

مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز
دوره سوم، شماره اول، بهار و تابستان ۱۳۹۰، پیاپی ۶۰/۳، صفحه‌های ۵۵-۸۹
(مجله علوم اجتماعی و انسانی سابق)

بررسی عوامل موثر بر ساختار سرمایه از دیدگاه تئوری نمایندگی

دکتر محمدحسین ستایش* محمد منفرد مهارلویی** فهیمه ابراهیمی***
دانشگاه شیراز

چکیده

مطابق با ادبیات نوین تأمین مالی، تعارضات نمایندگی به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه‌ی شرکت‌ها محسوب می‌شود. هم‌چنین، تصمیمات تأمین مالی، به عنوان یکی از تصمیمات استراتژیک در اداره‌ی شرکت‌ها، تحت تأثیر ساز و کارهای راهبری شرکتی قرار دارد. از این رو در پژوهش حاضر، عوامل موثر بر ساختار سرمایه از دیدگاه تئوری نمایندگی مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور، داده‌های مورد نیاز از ۱۰۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۳۸۷ جمع‌آوری شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی، بیانگر آن است که ساز و کارهای راهبری شرکتی، شامل تمرکز مالکیت، درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره و استقلال هیات‌مدیره، تأثیر معناداری بر اهرم دفتری و اهرم بازار شرکت‌های مورد بررسی ندارند. لیکن، بین هزینه‌های نمایندگی با اهرم دفتری و اهرم بازار، رابطه‌ی معنادار و مثبت وجود دارد. هم‌چنین، نتایج بیانگر آن است که نسبت بازده دارایی‌ها، سود پرداختی هر سهم و نسبت Q -توین، از عوامل

* استادیار گروه حسابداری (نویسنده مسئول، setayesh@shirazu.ac.ir)

دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۰۴/۲۴

** دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری

پذیرش مقاله: ۱۳۸۹/۱۰/۲۶

*** دانشجوی دکتری حسابداری

مؤثر بر اهرم دفتری هستند. در نهایت، با تأمل در نتایج به دست آمده، می‌توان دریافت که در هر دو مدل اهرم دفتری و اهرم بازار، اثر معیارهای هزینه‌های نمایندگی، بیشتر از سایر متغیرهاست.

واژه‌های کلیدی: ساختار سرمایه، تئوری نمایندگی، راهبری شرکتی، اهرم دفتری، اهرم بازار.

۱. مقدمه

راهبری شرکتی، شامل فرآیندهایی برای راهبری تلاش‌های شرکت در راستای ایجاد ارزش برای سهامداران است و به عنوان فلسفه و ساز و کار در جهت حمایت از منافع گروهی و فردی تمام مدعیان و ذینفعان شرکت محسوب می‌شود (حسن^۱ و بات^۲، ۵۰: ۲۰۰۹). منشأ اصلی پدیدار شدن ساز و کارهای راهبری شرکتی، تعارضات ناشی از شکل‌گیری رابطه‌ی نمایندگی است. به اعتقاد جنسن^۳ و مک‌لینگ^۴ (۱۹۷۶)، رابطه‌ی نمایندگی که بر اساس آن یک یا چند نفر مالک، شخص دیگری را به عنوان نماینده یا عامل از جانب خود منصوب و اختیار تصمیم‌گیری را به وی تفویض می‌کنند، دارای هزینه‌هایی نظیر؛ مخارج نظارت مالکان بر عملکرد نماینده، مخارج التزام و زیان‌های باقیمانده است.

بر اساس ادبیات تئوری نمایندگی، استفاده‌ی بیشتر از بدهی‌ها در ساختار سرمایه‌ی شرکت، به عنوان یکی از راه‌های کاهش هزینه‌های نمایندگی معرفی می‌شود، چراکه استفاده بیشتر از بدهی‌ها در ساختار سرمایه‌ی شرکت، از طریق کاهش نیاز به تأمین مالی از طریق حقوق صاحبان سهام، باعث کاهش تعارضات و تضاد منافع بین مدیران و سهامداران می‌شود (جنسن و مک‌لینگ، ۱۹۷۶).

مطابق با ادبیات نوین تأمین مالی نیز، تعارضات نمایندگی به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه شرکت‌ها محسوب می‌شود. هم‌چنین، تصمیمات تأمین مالی، به عنوان یکی از تصمیمات استراتژیک در اداره‌ی شرکت‌ها، تحت تأثیر ساز و کارهای راهبری و اداره‌ی شرکت‌ها قرار دارد (حسن و بات، ۵۰: ۲۰۰۹).

با توجه به مطالب ذکر شده، می‌توان به این نتیجه رسید که کاهش تعارضات

نمایندگی با تأمین مالی از طریق بدهی مرتبط است و تصمیم‌های تأمین مالی نیز با هزینه‌های نمایندگی و ساز و کارهای راهبری شرکتی رابطه‌ی دارد. از این رو در پژوهش حاضر، عوامل موثر بر ساختار سرمایه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از دیدگاه تئوری نمایندگی، مورد بررسی قرار می‌گیرد، به این منظور، نخست به بررسی مبانی نظری و ادبیات موضوع پرداخته می‌شود، سپس فرضیه‌ها و روش پژوهش مورد بحث قرار می‌گیرد. در پایان نیز تجزیه و تحلیل یافته‌ها و نتایج پژوهش ارائه می‌شود.

۲. پیشینه‌ی پژوهش

تیس^۵ و کیسی^۶ (۱۹۹۹) در پژوهش خود نشان دادند که تمرکز مالکیت و نسبت پرداخت سود، دارای رابطه‌ی معنادار و منفی با سطح بدهی هستند. آگارلو^۷ (۲۰۰۰) در بخشی از پژوهش خود به این نتیجه رسید که درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره، رابطه‌ی معناداری با اهرم دفتری ندارد، لیکن اندازه شرکت دارای رابطه‌ی معنادار مثبت و بازده دارایی‌ها، دارای رابطه‌ی معنادار منفی با اهرم مالی است. نتایج حاصل از پژوهش ون^۸ و همکاران (۲۰۰۲) بیانگر این بود که درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره دارای رابطه‌ی معنادار منفی با اهرم مالی است. هم‌چنین، هرچه مدت زمان تصدی یک شخص در سمت مدیرعامل افزایش یابد، میزان استفاده از اهرم مالی کاهش می‌یابد.

فاسبرگ^۹ (۲۰۰۴) با بررسی رابطه‌ی بین مشکلات نمایندگی و تأمین مالی از طریق بدهی به این نتیجه رسید که بین استقلال هیات‌مدیره و ساختار سرمایه رابطه‌ی مثبت وجود دارد، لیکن این رابطه از لحاظ آماری ضعیف است. هم‌چنین، نتایج پژوهش وی بیانگر وجود رابطه‌ی مثبت و معناداری بین تمرکز مالکیت و نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام بود.

رویشیو^{۱۰} و همکاران (۲۰۰۸) در پژوهش خود نشان دادند که در شرکت‌های بزرگ، افزایش در پاداش و درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره، باعث افزایش در احتمال استفاده از اجاره‌های سرمایه‌ای در ساختار بدهی می‌شود.

فلوراکیس^{۱۱} (۲۰۰۸) در بخشی از پژوهش خود نشان داد که بدهی کوتاه‌مدت رابطه‌ی معناداری با معیارهای هزینه‌های نمایندگی داشته و باعث کاهش تعارضات نمایندگی

می‌شود.

نتایج پژوهش سیسپادس^{۱۲} و همکاران (۲۰۰۹) بیانگر این بود که تمرکز مالکیت و فرصت‌های رشد، دارای رابطه‌ی معنادار و مثبت با میزان استفاده از بدهی است. حسن و بات (۲۰۰۹) در پژوهش خود نشان دادند که علی‌رغم تأثیر اندازه‌ی شرکت و بازده دارایی‌ها بر ساختار سرمایه (نسبت بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام)، استقلال هیات‌مدیره و درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره، بر تصمیم‌های تأمین مالی شرکت‌ها مؤثر نیستند.

در ایران، عبده تیریزی و میری (۱۳۸۱) در پژوهش خود نشان دادند که نوع صنعت و اندازه‌ی شرکت، دارای رابطه‌ی معناداری با بافت سرمایه هستند. اما، درصد مالکیت مدیریتی، نرخ فروش، رشد فروش، ساختار دارایی‌ها، انحصار (نسبت هزینه‌های فروش به فروش)، ثبات جریان‌های نقدی و رشد شرکت بر بافت سرمایه مؤثر نیستند.

نمازی و شیرزاده (۱۳۸۴) در پژوهش خود نشان دادند که بین ساختار سرمایه و سودآوری شرکت‌ها رابطه‌ی مثبتی وجود دارد، اما این رابطه از نظر آماری ضعیف است؛ رابطه‌ی بین ساختار سرمایه و سودآوری بستگی به صنعت نیز دارد و ساختار بهینه‌ی سرمایه را می‌توان در صنایع گوناگون تعیین کرد. هم‌چنین، رابطه‌ی بین ساختار سرمایه و سودآوری در صنایع مختلف، بستگی به تعریف سودآوری دارد.

نتایج پژوهش نمازی و حشمتی (۱۳۸۶) بیانگر این بود که بین سودآوری، بازده سهام، کسری مالی و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌های شرکت با ساختار سرمایه رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

نوروش و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که بین درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره و درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی با هزینه‌های نمایندگی رابطه‌ی معنادار و منفی وجود دارد. از طرفی، نتایج پژوهش آن‌ها با فرض وجود رابطه‌ی بین نسبت بدهی و هزینه‌های نمایندگی، مطابقت نداشت.

ستایش و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهش خود نشان دادند که رابطه‌ی بین ساختار سرمایه و سودآوری به تعریف متغیر سودآوری بستگی دارد. بیشترین مقدار سودآوری نیز در ازای استفاده‌ی کمتر از اهرم مالی حاصل شده است.

۳. فرضیه‌های پژوهش

به منظور بررسی تأثیر عوامل موثر بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از دیدگاه تئوری نمایندگی، فرضیه‌های پژوهش در چهار گروه اصلی به شرح زیر طراحی و مورد آزمون قرار گرفت:

۳-۱. براساس ساز و کارهای راهبری شرکتی

تصمیمات تأمین مالی شرکت‌ها، فرآیند بسیار پیچیده‌ای است و تئوری‌های موجود در بهترین حالت، تنها می‌توانند جنبه‌های خاصی از تنوع و پیچیدگی انتخاب‌های مالی را توضیح دهند (مارگارتیس^{۱۳} و پسیلاکی^{۱۴}، ۲۰۱۰: ۶۲۱). از دیدگاه مدیریتی، تصمیمات ساختار سرمایه فقط به وسیله‌ی عوامل داخلی و خارجی تأثیرگذار بر ریسک و کنترل تعیین نمی‌شود، بلکه ارزش‌ها، اهداف، ترجیحات (اولویت‌ها) و خواسته‌های مدیریت نیز ورودی‌های بسیار مهمی در تصمیمات مالی هستند؛ به ویژه تصمیمات تأمین مالی شرکت متأثر از انگیزه‌های متضاد مدیریت هستند و انگیزه‌های مدیران برای اقدام فرصت‌طلبانه می‌تواند به وسیله‌ی ساز و کارهای راهبری شرکتی تحت تأثیر قرار بگیرد (شلیفر^{۱۵} و ویشنی^{۱۶}، ۱۹۸۶: ۴۸۲).

۳-۱-۱. تمرکز مالکیت

اعتقاد بر این است که در ساختار سرمایه شرکت‌هایی که مالکان عمده آن‌ها را اداره می‌کنند، میزان بدهی بیشتری به چشم می‌خورد. چراکه مالکان عمده تمایلی به از دست دادن کنترل شرکت ندارند (سیسپادس و همکاران، ۲۰۰۹: ۳). از این رو، فرض بر این است که با افزایش تمرکز مالکیت سهامداران عمده، میزان بدهی در ساختار سرمایه‌ی شرکت‌های مورد بررسی افزایش می‌یابد. در پژوهش حاضر مطابق با فاسبرگ (۲۰۰۴)، مجموع درصد سهام نگهداری شده به وسیله‌ی سهامداران دارنده‌ی بالای ۵٪ از کل سهام، به عنوان معیار تمرکز مالکیت سهامداران عمده در نظر گرفته شده است.

فرضیه‌ی اول: «بین تمرکز مالکیت و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.»

۳-۱-۲. درصد اعضای غیرموظف هیات مدیره

حضور اعضای غیرموظف در ترکیب هیات‌مدیره، باعث ایجاد کنترل و نظارت بیشتری بر عملکرد مدیران اجرایی شرکت می‌شود. با افزایش نظارت مستمر به وسیله

اعضای هیات‌مدیره، مدیران در جهت دنبال کردن منافع شخصی خویش، به میزان کمتری از ابزارهای بدهی استفاده می‌کنند. بنابراین، انتظار می‌رود که با افزایش درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره، میزان استفاده از بدهی در ساختار سرمایه‌ی شرکت‌های مورد بررسی کاهش یابد (ون و همکاران، ۷۶: ۲۰۰۲). از سوی دیگر، افزایش کنترل و نظارت بر عملکرد مدیران، باعث ایجاد اعتماد در اعتباردهندگان و سایر اجزای بازار سرمایه می‌شود. از این رو، انتظار بر این است که با افزایش درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره، توانایی شرکت برای استفاده از بدهی‌های بلندمدت در ساختار سرمایه‌ی شرکت افزایش یابد (حسن و بات، ۵۳: ۲۰۰۹).

فرضیه‌ی دوم: «بین درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.»

۳-۱-۳. استقلال هیات‌مدیره

به طور عموم رفتارهای فرصت‌طلبانه‌ی مدیران در راستای حفظ موقعیت سازمانی و سعی در کاهش نظارت اعتباردهندگان، باعث می‌شود که با افزایش کنترل و قدرت مدیران در شرکت، میزان استفاده از بدهی در ساختار سرمایه، کاهش یابد (حسن و بات، ۵۴: ۲۰۰۹). بنابراین، انتظار بر این است که جدایی رئیس هیات‌مدیره از مدیرعامل، با فراهم آوردن امکان نظارت بیشتر بر عملکرد مدیران، باعث افزایش در میزان استفاده از بدهی در ساختار سرمایه‌ی شرکت گردد. در پژوهش حاضر، استقلال هیات‌مدیره عبارت است از یک متغیر دو وجهی که شامل جدایی رئیس هیات‌مدیره از مدیرعامل (یک) و یکسان بودن آن‌ها (صفر) است.

فرضیه‌ی سوم: «بین استقلال رئیس هیات‌مدیره از مدیرعامل و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.»

۳-۲. براساس معیارهای هزینه‌های نمایندگی

آنگ^{۱۷} و همکاران (۲۰۰۰)، نسبت گردش دارایی‌ها و نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش را به عنوان نسبت‌های کارایی و معیارهای هزینه نمایندگی معرفی کردند. نسبت گردش دارایی‌ها که عبارت است: از نسبت کل فروش به کل دارایی‌های شرکت، اثربخشی تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت و چگونگی بهره‌وری و استفاده از دارایی‌های شرکت به

وسيله مديران براي فروش بيشتر را اندازه گيري مي كند و به عنوان معيار معكوسى براي هزينه هاي نمايندگي به كار مي رود. نسبت هزينه هاي عملياتي به فروش نيز، چگونگي كنترل هزينه هاي عملياتي شركت به وسيله مديران را مورد سنجش قرار مي دهد و به عنوان معيار مستقيم هزينه هاي نمايندگي به كار مي رود. يعني با افزايش اين نسبت، هزينه هاي نمايندگي بيشتر مي شود. هم چنين، آن ها در بخشي از پژوهش خود نشان دادند كه بين اهرم مالي و هزينه هاي نمايندگي رابطه ي معناداري وجود دارد (آنگ و همكاران، ۸۶: ۲۰۰۰). فلمينگ^{۱۸} و همكاران (۲۰۰۵)، و فرس^{۱۹} و همكاران (۲۰۰۸) نيز، در بخشي از پژوهش خود نشان دادند كه بين اهرم مالي و معيارهاي هزينه هاي نمايندگي رابطه ي معنادار مثبتي وجود دارد. در پژوهش حاضر، به دليل بهره گيري از ويژگي هاي مناسب آماري، مطابق با فلمينگ و همكاران (۲۰۰۵)، از لگاريتم طبيعي نسبت هاي مذكور استفاده شده است:

فرضيه ي چهارم: «بين نسبت گردش دارايي ها و اهرم مالي رابطه ي معناداري وجود دارد.»

فرضيه ي پنجم: «بين نسبت هزينه هاي عملياتي به فروش و اهرم مالي رابطه ي معناداري وجود دارد.»

۳-۳. براساس سودآوری

سودآوری نتیجه ي اصلي همه ي برنامه ها و تصميمات مالي شركت است و آخرين پاسخ ها را در مورد نحوه ي اداره ي شركت به تحليل گران مي دهد (فاستر^{۲۰}، ۱۹۸۶: ۶۷). در پژوهش حاضر، از نسبت بازده دارايي ها و سود تقسيمي هر سهم، به عنوان معيارهاي سود آوري استفاده شده است.

۳-۳-۱. نسبت بازده دارايي ها

بر مبنای تئوری توازی، به منظور استفاده ي بيشتر از مزايای مالياتي و افزايش سودآوری، تمايل به استفاده از بدهي در ساختار سرمايه شركت ها بيشتر مي شود. از سوي ديگر، بر اساس تئوري ترجيحي، با افزايش سودآوری، تمايل شركت ها به استفاده از تأمین مالي دروني افزايش مي يابد. اين امر باعث کاهش استفاده از ابزارهاي بدهي در ساختار سرمايه مي شود (سيسپادس و همكاران، ۳: ۲۰۰۹). در پژوهش حاضر نيز، مطابق با ايبور^{۲۱}

(۲۰۰۸) و سیسپادس و همکاران (۲۰۰۹)، از نسبت سود قبل از بهره و مالیات به ارزش دفتری دارایی‌ها، به عنوان معیار سودآوری استفاده شده است:

فرضیه‌ی ششم: «بین نسبت بازده دارایی‌ها و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.»

۲-۳-۳. سود تقسیمی هر سهم:

براساس تئوری توازی، شرکت‌هایی که سود تقسیمی بالاتری دارند، شرکت‌های کم ریسکی هستند و نسبت بدهی پائین‌تری دارند. از سوی دیگر، بر اساس تئوری ترجیحی، پرداخت سود تقسیمی، به عنوان یکی از جریان‌های خروجی وجه نقد محسوب می‌شود. برای جبران این کاهش، احتمالاً شرکت‌ها میزان بدهی خود را افزایش می‌دهند: فرضیه‌ی هفتم: «بین سود تقسیمی هر سهم و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.»

۴-۳. براساس رشد

برای شرکت‌های در حال رشد، احتمالاً مسایل و مشکلات نمایندگی بیشتر و شدیدتر می‌باشد، زیرا آن‌ها در انتخاب سرمایه‌گذاری‌های آتی بسیار انعطاف‌پذیر هستند. در همین راستا، میرز^{۲۲} (۱۹۷۷) فرصت‌های رشد را، به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده‌ی ساختار سرمایه، معرفی می‌کند. هم چنین، تیمن^{۲۳} و وسل^{۲۴} (۱۹۸۸) معتقدند که بین فرصت‌های رشد و استفاده از بدهی، رابطه‌ی معناداری وجود دارد. در این پژوهش، مطابق با جیاپورن^{۲۵} و گلیسن^{۲۶} (۲۰۰۷)، از نسبت مجموع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و ارزش دفتری بدهی‌های شرکت تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها (نسبت Q-توبین) به عنوان معیاری از فرصت‌های رشد استفاده می‌شود:

فرضیه‌ی هشتم: «بین نسبت Q-توبین و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.»

۴. روش‌شناسی و طرح پژوهش

۴-۱. جامعه‌ی آماری و نمونه‌ی پژوهش

دوره‌ی زمانی این پژوهش ۵ سال، از سال ۱۳۸۳ الی ۱۳۸۷ و جامعه‌ی آماری این پژوهش، متشکل از کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تا ابتدای سال ۱۳۸۳، شامل ۳۸۳ شرکت است. شرکت‌های مورد بررسی براساس معیارهای زیر

انتخاب شده‌اند:

۱. دوره‌ی مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد و طی دوره‌ی مورد بررسی، تغییر سال مالی نداشته باشد؛
 ۲. طی دوره‌ی مورد بررسی فعالیت مستمر داشته و سهام آن‌ها بدون وقفه با اهمیت، مورد معامله قرار گرفته باشد؛
 ۳. جزء صنعت بانک‌ها و موسسات مالی نباشد؛
 ۴. کلیه‌ی اطلاعات مالی و غیرمالی مورد نیاز؛ از جمله یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی، در دسترس باشد.
- معیارهای ۱ و ۲ به منظور افزایش قابلیت مقایسه، ایجاد یکنواختی بیشتر در نمونه‌ی انتخابی و جلوگیری از تحریف نتایج آماری در نظر گرفته شده است. شرکت‌های زیرمجموعه صنعت بانک‌ها و موسسات مالی نیز به دلیل ماهیت خاص فعالیت آن‌ها، از جامعه‌ی آماری حذف شدند. در نهایت، با توجه به معیارهای ذکر شده، تعداد ۱۰۶ شرکت در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۳ الی ۱۳۸۷ برای انجام این پژوهش انتخاب شده است.

۲-۴. نحوه‌ی جمع‌آوری داده‌ها

این پژوهش از نوع پژوهش‌های شبه تجربی و پس‌رویدادی است و با استفاده از اطلاعات گذشته انجام می‌شود. برای گردآوری اطلاعات نظری پژوهش از نشریات و کتب و پایگاه‌های اطلاعاتی در دسترس استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز برای تجزیه و تحلیل، از اطلاعات صورت‌های مالی حسابرسی شده و تصمیم‌های مجمع عمومی عادی شرکت‌ها استخراج شده است. به این منظور، بخش عمده‌ای از اطلاعات از طریق پایگاه اطلاعاتی متعلق به مرکز مدیریت پژوهش و مطالعات اسلامی سازمان بورس و اوراق بهادار دریافت گردید و سایر اطلاعات نیز از نسخه دوم، نرم افزار تدبیرپرداز استخراج شده است.

۳-۴. متغیرهای پژوهش

۱-۳-۴. متغیر وابسته

به اعتقاد راجان^{۲۷} و زینگالس^{۲۸} (۱۹۹۵)، اثر تصمیمات تأمین مالی گذشته، به وسیله نسبت بدهی‌های مالی (بدهی‌های دارای بهره) به مجموع حقوق صاحبان سهام و بدهی‌های

مالی، به بهترین نحو ارایه می‌شود. در این پژوهش نیز، مطابق با پژوهش‌های راجان و زینگالس، ۱۹۹۵؛ سیسپادس و همکاران، ۲۰۰۹؛ و عبده تبریزی و میری، ۱۳۸۱، و با در نظر گرفتن ارزش دفتری و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، از اهرم مالی به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. مطابق با این نظریه، اهرم دفتری عبارت است از: نسبت ارزش دفتری بدهی‌های مالی به مجموع ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی و اهرم بازار عبارت است از: نسبت ارزش دفتری بدهی‌های مالی به مجموع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و ارزش دفتری بدهی‌های مالی. لازم به ذکر است که ارزش بازار حقوق صاحبان سهام با استفاده از حاصل ضرب تعداد سهام منتشر شده در قیمت هر سهم در پایان سال مالی محاسبه شده است.

۲-۳-۴. متغیرهای مستقل و متغیرهای تعدیل‌کننده

همان طور که در بخش فرضیه‌های پژوهش به تفصیل بیان شد، هشت متغیر؛ شامل تمرکز مالکیت، درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره، استقلال رئیس هیات‌مدیره از مدیرعامل، لگاریتم طبیعی نسبت گردش دارایی‌ها، لگاریتم طبیعی نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش، نسبت بازده دارایی‌ها، سود تقسیمی هر سهم و نسبت Q -توبین، به عنوان متغیرهای مستقل، مورد آزمون قرار گرفت. متغیرهای عوامل تعدیل‌کننده نیز به شرح زیر است:

۱-۲-۳-۴. ساختار دارایی‌ها: وجود دارایی‌های مشهود در ساختار دارایی‌های

شرکت نشان‌دهنده‌ی توان وثیقه‌سپاری شرکت و به نوعی ظرفیت بدهی است. هم‌چنین، امکان نظارت بر دارایی‌های ثابت مشهود نیز باعث کاهش تعارضات نمایندگی می‌شود. بنابراین، در پژوهش حاضر از نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها به عنوان معیار مشهود بودن استفاده شده است.

۲-۲-۳-۴. اندازه‌ی شرکت: اعتقاد بر این است که شرکت‌های بزرگ‌تر نسبت بدهی

بالاتری دارند. چراکه فعالیت‌های این شرکت‌ها متنوع‌تر بوده و ریسک عدم پرداخت بدهی آن‌ها پائین‌تر است. هم‌چنین، شرکت‌های بزرگ‌تر معمولاً دارای اعتبار و شهرت بیشتری هستند و نسبت به شرکت‌های کوچک اطلاعات بیشتری را افشا می‌کنند. بنابراین، هزینه‌های نمایندگی کمتری متوجه اعتباردهندگان شرکت است (سوتو^{۲۹}، ۳۰: ۲۰۰۳). در این پژوهش، از لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، به عنوان معیاری از

اندازه‌ی شرکت استفاده شده است.

۳-۲-۳-۴. **عمر شرکت:** نشان دهنده‌ی اعتبار و شهرت شرکت است و در این پژوهش، به وسیله‌ی لگاریتم طبیعی سال صورت‌های مالی منهای سال ایجاد شخصیت حقوقی شرکت، اندازه‌گیری شده است.

۴-۴. روش‌های آماری آزمون فرضیه‌ها و مدل‌های پژوهش

متغیرهای معرفی شده در این پژوهش از دو جنبه‌ی متفاوت، از یک سو در میان شرکت‌های مختلف و از سوی دیگر، طی سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۳۸۷، بررسی می‌شوند. راه حل پیشنهاد شده در چنین مواردی، استفاده از داده‌های ترکیبی و برآورد الگوی مورد نظر بر اساس مجموعه جدید تشکیل شده است. داده‌های ترکیبی، دارای دو بعد هستند که یک بعد آن مربوط به واحدهای مختلف در هر مقطع زمانی خاص است و بعد دیگر آن، مربوط به زمان است (گجراتی^{۳۰}، ۱۹۹۵: ۶۴). از این رو، در پژوهش حاضر از دو مدل کلی رگرسیون داده‌های ترکیبی به شرح زیر استفاده می‌شود.

$$BV_{it} = \alpha + \beta_1 AgencyFactor_{it} + \beta_2 AS_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 Age_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$MV_{it} = \alpha + \beta_1 AgencyFactor_{it} + \beta_2 AS_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 Age_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن‌ها، BV_{it} : اهرم دفتری شرکت i در دوره t ، MV_{it} : اهرم بازار شرکت i در دوره t ، $AgencyFactor_{it}$: هر یک از معیارهای تئوری نمایندگی؛ شامل تمرکز مالکیت، درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره، استقلال رئیس هیات‌مدیره از مدیرعامل، نسبت گردش دارایی‌ها، نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش، نسبت بازده دارایی‌ها، سود تقسیمی هر سهم و نسبت Q -توبین شرکت i در دوره t ، AS_{it} : ساختار دارایی‌های شرکت i در دوره t ، $Size_{it}$: اندازه شرکت i در دوره t و Age_{it} : عمر شرکت i در دوره t می‌باشد. لازم به ذکر است که برای محاسبات اولیه‌ی داده‌ها، از نرم‌افزار اکسل نسخه ۲۰۰۷ و به منظور انجام آزمون‌های آماری و تجزیه و تحلیل نهایی نیز، از نرم‌افزار Eviews نسخه‌ی ۷ و Stata نسخه ۹/۱ استفاده شده است.

۵. تجزیه و تحلیل یافته‌ها و نتایج

۵-۱. آمار توصیفی

به منظور بررسی و تجزیه و تحلیل اولیه داده‌ها، آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه محاسبه و در جدول شماره ۱ ارائه شده است.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	انحراف معیار
اهرم دفتری	۵۳۰	۰/۴۶۸۰	۰/۴۱۶۵	۰/۶۴۲۱
اهرم بازار	۵۳۰	۰/۳۱۹۹	۰/۲۸۳۵	۰/۲۳۷۴
تمرکز مالکیت	۵۳۰	۷۴/۷۰۵۳	۷۹/۱۰۵۰	۱۷/۱۳۴۳
درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره	۵۳۰	۰/۷۶۳۰	۰/۸۰۰۰	۰/۱۵۰۵
استقلال رئیس هیات‌مدیره از مدیر عامل	۵۳۰	۰/۰۱۵۱	۰	۰/۱۲۲۰
نسبت گردش دارایی‌ها	۵۳۰	-۰/۳۳۶۸	-۰/۲۶۴۹	۰/۵۷۷۵
نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش	۵۳۰	-۲/۷۸۶۶	-۲/۷۸۵۱	۰/۶۱۷۳
نسبت بازده دارایی‌ها	۵۳۰	۰/۱۸۵۷	۰/۱۶۷۶	۰/۱۴۰۷
سود تقسیمی هر سهم	۵۳۰	۷۲۱/۹۹۴۳	۴۵۰	۹۵۸/۵۲۴۹
نسبت Q-توبین	۵۳۰	۱/۶۱۸۹	۱/۳۲۷۶	۱/۰۰۱۱
ساختار دارایی‌ها	۵۳۰	۰/۲۷۵۹	۰/۲۴۶۴	۰/۱۸۵۰
اندازه شرکت	۵۳۰	۱۲/۴۶۲۸	۱۲/۲۴۸۸	۱/۴۵۸۴
عمر شرکت	۵۳۰	۳/۳۷۶۹	۳/۴۹۶۵	۰/۴۷۶۳

همان‌گونه که در جدول شماره ۱ مشاهده می‌شود، سود تقسیمی هر سهم دارای بیشترین انحراف معیار و نسبت بازده دارایی‌ها، دارای کمترین انحراف معیار در میان متغیرهای مستقل پژوهش می‌باشد. علاوه بر آن، سود تقسیمی هر سهم بالاترین میانگین را نیز به خود اختصاص داده است.

۲-۵. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش (روش داده‌های ترکیبی)

جدول‌های شماره ۲ الی ۱۷ نتایج حاصل از بررسی عوامل موثر بر ساختار سرمایه از دیدگاه تئوری نمایندگی را به تفکیک مدل‌های اهرم دفتری و اهرم بازار نشان می‌دهد.

فرضیه اول: «بین تمرکز مالکیت و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.»

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی اول با استفاده از مدل‌های اهرم دفتری و اهرم بازار، در جدول‌های شماره ۲ و ۳ ارایه شده است.

مدل اهرم دفتری: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی اول با استفاده از مدل رگرسیون

داده‌های ترکیبی به روش اثرات مشترک در جدول شماره ۲ ارایه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. لیکن، بین تمرکز مالکیت و اهرم دفتری رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. بنابراین، فرضیه‌ی اول پذیرفته نمی‌شود.

جدول ۲: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی اول - مدل اهرم دفتری

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
تمرکز مالکیت	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۱۶	۱/۶۹۶۰	۰/۰۹۰۵
ساختار دارایی‌ها	-۰/۰۷۴۳	۰/۱۵۱۰	-۰/۴۹۲۱	۰/۶۲۲۹
اندازه شرکت	-۰/۰۶۸۶	۰/۰۱۹۲	-۳/۵۶۰۲	۰/۰۰۰۴
عمر شرکت	۰/۰۹۶۲	۰/۰۵۹۸	۱/۶۰۸۱	۰/۱۰۸۴
مقدار ثابت	۰/۸۰۷۳	۰/۳۴۰۸	۲/۳۶۸۶	۰/۰۱۸۲
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۰۲۸۶	۰/۰۲۱۲	۳/۸۶۶۹	۰/۰۰۴۱	۲/۰۵۰۲

لازم به ذکر است که نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکنندگی جملات خطا، بیانگر وجود همسانی واریانس باقیمانده‌های مدل است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز با توجه به این که کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۴ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد به ترتیب

برابر ۱/۵۹۲ و ۱/۷۵۸ می‌باشد و آماره‌ی به دست آمده در دامنه $d_{ii} < d. < ۴ - d_{ii}$ قرار دارد، بیانگر نبود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است.

مدل اهرم بازار: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی اول با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات ثابت در جدول شماره ۳ ارایه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. لیکن، بین تمرکز مالکیت و اهرم بازار رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. بنابراین، فرضیه‌ی اول پذیرفته نمی‌شود. لازم به ذکر است که در برآورد اولیه‌ی مدل، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکنندگی جملات خطا، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل بود که برای رفع این مشکل، از تصحیح White استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز، بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل بود که برای رفع آن، متغیر اهرم بازار دوره گذشته وارد مدل شده است. بنابراین، با توجه به اینکه کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۵ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد به ترتیب برابر ۱/۵۷۱ و ۱/۷۸۰ می‌باشد و آماره‌ی به دست آمده در دامنه $d_{ii} < d. < ۴ - d_{ii}$ قرار دارد، خطای خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

جدول ۳: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی اول - مدل اهرم بازار

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
تمرکز مالکیت	۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۲۶	۱/۰۲۲۵	۰/۳۰۷۳
ساختار دارایی‌ها	۰/۱۵۹۴	۰/۰۵۱۰	۳/۱۲۲۹	۰/۰۰۲۰
اندازه شرکت	-۰/۱۶۶۶	۰/۰۱۲۷	-۱۳/۰۳۳۴	۰/۰۰۰۰
عمر شرکت	۰/۲۴۰۹	۰/۰۹۲۷	۲/۵۹۷۹	۰/۰۰۹۸
اهرم بازار دوره گذشته	۰/۱۴۹۷	۰/۰۵۵۲	۲/۷۱۱۸	۰/۰۰۷۱
مقدار ثابت	۱/۳۰۰۱	۰/۴۷۷۹	۲/۷۲۰۳	۰/۰۰۶۹

ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۹۲۱۱	۰/۸۹۳۴	۳۳/۲۴۵۴	۰/۰۰۰۰	۱/۸۱۹۱

فرضیه‌ی دوم: «بین درصد اعضای غیرموظف هیات مدیره و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.»

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی دوم با استفاده از مدل‌های اهرم دفتری و اهرم بازار، در جدول‌های شماره ۴ و ۵ ارائه شده است.

مدل اهرم دفتری: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی دوم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات مشترک در جدول شماره ۴ ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. لیکن، بین درصد اعضای غیرموظف هیات مدیره و اهرم دفتری رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. بنابراین، فرضیه‌ی دوم پذیرفته نمی‌شود. لازم به ذکر است که نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکنندگی جملات خطا، بیانگر وجود همسانی واریانس باقیمانده‌های مدل است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز با توجه به این که کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۴ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد به ترتیب برابر ۱/۵۹۲ و ۱/۷۵۸ می‌باشد و آماره‌ی به دست آمده در دامنه‌ی $d_{II} < d < d_{II} + 4$ قرار دارد، بیانگر نبود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است.

جدول ۴: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی دوم- مدل اهرم دفتری

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
درصد اعضای غیرموظف هیات مدیره	-۰/۰۴۰۳	۰/۱۸۴۱	-۰/۲۱۹۱	۰/۸۲۶۶
ساختار دارایی‌ها	-۰/۰۸۵۹	۰/۱۵۱۴	-۰/۵۶۷۵	۰/۵۷۰۶
اندازه شرکت	-۰/۰۶۳۹	۰/۰۱۹۱	-۳/۳۴۴۴	۰/۰۰۰۹

عمر شرکت	۰/۰۷۳۴	۰/۰۵۸۴	۱/۲۵۶۲	۰/۲۰۹۶
مقدار ثابت	۱/۰۷۱۷	۰/۳۴۳۱	۳/۱۲۳۸	۰/۰۰۱۹
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۰۲۳۳	۰/۰۱۵۹	۳/۱۴۳۰	۰/۰۱۴۳	۲/۰۲۷۴

مدل اهرم بازار: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی دوم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات ثابت در جدول شماره ۵ ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی دوم - مدل اهرم بازار

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره	۰/۰۱۶۴	۰/۰۵۳۲	۰/۳۰۹۶	۰/۷۵۷۰
ساختار دارایی‌ها	۰/۱۵۸۳	۰/۰۵۱۶	۳/۰۶۸۳	۰/۰۰۲۳
اندازه شرکت	-۰/۱۶۷۹	۰/۰۱۲۵	-۱۳/۳۳۴۳	۰/۰۰۰۰
عمر شرکت	۰/۲۵۰۹	۰/۱۰۱۹	۲/۴۶۰۸	۰/۰۱۴۴
اهرم بازار دوره گذشته	۰/۱۴۷۹	۰/۰۵۸۳	۲/۵۳۳۵	۰/۰۱۱۸
مقدار ثابت	۱/۴۷۳۲	۰/۳۸۸۳	۳/۷۹۳۲	۰/۰۰۰۲
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۹۱۹۹	۰/۸۹۱۸	۳۲/۷۱۹۴	۰/۰۰۰۰	۱/۸۵۰۳

همان طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. لیکن، بین درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره و اهرم بازار رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. بنابراین، فرضیه دوم پذیرفته نمی‌شود. لازم به ذکر است که در برآورد اولیه‌ی مدل، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکنندگی جملات خطا، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل بود که برای رفع این مشکل، از تصحیح White استفاده شده

است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل بود که برای رفع آن، متغیر اهرم بازار دوره‌ی گذشته وارد مدل شده است. بنابراین، با توجه به اینکه کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۵ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد به ترتیب برابر $1/571$ و $1/780$ می‌باشد و آماره به دست آمده در دامنه‌ی $d_{LL} - 4 < d < d_{UU}$ قرار دارد، خطای خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

فرضیه‌ی سوم: «بین استقلال رئیس هیات‌مدیره از مدیر عامل و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.»

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی سوم با استفاده از مدل‌های اهرم دفتری و اهرم بازار، در جدول‌های شماره ۶ و ۷ ارائه شده است.

مدل اهرم دفتری: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی سوم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات مشترک در جدول شماره ۶ ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. لیکن، بین استقلال رئیس هیات‌مدیره از مدیر عامل و اهرم دفتری رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. بنابراین، فرضیه‌ی سوم پذیرفته نمی‌شود. لازم به ذکر است که نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکنندگی جملات خطا، بیانگر وجود همسانی واریانس باقیمانده‌های مدل است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از آماره‌ی دوربین واتسون نیز با توجه به این که کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۴ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد به ترتیب برابر $1/592$ و $1/758$ می‌باشد و آماره‌ی به دست آمده در دامنه‌ی $d_{LL} - 4 < d < d_{UU}$ قرار دارد، بیانگر نبود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است.

جدول ۶: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی سوم- مدل اهرم دفتری

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
استقلال رئیس هیات مدیره از مدیرعامل	-۰/۱۷۸۲	۰/۲۳۳۶	۰/۷۶۲۹	۰/۴۴۵۹
ساختار دارایی‌ها	-۰/۰۸۳۸	۰/۱۵۱۲	-۰/۵۵۴۵	۰/۵۷۹۴
اندازه شرکت	-۰/۰۶۰۳	۰/۰۱۹۶	-۳/۰۶۵۱	۰/۰۰۲۳
عمر شرکت	۰/۰۷۳۳	۰/۰۵۸۴	۱/۲۵۵۲	۰/۲۰۹۹
مقدار ثابت	۱/۱۷۱۳	۰/۳۵۶۲	۳/۲۸۷۶	۰/۰۰۱۱
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۰۲۴۴	۰/۰۱۶۹	۳/۲۷۹۶	۰/۰۱۱۳	۲/۰۲۹۳

مدل اهرم بازار: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی سوم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات ثابت در جدول شماره ۷ ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی سوم- مدل اهرم بازار

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
استقلال رئیس هیات مدیره از مدیرعامل	۰/۰۲۵۵	۰/۰۲۳۶	۱/۰۷۸۵	۰/۲۸۱۶
ساختار دارایی‌ها	۰/۱۶۳۲	۰/۰۴۸۸	۳/۳۴۰۰	۰/۰۰۰۹
اندازه شرکت	-۰/۱۷۴۱	۰/۰۱۳۰	-۱۳/۳۴۷۵	۰/۰۰۰۰
عمر شرکت	-۰/۱۱۸۹	۰/۱۴۸۵	-۰/۸۰۰۵	۰/۴۲۴۰
اهرم بازار دوره گذشته	۰/۱۰۳۸	۰/۰۵۸۶	۱/۷۷۱۲	۰/۰۷۷۵
مقدار ثابت	۲/۸۰۵۸	۰/۵۴۴۴	۵/۱۵۳۵	۰/۰۰۰۰

ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۹۲۲۷	۰/۸۹۴۵	۳۲/۷۵۷۴	۰/۰۰۰۰	۱/۸۱۷۲

همان طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. لیکن، بین استقلال رئیس هیات‌مدیره از مدیرعامل و اهرم بازار رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. بنابراین، فرضیه‌ی سوم پذیرفته نمی‌شود. لازم به ذکر است که در برآورد اولیه‌ی مدل، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکنندگی جملات خطا، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل بود، که برای رفع این مشکل، از تصحیح White استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل بود که برای رفع آن، متغیر اهرم بازار دوره‌ی گذشته وارد مدل شده است. بنابراین، با توجه به اینکه کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۵ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد به ترتیب برابر ۱/۵۷۱ و ۱/۷۸۰ می‌باشد و آماره به دست آمده در دامنه‌ی $d_{LL} < d < d_{LU} - 4$ قرار دارد، خطای خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

فرضیه‌ی چهارم: «بین نسبت گردش دارایی‌ها و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.»

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی چهارم با استفاده از مدل‌های اهرم دفتری و اهرم بازار، در جدول‌های شماره ۸ و ۹ ارائه شده است.

مدل اهرم دفتری: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی چهارم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات مشترک در جدول شماره ۸ ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است.

جدول ۸: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی چهارم - مدل اهرم دفتری

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت گردش دارایی‌ها	-۰/۶۹۲۴	۰/۱۰۳۳	-۶/۶۹۹۷	۰/۰۰۰۰
ساختار دارایی‌ها	-۰/۹۵۱۴	۰/۳۱۷۴	-۲/۹۹۷۵	۰/۰۰۲۹
اندازه شرکت	۰/۱۱۳۹	۰/۰۶۳۸	۱/۷۸۵۸	۰/۰۷۴۸
عمر شرکت	۰/۲۴۵۸	۰/۳۹۰۶	۰/۶۲۹۴	۰/۵۲۹۴
مقدار ثابت	-۱/۷۵۳۵	۱/۶۷۸۲	-۱/۰۴۴۸	۰/۲۹۶۷
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۳۸۴۴	۰/۲۲۴۳	۲/۴۰۱۰	۰/۰۰۰۰	۲/۸۰۹۰

مقدار آماره t و سطح معناداری مربوط به این آماره نیز حاکی از آن است، که بین نسبت گردش دارایی‌ها و اهرم دفتری رابطه‌ی معنادار و منفی وجود دارد. بنابراین، فرضیه‌ی چهارم در سطح اطمینان ۹۹٪ پذیرفته می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز بیانگر آن است که ۳۸/۴۴٪ از تغییرات اهرم دفتری به وسیله‌ی نسبت گردش دارایی‌ها و ساختار دارایی‌ها توضیح داده می‌شود. لازم به ذکر است که نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکنندگی جملات خطا، بیانگر وجود همسانی واریانس باقیمانده‌های مدل است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز با توجه به این که کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۴ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد به ترتیب برابر ۱/۵۹۲ و ۱/۷۵۸ می‌باشد و آماره به دست آمده در دامنه‌ی $d_U < d < d_L$ قرار دارد، بیانگر نبود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است.

مدل اهرم بازار: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی چهارم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات ثابت در جدول شماره ۹ ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. مقدار آماره t و سطح معناداری مربوط به این آماره نیز حاکی از

آن است، که بین نسبت گردش دارایی‌ها و اهرم بازار رابطه‌ی معنادار و منفی وجود دارد. بنابراین، فرضیه‌ی چهارم در سطح اطمینان ۹۹٪ پذیرفته می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز بیانگر آن است که ۹۲/۸۲٪ از تغییرات اهرم بازار به وسیله نسبت گردش دارایی‌ها، ساختار دارایی‌ها، اندازه شرکت، عمر شرکت و اهرم بازار دوره گذشته توضیح داده می‌شود. لازم به ذکر است که در برآورد اولیه‌ی مدل، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکنندگی جملات خطا، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل بود، که برای رفع این مشکل، از تصحیح White استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل بود که برای رفع آن، متغیر اهرم بازار دوره‌ی گذشته وارد مدل شده است. بنابراین، با توجه به اینکه کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۵ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد، به ترتیب برابر ۱/۵۷۱ و ۱/۷۸۰ می‌باشد و آماره‌ی به دست آمده در دامنه‌ی $d_{LL} < d < 4 - d_{LL}$ قرار دارد، خطای خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

جدول ۹: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی چهارم - مدل اهرم بازار

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت گردش دارایی‌ها	-۰/۰۹۵۶	۰/۰۲۶۴	-۳/۶۱۱۲	۰/۰۰۰۴
ساختار دارایی‌ها	۰/۱۱۳۰	۰/۰۴۹۱	۲/۳۰۱۱	۰/۰۲۲۰
اندازه شرکت	-۰/۱۶۱۹	۰/۰۱۳۷	-۱۱/۷۹۱۵	۰/۰۰۰۰
عمر شرکت	۰/۲۲۸۱	۰/۰۹۳۶	۲/۴۳۶۱	۰/۰۱۵۴
اهرم بازار دوره گذشته	۰/۱۶۰۰	۰/۰۵۳۵	۲/۹۸۸۰	۰/۰۰۳۰
مقدار ثابت	۱/۴۶۲۹	۰/۳۵۹۳	۴/۰۷۱۵	۰/۰۰۰۱
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۹۲۸۲	۰/۹۰۲۹	۳۶/۷۹۲۶	۰/۰۰۰۰	۱/۹۰۷۸

فرضیه‌ی پنجم: «بین نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.»

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی پنجم با استفاده از مدل‌های اهرم دفتری و اهرم بازار، در جدول‌های شماره ۱۰ و ۱۱ ارائه شده است.

مدل اهرم دفتری: نتایج حاصل از آزمون فرضیه پنجم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات تصادفی در جدول شماره ۱۰ ارائه شده است.

جدول ۱۰: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی پنجم - مدل اهرم دفتری

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش	۰/۱۲۹۸	۰/۰۵۵۹	۲/۳۱۹۵	۰/۰۲۰۷
ساختار دارایی‌ها	-۰/۱۷۱۰	۰/۱۷۲۲	-۰/۹۹۲۸	۰/۳۲۱۲
اندازه شرکت	-۰/۰۳۳۵	۰/۰۲۴۹	-۱/۳۴۵۶	۰/۱۷۹۰
عمر شرکت	۰/۰۵۶۱	۰/۰۷۰۸	۰/۷۹۲۲	۰/۴۲۸۵
مقدار ثابت	۱/۱۰۵۵	۰/۳۷۶۸	۲/۹۳۳۷	۰/۰۰۳۵
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۰۲۴۴	۰/۰۱۶۹	۳/۲۸۴۹	۰/۰۱۱۲	۲/۲۹۱۳

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. مقدار آماره t و سطح معناداری مربوط به این آماره نیز حاکی از آن است که بین نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش و اهرم دفتری رابطه‌ی معنادار و مثبت وجود دارد. بنابراین، فرضیه‌ی پنجم در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرفته می‌شود. لیکن، ضریب تعیین مدل بیانگر آن است که تنها ۲/۴۴٪ از تغییرات اهرم دفتری به وسیله نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش توضیح داده می‌شود. هم‌چنین، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکنندگی جملات خطا، بیانگر

وجود همسانی واریانس باقیمانده‌های مدل است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز با توجه به این که کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۴ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد، به ترتیب برابر ۱/۵۹۲ و ۱/۷۵۸ می‌باشد و آماره‌ی به دست آمده در دامنه $d_{LL} < d < 4 - d_{LL}$ قرار دارد، بیانگر نبود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است.

مدل اهرم بازار: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی پنجم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات ثابت در جدول شماره ۱۱ ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. لیکن، بین نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش و اهرم بازار رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. بنابراین فرضیه پنجم پذیرفته نمی‌شود. لازم به ذکر است که در برآورد اولیه‌ی مدل، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکندگی جملات خطا، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل بود، که برای رفع این مشکل، از تصحیح White استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل بود که برای رفع آن، متغیر اهرم بازار دوره گذشته وارد مدل شده است. بنابراین، با توجه به اینکه کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۵ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد به ترتیب برابر ۱/۵۷۱ و ۱/۷۸۰ می‌باشد و آماره‌ی به دست آمده در دامنه $d_{LL} < d < 4 - d_{LL}$ قرار دارد، خطای خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

جدول ۱۱: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی پنجم - مدل اهرم بازار

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش	۰/۰۰۳۱	۰/۰۱۴۵	۰/۲۱۸۴	۰/۸۲۷۲
ساختار دارایی‌ها	۰/۱۵۸۱	۰/۰۵۱۹	۳/۰۴۳۸	۰/۰۰۲۵
اندازه شرکت	-۰/۱۶۷۵	۰/۰۱۲۳	-۱۳/۵۸۲۴	۰/۰۰۰۰

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
عمر شرکت	۰/۲۵۳۱	۰/۱۰۳۵	۲/۴۴۴۱	۰/۰۱۵۱
اهرم بازار دوره گذشته	۰/۱۴۶۳	۰/۰۵۶۹	۲/۵۶۸۵	۰/۰۱۰۷
مقدار ثابت	۱/۴۸۲۱	۰/۳۸۸۱	۳/۸۱۸۰	۰/۰۰۰۲
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۹۱۹۹	۰/۸۹۱۸	۳۲/۷۱۷۸	۰/۰۰۰۰	۱/۸۴۹۲

فرضیه‌ی ششم: «بین نسبت بازده دارایی‌ها و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.»
نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی ششم با استفاده از مدل‌های اهرم دفتری و اهرم بازار، در جدول‌های شماره ۱۲ و ۱۳ ارائه شده است.

مدل اهرم دفتری: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی ششم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات مشترک در جدول شماره ۱۲ ارائه شده است.

جدول ۱۲: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی ششم - مدل اهرم دفتری

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت بازده دارایی‌ها	-۰/۶۴۰۹	۰/۲۲۳۴	-۲/۸۶۸۲	۰/۰۰۴۳
ساختار دارایی‌ها	-۰/۱۳۶۳	۰/۱۵۱۰	-۰/۹۰۲۳	۰/۳۶۷۳
اندازه شرکت	-۰/۰۳۶۰	۰/۰۲۱۳	-۱/۶۹۲۲	۰/۰۹۱۲
عمر شرکت	۰/۰۴۴۷	۰/۰۵۸۹	۰/۷۵۹۴	۰/۴۴۷۹
مقدار ثابت	۰/۹۲۳۳	۰/۳۱۲۹	۲/۹۵۰۵	۰/۰۰۳۳
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۰۳۸۳	۰/۰۳۱۰	۵/۲۳۶۵	۰/۰۰۰۳	۲/۱۴۴۲

همان طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن مدل رگرسیون است. مقدار آماره t و سطح معناداری مربوط به این آماره نیز حاکی از آن است که بین نسبت بازده دارایی‌ها و اهرم دفتری رابطه‌ی معنادار و منفی وجود دارد. بنابراین، فرضیه‌ی ششم در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرفته می‌شود. لیکن، ضریب تعیین مدل بیانگر آن است که تنها ۳/۸۳٪ از تغییرات اهرم دفتری به وسیله‌ی نسبت بازده دارایی‌ها توضیح داده می‌شود. هم چنین، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکندگی جملات خطا، بیانگر وجود همسانی واریانس باقیمانده‌های مدل است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز با توجه به این‌که کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۴ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد، به ترتیب برابر ۱/۵۹۲ و ۱/۷۵۸ می‌باشد و آماره به دست آمده در دامنه‌ی $d_U < d < d_U - 4$ قرار دارد، بیانگر نبود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است.

مدل اهرم بازار: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی ششم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات ثابت در جدول شماره ۱۳ ارائه شده است.

جدول ۱۳: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی ششم - مدل اهرم بازار

ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت بازده دارایی‌ها	-۰/۱۵۶۱	۰/۰۸۰۸	-۱/۹۳۱۲
ساختار دارایی‌ها	۰/۱۲۶۰	۰/۰۵۲۹	۲/۳۸۱۴
اندازه شرکت	-۰/۱۵۲۳	۰/۰۱۴۰	-۱۰/۸۸۲۳
عمر شرکت	۰/۱۹۸۲	۰/۱۰۰۴	۱/۹۷۳۲
اهرم بازار دوره گذشته	۰/۱۶۹۵	۰/۰۵۷۰	۲/۹۷۲۴
مقدار ثابت	۱/۵۰۱۸	۰/۳۷۸۴	۳/۹۶۸۹
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F
۰/۹۲۱۸	۰/۸۹۴۳	۳۳/۵۵۳۱	۰/۰۰۰۰
			آماره دوربین واتسون
			۱/۸۹۷۴

همان طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. لیکن، بین نسبت بازده دارایی‌ها و اهرم بازار رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. بنابراین، فرضیه‌ی ششم پذیرفته نمی‌شود. لازم به ذکر است که در برآورد اولیه‌ی مدل، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکنندگی جملات خطا، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل بود، که برای رفع این مشکل، از تصحیح White استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل بود که برای رفع آن، متغیر اهرم بازار دوره‌ی گذشته وارد مدل شده است. بنابراین، با توجه به اینکه کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۵ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد به ترتیب برابر $1/571$ و $1/780$ می‌باشد و آماره به دست آمده در دامنه‌ی $d_U - 4 < d < d_U$ قرار دارد، خطای خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

فرضیه‌ی هفتم: «بین سود تقسیمی هر سهم و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.»

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی هفتم با استفاده از مدل‌های اهرم دفتری و اهرم بازار، در جدول‌های شماره ۱۴ و ۱۵ ارائه شده است.

مدل اهرم دفتری: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی هفتم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات مشترک در جدول شماره ۱۴ ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. مقدار آماره t و سطح معناداری مربوط به این آماره نیز حاکی از آن است که بین سود تقسیمی هر سهم و اهرم دفتری رابطه‌ی مثبت و معناداری وجود دارد. بنابراین، فرضیه‌ی هفتم در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرفته می‌شود. لیکن، ضریب تعیین مدل بیانگر آن است که تنها ۳/۴۳٪ از تغییرات اهرم دفتری به وسیله سود تقسیمی هر سهم توضیح داده می‌شود. هم چنین، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکنندگی جملات خطا، بیانگر وجود همسانی واریانس باقیمانده‌های مدل است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از

آماره‌ی دوربین واتسون نیز با توجه به این که کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۴ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد به ترتیب برابر ۱/۵۹۲ و ۱/۷۵۸ می‌باشد و آماره به دست آمده در دامنه‌ی $d_U - 4 < d < d_U$ قرار دارد، بیانگر نبود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است.

جدول ۱۴: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی هفتم - مدل اهرم دفتری

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
سود تقسیمی هر سهم	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰	-۲/۴۴۴۶	۰/۰۱۴۸
ساختار دارایی‌ها	-۰/۱۱۹۷	۰/۱۵۱۰	-۰/۷۹۲۹	۰/۴۲۸۲
اندازه شرکت	-۰/۰۴۵۷	۰/۰۲۰۴	-۲/۲۳۸۴	۰/۰۲۵۶
عمر شرکت	۰/۰۴۷۳	۰/۰۵۹۱	۰/۷۹۹۹	۰/۴۲۴۱
مقدار ثابت	۰/۹۶۶۷	۰/۳۱۲۳	۳/۰۹۴۶	۰/۰۰۲۱
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۰۳۴۳	۰/۰۲۶۹	۴/۶۶۰۴	۰/۰۰۱۰	۲/۰۴۹۴

مدل اهرم بازار: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی هفتم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات ثابت در جدول شماره ۱۵ ارایه شده است.

جدول ۱۵: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی هفتم - مدل اهرم بازار

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
سود تقسیمی هر سهم	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰	۰/۵۳۷۷	۰/۵۹۱۱
ساختار دارایی‌ها	۰/۱۶۵۵	۰/۰۵۳۰	۳/۱۱۸۵	۰/۰۰۲۰
اندازه شرکت	-۰/۱۷۰۸	۰/۰۱۲۰	-۱۴/۲۱۰۳	۰/۰۰۰۰
عمر شرکت	۰/۲۵۸۷	۰/۱۰۱۹	۲/۵۳۸۳	۰/۰۱۱۶

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
اهرم بازار دوره گذشته	۰/۱۴۵۳	۰/۰۵۶۶	۲/۵۶۶۴	۰/۰۱۰۷
مقدار ثابت	۱/۴۸۹۹	۰/۳۸۷۰	۳/۸۵۰۱	۰/۰۰۰۱
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۹۲۰۰	۰/۸۹۲۰	۳۲/۷۶۶۷	۰/۰۰۰۰	۱/۸۴۴۳

همان طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره‌ی F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. لیکن، بین سود تقسیمی هر سهم و اهرم بازار رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. بنابراین، فرضیه‌ی هفتم پذیرفته نمی‌شود. لازم به ذکر است که در برآورد اولیه‌ی مدل، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکندگی جملات خطا، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل بود، که برای رفع این مشکل، از تصحیح White استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل بود که برای رفع آن، متغیر اهرم بازار دوره‌ی گذشته وارد مدل شده است. بنابراین، با توجه به اینکه کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۵ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد به ترتیب برابر ۱/۵۷۱ و ۱/۷۸۰ می‌باشد و آماره به دست آمده در دامنه‌ی $d_{LL} < d < d_{LU}$ قرار دارد، خطای خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

فرضیه‌ی هشتم: «بین نسبت Q-توبین و اهرم مالی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.» نتایج حاصل از آزمون فرضیه هشتم با استفاده از مدل‌های اهرم دفتری و اهرم بازار، در جدول‌های شماره ۱۶ و ۱۷ ارائه شده است.

مدل اهرم دفتری: نتایج حاصل از آزمون فرضیه هشتم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات ثابت در جدول شماره ۱۶ ارائه شده است. همان طور که

ملاحظه می‌شود، مقدار آماره‌ی F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. مقدار آماره t و سطح معناداری مربوط به این آماره نیز حاکی از آن است که بین نسبت Q -توبین و اهرم دفتری رابطه‌ی معنادار و منفی وجود دارد. بنابراین، فرضیه‌ی هشتم در سطح اطمینان ۹۹٪ پذیرفته می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز بیانگر آن است که ۳۸/۷۲٪ از تغییرات اهرم دفتری توسط نسبت Q -توبین توضیح داده می‌شود. هم چنین، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکندگی جملات خطا، بیانگر وجود همسانی واریانس باقیمانده‌های مدل است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز با توجه به این که کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۴ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد به ترتیب برابر ۱/۵۹۲ و ۱/۷۵۸ می‌باشد و آماره‌ی به دست آمده در دامنه‌ی $d_{LL} < d < d_{LU}$ قرار دارد، بیانگر نبود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است.

جدول ۱۶: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی هشتم - مدل اهرم دفتری

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت Q -توبین	-۰/۳۵۳۱	۰/۰۵۱۳	-۶/۸۷۷۷	۰/۰۰۰۰
ساختار دارایی‌ها	-۰/۵۹۱۶	۰/۳۰۳۸	-۱/۹۴۷۱	۰/۰۵۲۲
اندازه شرکت	۰/۲۳۵۵	۰/۰۶۷۶	۳/۴۸۰۷	۰/۰۰۰۶
عمر شرکت	-۰/۸۵۳۴	۰/۴۳۰۰	-۱/۹۸۴۷	۰/۰۴۷۸
مقدار ثابت	۱/۱۴۹۲	۱/۷۲۰۴	۰/۶۶۸۰	۰/۵۰۴۵
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۳۸۷۲	۰/۲۲۸۱	۲/۴۳۴۸	۰/۰۰۰۰	۲/۶۹۸۰

مدل اهرم بازار: نتایج حاصل از آزمون فرضیه هشتم با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش اثرات ثابت در جدول شماره ۱۷ ارائه شده است. همان طور که

ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. لیکن، بین نسبت Q -توین و اهرم بازار رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. بنابراین، فرضیه‌ی هشتم پذیرفته نمی‌شود. لازم به ذکر است که در برآورد اولیه مدل، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکنندگی جملات خطا، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل بود، که برای رفع این مشکل، از تصحیح White استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین واتسون نیز بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل بود که برای رفع آن، متغیر اهرم بازار دوره گذشته وارد مدل شده است. بنابراین، با توجه به اینکه کران پایین (d_L) و کران بالای (d_U) آماره دوربین واتسون برای حالتی که تعداد نمونه ۱۰۰، تعداد متغیرهای مستقل و کنترلی ۵ و سطح اطمینان ۹۵٪ باشد به ترتیب برابر ۱/۵۷۱ و ۱/۷۸۰ می‌باشد و آماره‌ی به دست آمده در دامنه‌ی $d_U - 4 < d < d_U$ قرار دارد، خطای خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

جدول ۱۷: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه‌ی هشتم - مدل اهرم بازار

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
نسبت Q -توین	۰/۰۱۷۸	۰/۰۱۰۹	۱/۶۲۹۵	۰/۱۰۴۲
ساختار دارایی‌ها	۰/۱۶۱۸	۰/۰۵۱۷	۳/۱۲۳۶	۰/۰۰۲۰
اندازه شرکت	-۰/۱۷۵۴	۰/۰۱۱۶	-۱۵/۱۰۳۹	۰/۰۰۰۰
عمر شرکت	۰/۳۱۳۱	۰/۱۰۹۸	۲/۸۵۰۱	۰/۰۰۴۷
اهرم بازار دوره گذشته	۰/۱۳۹۲	۰/۰۵۶۵	۲/۴۶۰۵	۰/۰۱۴۴
مقدار ثابت	۱/۳۴۲۲	۰/۴۰۲۹	۳/۳۳۱۵	۰/۰۰۱۰
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین واتسون
۰/۹۲۰۷	۰/۸۹۲۸	۳۳/۰۳۷۸	۰/۰۰۰۰	۱/۸۴۲۱

۶. بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش، عوامل موثر بر ساختار سرمایه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، از دیدگاه تئوری نمایندگی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های اول تا سوم این پژوهش بیانگر آن است که ساز و کارهای راهبری شرکتی؛ شامل تمرکز مالکیت، درصد اعضای غیرموظف هیات‌مدیره و استقلال رئیس هیات‌مدیره از مدیرعامل، تأثیر معناداری بر ساختار سرمایه شرکت‌های مورد بررسی ندارند که این نتایج مطابق با نتایج پژوهش‌های آگارلو (۲۰۰۰) و حسن و بات (۲۰۰۹) و برخلاف نتایج پژوهش سیسپادس و همکاران (۲۰۰۹) است. به نظر می‌رسد که تمرکز مالکیت دولتی و شبه دولتی در بسیاری از شرکت‌ها، موجب شده است که استفاده از بدهی در ساختار سرمایه، چندان مورد توجه قرار نگیرد. هم‌چنین، وجود مالکیت مستقیم و غیرمستقیم دولت احتمالاً باعث می‌شود که اختیار و انگیزه‌ی سهامداران در تعیین ساختار بهینه‌ی هیات‌مدیره کاهش یابد و به دنبال آن، نقش هیات‌مدیره در تعیین خط مشی‌های مدیریتی و تصمیم‌های تأمین مالی شرکت‌ها، بسیار کم رنگ شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های چهارم و پنجم نیز بیانگر آن است که بین هزینه‌های نمایندگی و اهرم مالی، رابطه‌ی معنادار و مثبت وجود دارد که مطابق با نتایج پژوهش‌های فلمینگ و همکاران (۲۰۰۵)، و فرس و همکاران (۲۰۰۸) است. به نظر می‌رسد که با افزایش میزان بدهی در ساختار سرمایه، نظارت اعتباردهندگان افزایش می‌یابد که در نهایت، افزایش هزینه‌های نمایندگی را به دنبال خواهد داشت. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های ششم و هفتم نیز بیانگر وجود رابطه‌ی معنادار بین سودآوری و اهرم مالی و مؤید مفروضات تئوری توازی است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی هشتم نیز بیانگر آن است که بین نسبت Q -توبین و اهرم دفتری رابطه‌ی معنادار و منفی وجود دارد. در نهایت، با تأمل در نتایج به دست آمده، می‌توان دریافت که در هر دو مدل اهرم دفتری و اهرم بازار، اثر معیارهای هزینه‌های نمایندگی، بیشتر از سایر متغیرها است.

۷. محدودیت‌های پژوهش

۱. وجود نداشتن اطلاعات مورد نیاز و قابل اتکا برای اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش، در مورد برخی از شرکت‌ها و عدم سابقه‌ی زیاد شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران، به محدودیت نمونه آماری منجر گردید.

۲. ساختار سرمایه و چگونگی تأمین مالی در صنایع مختلف، ممکن است متفاوت باشد و بررسی فرضیه‌های پژوهش بر حسب نوع صنعت، ممکن است بر نتایج پژوهش تأثیر داشته باشد.

۸. پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

طی انجام هر پژوهش، ابعاد گسترده و تازه‌تری از موضوع نمایان می‌شود که می‌تواند نقطه‌ی آغازینی برای مطالعات بعدی باشد. بنابراین، با توجه به نتایج حاصل از پژوهش و محدودیت‌های آن، پیشنهادهای زیر برای انجام پژوهش‌های بعدی پیشنهاد می‌شود:

۱. با توجه به اینکه بانک‌ها و سایر شرکت‌های واسطه‌گری مالی از نمونه‌ی پژوهش حذف شده بودند، پیشنهاد می‌شود پژوهشگران در آینده تأثیر عوامل مرتبط با تئوری نمایندگی را در این گروه از شرکت‌ها بررسی کنند.

۲. بررسی مجدد موضوع این پژوهش با در نظر گرفتن نوع صنعت، و تفکیک نمونه مورد بررسی براساس اندازه و عمر شرکت.

یادداشت‌ها

- | | |
|----------------|----------------|
| 1. Hasan | 2. Butt |
| 3. Jensen | 4. Meckling |
| 5. Theis | 6. Casey |
| 7. Uglurlu | 8. Wen |
| 9. Fosberg | 10. Robicheaux |
| 11. Florackis | 12. Cespedes |
| 13. Margaritis | 14. Psillaki |
| 15. Shleifer | 16. Vishny |
| 17. Ang | 18. Fleming |
| 19. Firth | 20. Foster |
| 21. Abor | 22. Myers |
| 23. Titman | 24. Wessels |
| 25. Jiraporn | 26. Gleason |
| 27. Rajan | 28. Zingales |
| 29. Suto | 30. Gujarati |

منابع

الف. فارسی

- ستایش، محمدحسین، کاظم نژاد، مصطفی و شفیع، محمدجواد (۱۳۸۸). کاربرد الگوریتم ژنتیک در تعیین ساختار بهینه‌ی سرمایه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۶(۵۶): ۳۹-۵۸.
- عبده تبریزی، حسین و میری، سیدحسین. (۱۳۸۱). *عوامل تعیین کننده‌ی بافت سرمایه‌ی شرکت‌های ایرانی. فصل نامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳: ۱۷-۴۶.
- نمازی، محمد و حشمتی، مرتضی. (۱۳۸۶). بررسی تأثیر سازه‌ها و متغیرهای تأخیری بر ساختار سرمایه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۴۹: ۱۳۹-۱۶۰.
- نمازی، محمد و شیرزاده، جلال. (۱۳۸۴). بررسی رابطه‌ی ساختار سرمایه با سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (با تأکید بر نوع صنعت). *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۴۲: ۷۵-۹۵.
- نوروش، ایرج، کرمی، غلامرضا و وافی ثانی، جلال. (۱۳۸۸). بررسی رابطه‌ی ساز و کارهای نظام راهبری شرکت و هزینه‌های نمایندگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات حسابداری*، ۱: ۴-۲۷.

ب. انگلیسی

- Abor, J. (2008). Agency theoretic determinants of debt levels: Evidence from Ghana. *Review of Accounting and Finance*, 7(2): 183-192.
- Ang, J. S., Cole, R. A., & Wuh Lin, J. (2000). Agency costs and ownership structure. *Journal of Finance*, 55: 81-106.
- Céspedes, J. González, M., & Molina, C. A. (2009). Ownership and capital structure in Latin America. *Journal of Business Research*, 63(3): 1-7.
- Fleming, G. Heaney, R., & McCosker, R. (2005). Agency costs and ownership structure in Australia. *Pacific-Basin Finance Journal*, 13: 29-52.
- Firth, M. Fung, P. M. Y., & Rui, O. M. (2008). Ownership, governance mechanisms, and agency costs in China's listed firms. *Journal of Asset Management*, 9(2): 90-101.
- Florackis, C. (2008). Agency costs and corporate governance

- mechanisms: Evidence for UK firms. *International Journal of Managerial Finance*, 4(1): 37-59.
- Fosberg, R. H. (2004). Agency problems and debt financing: Leadership structure effects. *Corporate Governance: International Journal of Business in Society*, 4(1): 31-38.
- Foster, G. (1986). *Financial Statement Analysis*. New Jersey: Prentice-Hall. Inc.
- Gujarati, N. D. (1995). *Basic Econometrics*. Fourth edition, McGraw-Hill International Editions: Economic Series.
- Hasan, A., & Butt, S. A. (2009). Impact of ownership structure and corporate governance on capital structure of pakistani listed companies. *International Journal of Business and Management*, 4 (2): 50-57.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behaviour, Agency costs and capital structures. *Journal of Financial Economics*, 3(4): 305-360.
- Jiraporn, P. and Gleason, K. C. (2007). Capital structure, shareholder rights, and corporate governance. *The Journal of Financial Research*, XXX(1): 21-33.
- Margaritis, D. and Psillaki, M. (2010). Capital structure, equity ownership and firm performance. *Journal of Banking & Finance*, 34: 621-632.
- Myers, S. C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5: 147-175.
- Rajan, R., & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *Journal of Finance*, 50: 1421-1460.
- Robicheaux, H. S., Fu, X., & Ligon, J. A. (2008). Lease financing and corporate governance. *The Financial Review*, 43: 403-437.
- Shleifer, A., & Vishny, R. (1986). Large shareholders and corporate control. *Journal of Political Economy*, 94 (3): 461-488.
- Suto, M. (2003). Capital structure and investment behaviour of Malaysian firms in the 1990s: A study of corporate governance before the crisis. *Corporate Governance: An International Review*, 11(1): 25-39.
- Theis, J., & Casey, M. (1999). An empirical investigation of agency relationships and capital structure of property management firms in the UK. *Journal of Property Investment & Finance*, 17(1): 27-34.

- Titman, S., & Wessels, R. (1988). The determinants of capital structure choice. *Journal of Finance*, 43: 1-19.
- Uğurlu, M. (2000). Agency costs and corporate control devices in the Turkish manufacturing industry. *Journal of Economic Studies*, 27(6): 566-599.
- Wen, Y., Rwegasira, K., & Bilderbeek, J. (2002). Corporate governance and capital structure decisions of chinese listed firms. *Corporate Governance: An International Review*, 10 (2): 75-83.

