردارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، سطح مالکیت نهادی دارای اثر مستقیم معنادار بر سیاست بدهی است، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. سایر اطلاعات مندرج در جدول‌های شماره‌های ۶ و ۷ در ارتباط با چگونگی مؤثر بودن متغیرهای برونزای پژوهش در تقویت، تضعیف و یا بی‌اثر بودن رابطه متقابل بالا نشان می‌دهد که در شرکت‌های دارویی متغیرهای عملکرد و ساختار دارایی این رابطه را تقویت می‌کند و جریان نقدی آزاد موجب تضعیف آن می‌شود. همچنین، در شرکت‌های غیردارویی، متغیرهای اندازه شرکت و خطر این رابطه را تقویت می‌کنند و متغیر سودآوری آن را تضعیف می‌کند. سایر متغیرها نیز در شرکت‌های دارویی و غیردارویی بی‌اثر است (در سطح ۹۵٪ معنادار نیست).

نتایج مندرج در جدول شماره ۶ حکایت از با اهمیت نبودن اثر متغیر سیاست بدهی بر متغیر سطح مالکیت نهادی در سطح اطمینان ۹۵٪، دارد (سطح معناداری برابر با ۰/۴۷۹) اما اطلاعات بخش غیردارویی با سطح معناداری برابر با ۰/۰۰۰ نشان‌دهنده اثر منفی و معنادار متغیر سیاست بدهی بر متغیر سطح مالکیت نهادی است. بنابراین، می‌توان بیان کرد که نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم پژوهش مبنی بر این که در صنعت شرکت‌های دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، سیاست بدهی دارای اثر مستقیم معنادار بر سطح مالکیت نهادی است، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد اما فرضیه هفتم پژوهش مبنی بر این که در صنعت شرکت‌های غیردارویی پذیرفته شده

غیردارویی متغیر تمرکز مالکیت نهادی به صورت با اهمیت بر متغیر سیاست بدهی اثرگذار است و همچنین از آن اثر می‌پذیرد. سایر اطلاعات مندرج در جدول‌های شماره‌های ۵ و ۷ در ارتباط با چگونگی مؤثر بودن متغیرهای برونزای پژوهش در تقویت، تضعیف و یا بی‌اثر بودن رابطه متقابل بالا نشان می‌دهد که در شرکت‌های دارویی متغیرهای عملکرد، خطر و ساختار دارایی این رابطه را تقویت می‌کند (اثر مثبت و معنادار دارد) و متغیر جریان نقدی آزاد موجب تضعیف آن می‌شود (اثر منفی و معنادار دارد). همچنین، در شرکت‌های غیردارویی، متغیرهای اندازه شرکت و خطر این رابطه را تقویت می‌کنند و متغیر سودآوری آن را تضعیف می‌کند. سایر متغیرها نیز در شرکت‌های دارویی و غیردارویی بی‌اثر است (در سطح ۹۵٪ معنادار نیست).

نتایج مندرج در جدول شماره ۶ حکایت از با اهمیت نبودن اثر متغیر سیاست بدهی بر متغیر سطح مالکیت نهادی در سطح اطمینان ۹۵٪، دارد (سطح معناداری برابر با ۰/۴۷۹) اما اطلاعات بخش غیردارویی با سطح معناداری برابر با ۰/۰۰۰ نشان‌دهنده اثر منفی و معنادار متغیر سیاست بدهی بر متغیر سطح مالکیت نهادی است. بنابراین، می‌توان بیان کرد که نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم پژوهش مبنی بر این که در صنعت شرکت‌های دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، سیاست بدهی دارای اثر مستقیم معنادار بر سطح مالکیت نهادی است، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد اما فرضیه هفتم پژوهش مبنی بر این که در صنعت شرکت‌های غیردارویی پذیرفته شده

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مقایسه صنعت داروسازی با صنایع غیردارویی مشاهده می‌شود که در اغلب موارد در صنایع غیردارویی افزایش کمی و کیفی تولید باعث بهبود

می‌دهد که در شرکت‌های دارویی روابط متقابل بین سیاست بدهی و مالکیت نهادی، شامل سطح مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت نهادی، معنادار نیست. به عبارت دیگر، این متغیرها به صورت معنادار بر یکدیگر اثرگذار نبوده و هم‌چنین از یکدیگر اثر نمی‌پذیرند اما نتایج در ارتباط با شرکت‌های غیردارویی متفاوت است. به این شرح که روابط متقابل بین سیاست بدهی و مالکیت نهادی، شامل سطح مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت نهادی به استثنای اثرگذاری متغیر سطح مالکیت نهادی بر سیاست بدهی، معنادار است. به عبارت دیگر، متغیر سیاست بدهی بر متغیر سطح مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت نهادی اثر منفی و معنادار دارد و به صورت متقابل متغیر سیاست بدهی از متغیر تمرکز مالکیت نهادی اثر می‌پذیرد. بنابراین، می‌توان بیان کرد که در بیشتر موارد این روابط در شرکت‌های دارویی معنادار نبوده اما در شرکت‌های غیردارویی معنادار است.

شناخت کم و کیف و چگونگی تفاوت بالا موضوعی پیچیده و چند بُعدی است. علت این پیچیدگی نیز به گوناگونی عامل‌ها مربوط است. در نظریه نمایندگی که به وسیله جنسن و مک‌لینگ در سال ۱۹۷۶ میلادی ارائه شد، ساختار سرمایه شرکت از طریق هزینه‌های نمایندگی ناشی از تضاد منافع بین ذینفعان مختلف شرکت تبیین شده است. جنسن و مک‌لینگ (۴) در چارچوب بنگاه اقتصادی دو نوع تضاد منافع معرفی می‌کنند: الف. تضاد منافع بین مدیران و صاحبان سهام و ب. تضاد منافع بین صاحبان سهام و دارندگان اوراق بدهی. هم‌چنین، نظریه موازنه

شرایط زیستی و رفاهی شده و در نتیجه، میزان نیاز به تولیدات افزایش می‌یابد یا به عبارت دیگر، تولید و مصرف یک محصول رابطه دو طرفه و مستقیم با هم داشته و افزایش یکی باعث افزایش دیگری می‌شود. در نتیجه، صنعت غیردارویی انگیزه کافی برای رشد کمی و کیفی پیدا می‌کند اما باید بیان کرد که در صنایع دارویی وضعیت متفاوت بوده و افزایش کمی و کیفی محصولات، بهبود شرایط زیستی و سلامت جامعه را به ارمغان می‌آورد؛ لذا، این امر باعث کاهش مصرف دارو می‌شود. این مسأله در یک نگاه سطحی به ضرر صنایع دارویی است اما نگاهی دقیق‌تر مشخص می‌کند که این موضوع تنها در مورد صنایعی صدق می‌کند که از میزان کارایی پایینی در مقایسه با رقبا برخوردار هستند. نگاهی گذرا به صنایع داروسازی جهان نشان می‌دهد که تعداد کارخانه‌های موفق در داروسازی نسبت به سایر رشته‌ها بسیار کمتر است و آن‌هایی موفق هستند که با علم روز حرکت کرده و با استفاده از شیوه‌های نوین به امر تولید دارو می‌پردازند (۵۶). این مطالب حکایت از شرایط متفاوت و هم‌چنین مهم و حیاتی صنعت داروسازی نسبت به سایر صنایع دارد که توجه ویژه و شناسایی روابط موجود در راستای حفظ و بهبود حیات مالی این صنعت را ایجاب می‌کند. در این راستا، پژوهش حاضر به بررسی تعامل بین سیاست بدهی و مالکیت نهادی در شرکت‌های دارویی و غیردارویی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش معادلات هم‌زمان دو مرحله‌ای پرداخته است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان

در ارتباط با میزان استفاده از بدهی در ساختار سرمایه، بیان می‌کند که اگر چه استفاده از بدهی، هزینه‌های نمایندگی ناشی از اختیارات مدیران را کاهش می‌دهد اما خود باعث ایجاد یک سری هزینه‌های نمایندگی می‌شود. زیرا، ممکن است شرکتی که بخش عمده‌ای از ساختار سرمایه آن را بدهی تشکیل می‌دهد، فرصت‌های سرمایه‌گذاری خوبی را از دست بدهد. علت این موضوع این است که در صورت وجود یک بدهی ریسکی، اعتباردهندگان می‌توانند خود را در بازده‌های سرمایه‌گذاری‌های سودآور آینده سهام کنند و از این طریق قسمتی از خالص ارزش فعلی را متعلق به خود کنند. این انتقال ثروت می‌تواند سبب شود که سهامداران فرصت‌های سرمایه‌گذاری خوبی را رد کنند (۵۷). با توجه به این که در شرکت‌های دارویی مورد آزمون پژوهش حاضر نسبت به شرکت‌های غیردارویی، میانگین نسبت بدهی بسیار پایین‌تر است، علت متفاوت بودن اثرگذاری مالکان نهادی در شرکت‌های دارویی نسبت به شرکت‌های غیردارویی را می‌توان ناشی از استفاده ناچیز از بدهی غیرجاری در ساختار سرمایه (به دلایل ذکر شده در بالا) و در نتیجه بی‌اثر شدن آن دانست.

علت دیگر، می‌تواند نبود تقارن اطلاعاتی باشد. زیرا، در مواردی که بین مدیریت و سرمایه‌گذاران برون‌سازمانی تقارن اطلاعاتی وجود نداشته باشد، مدیران تأمین منابع مالی از محل منابع درون‌سازمانی را به منابع برون‌سازمانی ترجیح می‌دهند (۵۸). در این ارتباط، نکته قابل توجه نظریه سلسله مراتب تأمین مالی، این است که نبود تقارن اطلاعاتی تعدیلاتی را

برای سلسله مراتب تأمین مالی برون‌سازمانی نیز فراهم می‌آورد. به این معنا که میزان استفاده از بدهی برای تأمین وجوه نقد لازم، افزون بر ظرفیت تأمین مالی درون‌سازمانی و محدودیت‌های گوناگونی که شرکت در تأمین مالی از منابع مختلف با آن مواجه می‌شود، به نبود تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سهامداران نیز بستگی دارد (۵۹). به عبارت دیگر، به علت افزایش خطر و در نتیجه ورشکستگی حاصل از تأمین مالی از طریق ایجاد بدهی، نبود تقارن اطلاعاتی موجب می‌شود، شرکت‌های که از وضعیت مالی ضعیفی برخوردارند در ساختار سرمایه خود کم‌تر از بدهی استفاده کنند. بنابراین، ممکن است شرکت‌های دارویی با مشکل نبود تقارن اطلاعاتی مواجه باشند. این یافته‌ها با نتایج پژوهش‌های وو (۱۹)، فرناندو و همکاران (۲۰)، حسن و بوت (۲۱)، فارق و ایوب (۲۲)، نمازی و شیرزاده (۲۳) و سینایی (۲۴) نیز همسو است و پژوهشی که نتایجی مغایر با نتایج پژوهش حاضر ارائه کرده باشد، یافت نشد.

یافته‌های پژوهش حاضر از این منظر دارای اهمیت است که حکایت از وجود روابط متفاوت در صنعت دارویی نسبت به سایر صنایع و یا روابط اثبات‌شده در کل بورس اوراق بهادار تهران دارد. به بیان دیگر، نتایج نشان می‌دهد که برای بررسی روابط متغیرها در صنعت دارویی باید شرایط خاص این صنعت را مد نظر قرار داد.

پیشنهادها

تصمیم در ارتباط با شیوه تأمین مالی بویژه به دلیل

اهرم مالی استفاده کنند.

با توجه به شرایط خاص و مهم صنعت دارویی هم‌چنین وجود روابط متفاوت و ناشناخته در این صنعت به پژوهشگران توصیه می‌شود، روابط با اهمیتی که می‌تواند برای تصمیم‌گیری در این حوزه مفید واقع شود مورد بررسی و واکاوی قرار دهند.

محدودیت‌های عمده پژوهش

تعداد پایین شرکت‌های دارویی فعال در بورس اوراق بهادار تهران و هم‌چنین، استفاده از داده‌های تاریخی بورس که با تورم بالا مواجه است از محدودیت‌های عمده پژوهش حاضر به شمار می‌رود. با این وجود، اعتقاد بر این است که روایی و پایایی لازم در پژوهش همچنان وجود دارد.

تأثیری که بر ارزش شرکت دارد، بسیار حیاتی است. بنابراین، ترکیبی خاص از بدهی و سرمایه که ارزش بازار شرکت را بیشینه می‌کند، از اهمیت فراوانی برخوردار است. در تأمین مالی از طریق ایجاد بدهی، می‌توان از مزیت‌های کنترل و حق‌رأی نداشتن بستنکاران در شرکت و کاهش مالیات استفاده کرد. هم‌چنین، نرخ پایین‌تر بدهی نسبت به سایر ابزارهای مالی یکی دیگر از مزایای آن است. از معایب آن هم افزایش اهرم مالی است که از دید تحلیل‌گران مالی به منزله افزایش خطر شرکت است. به نظر می‌رسد می‌توان با ایجاد توازن بین مزایای حاصل از بدهی و هزینه‌های نمایندگی بدهی به یک ساختار مطلوب سرمایه دست پیدا کرد. بنابراین، به شرکت‌های دارویی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران توصیه می‌شود، با در نظر گرفتن شرایط از مزیت‌های

References

- 1 Sinaie, H. and A. Rezaian (2005). "Investigating the Effect of Companies' Characteristics on Capital Structure (Financial Leverage)", *Journal of Humanities and Social Sciences*, No. 19, pp. 123-148. [In Persian]
- 2 Douglas, A. (2001). "Managerial Replacement and Corporate Financial Policy with Endogenous Manager-Specific Value", *Journal of Corporate Finance*, Vol. 7, No. 1, pp. 25-52.
- 3 Dey, A. (2008). "Corporate Governance and Agency Conflicts", *Journal of Accounting Research*, Vol. 46, No. 5, pp. 1143-1181.
- 4 Jensen, M. C. and W. H. Meckling (1976). "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 4, pp. 305-360.
- 5 Armstrong, M. (1991). *A Handbook of Personnel Management Practice*, 4th Edition, London: Kogan Page.
- 6 Mehrani, S.; Karami, Gh.; Moradi, M.; and H. Eskandar (2010). "The Investigation of the Relationship between Institutional Investors and Financial Reporting Quality", *Journal of Accounting Advances*, Vol. 2, No. 1, pp. 227-249. [In Persian]
- 7 Berle, A. A. and G. C. Means (1932). *The Modern Corporation and Private*

- Property*, 1st Edition, New York: Macmillan.
- 8 Gillan, S. G. and L. T. Starks (1998). "A Survey of Shareholder Activism: Motivation and Empirical Evidence", *Contemporary Finance Digest*, Vol. 2, No. 3, pp. 10-38.
 - 9 Abor, J. (2007). "Debt Policy and Performance of SMEs: Evidence from Ghanaian and South African Firms", *Journal of Risk Finance*, Vol. 8, No. 4, pp. 364-379.
 - 10 Rubin, A. (2007). "Ownership level, Ownership Concentration and Liquidity", *Journal of Financial Market*, Vol. 10, No. 3, pp. 248-219.
 - 11 Cueto Diego, C. (2009). "Market Liquidity and Ownership Structure with Weak Protection for Minority Shareholders: Evidence from Brazil and Chile", *Working Paper, Available at: <http://ssrn.com/>*. [Online][14 May 2013]
 - 12 Brous, P. A. and O. Kini (1994). "The Valuation Effects of Equity Issues and the Level of Institutional Ownership: Evidence from Analysts' Earnings Forecasts", *Financial Management*, Vol. 23, pp. 33-46.
 - 13 Petra, S. T. (2007). "The Effects of Corporate governance on the informativeness of earnings", *Economics of Governance*, Vol. 8, No. 2, pp: 129-152.
 - 14 Hassas Yeganeh, Y. and A. Shahriyari (2010). "Investgating the Relationship between Ownership Concentration and Conservatism on the Tehran Stock Exchange", *Journal of Financial Accounting Research*, Vol. 2, No. 2, pp. 77-94. [In Persian]
 - 15 Kim, O. (1993). "Disagreements Among Shareholders Over a Firm's Disclosure Policy", *The Journal of Finance*, Vol. 48, No. 2, pp. 747-60.
 - 16 Jan, K. and S. Y. Kwon (2002). "Ownership Structure and Earnings Informativeness Evidence from Korea", *The International Journal of Accounting*, Vol. 37, No. 3, pp. 301-325.
 - 17 Pound, J. (1988). "Proxy Contest and the Efficiency of Shareholder Oversight", *Journal of Financial Economics*, Vol. 20, Nos. 1 and 2, pp. 237-265.
 - 18 Jensen, G.; Solberg, D.; and T. Zorn (1992). "Simultaneous Determination of Insider Ownership, Debt, and Dividend Policies", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 27, No. 2, pp. 247-263.
 - 19 Wu, J. L. (2004). "The Impact of Ownership Structure on Debt Financing of Japanese Firms with the Agency Cost of Free Cash Flow", *EFMA Meetings Paper, Available at: <http://ssrn.com/>*. [Online] [17 May 2013]
 - 20 Fernando, C. S.; Gatchey, V. A.; and P. A. Spindt (2007). "Institutional Ownership, Share Price Levels, and the Value of the Firm", *Available at: http://price.ou.edu/academics/cfs/pdf/harepricelevels_08-30-07.pdf*. [Online][29 May 2013]
 - 21 Hasan, A. and S. A. Butt (2009). "Impact of Ownership Structure and Corporate Governance on Capital Structure of Pakistani Listed Companies", *International Journal of Business and Management*, Vol. 4, No. 2, pp. 50-57.
 - 22 Faruk, H. and A. Ayub (2012). "Impact of Firm Specific Factors on Capital Structure Decision: An Empirical Study of Bangladeshi Companies", *International Journal of Business Research and Management*, Vol. 3, No. 4, pp. 163-182.

- 23 Namazi, M. and J. Shirzade (2005). "Investigating the Relationship between Capital Structure and Profitability of the Companies Listed on the Tehran Stock Exchange (with an Emphasis on the Type of Industry)", *The Iranian Accounting and Auditing Review*, Vol. 12, No. 42, pp. 75-95. [In Persian]
- 24 Sinaie, H. (2007). "Investigating the Effect of the Interior Factors of Companies on the Creation of Capital Structure of the Companies Listed on the Tehran Stock Exchange", *The Iranian Accounting and Auditing Review*, Vol. 14, No. 48, pp. 63-84. [In Persian]
- 25 Namazi, M. and A. Shokrollahi (2014). "Investigating the Interaction between Free Cash Flow, Debt Policy and Ownership Structure Using the Simultaneous Equations System: A Case Study of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange", *Journal of Accounting Advances*, Vol. 5, No. 2, pp. 165-206. [In Persian]
- 26 Dadashi, I.; Asghari, M.; Zarie, S.; and M. Jafari-baie (2013). "Investigating the Effect of Capital Structure and Financing on the Technical Efficiency of Pharmaceutical Companies Listed on the Tehran Stock Exchange", *Journal of Health Accounting*, Vol. 2, No. 1, pp. 1-19. [In Persian]
- 27 Namazi, M. (Translator) (2010). *Empirical Research in Accounting: A Methodological Viewpoint*, 2nd Edition, Shiraz: Shiraz University Publications. [In Persian]
- 28 Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics*, 4th Edition, New York: The McGraw-Hill.
- 29 Pöyry, S. and B. Maury (2009). "Influential Ownership and Capital Structure", *Managerial and Decision Economics*, Vol. 31, No. 5, pp. 17-44.
- 30 Mello, R. and M. Miranda (2010). "Long-term Debt and Overinvestment Agency Problem", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, No. 2, pp. 324-335.
- 31 Namazi, M. and A. Shokrollahi (2015). "Test of the Free Cash Flow Theory and Creditors Monitoring by Using the Three-Stage Least Squares System: Case Study of Listed Companies on Tehran Stock Exchange", *Journal of Financial Accounting Research*, Vol. 6, No. 2, pp. 17-44. [In Persian]
- 32 Kumar, J. (2003), "Does Ownership Structure Influence Firm Value? Evidence from India", *Working Paper*, Available at: www.ssrn.com. [Online] [28 May 2013]
- 33 Earnhart, D. and L. Lizal (2006). "Effects of Ownership and Financial Performance on Corporate Environmental Performance", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 34, No. 1, pp. 111-112.
- 34 Namazi, M. and E. Kermani (2008). "The Effect of Ownership Structure on the Performance of the Companies Listed on the Tehran Stock Exchange", *The Iranian Accounting and Auditing Review*, Vol. 15, No. 53, pp. 83-100. [In Persian]
- 35 Khajavi, Sh. and A. Shokrollahi (2015). "Investigating the Interaction between Managerial Ownership and Corporate Performance Using the Simultaneous Equations System (Evidence from Tehran Stock Exchange)", *Empirical Studies in Financial Accounting*, In Press. [In Persian]
- 36 Moradzadehfard, M.; Nazemi Ardakani, M.; Gholami, R.; and H. Farzani (2009). "Investigating the Relationship between Institutional

- Stock Ownership and Earnings Management of the Companies Listed on the Tehran Stock Exchange”, *The Iranian Accounting and Auditing Review*, Vol. 16, No. 2, pp. 55-85. [In Persian]
- 37 Yuan, J. and Y. Jiang (2008). “Accounting Information Quality, Free Cash Flow and Overinvestment: A Chinese Study”, *The Business Review*, Vol. 11, No. 1, pp. 159-166.
- 38 Cornett, M. M.; Marcus, A. J.; Saunders, A.; and H. Tehranian (2007). “The Impact of Institutional Ownership on Corporate Operating Performance”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 31, No. 6, pp. 1771-1794.
- 39 Elyasiani, E. and J. Jane Jia (2008). “Institutional Ownership Stability and BHC Performance”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 32, No. 9, pp. 1767-1781.
- 40 Drako, A. A. and F. V. Bekiris (2010). “Corporate Performance, Managerial Ownership and Endogeneity: A Simultaneous Equations Analysis for the Athens Stock Exchange”, *Research in International Business and Finance*, Vol. 24, No. 1, pp. 24-38.
- 41 Namazi, M. and R. Zeraatgari (2009). “An Investigation of the Tobin's Q Ratio and Its Comparison with the Other Criteria of Managers' Performance of the Companies Listed on the Tehran Stock Exchange”, *Journal of Accounting Advances*, Vol. 1, No. 1, pp. 231-262. [In Persian]
- 42 Jurkus, A. F.; Park, J. C.; and S. L. Woodard (2010). “Women in Top Management and Agency Costs”, *Journal of Business Research*, Vol. 64, No. 2, pp. 1-7.
- 43 Boone, A. L.; Field, L. C.; Karpoff, J. M.; and C. G. Raheja (2007). “The Determinants of Corporate Board Size and Composition: An Empirical Analysis”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 85, No. 1, pp. 66-101.
- 44 Namazi, M. and M. Monfared Maharlouie (2011). “Investigating the Effect of Firm's Scope of Operation on the Board of Director's Structure (A Case Study: The Companies Listed on the Tehran Stock Exchange)”, *Journal of Accounting Knowledge*, Vol. 2, No. 7, pp. 7-25. [In Persian]
- 45 Céspedes, J.; González, M.; and C. A. Molina (2010). “Ownership and Capital Structure in Latin America”, *Journal of Business Research*, Vol. 63, No. 3, pp. 248-254.
- 46 Margaritis, D. and M. Psillaki (2010). “Capital Structure, Equity Ownership and Firm Performance”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, No. 3, pp. 621-632.
- 47 Fatma, B. M. and G. Chichti (2011). “Interactions between Free Cash Flow, Debt Policy and Structure of Governance: Three Stage Least Square Simultaneous Model Approach”, *Journal of Management Research*, Vol. 3, No. 2, pp. 1-34.
- 48 Loderer, C. and K. Martin (1997). “Executive Stock Ownership and Performance: Tracking Faint Traces”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 45, No. 2, pp. 223-255.
- 49 Demsetz, H. and K. Lehn (1985). “The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences”, *Journal of Political Economic*, Vol. 93, No. 6, pp. 1155-1177.
- 50 Driffield, N.; Mahambare, V.; and S. Pal (2007). “How Does Ownership Structure Affect Capital Structure and Firm Value?”, *Economics of Transition*, Vol. 15, No. 3, pp. 535-573.

- 51 Al-Najjar, B. and P. Taylor (2008). "The Relationship between Capital Structure and Ownership Structure: New Evidence from Jordanian Panel Data", *Managerial Finance*, Vol. 34, No. 12, pp. 919-933.
- 52 Greene, W. H. (2002). *Econometric Analysis*, 2nd Edition, New York: New York University, Prentice Hall.
- 53 Zon-nour, S. H. (1995). *Introduction to Econometrics*, 1st Edition, Shiraz: Shiraz University Publications. [In Persian]
- 54 Hausman, J. A. (1976). "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, pp. 1251-1271.
- 55 Davidson, R. and J. G. MacKinnon (1983). "Testing the Specification of Multivariate Models in the Presence of Alternative Hypotheses", *Journal of Econometrics*, Vol. 23, No. 6, pp. 301-313.
- 56 Afshar-Kazemi, M.; Toloie-Eshlaghy, A.; and L. Ghalamsiah (2010). "Designing a Combined Model of BSC and DEA Relative Efficiency Evaluation in Pharmaceutical Companies Affiliated Tehran Stocks Exchange Organization: A Case Study", *Journal of Healthcare Management*, Vol. 1, No. 3, pp. 55-71. [In Persian]
- 57 Booth, L.; Aivazian, V.; Demirgüç, A.; and V. Maksimovic (2001). "Capital Structures in Developing Countries", *The Journal of Finance*, Vol. 56, No. 1, pp. 87-130.
- 58 Liang, H. and C. Bathala (2009). "Tradeoff or Pecking Order: Capital Structure Policy Suitable for Financially Distressed Firms", *IUP Journal of Applied Finance*, Vol. 15, No. 10, pp. 5-18.
- 59 Viviani, J. L. (2008). "Capital Structure Determinants: An Empirical Study of French Companies in the Wine Industry", *International Journal of Wine Business Research*, Vol. 20, No. 2, pp. 171-194.