

تأثیر محیط‌های نهادی بر ارتباط بین مدیریت سود و ساختار سرمایه

سیما خامدی*

کارشناس ارشد حسابداری، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران

حسین کاظمی

استادیار گروه حسابداری، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران

چکیده

مدیریت سود به دلیل این که تصویر نادرستی از نتایج عملکرد شرکت ارائه می‌دهد، موجب قضاوت نادرست سهامداران در خصوص عملکرد واحدهای اقتصادی و مدیران آنها شده و نوعی بدبینی در میان سهامداران به وجود می‌آورد. بنابراین، انتظار می‌رود مدیریت سود، تحت تاثیر ساختار سرمایه قرار گیرد. چون در ساختار سرمایه، تامین مالی از طریق بدهی هزینه‌های مالی را افزایش می‌دهد، مدیریت برای جلوگیری از نقض قرارداد بدهی ممکن است اقدام به مدیریت سود کند. از این رو، بررسی ارتباط بین مدیریت سود و ساختار سرمایه و نقش محیط‌های نهادی از اهمیت بسزایی برخوردار است. محیط‌های نهادی قوی، توانایی مدیران برای کسب منافع شخصی را محدود می‌کند. بنابراین، باعث کاهش احتمال فعالیت‌های مدیریت سود می‌شود. شرکت‌هایی که دارای محیط‌های نهادی قوی‌تر هستند از جانب سرمایه‌گذاران در مقایسه با اعتباردهندگان حمایت بیشتری می‌شوند. از این رو، هدف اصلی تحقیق حاضر، بررسی تأثیر محیط‌های نهادی بر ارتباط بین مدیریت سود و ساختار سرمایه است. در راستای اجرای تحقیق، فرضیه‌ها بر اساس نمونه آماری متشکل از ۹۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۷ ساله از سال ۱۳۸۸ لغایت ۱۳۹۴ و با استفاده از الگوهای رگرسیونی چندگانه مورد آزمون قرار گرفته است. یافته‌ها نشان می‌دهد که شرکت‌های با سطح بالاتر مدیریت سود، اهرم مالی بالاتری دارند. همچنین، محیط‌های نهادی تأثیر معناداری بر ارتباط بین مدیریت سود و ساختار سرمایه ندارند.

واژگان کلیدی: ساختار سرمایه، سهامداران نهادی، کیفیت حساسی، محیط‌های نهادی، مدیریت سود.

۱- مقدمه

شرکت‌ها به منظور به حداقل رساندن هزینه سرمایه و به حداکثر رساندن ثروت سهامداران از ترکیب بدهی و حقوق صاحبان سهام استفاده می‌کنند. با توجه به این‌که یکی از مهم‌ترین تصمیماتی که در یک سازمان اتخاذ می‌گردد، نحوه تأمین مالی از محل انتشار سهام یا دریافت وام است و این موضوع تعیین‌کننده ترکیب سرمایه شرکت است که هر کدام از این دو راهکار که انتخاب شود، تأثیرات متفاوتی بر شرکت می‌گذارد. بنابراین، بررسی ارتباط بین مدیریت سود و ساختار سرمایه و نقش محیط‌های نهادی به‌عنوان تعدیل‌کننده ارتباط این دو متغیر از اهمیت بسزایی برخوردار است.

مشکلی که امروزه علی‌رغم افزایش سطح آگاهی‌ها و دانش عمومی استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی دیده می‌شود، اتکای شدید بر گزارش‌های حسابداری (به‌ویژه سود حسابداری به‌عنوان یکی از معیارهای اصلی ارزیابی عملکرد) جهت تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری می‌باشد. این اتکای غیرمنطقی انگیزه‌های فراوانی برای مدیریت ایجاد می‌کند تا این گزارش‌های مالی را به نفع خودشان دستکاری نمایند. به بیان دیگر، انگیزه‌ای برای انجام مدیریت سود فراهم می‌شود.

درک نقش مدیریت سود در تعیین اهرم مالی اهمیت دارد. زیرا همان‌طور که لئوز، ناندا و ویسوکی^۱ (۲۰۰۳؛ ۱) بیان می‌کنند، «... افراد داخلی واحد تجاری در تلاش برای حفظ و کنترل منافع شخصی خود، مدیریت سود را برای پنهان کردن عملکرد واحد تجاری از افراد برون سازمانی مورد استفاده قرار می‌دهند». اعتباردهندگان نظیر بانک‌ها، برای اعطای وام‌های بانکی به کیفیت سود و هزینه‌های قیمت‌گذاری وام مربوطه متکی هستند (باراث و همکاران، ۲۰۰۸). اهمیت مدیریت سود به اندازه‌ای است که ثروت سهامداران نه تنها به واسطه ارتباط بین سود و بازده سهام، بلکه با ارتباط بین مدیریت سود و ارزش واحد تجاری نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد. محیط‌های نهادی قوی به لحاظ نقشی که در کاهش تعارضات نمایندگی بین مدیران و سهامداران دارد، این مساله را مطرح می‌کند که اهرم مالی در بین شرکت‌هایی با مشکلات نمایندگی بیشتر، بالاتر خواهد بود و این ارتباط احتمالاً در شرکت‌هایی با محیط‌های نهادی قوی‌تر، کمتر بروز پیدا می‌کند. مدیریت سود به وفور به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات در پژوهش‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. ولی در پژوهش حاضر، مدیریت سود به‌عنوان شاخصی برای تعارضات نمایندگی بین مدیران داخلی شرکت و سرمایه‌گذاران خارجی به‌کار گرفته خواهد شد (آن و همکاران^۲، ۲۰۱۶؛ ۲).

۲- مبانی نظری، پیشینه و توسعه فرضیه ها

مدیریت سود به دلیل این که تصویر نادرستی از نتایج عملکرد شرکت ارائه می دهد، موجب قضاوت نادرست سهامداران و سرمایه گذاران در خصوص عملکرد واحدهای اقتصادی و مدیران آنها شده و نه تنها منجر به تزییع اصل و سود سرمایه آنها می شود، بلکه نوعی بدبینی در میان سهامداران به وجود آورده و رقابت سالم بین واحدهای اقتصادی کشور را از بین می برد. از طرفی نیز موجب می شود که سرمایه گذاران متضرر شوند و سرمایه های خود را از بخش زیربنایی اقتصاد به سمت بخش های غیرمولد و کاذب هدایت نمایند. که عملاً با این کار، متن اقتصاد کشور فاسد گشته و در نهایت عموم مردم جامعه از این فرآیند متضرر می شوند (قدرتی و فیضی، ۱۳۹۴؛ ۲۰۷). بنابراین، انتظار می رود مدیریت سود، تحت تاثیر ساختار سرمایه قرار گیرد. چون در ساختار سرمایه، تامین مالی از طریق بدهی هزینه های مالی را افزایش می دهد، بنابراین، ممکن است مدیریت برای جلوگیری از نقض قرارداد بدهی اقدام به مدیریت سود کند.

از طرفی، محیط های حاکمیت شرکتی قوی، توانایی مدیران برای کسب منافع شخصی را محدود می کند. از اینرو، باعث کاهش احتمال فعالیت های مدیریت سود می شود. اگر محیط های نهادی قوی یک جایگزین بدون هزینه برای اهرم مالی باشد به لحاظ نقشی که در کاهش تعارضات نمایندگی بین مدیران و سهامداران دارد، این فرضیه را مطرح می کند که اهرم مالی در بین شرکت هایی با تعارضات نمایندگی شدیدتر، بالاتر خواهد بود و این ارتباط احتمالاً در شرکت های با محیط های نهادی قوی تر، کمتر بروز پیدا می کند.

بر اساس تئوری نمایندگی جریان نقد آزاد، در تحقیق حاضر، این مسأله مورد مطالعه قرار گرفته است که آیا اهرم مالی برای شرکت های با مدیریت سود بیشتر، بالاتر خواهد بود؟ تایید این سوال، منجر به تشدید عدم تقارن اطلاعاتی جریان نقد آزاد می شود. سپس، این مسأله مورد بررسی قرار می گیرد که چگونه محیط های حاکمیتی قوی تاثیر مدیریت سود بر اهرم مالی را تحت تاثیر قرار می دهد؟

لئوز و همکاران (۲۰۰۳؛ ۷) پیشنهاد می کنند محیط های حاکمیت شرکتی قوی می تواند تعارضات نمایندگی را با کاهش فعالیت های مدیریت سود، تضعیف نماید. آنها معتقدند محیط های حاکمیت شرکتی قوی، توانایی مدیران برای کسب منافع شخصی را محدود می کند. بنابراین، باعث کاهش احتمال فعالیت های مدیریت سود می شود. محدود کردن مدیران از سلب مالکیت سرمایه گذاران و اطمینان از این که حقوق سرمایه گذاران می تواند در زمان مورد نیاز تامین شود، از جمله مواردی است که می تواند تعارضات نمایندگی را کاهش می دهد. بنابراین، برای کاهش هزینه تأمین مالی بدهی، سرمایه گذاران شرکت هایی که در محیط های حاکمیت شرکتی قوی تر مشغول به فعالیت

هستند اتکای بیشتری به حمایت سرمایه‌گذاری دارند در مقایسه با استفاده از بدهی به‌عنوان یک مکانیزم کنترل (آن و همکاران، ۲۰۱۶؛ ۲). لذا انتظار می‌رود ارتباط مثبت بین مدیریت سود و ساختار سرمایه در شرکت‌های با محیط‌های حاکمیت شرکتی قوی‌تر، کمتر بروز پیدا کند. شرکت‌ها به منظور به حداقل رساندن هزینه سرمایه و به حداکثر رساندن ثروت سهامداران از ترکیب بدهی و حقوق صاحبان سهام استفاده می‌کنند. با توجه به این که یکی از مهم‌ترین تصمیماتی که در یک سازمان اتخاذ می‌گردد، نحوه تأمین مالی از محل انتشار سهام یا دریافت وام است و این موضوع تعیین‌کننده ساختار سرمایه شرکت است. بنابراین، هر کدام از این دو راهکار که انتخاب شود، تأثیرات متفاوتی بر شرکت می‌گذارد، لذا بررسی رابطه مدیریت سود، ساختار سرمایه و نقش محیط‌های نهادی از اهمیت بسزایی برخوردار است.

پیشینه پژوهش

آن و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی تأثیر مدیریت سود بر اهرم مالی را بررسی کرده و به این موضوع پرداختند که چطور این ارتباط از طریق محیط‌های نهادی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. به این منظور داده‌های ۲۵۷۷۷ سال-شرکت بین سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۹ مورد آزمون قرار گرفت. نتایج آن‌ها نشان داد که شرکت‌های با مدیریت سود بالاتر، اهرم مالی بیشتری دارند. مهم‌تر اینکه این ارتباط مثبت به واسطه محیط‌های نهادی قوی، کاهش پیدا می‌کند.

تانگیا و همکاران^۳ (۲۰۱۶) در پژوهشی رابطه بین قدرت تصمیم‌گیری مدیران اجرایی و ساختار سرمایه شرکت را در زمینه بازار نوظهور مورد بررسی قرار دادند. با استفاده از نمونه ۲۹۷ شرکت پذیرفته شده در بورس ستنز از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۳، نتایج یک رابطه کوژ مانند بین قدرت مدیرعامل و اهرم نشان داد که پیشنهادکننده یک رابطه غیرخطی قوی بین این دو متغیر است. به‌علاوه، نتایج نشان می‌دهد که تأثیر سنگربندی قدرت مدیرعامل بر اهرم شرکت در شرکت‌های با مالکیت دولتی شدیدتر است. یافته‌های آن‌ها در فرایندهای محاسبه جایگزین برای شاخص قدرت مدیرعامل و تکنیک‌های تخمین جایگزین و متفاوت نیرومند است.

وو^۴ (۲۰۱۶) در پژوهشی به عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس ویتنام پرداخت. به این منظور تعداد ۱۹۹۷ سال-شرکت طی دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۵ مورد آزمون قرار گرفت. در این پژوهش متغیرهای توضیحی تحقیق شامل: رشد دارایی، نسبت دارایی‌های ثابت مشهود، سودآوری، اندازه شرکت و نقدینگی در تشریح ساختار سرمایه در نظر گرفته شدند. یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد که عوامل تعیین‌کننده ساختار سرمایه برای اهرم بلندمدت و کوتاه‌مدت متفاوت خواهد بود.

چانگ و ژانگ^۵ (۲۰۰۹) شواهدی در ارتباط با رابطه بین حاکمیت شرکتی و مالکیت نهادی سهام ارائه نمودند. شواهد این تحقیق نشان داد، نسبت سهام شرکت که توسط سرمایه‌گذاران نهادی نگهداری می‌شود، کیفیت ساختار حاکمیت را افزایش می‌دهد. نتایج این تحقیق با این

نظر موافق بود که سرمایه گذاران نهادی به سمت سهام شرکت هایی گرایش دارند که دارای ساختار حاکمیتی خوب در جهت برآورده ساختن مسئولیت مباشرتی مدیریت می باشند. چانگ و همکاران^۶ (۲۰۰۲) شواهدی ارائه می کنند مبنی بر این که سرمایه گذاران نهادی از درگیر شدن مدیریت در مدیریت اقلام تعهدی برای هموارسازی سود در جهت دستیابی به سطح مطلوب سود، جلوگیری می کند.

اصولیان و باقری (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر جریان وجوه نقد بر شکاف میان نسبت اهرم واقعی و اهرم بهینه در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. بدین منظور، ۱۰۱ شرکت بورسی تهران که اطلاعات مالی آن ها طی دوره زمانی پژوهش ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ در دسترس بود، بررسی شده است. نتایج پژوهش نشان می دهد جریان وجوه نقد بر شکاف میان نسبت اهرم واقعی و بهینه، اثر می گذارد. این شکاف، در شرکت هایی که نسبت اهرمی بالایی دارند، به دلیل مواجهه با هزینه های بحران مالی زیاد، بیشتر است. همچنین از این نتایج در می یابیم که شرکت هایی که فرصت رشد و سرمایه گذاری، سودآوری و اندازه متفاوتی دارند با سرعت های مختلفی به سمت ساختار سرمایه بهینه خود حرکت می کنند. به طور کلی، این نتایج تأییدی بر قابلیت تشریح رفتار تأمین مالی شرکت ها از طریق نظریه توازن است.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی رابطه بین تصمیمات تأمین مالی با انواع مدیریت سود را مورد بررسی قرار دادند. به این منظور تعداد ۱۰۷ شرکت برای دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ مورد بررسی قرار گرفت. در این تحقیق، معیارهای مدیریت سود شامل مدیریت اقلام تعهدی جونز و کوتاری، مدیریت سود واقعی و سطح کلی مدیریت سود است. اهرم مالی به عنوان متغیر مستقل و انواع مدیریت سود، متغیر وابسته می باشد. نتایج پژوهش با استفاده از الگوی رگرسیون چندگانه و روش داده های تابلویی بیانگر ارتباط منفی بین اهرم مالی و مدیریت اقلام تعهدی جونز و کوتاری و سطح کلی مدیریت سود است. همچنین، بین اهرم مالی و مدیریت سود واقعی رابطه مثبتی وجود دارد.

قدرتی و فیضی (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر میزان مدیریت سود در بازه زمانی ۶ ساله (۱۳۹۰-۱۳۸۵) با نمونه ای برابر ۷۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نهایی آزمون فرضیه های تحقیق حاکی از عدم ارتباط معناداری بین نسبت سرمایه گذاران نهادی، نسبت مدیران غیرموظف در ترکیب هیأت مدیره، وجود مدیرعامل شرکت به عنوان رئیس یا نایب رئیس هیأت مدیره و وجود حسابرسی داخلی با میزان مدیریت سود می باشد.

اسدی و همکاران (۱۳۹۰) برای آگاه ساختن سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان در تصمیم‌گیری نسبت به سرمایه‌گذاری و یا اعطای اعتبار، پژوهشی تحت عنوان ارتباط بین ساختار سرمایه و ساختار مالکیت شرکت‌ها را در بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند. شواهد تجربی نشان داد که ارتباط منفی و معناداری بین ساختار سرمایه و ساختار مالکیت وجود دارد. با توجه به نتایج گرچه مشخص نیست ساختار سرمایه موجد ساختار مالکیت است یا برعکس. به نظر می‌رسد لازم است سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان هر دو ساختار سرمایه و ساختار مالکیت را در زمان تصمیم‌گیری نسبت به سرمایه‌گذاری و اعتباردهی مد نظر قرار دهند.

احمدپور و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی و کیفیت حسابرسی بر هزینه تأمین مالی از طریق بدهی پرداختند. یافته‌های تجربی آنها نشان می‌دهد که وجود سهامداران نهادی عمده در ترکیب سهامداران و نظارت کارای آنها تأثیر کاهشی و معنادار بر هزینه سرمایه بدهی دارد در حالی که کیفیت حسابرسی این‌گونه تأثیر را ندارد.

روانشاد و طالب‌نیا (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی رابطه بین مدیریت سود و ساختار سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج حاکی از آن است که ارقام تعهدی اختیاری و نسبت بازده حقوق صاحبان سهام، ارتباط منفی و معنادار با ساختار سرمایه دارند و نسبت بازده دارایی‌ها ارتباط مثبت و معنی‌داری با ساختار سرمایه دارد.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: شرکت‌های با سطح بالاتر مدیریت سود، اهرم مالی بالاتری دارند.
فرضیه دوم: ارتباط مثبت بین مدیریت سود و اهرم مالی در شرکت‌های با محیط‌های نهادی قوی، تضعیف می‌شود.

۳- روش‌شناسی پژوهش

روش تحقیق حاضر، توصیفی از نوع همبستگی و به روش پس رویدادی و بر مبنای هدف از نوع تحقیق کاربردی است. مبانی نظری و پیشینه تحقیق، به روش کتابخانه‌ای و داده‌های مورد نظر آزمون فرضیه‌ها نیز از گزارش‌های مالی موجود در آرشیو بورس اوراق بهادار تهران، بانک-های اطلاعاتی موجود در بازار همچون ره‌آورد نوین و اطلاعات موجود در سایت کدال، جمع-آوری گردید. قلمرو زمانی تحقیق دوره ۷ ساله از ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ می‌باشد ولی از آنجا که برای اندازه‌گیری بعضی از متغیرهای تحقیق به داده‌های سه سال قبل نیاز است، جامعه آماری تحقیق، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا پایان سال ۱۳۹۴ در بورس فعال بوده‌اند، تشکیل شده است. نمونه آماری، با توجه به معیارهای گزینشی زیر انتخاب گردیده است: شرکت‌ها تا ابتدای سال ۱۳۸۵ در بورس پذیرفته شده باشند. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، بانک‌ها و بیمه‌ها نباشند. پایان سال مالی آن‌ها

منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد و در طول دوره تحقیق، تغییر سال مالی نداده باشند. وقفه معاملاتی سهام بیش از شش ماه نداشته باشند و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت‌های نمونه مثبت باشند. تعداد ۹۲ شرکت که حائز شرایط فوق بودند به عنوان نمونه تحقیق انتخاب شدند.

۳-۱- مدل‌ها و متغیرهای تحقیق

برای آزمون فرضیه اول، به پیروی از آن و همکاران (۲۰۱۶) مدل (۱) به شرح ذیل برآورد می‌شود:

مدل (۱)

$$\text{Leverage}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{EM}_{i,t-1} + \beta_2 \text{Tang}_{i,t} + \beta_3 \text{Prof}_{i,t} + \beta_4 \text{Size}_{i,t} + \beta_5 \text{MTB}_{i,t} + \beta_6 \text{IndMed}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای تأیید فرضیه اول، ضریب β_1 باید به‌طور معناداری بزرگتر از صفر باشد. بر این اساس، فرض‌های آماری مرتبط با آزمون فرضیه اول به شرح ذیل می‌باشد:

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 \leq 0 \\ H_1: \beta_1 > 0 \end{cases}$$

برای آزمون فرضیه دوم، به پیروی از آن و همکاران (۲۰۱۶) مدل (۲) به شرح ذیل برآورد می‌شود:

مدل (۲)

$$\text{Leverage}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{EM}_{i,t-1} + \beta_2 \text{IE}_{i,t} + \beta_3 \text{EM}_{i,t-1} \times \text{IE}_{i,t} + \beta_4 \text{Tang}_{i,t} + \beta_5 \text{Prof}_{i,t} + \beta_6 \text{Size}_{i,t} + \beta_7 \text{MTB}_{i,t} + \beta_8 \text{IndMed}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای تأیید فرضیه دوم، ضریب β_3 باید به‌طور معناداری کوچکتر از ضریب β_1 باشد. بر این اساس، فرض‌های آماری مرتبط با آزمون فرضیه دوم به شرح ذیل می‌باشد.

$$\begin{cases} H_0: \beta_3 \geq \beta_1 \\ H_1: \beta_3 < \beta_1 \end{cases}$$

در مدل‌های فوق؛

EM: معیارهای مدیریت سود شامل: اقلام تعهدی اختیاری و هموارسازی سود.

IE: معیارهای محیط‌های نهادی شامل: سهامداران نهادی و کیفیت حسابرسی.

تعاریف عملیاتی متغیرهای تحقیق و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها در نگاره (۱) آورده شده است.

نگاره ۱- تعاریف عملیاتی متغیرهای تحقیق و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها

نوع متغیر	نام متغیر	نماد متغیر	نحوه محاسبه
وابسته	نسبت اهرم بازار	ML	نسبت ارزش دفتری کل بدهی‌ها به ارزش بازار کل دارایی‌ها (ارزش دفتری کل بدهی‌ها بعلاوه ارزش بازار حقوق صاحبان سهام)
	نسبت اهرم دفتری	BL	نسبت ارزش دفتری کل بدهی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی‌ها
	اقلام تعهدی اختیاری	Accr	اقلام تعهدی اختیاری به دست آمده بر مبنای الگوی (۳-۳) (کوتاری و همکاران (۲۰۰۵))
مستقل	هموارسازی سود	Smth	$Smth = -[\sigma(\text{Operating income})/\sigma(\text{CF})]$ انحراف معیار سود عملیاتی به کل دارایی‌های ابتدای دوره تقسیم بر انحراف معیار جریان وجه نقد عملیاتی به کل دارایی‌های ابتدای دوره، بر اساس داده‌های ۳ سال گذشته، ضریب منفی یک
تعدیل‌گر (محیط‌های نهادی)	سهامداران نهادی کیفیت حسابرسی	Institutional Ownership Audit	کلیه اشخاص حقوقی و اشخاص حقیقی که بیش از ۵ درصد از مالکیت سهام شرکت را دارا هستند. اگر حسابرسی شرکت، سازمان حسابرسی باشد ارزش یک و در غیر اینصورت ارزش صفر می‌گیرد.
	مشهود بودن	Tang	نسبت ارزش دفتری دارایی‌های ثابت مشهود به ارزش دفتری کل دارایی‌ها
	سودآوری	Prof	نسبت سود قبل از بهره، مالیات و هزینه استهلاک به ارزش دفتری کل دارایی‌ها
کنترل	اندازه شرکت	Size	لگاریتم طبیعی ارزش دفتری کل دارایی‌ها
	فرصت رشد	MTB	نسبت ارزش بازار کل دارایی‌ها (ارزش دفتری کل بدهی‌ها بعلاوه ارزش بازار حقوق صاحبان سهام) به ارزش دفتری کل دارایی‌ها
	نسبت اهرم صنعت	IndMed	میانگین نسبت اهرم بر حسب صنعت

۳-۲- اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری

برای اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری از مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) به شرح زیر استفاده شده است:

$$\frac{ACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{TA_{j,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{j,t} - \Delta REC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{j,t}}{TA_{j,t-1}} + \alpha_4 ROA_{j,t} + \varepsilon_{j,t}$$

از باقیمانده‌های به دست آمده از مدل فوق به عنوان نماینده اقلام تعهدی اختیاری استفاده می‌شود. به عبارت ساده‌تر:

رابطه (۱)

$$Accr = \varepsilon_{j,t}$$

ACC: کل اقلام تعهدی برای شرکت زدر سال t که از تفاوت بین سود خالص و جریان‌های نقدی عملیاتی محاسبه می‌شود.

TA: کل دارایی‌ها، ΔREV : تغییرات فروش خالص بین سال t و t-1، ΔREC : تغییرات در حساب‌ها و اسناد دریافتنی تجاری بین سال t و t-1، PPE: ارزش دفتری دارایی‌های ثابت مشهود، ROA: بازده دارایی‌ها.

۴- یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات، ابتدا آمار توصیفی داده‌های تحت بررسی محاسبه گردید و در نگاره (۲) شاخص‌های مرکزی و پراکندگی ارائه می‌شود.

نگاره ۲- آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

نماد متغیر	میانگین	میان	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	مشاهدات
ML	۰/۴۴۹	۰/۴۴۵	۰/۹۱۴	۰/۰۲۸	۰/۲۰۵	۰/۰۲۱	۲/۱۴۱	۶۴۴
BL	۰/۵۹۰	۰/۶۱۳	۰/۹۶۵	۰/۰۹۰	۰/۱۷۷	-۰/۵۳۹	۲/۹۰۴	۶۴۴
Accr	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۸	۰/۸۵۸	-۰/۹۹۲	۰/۱۶۰	-۰/۴۲۱	۷/۱۷۲	۶۴۴
Smth	-۱/۱۰۲	-۰/۶۳۱	-۰/۰۱۱	-۲۸/۸۷۱	۱/۹۵۹	-۷/۲۳۶	۷۹/۶۱۸	۶۴۴
Institutional Ownership	۶۸/۷۶۸	۷۸/۳۰۵	۹۹/۴۵۱	۰/۰۰۰	۲۸/۱۹۴	-۱/۲۰۵	۳/۲۲۱	۶۴۴
Audit	۰/۲۱۷	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۱۳	۱/۳۷۰	۲/۸۷۸	۶۴۴
Tang	۰/۲۳۰	۰/۱۸۸	۰/۸۳۹	۰/۰۰۴	۰/۱۷۱	۱/۱۹۳	۴/۱۱۳	۶۴۴
Prof	۰/۲۰۷	-۰/۱۸۶	۰/۶۵۲	-۰/۱۵۲	۰/۱۲۲	۰/۷۴۶	۳/۷۶۸	۶۴۴
Size	۱۳/۹۶۲	۱۳/۸۳۶	۱۸/۷۳۹	۱۰/۰۳۱	۱/۴۶۵	۰/۵۴۰	۳/۷۹۶	۶۴۴
MTB	۱/۵۲۷	۱/۳۴۴	۴/۱۳۶	۰/۶۲۳	۰/۶۱۳	۱/۴۸۹	۵/۲۳۲	۶۴۴
IndMed (ML)	۰/۴۵۱	۰/۴۷۰	۰/۶۴۶	۰/۱۹۰	۰/۱۲۹	-۰/۳۱۳	۲/۵۸۶	۶۴۴
IndMed (BL)	۰/۶۰۷	۰/۶۱۱	۰/۸۱۱	۰/۳۵۶	۰/۰۸۶	-۱/۲۹۹	۴/۰۹۵	۶۴۴

میانگین از جمله مهم ترین شاخص های مرکزی محسوب می شود که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع داده ها است. میانگین شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده ها است. برای مثال، میانگین نسبت اهرم بازار و اهرم دفتری به ترتیب برابر ۰/۴۴۹ و ۰/۵۹ است که نشان می دهد به طور متوسط ارزش دفتری بدهی ها معادل ۴۵ درصد رزش بازار دارایی ها و ۵۹ درصد ارزش دفتری دارایی هاست. میانگین سهامداران نهادی برابر ۶۸/۷۶۸ است. این نتیجه حاکی از آن است که به طور متوسط ۶۹ درصد مالکیت شرکت های نمونه در اختیار سهامداران

نهادی می باشد. میانگین متغیر کیفیت حسابرسی برابر ۰/۲۱۷ است که نشان می دهد در حدود ۲۲ درصد شرکت های نمونه توسط سازمان حسابرسی مورد رسیدگی قرار گرفته اند.

نتایج آزمون فرضیه اول تحقیق با نسبت اهرم بازار

فرضیه اول تحقیق بیان می دارد: شرکت‌های با سطح بالاتر مدیریت سود، اهرم مالی بالاتری دارند. قبل از برآزش الگوهای تحقیق، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب از بین الگوهای داده‌های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انجام شود که نتایج آن در نگاره (۳) آورده شده است.

نگاره ۳- نتایج آزمون تشخیصی F لیمر و آزمون هاسمن

الگو	نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	روش پذیرفته شده
F لیمر	۱	۸/۶۱۹	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
هاسمن		۲۳/۵۵۶	۰/۰۰۱	روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده از آزمون F لیمر، کمتر از ۰/۰۵ می باشد فرضیه صفر (داده‌های تلفیقی) رد و روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود و از آنجا که سطح معناداری به دست آمده از آزمون هاسمن، کمتر از ۰/۰۵ می باشد فرضیه صفر (روش اثرات تصادفی) رد و روش اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. بنابراین، برای تخمین الگو از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت استفاده می‌شود. نتیجه حاصل از تخمین این الگو به همراه آزمون‌های تعیین اعتبار باقیمانده‌های مدل در نگاره (۴) ارائه شده است:

نگاره ۴- نتایج آزمون فرضیه اول تحقیق با نسبت اهرم بازار

متغیر	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	VIF
C	۱/۰۵۷	۷/۰۳۸	۰/۰۰۰	-
Accr	-۰/۰۶۵	۲/۳۶۴	۰/۰۱۸	۱/۴۴۷
Smth	-۰/۰۰۸	۳/۶۲۹	۰/۰۰۰	۱/۳۴۸
Tang	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۶	۰/۹۸۸	۳/۱۸۳
Prof	-۰/۳۵۸	-۷/۳۸۴	۰/۰۰۰	۶/۶۳۲
Size	-۰/۰۲۵	-۳/۲۶۷	۰/۰۰۱	۷/۰۲۸
MTB	-۰/۱۶۴	-۱۸/۵۱۵	۰/۰۰۰	۹/۱۴۲
IndMed (ML)	-۰/۱۵۸	۰/۶۲۹	۰/۵۳۰	۶/۹۴۱
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره دوربین واتسون	آماره F فیشر	سطح معناداری آماره F فیشر
۰/۷۷۴	۰/۷۵۱	۱/۶۶	۳۸/۴۹۲	۰/۰۰۰

نتایج نگاره (۴) نشان می‌دهد که مقدار آماره دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، بنابراین عدم همبستگی در اجزاء باقیمانده الگوی رگرسیونی فوق را تأیید می‌کند. مقدار آماره

VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ می باشد، بنابراین مشکل هم خطی بین متغیرها وجود ندارد. با توجه به اینکه سطح معنی داری آماره F فیشر کمتر از ۰/۰۵ است، لذا معناداری کل رگرسیون در سطح اطمینان ۰/۹۵ تأیید می شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل نشان می دهد که مجموعاً ۷۵ درصد از تغییرات حاصله در متغیر وابسته می تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی دار شده در این مدل توضیح داده شود.

با توجه به نتایج به دست آمده در نگاره (۴) از برآورد مدل، ضریب متغیر اقلام تعهدی اختیاری (Accf) برابر ۰/۰۶۵ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۱۸ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین اقلام تعهدی اختیاری و نسبت اهرم بازار رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می گیرد. ضریب متغیر هموارسازی سود برابر ۰/۰۰۸ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۰۰ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین هموارسازی سود و نسبت اهرم بازار رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می گیرد.

نتایج آزمون فرضیه اول تحقیق با نسبت اهرم دفتری

قبل از برآزش مدل تحقیق، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب از بین مدل داده های ترکیبی معمولی در مقابل مدل داده های تابلویی با اثرات ثابت انجام شود که نتایج آن در نگاره (۵) آورده شده است.

نگاره ۵- نتایج آزمون تشخیصی F لیمر و آزمون هاسمن

الگو	نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	روش پذیرفته شده
۱	F لیمر	۱۵/۶۵۱	۰/۰۰۰	روش داده های تابلویی
	هاسمن	۲۴/۲۹۶	۰/۰۰۱	روش داده های تابلویی با اثرات ثابت

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده از آزمون F لیمر، کمتر از ۵٪ می باشد فرضیه صفر (داده های تلفیقی) رد و روش داده های تابلویی پذیرفته می شود و از آنجا که سطح معناداری به دست آمده از آزمون هاسمن، کمتر از ۵٪ می باشد فرضیه صفر (روش اثرات تصادفی) رد و روش اثرات ثابت پذیرفته می شود. بنابراین، برای تخمین مدل از روش داده های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت استفاده می شود. نتیجه حاصل از تخمین این مدل به همراه آزمون های تعیین اعتبار باقیمانده های مدل در نگاره (۶) ارائه شده است:

نگاره ۶- نتایج آزمون فرضیه اول تحقیق با نسبت اهرم دفتری

متغیر	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	VIF
C	۰/۷۱۹	۳/۰۸۳	۰/۰۰۲	-
Accr	۰/۰۷۰	۲/۵۹۸	۰/۰۱۰	۱/۴۵۵
Smth	۰/۰۰۲	۱/۲۱۵	۰/۲۲۵	۱/۳۵۵
Tang	-۰/۰۴۳	-۰/۹۹۹	۰/۳۱۸	۳/۱۸۴
Prof	-۰/۵۶۰	-۱۱/۷۶۷	۰/۰۰۰	۶/۵۶۴
Size	۰/۰۰۰۵	۰/۰۶۴	۰/۹۴۹	۵/۲۲۵
MTB	-۰/۰۰۱	-۰/۱۲۱	۰/۹۰۴	۸/۱۹۵
IndMed (BL)	-۰/۰۰۹	-۰/۰۲۷	۰/۹۷۸	۹/۲۳۹
ضریب تعیین	ضریب تعیین	آماره دورین	آماره F فیشر	سطح معناداری
۰/۷۳۶	تعدیل شده	واتسون	۲۸/۳۶۲	آماره F فیشر
	۰/۷۰۷	۱/۶۳		۰/۰۰۰

نتایج نگاره (۶) نشان می‌دهد که مقدار آماره دورین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، بنابراین عدم همبستگی در اجزاء باقیمانده الگوی رگرسیونی فوق را تأیید می‌کند. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ می‌باشد، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرها وجود ندارد. با توجه به اینکه سطح معنی‌داری آماره F فیشر کمتر از ۰/۰۵ است، لذا معناداری کل رگرسیون در سطح اطمینان ۰/۹۵ تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل نشان می‌دهد که مجموعاً ۷۱ درصد از تغییرات حاصله در متغیر وابسته می‌تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی‌دار شده در این مدل توضیح داده شود.

با توجه به نتایج به دست آمده در نگاره (۶) از برآورد مدل، ضریب متغیر اقلام تعهدی اختیاری (Accr) برابر ۰/۰۷۰ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۱۰ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین اقلام تعهدی اختیاری و نسبت اهرم دفتری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می‌گیرد. ضریب متغیر هموارسازی سود برابر ۰/۰۰۲ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۲۲۵ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین هموارسازی سود و نسبت اهرم دفتری رابطه معناداری وجود ندارد. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

نتایج آزمون فرضیه دوم تحقیق با نسبت اهرم بازار

فرضیه دوم تحقیق بیان می‌دارد: ارتباط مثبت بین مدیریت سود و اهرم مالی در شرکت‌های با محیط‌های نهادی قوی، تضعیف می‌شود. قبل از برآورد مدل تحقیق، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب از بین مدل‌های داده‌های ترکیبی معمولی در مقابل مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انجام شود که نتایج آن در نگاره (۷) آورده شده است.

نگاره ۷- نتایج آزمون تشخیصی F لیمر و آزمون هاسمن

الگو	نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	روش پذیرفته شده
۲	F لیمر	۷/۵۴۸	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
	هاسمن	۲۴/۰۳۶	۰/۰۳۱	روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده از آزمون F لیمر، کمتر از ۰/۰۵ می باشد فرضیه صفر (داده‌های تلفیقی) رد و روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود و از آنجا که سطح معناداری به دست آمده از آزمون هاسمن، کمتر از ۰/۰۵ می باشد فرضیه صفر (روش اثرات تصادفی) رد و روش اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. بنابراین، برای تخمین مدل از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت استفاده می‌شود. نتیجه حاصل از تخمین این مدل به همراه آزمون‌های تعیین اعتبار باقیمانده‌های مدل در نگاره (۸) ارائه شده است:

نگاره ۸- نتایج آزمون فرضیه دوم تحقیق با نسبت اهرم بازار

متغیر	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	VIF
C	۰/۹۹۶	۶/۴۰۱	۰/۰۰۰	-
Accr	-۰/۰۵۷	-۰/۷۴۰	۰/۴۶۰	۹/۴۹۶
Smth	-۰/۰۰۸	-۱/۰۹۳	۰/۲۷۵	۹/۶۸۱
Ins_ Own	۰/۰۰۱	۱/۵۶۹	۰/۱۱۷	۹/۱۲۴
Audit	۰/۰۱۰	۰/۵۰۰	۰/۶۱۷	۲/۸۸۷
Accr*Ins_ Own	۰/۰۰۲	۱/۵۱۶	۰/۱۳۰	۹/۹۴۲
Smth*Ins_ Own	۰/۰۰۰۲	۲/۱۸۵	۰/۰۲۹	۹/۴۱۴
Accr*Audit	۰/۰۵۴	۰/۸۸۹	۰/۳۷۴	۱/۶۳۲
Smth*Audit	۰/۰۰۵	۰/۴۴۰	۰/۶۶۰	۲/۵۰۵
Tang	۰/۰۱۳	۰/۳۰۲	۰/۷۶۲	۳/۲۳۰
Prof	-۰/۳۶۱	-۷/۳۵۰	۰/۰۰۰	۶/۸۷۶
Size	-۰/۰۲۶	-۳/۳۹۱	۰/۰۰۱	۴/۸۸۱
MTB	-۰/۱۶۱	-۱۸/۲۵۶	۰/۰۰۰	۹/۰۲۵
IndMed (ML)	۰/۱۸۶	۰/۷۴۵	۰/۴۵۷	۵/۷۱۷
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره دوربین واتسون	آماره F فیشر	سطح معناداری آماره F فیشر
۰/۷۷۶	۰/۷۵۳	۱/۵۷	۳۶/۷۵۷	۰/۰۰۰

نتایج نگاره (۸) نشان می‌دهد که مقدار آماره دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، بنابراین عدم همبستگی در اجزاء باقیمانده الگوی رگرسیونی فوق را تأیید می‌کند. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ می‌باشد، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرها وجود ندارد. با توجه به اینکه سطح معنی‌داری آماره F فیشر کمتر از ۰/۰۵ است، لذا معناداری کل رگرسیون

در سطح اطمینان ۰/۹۵ تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل نشان می‌دهد که مجموعاً ۷۵ درصد از تغییرات حاصله در متغیر وابسته می‌تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی‌دار شده در این مدل توضیح داده شود.

با توجه به نتایج به دست آمده در نگاره (۸) از برآورد مدل، ضریب متغیر اقلام تعهدی اختیاری (Accr) برابر ۰/۰۵۷- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۴۶۰ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین اقلام تعهدی اختیاری و نسبت اهرم بازار رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، ضریب متغیر اقلام تعهدی اختیاری * سهامداران نهادی (Accr*Ins_Own) برابر ۰/۰۰۲ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۱۳۰ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، سهامداران نهادی تأثیر معناداری بر ارتباط بین اقلام تعهدی اختیاری و نسبت اهرم بازار ندارد. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. بعلاوه، ضریب متغیر اقلام تعهدی اختیاری * کیفیت حساسی (Accr*Audit) برابر ۰/۰۵۴ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۳۷۴ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، کیفیت حساسی تأثیر معناداری بر ارتباط بین اقلام تعهدی اختیاری و نسبت اهرم بازار ندارد. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

با توجه به نتایج به دست آمده در نگاره (۸) از برآورد مدل، ضریب متغیر هموارسازی سود برابر ۰/۰۰۸- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۲۷۵ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین هموارسازی سود و نسبت اهرم بازار رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، ضریب متغیر هموارسازی سود * سهامداران نهادی برابر ۰/۰۰۰۲ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۲۹ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، سهامداران نهادی تأثیر معناداری بر ارتباط بین هموارسازی سود و نسبت اهرم بازار دارد، اما از آنجا که ضریب متغیر هموارسازی سود * سهامداران نهادی بزرگتر از ضریب متغیر هموارسازی سود است در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. بعلاوه، ضریب متغیر هموارسازی سود * کیفیت حساسی برابر ۰/۰۰۵ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۶۶۰ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، کیفیت حساسی تأثیر معناداری بر ارتباط بین هموارسازی سود و نسبت اهرم بازار ندارد. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

نتایج آزمون فرضیه دوم تحقیق با نسبت اهرم دفتری

قبل از برازش الگوی تحقیق، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب از بین الگوهای داده‌های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انجام شود که نتایج آن در نگاره (۹) آورده شده است.

نگاره ۹- نتایج آزمون تشخیصی F لیمر و آزمون هاسمن

الگو	نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	روش پذیرفته شده
	F لیمر	۱۳/۶۴۵	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
۲	هاسمن	۳۶/۳۳۴	۰/۰۰۱	روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده از آزمون F لیمر، کمتر از ۵٪ می باشد فرضیه صفر (داده‌های تلفیقی) رد و روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود و از آنجا که سطح معناداری به دست آمده از آزمون هاسمن، کمتر از ۵٪ می باشد فرضیه صفر (روش اثرات تصادفی) رد و روش اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. بنابراین، برای تخمین الگو از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت استفاده می‌شود. نتیجه حاصل از تخمین این مدل به همراه آزمون‌های تعیین اعتبار باقیمانده‌های مدل در نگاره (۱۰) ارائه شده است:

نگاره ۱۰- نتایج آزمون فرضیه دوم تحقیق با نسبت اهرم دفتری

متغیر	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	VIF
C	۰/۷۳۸	۳/۱۳۳	۰/۰۰۲	-
Accr	۰/۰۷۲	۰/۹۳۷	۰/۳۴۹	۹/۵۰۴
Smth	-۰/۰۰۹	-۱/۲۹۸	۰/۱۹۵	۹/۷۱۱
Ins_ Own	۱/۶۰E-۰۵	۰/۰۳۲	۰/۹۷۴	۸/۹۲۲
Audit	-۰/۰۰۰۳۵	-۰/۰۱۸	۰/۹۸۶	۲/۸۸۹
Accr*Ins_ Own	-۰/۰۰۰۳۹	-۰/۳۸۴	۰/۷۰۱	۹/۹۲۷
Smth*Ins_ Own	۰/۰۰۰۲	۱/۷۵۲	۰/۰۸۰	۹/۱۵۱
Accr*Audit	۰/۱۱۳	۱/۸۸۹	۰/۰۵۹	۱/۶۴۹
Smth*Audit	-۰/۰۰۶	-۰/۵۵۶	۰/۵۷۹	۲/۵۱۰
Tang	-۰/۰۴۱	-۰/۹۵۴	۰/۳۴۰	۳/۲۳۲
Prof	-۰/۵۶۶	-۱۱/۷۰۵	۰/۰۰۰	۶/۷۸۷
Size	-۰/۰۰۱	-۰/۱۲۶	۰/۹۰۰	۶/۶۷۰
MTB	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱۳	۰/۹۸۹	۹/۵۴۲
IndMed (BL)	-۰/۰۱۲	-۰/۰۳۵	۰/۹۷۲	۴/۵۰۶
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره دوربین واتسون	آماره F فیشر	سطح معناداری آماره F فیشر
۰/۷۳۸	۰/۷۰۷	۱/۶۳	۲۶/۸۳۲	۰/۰۰۰

نتایج نگاره (۱۰) نشان می‌دهد که مقدار آماره دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، بنابراین عدم همبستگی در اجزاء باقیمانده الگوی رگرسیونی فوق را تأیید می‌کند. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۵ می‌باشد، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرها وجود ندارد. با توجه به اینکه سطح معنی داری آماره F فیشر کمتر از ۵٪ است، لذا معناداری کل رگرسیون در

سطح اطمینان ۰/۹۵ تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل نشان می‌دهد که در مجموع ۷۱ درصد از تغییرات حاصله در متغیر وابسته می‌تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی‌دار شده در این مدل توضیح داده شود.

با توجه به نتایج به دست آمده در نگاره (۱۰) از برآورد مدل، ضریب متغیر اقلام تعهدی اختیاری برابر ۰/۰۷۲ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۳۴۹ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین اقلام تعهدی اختیاری و نسبت اهرم دفتری رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، ضریب متغیر اقلام تعهدی اختیاری * سهامداران نهادی برابر ۰/۰۰۳۹- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۷۰۱ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، سهامداران نهادی تأثیر معناداری بر ارتباط بین اقلام تعهدی اختیاری و نسبت اهرم دفتری ندارد. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. بعلاوه، ضریب متغیر اقلام تعهدی اختیاری * کیفیت حسابرسی برابر ۰/۱۱۳ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۵۹ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، کیفیت حسابرسی تأثیر معناداری بر ارتباط بین اقلام تعهدی اختیاری و نسبت اهرم دفتری ندارد. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

با توجه به نتایج به دست آمده در نگاره (۱۰) از برآورد مدل، ضریب متغیر هموارسازی سود برابر ۰/۰۰۹- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۱۹۵ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین هموارسازی سود و نسبت اهرم دفتری رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، ضریب متغیر هموارسازی سود * سهامداران نهادی برابر ۰/۰۰۲ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۸۰ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، سهامداران نهادی تأثیر معناداری بر ارتباط بین هموارسازی سود و نسبت اهرم دفتری ندارد. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. به علاوه، ضریب متغیر هموارسازی سود * کیفیت حسابرسی برابر ۰/۰۰۶- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۵۷۹ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، کیفیت حسابرسی تأثیر معناداری بر ارتباط بین هموارسازی سود و نسبت اهرم دفتری ندارد. در نتیجه این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق به تأثیر محیط‌های نهادی بر ارتباط بین مدیریت سود و ساختار سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. به طور کلی نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های با سطح بالاتر مدیریت سود، اهرم مالی بالاتری دارند، که موافق با تحقیق آن و همکاران (۲۰۱۶) و ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۵) است. همچنین، محیط‌های نهادی تأثیر معناداری بر ارتباط بین مدیریت سود و ساختار سرمایه ندارد که با پژوهش آن و همکاران (۲۰۱۶) در تضاد است. پژوهش داخلی مشابه یافت نشد.

دلیل محتمل تأیید نشدن تأثیرگذاری سهامداران نهادی و کیفیت حسابرسی بر ارتباط بین مدیریت سود و ساختار سرمایه، آن است که این دو سازوکار به نحو مطلوب و کارا فعالیت نظارتی خود را انجام نمی دهند. بنابراین، اگر ساختارهای هیأت مدیره و سایر ابزارهای کنترلی از جمله سیستم کنترل داخلی، حسابرسان و بازرسان داخلی در راستای اهداف خود عمل نمایند باعث کاهش احتمال فعالیت‌های مدیریت سود می‌شود. همچنین، سیاست‌گذاران در سیستم حاکمیت شرکتی بیرونی نیاز دارند که توجه ویژه‌ای به توسعه سازوکارهای حاکمیت شرکتی نمایند به طوری که ضمن در نظر گرفتن نقش مهم سرمایه‌گذاری نهادی، راهکارهای توسعه بازار را تعیین و تدوین نمایند.

محدودیت تحقیق حاضر این است که برای اندازه‌گیری مدیریت سود تعهدی از مدل کوتاری و همکاران استفاده شده است. در حالی که انتظار می‌رود در صورت استفاده از سایر مدل‌های اندازه‌گیری مدیریت سود تعهدی نظیر مدل جونز، تعدیل شده جونز و مدل کازنیک نتایج متفاوتی به دست آید.

به محققان پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی، برای بررسی ارتباط بین مدیریت سود و ساختار سرمایه از مدیریت سود واقعی و مدیریت سود تعهدی به صورت مقایسه‌ای استفاده نمایند. سپس تاثیر محیط‌های نهادی را بر ارتباط بین این دو متغیر آزمون کنند.

یادداشت‌ها

1-Leuz, Nanda & Wysocki

4-Vo, Xuan Vinh

2-An, Z., Li, D., Yu, J.

5-Chungh K. H, Zhang H

3-Tongxia Li, Qaiser Munir an Mohd

6-Chung R, Firth M, Kim J-B

RaHhimie Abd Karim

کتابنامه

- ۱- ابراهیمی، سید کاظم؛ بهرامی نسب، علی و احمدی مقدم، منصور. (۱۳۹۵). رابطه بین تصمیمات تأمین مالی با انواع مدیریت سود. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۸ (۳۰): ۸۳-۱۰۲.
- ۲- احمدپور، احمد؛ کاشانی‌پور، محمد و شجاعی، محمد رضا. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی و کیفیت حسابرسی بر هزینه تأمین مالی از طریق بدهی (استقراض). بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۷ (۶۲): ۱۷-۳۲.
- ۳- اسدی، غلامحسین؛ محمدی، شاپور و خرم، اسماعیل. (۱۳۹۰). رابطه بین ساختار سرمایه و ساختار مالکیت. مجله دانش حسابداری، ۲ (۴): ۲۹-۴۸.

- ۴- اصولیان، محمد و باقری، الهام. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر جریان وجوه نقد بر شکاف میان نسبت اهرم واقعی و بهینه. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۳ (۳): ۳۱۱-۳۳۲.
- ۵- روانشاد، محمد رضا و طالب‌نیا، قدرت‌اله. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین مدیریت سود و ساختار سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله مطالعات مالی*، (۸): ۱۱۸-۱۳.
- ۶- شیرغلامی، فاطمه و صادق‌زاده، افتخار. (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین ساختار سرمایه و عملکرد شرکت. *فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری*، ۲ (۱): ۲۲۴-۲۳۲.
- ۷- قدرتی، حسن و فیضی، سعید. (۱۳۹۴). تأثیر حاکمیت شرکتی بر میزان مدیریت سود در بازار بورس اوراق بهادار تهران. *دانش حسابرسی*، ۱۴ (۵۸): ۲۰۵-۲۳۲.

- 8- Abu Mouamer, F.M. (2011). The determinants of capital structure of Palestine-listed companies. *The Journal of Risk Finance*, Vol. 12, pp. 226-241.
- 9- Ahmed Sheikh, N. Wang, Z (2011). Determinants of capital structure. *Managerial Finance*, Vol. 37, pp. 117-133.
- 10- An, Z., Li, D., Yu, J., (2016). Earnings Management, Capital Structure, and the Role of Institutional Environments, *Journal of Banking & Finance*, doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.02.007>.
- 11- Chung K. H, Zhang H. Corporate Governance and institutional Ownership. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2009; forthcoming.
- 12- Chung R, Firth M, Kim J-B. Institutional monitoring and opportunistic earning management. *Journal of Corporate Finance*, 2002; 8: 29-48.
- 13- Leuz, C., Nanda, D., Wysocki, P. D., (2003). Earnings management and investor protection: an international comparison. *Journal of Financial Economics* 69, 505-527.
- 14- Vo, Xuan Vinh, (2016). Determinants of capital structure in emerging markets: Evidence from Vietnam. *Research in International Business and Finance* <http://dx.doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.12.001>.
- 15- Tongxia Li, Qaiser Munir and Mohd Rahimie Abd Karim, (2016). Nonlinear Relationship between CEO Power and Capital Structure: Evidence from China's Listed SMEs. *International Review of Economics and Finance*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.iref.2016.09.005>.
- 16- Xin Chang, Sudipto Dasgupta, Gilles Hilary. (2008). *The Effect of Auditor Quality on Financing Decisions*, Hong Kong University of Science and Technology.