



رابطه بین استحکام مدیریت، مدیریت سود و ارزش شرکت‌ها

علی اسماعیلزاده^۱
مختار کیوان‌فر^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۴/۱۲

چکیده

براساس تئوری نمایندگی، استحکام مدیریت نشان‌دهنده یکی از پژوهی‌ترین نمادهای ایجاد تضاد بین سهامداران و مدیران است. استحکام مدیریت می‌تواند مزایایی را برای مالکان شرکت به همراه داشته باشد که از آن جمله می‌توان به کوتاه‌بینی کمتر در مدیریت سودها به منظور تحقق اهداف کوتاه‌مدت گزارشگری مالی و توجه به استرثای‌ها و اهداف بلندمدت اشاره کرد. جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نمونه مورد استفاده نیز از طریق روش حذف سیستماتیک از جامعه آماری انتخاب شد. در مطالعه حاضر تلاش شد تا با استفاده از داده‌های ۱۳۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مدل داده‌های ترکیبی و رگرسیون چندمتغیره، ضمن بررسی تأثیرپذیری رفتار مدیریت سود شرکت‌ها از استحکام مدیریت، نقش استحکام مدیریت در تأثیر رویکردهای مدیریت سود بر ارزش بازار شرکت مورد بررسی قرار گیرد. نتایج بررسی‌ها نشان داد که استحکام مدیریت موجب کاهش استفاده از مدیریت سود می‌گردد و استحکام مدیریت موجب کاهش تأثیر منفی مدیریت سود بر ارزش شرکت می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: استحکام مدیریت، مدیریت سود، ارزش شرکت.

۱- دانشیار گروه حسابداری، واحد اسلامشهر، دانشکده حسابداری و مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی، اسلامشهر، ایران. (نویسنده اصلی و مسئول مکاتبات) alies35091@gmail.com

۲- دانشجوی دکتری حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

۱- مقدمه

علی‌رغم کنترل‌هایی که توسط قوانین و مقررات متعدد مقرر شده، مدیریت سود همچنان یکی از نگرانی‌های عمدۀ است. مدیران از تکنیک‌های مدیریت سود به منظور نائل آمدن به پیش‌بینی‌های سود تحلیل‌گران (بارتف^۱ و همکاران، ۲۰۰۲؛ دونل^۲ و همکاران، ۲۰۱۳)، پوشش عملکرد مالی ضعیف (رویچادوری^۳، ۲۰۰۶)، کاهش ارزش دارایی‌ها و پرهیز از نقض قراردادهای بدھی (فرانز^۴ و همکاران، ۲۰۱۴) استفاده می‌کنند. همچنین ممکن است مدیران، سود را هنگامی که از لحاظ شخصی برای آنان سودمند است، دستکاری نمایند. مدیر می‌تواند با مدیریت سود، از مزایای خرید و فروش یا نگهداری حق تقدّم سهام استفاده کند. البته دستکاری افزایشی سود به منظور جلوگیری از اخراج شدن نیز معقول و منطقی به نظر می‌رسد (کوداری^۵ و همکاران، ۲۰۰۹). لازم به ذکر است که مدیریت سود، استراتژی است که مدیریت در راستای منافع شخصی خود به کار می‌گیرد. مدیران با استفاده از استانداردهای حسابداری انعطاف‌پذیر و به منظور اغراق در عملکرد عملیاتی خود، تصمیمات گزارشگری یا اعداد و ارقام حسابداری را دستکاری می‌کنند. لذا این احتمال نیز وجود دارد که انتظارات بازار سرمایه سودآوری شرکت و متعاقباً قیمت سهام شرکت را نیز تحت تأثیر قرار دهند. بنابراین، مدیریت سود می‌تواند بر پیش‌فرض‌های سرمایه‌گذاران درباره عملکرد عملیاتی شرکت مؤثر باشد یا مفاد قراردادها را تحت تأثیر قرار دهد (وو و همکاران، ۲۰۱۵).

در مطالعات اخیر تأیید شده است که شرکت به‌ازای نائل آمدن به سود موردانتظار، پاداش می‌گیرد. بنابراین، مدیران، انگیزه‌ای قوی برای استفاده از ابزارهای متعدد مدیریت سود به منظور رسیدن به این اهداف دارند که طی آن برای گمراه کردن ذینفعان در مورد نتایج مالی عملیاتی شرکت و یا برای تأثیر گذاشتن بر نتایج قراردادها از اعمال نظر شخصی خود استفاده می‌کنند. در واقع، دستکاری سود می‌تواند ارزش واحد تجاری را کاهش دهد زیرا اقدامات انجام گرفته در دوره جاری برای افزایش سودآوری، می‌تواند تأثیر منفی بر روی جریانات نقدی دوره‌های آتی داشته باشد (عرب صالحی و همکاران، ۱۳۹۶). پس از تصویب قانون ساربینز-اکسلی در امریکا و همچنین قوانین و مقررات جدیدی که در بسیاری از کشورها بر اساس قانون ساربینز-اکسلی تدارک دیده شده است، شرایط به نحوی شده که مدیریت واقعی سود، کمتر تحت بررسی قانونی قرار می‌گیرد و به چالش کشیدن و بررسی آن برای حسابرسان دشوارتر است. بنابراین شرکت‌ها از مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی اختیاری به سمت مدیریت واقعی سود گسترش بیشتری یافته همکاران، ۲۰۰۸). به این ترتیب، در سال‌های اخیر، مدیریت واقعی سود گسترش بیشتری یافته است. در واقع، مدیریت واقعی سود بر خلاف مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، برای افزایش سود دوره جاری، عملیات واقعی شرکت را تغییر می‌دهد (رویچادوری^۶ و همکاران، ۲۰۱۲). این در

حالی است که تئوری‌های نمایندگی تصریح کرده‌اند استحکام مدیریت، برای سهامداران مضر است، چراکه مدیران را از نظارت‌ها و امور انطباطی حاکمیت شرکتی، محفوظ می‌سازد. از سوی دیگر، استدلال می‌شود که استحکام مدیریت می‌تواند مزایایی را برای مالکان شرکت به همراه داشته باشد که از آن جمله می‌توان به کوتاه‌بینی کمتر در مدیریت سودها به منظور تحقق اهداف کوتاه‌مدت گزارشگری مالی اشاره کرد (مئو^۹ و همکاران، ۲۰۱۷).

مدیران واحدهای تجاری به دلایل مختلف در دوره تصدی خود می‌کوشند از طریق کاربرد روش‌های گوناگون حسابداری و یا تصمیمات اجرایی، سود دوره مالی را مدیریت کنند تا وضعیت مورد نظر خود را از عملکرد بنگاه اقتصادی ارائه کنند. انگیزه‌های مدیریت سود در دوره‌های پیرامون تغییر مدیر عامل برانگیخته می‌شود؛ از این رو توجه به سال‌های اولیه و سال آخر تصدی مدیر عامل از اهمیت بیشتری برخوردار است. لذا، در مطالعه حاضر تلاش می‌گردد تا ضمن بررسی تأثیرپذیری رفتار مدیریت سود شرکتها از استحکام مدیریت، نقش استحکام مدیریت در تأثیر رویکردهای مدیریت سود بر ارزش بازار شرکت نیز بررسی قرار گیرد.

۲- چارچوب نظری

براساس تئوری نمایندگی، استحکام مدیریت نشان دهنده یکی از پرهزینه‌ترین نمادهای ایجاد تضاد بین سهامداران و مدیران است (جنسن و روباک^{۱۰}، ۱۹۸۳). مدیرانی که به دنبال منافع شخصی هستند، ممکن است تلاش نمایند تا از طریق ورود به طیف گسترده‌ای از اقدامات که خنثی‌گر آثار سازوکارهای کنترلی و حاکمیت شرکتی هستند، شغل خود را حفظ کنند، حتی اگر برای مدت زیادی شایسته و واجد شرایط اداره شرکت نباشند (شلیفر و ویشنی^{۱۱}، ۱۹۸۹). میزانی که مدیران قادر به خنثی‌سازی و کنارگذاشتن آثار کنترلی و حاکمیت شرکتی می‌باشند، به معنای استحکام مدیریت است (برگر^{۱۲} و همکاران، ۱۹۹۷). مطابق تئوری نمایندگی، مدیران تمايلی به حداقل‌سازی ثروت سهامداران ندارند. این تئوری به طور روشن توسط شیفلر و ویشنی (۱۹۸۹) نشان دادند که مدیران برای تشییت موقعیت خود از اختیار تصمیم‌گیری برای انجام برنامه‌های شخصی خود استفاده می‌کنند و به ارزش شرکت توجهی نمی‌نمایند. آن‌ها موقعیت خود را از طریق سرمایه‌گذاری‌های خاص که ریسک کمی دارد، تشییت می‌کنند و این‌طور جلوه می‌دهند که نقش بالارزشی برای منافع سهامداران دارند (موسی و چیچتی^{۱۳}، ۲۰۱۴). در همین رابطه، دی‌میگوئل^{۱۴} و همکاران (۲۰۰۴) نشان دادند که مالکیت مدیریتی یک مکانیزم بازدارندگی است که استحکام مدیریت را افزایش می‌دهد. گفتنی است دوره تصدی مدیرعامل در مطالعات گوناگون به عنوان

معیاری برای استحکام مدیریت استفاده شده است (برای مثال؛ فردیکسن^{۱۵} و همکاران، ۱۹۸۸؛ شن^{۱۶}، ۲۰۰۳).

این در حالی است که گروهی از مطالعات، براساس تئوری نمایندگی، استحکام مدیرعامل را پیونددۀنده منافع سهامداران و مدیران در شرایطی خاص دانسته‌اند. به عنوان مثال؛ آستین^{۱۷} (۱۹۸۹) استدلال نمود مدیرانی که جایگاه مستحکمی ندارند و تحت فشار سرمایه‌گذاران هستند، گرایش به رفتار کوتاه‌بینانه داشته و تلاش دارند با فراهم‌سازی نشانه‌هایی از کارایی شرکت برای سهامداران، ارزش شرکت را به طور کوتاه‌مدت افزایش دهنند. بنابراین، مدیرانی که تحت فشار بازار و سهامداران هستند، تمایل دارند که به بهای از دست دادن منافع بلندمدت سرمایه‌گذاری‌های پربازده، پروژه‌های زودبازدۀ با منافع کوتاه‌مدت را برگزینند (مئو و همکاران، ۲۰۱۷). بنابراین، افزایش استحکام مدیریت به کاهش گرایش وی به دستکاری حساب‌ها و مدیریت سود منجر خواهد شد. از سوی دیگر، مبانی تئوریک پیشین استدلال می‌کنند که ارزش شرکت پس از ورود مدیران مستحکم به مقوله مدیریت سود و دستکاری حساب‌ها در راستای تحقق سودهای پیش‌بینی شده، کاهش می‌یابد، چراکه سرمایه‌گذاران این رفتار مدیران مستحکم را به اهداف منفعت‌طلبانه آن‌ها مرتبط می‌دانند. این در حالی است که براساس فرضیه منافع بلندمدت، مدیران مستحکم می‌توانند از راههای بسیار ساده‌تر و مستقیم‌تر نسبت به مدیریت سود، برای سلب مالکیت از سهامداران استفاده کنند. همانطور که اشاره شد، مدیران مستحکم، نگرانی کمتری راجع به اهداف کوتاه‌مدت دارند و بهتر می‌توانند بر استراتژی‌های بلندمدت تمرکز نمایند و لذا انتظار می‌رود که سودآوری بیشتری در بلندمدت به ارمغان بیاورند. متعاقباً براساس این دیدگاه، مدیریت سود می‌توانند دارای محتوای اطلاعاتی برای سهامداران شرکت باشد (تئوری علامت‌دهی). بدین معنی که مدیران برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، تلاش می‌کنند تا اطلاعات محروم‌انهشان را از طریق ارقام صورت‌های مالی به سایر ذی‌نفعان منتقل کنند (لوییس و راینسون^{۱۸}، ۲۰۰۵). لذا استحکام مدیریت موجب کاهش تأثیر منفی مدیریت سود بر ارزش شرکت می‌گردد. در همین راستا، کوهن و زاروبن^{۱۹} (۲۰۱۰) نشان دادند عملکرد عملیاتی شرکت‌هایی که در عرضه ثانویه سهام به مدیریت واقعی سود روی آوردند، نسبت به شرکت‌هایی کاهش بیشتری یافته است که از مدیریت اقلام تعهدی برای مدیریت سود خود استفاده کردند.

۱-۲- پیشینه پژوهش

فانگ و گودوبن^{۲۰} (۲۰۱۳) نیز به بررسی ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی اختیاری و نسبت بدھی کوتاه مدت در شرکت‌های امریکایی پرداختند. نتایج بررسی‌های آنان

مشخص نمود که بدھی کوتاه‌مدت دارای نقش نظارتی بوده و تأثیری معکوس بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی اختیاری دارد. از سوی دیگر، نتایج بررسی‌های لی و ژانگ^{۲۱} (۲۰۱۴) نشان داد که مدیران برای دستیابی به سودهای مورد نظر، به مدیریت واقعی سود - بهویژه تولید اضافی و کاهش هزینه‌های اختیاری - دست می‌زنند. علاوه بر این، نتایج بررسی‌ها نشان داد که بازار، واکنشی منفی به دستکاری فعالیت‌های واقعی نشان می‌دهد. ژو و هانگ^{۲۲} (۲۰۱۶) نیز به بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی و مدیریت سود و همچنین اثر متقابل آنان را بر چسبندگی هزینه‌ها پرداختند. نتایج آنان حاکی از این است که حاکمیت شرکتی خوب می‌تواند چسبندگی هزینه‌ها را کاهش دهد که البته میزان تأثیر آن، به شدت مدیریت سود نمی‌باشد. آنتونی و جئورج^{۲۳} (۲۰۱۶) به بررسی رابطه کیفیت حسابرسی، محافظه‌کاری سرمایه‌گذاران و مدیریت سود در شرایط بحران مالی پرداختند. آنان دریافتند که در شرایط وجود بحران مالی، بین محافظه‌کاری سرمایه‌گذاران و مدیریت سود رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. زبری^{۲۴} و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر کیفیت حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی پرداختند و دریافتند با بهبود کیفیت حاکمیت شرکت، عملکرد مالی نیز بهبود می‌یابد.

در ایران، بنی مهد و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی پدیده مدیریت سود در ایران، شناسایی عوامل تأثیرگذار بر آن و ارائه یک الگو برای اندازه‌گیری مدیریت سود براساس عوامل مؤثر شناسایی شده در شرایط محیطی ایران، پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد که متغیرهایی مثل نسبت بدھی، اندازه شرکت، تغییر مدیریت، شاخص سودآوری (بازده دارایی‌ها) و شاخص مدیریت سود سال قبل، با شاخص مدیریت سود سال جاری، رابطه مستقیم دارند. سعیدی و همکاران (۱۳۹۲) به این نتیجه رسیدند که بین معیارهای مدیریت واقعی سود با عملکرد آتی رابطه معکوس و معناداری وجود دارد. به عبارت دیگر، دستکاری فعالیت‌های واقعی در دوره جاری، سبب تضعیف عملکرد آتی شرکت می‌شود. نتایج پژوهش دانش نوشری (۱۳۹۳) بیانگر ارتباطی معکوس و معنادار بین رقابت در صنعت و استحکام بازار محصول شرکت با مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. عباس‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) نیز گزارش نمودند که نوع و علامت اقلام تعهدی به منزله متغیر تغییر کننده روابط میان اندازه هیئت مدیره، مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت و مدیریت سود محسوب می‌شوند و همچنین مدل اقلام تعهدی و نوع سیستم حاکمیت شرکتی، موجب تغییر روابط میان استقلال و اندازه هیئت مدیره و مدیریت سود می‌شوند. دارایی و داودخانی (۱۳۹۴) بیان دارند که بین معاملات با اشخاص وابسته و ارزش شرکت رابطه معنادار و منفی وجود دارد. بین بازده نقدی سهام و اندازه هیئت مدیره با ارزش شرکت رابطه معناداری وجود ندارد و بین اهرم مالی با ارزش شرکت رابطه معنادار منفی و بین بازده دارایی‌ها با ارزش شرکت

رابطه معنادار مثبتی وجود دارد. کامیابی و توکل‌نیا (۱۳۹۴) نیز دریافتند که مدیریت واقعی سود به‌واسطه افزایش تأخیر گزارش حسابرسی، دارای تأثیری معکوس بر قیمت سهام است. این در حالی است که اندازه موسسه حسابرسی می‌تواند تأثیر معکوس تأخیر گزارش حسابرسی بر قیمت سهام (در اینفای نقش واسطه‌ای) را کاهش دهد. شمس‌زاده و اخمنی (۱۳۹۵) نیز یافته‌نده که کاهش حاشیه سود و افزایش در گردش دارایی‌ها به طور همزمان، نشانه مدیریت سود رو به پایین است در حالی که افزایش در حاشیه سود و کاهش همزمان در گردش دارایی‌ها تأییدی بر وجود مدیریت سود رو به بالا نمی‌باشد.

۳- فرضیه تحقیق

مدیرانی که جایگاه مستحکمی ندارند و تحت فشار سرمایه‌گذاران هستند، گرایش به رفتار کوتاه‌بینانه داشته و تلاش دارند با فراهم‌سازی نشانه‌هایی از کارایی شرکت برای سهامداران، ارزش شرکت را به طور کوتاه‌مدت افزایش دهند. بنابراین، مدیرانی که تحت فشار بازار و سهامداران هستند، تمایل دارند که به بهای از دست دادن منافع بلندمدت سرمایه‌گذاری‌های پربازده، پروژه‌های زودبازده با منافع کوتاه‌مدت را برگزینند. بنابراین، افزایش استحکام مدیریت به کاهش گرایش وی به دستکاری حساب‌ها و مدیریت سود منجر خواهد شد. با توجه به توضیحات ارائه شده در بخش مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه اول مطالعه حاضر به شرح زیر مطرح می‌شود:

فرضیه اول: استحکام مدیریت موجب کاهش استفاده از مدیریت سود می‌گردد.

ارزش شرکت پس از ورود مدیران مستحکم به مقوله مدیریت سود و دستکاری حساب‌ها در راستای تحقق سودهای پیش‌بینی شده، کاهش می‌یابد، چراکه سرمایه‌گذاران این رفتار مدیران مستحکم را به اهداف منفعت‌طلبانه آن‌ها مرتبط می‌دانند. این در حالی است که مدیران مستحکم می‌توانند از راه‌های بسیار ساده‌تر برای سلب مالکیت از سهامداران استفاده کنند. همانطور که اشاره شد، مدیران مستحکم، نگرانی کمتری راجع به اهداف کوتاه‌مدت دارند و بهتر می‌توانند بر استراتژی‌های بلندمدت تمرکز نمایند و لذا انتظار می‌رود که سودآوری بیشتری در بلندمدت به ارمغان بیاورند. لذا، مدیریت سود می‌توانند دارای محتوای اطلاعاتی برای سهامداران شرکت باشد یعنی مدیران برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، تلاش می‌کنند تا اطلاعات محرمانه‌شان را از طریق ارقام صورت‌های مالی به سایر ذی‌نفعان منتقل کنند. لذا استحکام مدیریت موجب کاهش تأثیر منفی مدیریت سود بر ارزش شرکت می‌گردد. با توجه به توضیحات ارائه شده در بخش مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه دوم مطالعه حاضر به شرح زیر مطرح می‌شود:

فرضیه دوم: استحکام مدیریت موجب کاهش تأثیر منفی مدیریت سود بر ارزش شرکت می‌گردد.

۴- روش‌شناسی تحقیق

این تحقیق از نظر تئوریک جزء تحقیقات اثباتی و از منظر استدلال جزء تحقیقات استقرایی می‌باشد و چون می‌تواند در فرایند استفاده از اطلاعات کاربرد داشته باشد، بر اساس هدف از نوع تحقیقات کاربردی می‌باشد. داده‌های تحقیق مبتنی بر اطلاعات واقعی صورت‌های مالی، یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی و گزارش‌های مجامع شرکت‌های است و با استفاده از رویکرد پس رویدادی (از طریق اطلاعات گذشته) می‌باشد. همچنین از لحاظ تحلیل اطلاعات از نوع تحقیقات علی و هدف اصلی آن تعیین وجود، میزان و نوع رابطه بین متغیرهای مورد آزمون است. در این تحقیق با برداشت مستقیم اطلاعات مورد نیاز از صورت‌های مالی و گزارش‌های موجود در سایت و کتابخانه سازمان بورس مجموع داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌ها جمع‌آوری شده است. پس از انتخاب شرکت‌های نمونه جهت انجام برخی محاسبات از نرم افزار اکسل استفاده شده است. برای گروه‌بندی شرکت‌ها در صنایع مختلف طبقه بندی بورس در نظر گرفته شده است. در تجزیه و تحلیل اطلاعات با توجه به نیاز از مدل‌های رگرسیون خطی چند متغیره استفاده شده است و برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از نرم افزار Eviews9 استفاده گردیده است.

جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ می‌باشد. نمونه مورد استفاده نیز از طریق روش حذف سیستماتیک از جامعه آماری انتخاب خواهد شد، به این ترتیب که نمونه، مشتمل از کلیه شرکت‌های موجود در جامعه آماری است که حائز معیارهای زیر باشند:

- ۱) در طول دوره پژوهش، تغییر در دوره مالی نداشته باشند.
- ۲) جزء شرکت‌های فعال در حوزه فعالیت‌های مالی، از جمله شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه‌ها و مؤسسات مالی نباشند.
- ۳) داده‌های مورد نیاز جهت متغیرهای تحقیق، در طول دوره زمانی ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۵ موجود باشند.
- ۴) دوره مالی آن‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ هر سال باشد تا بتوان داده‌ها را در کنار یکدیگر و در صورت نیاز، به صورت پانلی به کار برد. فرآیند مذکور، منجر به انتخاب ۱۱۲ شرکت گردید.

- برای آزمون فرضیه اول تحقیق از مدل ۱ استفاده می‌شود (مئو و همکاران، ۲۰۱۷) (β_1):
رابطه (۱)

$$\text{Manipulation}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Entrenchment}_{i,t} + \beta_2 \text{Bench}_{i,t} + \beta_3 \text{CorpGov}_{i,t} + \beta_4 \text{Loss}_{i,t} + \beta_5 \text{Leverage}_{i,t} + \beta_6 \text{ROA}_{i,t} + \beta_7 \text{TotalAssets}_{i,t} + \beta_8 \text{CFO}_{i,t} + \beta_9 \text{Growth}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:
متغیر وابسته

$DA_{i,t} = \text{مدیریت سود شرکت } i \text{ در سال } t \text{ که برای محاسبه آن از دو رویکرد استفاده می‌شود:}$

$DA_{i,t} = \text{مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی شرکت } i \text{ در سال } t \text{ که برای محاسبه آن از رویکرد تعديل شده جونز}^3 \text{ استفاده می‌گردد. در این روش، اقلام تعهدی اختیاری طی دو مرحله برآورد می‌شوند. در ابتدا، متغیر کل اقلام تعهدی (که تفاوت بین سودعملیاتی و جریان نقد عملیاتی است) در رگرسیونی متشكل از متغیرهای کلیدی که انتظار می‌رود بر آن تأثیر گذارند، قرار می‌گیرد. به صورت ۲:$

رابطه (۲)

$$\frac{TAC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta SALES_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

$TAC_{i,t} = \text{کل اقلام تعهدی (سودعملیاتی منهای جریان نقدعملیاتی) شرکت } i \text{ در سال } t$

$TA_{i,t-1} = \text{کل دارایی‌های شرکت } i \text{ در سال } t-1$

$\Delta SALES_{i,t} = \text{تفییرات درآمد فروش شرکت } i \text{ در سال } t \text{ که برابر است با درآمد فروش در سال } t-1 \text{ منهای درآمد فروش در سال } t-1$

$\Delta REC_{i,t} = \text{تفییرات حساب‌های دریافتی شرکت } i \text{ در سال } t \text{ که برابر است با حساب‌های دریافتی در سال } t-1 \text{ منهای حساب‌های دریافتی در سال } t-1$

$PPE_{i,t} = \text{اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت } i \text{ در سال } t$.

پس از تخمین مدل فوق در سطح کلیت داده‌ها و محاسبه مقادیر B_0 , B_1 و B_2 , از ضرایب برآورده شده برای محاسبه اقلام تعهدی اختیاری (DA) به شکل ۳ استفاده می‌گردد.

رابطه (۳)

$$DA_{i,t} = \frac{TAC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - (\hat{\beta}_0 \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \hat{\beta}_1 \frac{\Delta SALES_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}})$$

$REM_{i,t} = \text{مدیریت سود واقعی شرکت } i \text{ در سال } t \text{ که برای محاسبه آن از قدرمطلق دستکاری فعالیت‌های واقعی استفاده می‌گردد:}$

رابطه (۴)

$$RM_{i,t} = APROD_{i,t} - ACFO_{i,t} - ADISX_{i,t}$$

در گام نخست، سطوح عادی هزینه‌های تولیدی (PROD)، مخارج اختیاری (DISX) و جریان نقد عملیاتی (CFO) با استفاده از تخمین مدل‌های زیر در سطح کلیت داده‌ها محاسبه می‌گردد:

- سطوح عادی هزینه‌های تولیدی با استفاده از تخمین مدل ۵ محاسبه می‌گردد:

رابطه (۵)

$$\frac{PROD_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{S_t}{A_{t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta S_t}{A_{t-1}} + \alpha_4 \frac{\Delta S_{t-1}}{A_{t-1}} + \varepsilon_t$$

- سطوح عادی جریان نقد عملیاتی با استفاده از تخمین مدل ۶ محاسبه می‌گردد:

رابطه (۶)

$$\frac{CFO_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{S_t}{A_{t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta S_t}{A_{t-1}} + \varepsilon_t$$

- سطوح عادی مخارج اختیاری با استفاده از تخمین مدل ۷ محاسبه می‌گردد:

رابطه (۷)

$$\frac{DISX_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{S_{t-1}}{A_{t-1}} + \varepsilon_t$$

که در آن‌ها:

 A_{t-1} = کل دارایی‌های شرکت i در سال $t-1$ S_t = درآمد فروش شرکت i در سال t ΔS_t = تغییرات درآمد فروش شرکت i در سال t نسبت به سال $t-1$ $PROD_t$ = حاصل جمع تغییرات موجودی کالا و بهای تمام شده کالای فروخته شده شرکت i در سال t $DISX_t$ = هزینه‌های اختیاری (هزینه‌های عمومی، اداری و فروش) شرکت i در سال t

در گام دوم، مقادیر غیرعادی هزینه‌های تولیدی (ABPROD)، مخارج اختیاری (ABDISX) و جریان نقد عملیاتی (ABCFO) طبق معادلات ۸ محاسبه می‌گردد:

(رابطه ۸)

$$\begin{aligned}APROD_t &= \frac{PROD_t}{A_{t-1}} - \left[\alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{S_t}{A_{t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta S_t}{A_{t-1}} + \alpha_4 \frac{\Delta S_{t-1}}{A_{t-1}} \right] \\ACFO_t &= \frac{CFO_t}{A_{t-1}} - \left[\alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{S_t}{A_{t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta S_t}{A_{t-1}} \right] \\ADISX_t &= \frac{DISX_t}{A_{t-1}} - \left[\alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{S_{t-1}}{A_{t-1}} \right]\end{aligned}$$

متغیر مستقل

$=$ استحکام مدیریت شرکت i در سال t که برابر است با تعداد سال‌های دوره تصدی پست مدیرعاملی شرکت توسط مدیرعامل فعلی شرکت.

متغیرهای کنترل

$=$ ریسک مدیریت سود شرکت i در سال t که اگر نسبت سودخالص به کل دارایی‌ها بین صفر و ۱/۰ باشد یا تفاضل نسبت سودخالص به کل دارایی‌های سال t و نسبت سودخالص به کل دارایی‌های سال $t-1$ ، بین صفر و ۱/۰ باشد، این متغیر برابر یک قرار می‌گیرد و در غیراینصورت برابر صفر خواهد بود.

$=$ کیفیت حاکمیت شرکتی شرکت i در سال t که برای اندازه‌گیری آن از شاخصی ترکیبی استفاده می‌شود که حاصل جمع مقادیر زیر خواهد بود:

(۱) مالکیت نهادی: اگر درصد سهام تحت تملک سهامداران نهادی شرکت بزرگ‌تر از مقدار میانه در نمونه بررسی باشد، برابر یک قرار داده می‌شود و در غیر اینصورت، صفر خواهد بود.

(۲) مالکیت عمدۀ: اگر درصد سهام تحت تملک سهامداران عمدۀ شرکت (مالکان بیش از ۵ درصد سهام شرکت) بزرگ‌تر از مقدار میانه در نمونه بررسی باشد، برابر یک و در غیر اینصورت صفر خواهد بود.

(۳) اندازه هیئت مدیره: اگر تعداد اعضای هیئت مدیره شرکت هفت نفر باشد، برابر یک و در غیر اینصورت (تعداد ۵ نفر) صفر خواهد بود.

۴) استقلال هیئت مدیره: اگر نسبت اعضای غیر موظف هیئت مدیره به کل اعضای هیئت مدیره شرکت بزرگ‌تر از مقدار میانه در نمونه بررسی باشد، برابر یک و در غیر این صورت صفر خواهد بود.

۵) اندازه موسسه حسابرسی: اگر مؤسسه حسابرسی کننده شرکت، سازمان حسابرسی باشد، برابر یک و در غیر این صورت صفر خواهد بود.

حاصلجمع مقادیر فوق (بین صفر تا ۵) برای هر شرکت در هر سال، نشانده‌نده کیفیت حاکمیت شرکتی آن خواهد بود.

$\text{Loss}_{i,t} = \text{Zian}_d$ بودن شرکت i در سال t که اگر شرکت زیان خالص داشته باشد، این متغیر برابر یک قرار می‌گیرد و در غیر این صورت، برابر صفر خواهد بود.

$\text{Leverage}_{i,t} = \text{Ahram}$ مالی شرکت i در سال t که برابر است با نسبت کل بدھی به کل دارایی‌ها.

$\text{ROA}_{i,t} = \text{Bazdeh}$ دارایی‌های شرکت i در سال t که برابر است با نسبت سودخالص به کل دارایی‌ها.

$\text{TotalAssets}_{i,t} = \text{Andazeh}$ شرکت i در سال t که برابر است با لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها.

$\text{CFO}_{i,t} = \text{Jariyan}$ نقد عملیاتی شرکت i در سال t که برابر است با نسبت جریان نقد عملیاتی به کل دارایی‌ها.

$\text{Growth}_{i,t} = \text{Roshd}$ شرکت i در سال t که برابر است با تفاضل درآمد فروش در سال t و درآمد فروش در سال $t-1$ تقسیم بر درآمد فروش در سال $t-1$.

- برای آزمون فرضیه دوم تحقیق از مدل ۹ استفاده می‌شود (مئو و همکاران، ۲۰۱۷):
رابطه (۹)

$$\Delta MtoB_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Manipulation}_{i,t} + \beta_2 \text{Entrenchment}_{i,t} + \beta_3 \text{Manipulation}_{i,t} * \text{Entrenchment}_{i,t} + \beta_4 \text{Bench}_{i,t} + \beta_5 \text{CorpGov}_{i,t} + \beta_6 \text{Loss}_{i,t} + \beta_7 \text{Leverage}_{i,t} + \beta_8 \text{ROA}_{i,t} + \beta_9 \text{TotalAssets}_{i,t} + \beta_{10} \text{CFO}_{i,t} + \beta_{11} \text{Growth}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

متغیر وابسته

$\Delta MtoB_{i,t}$ = ارزش شرکت i در سال t که عبارت است از تغییر در نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری شرکت و برابر است با تفاضل نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت در سال t و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت در سال $t-1$.

متغیرهای مستقل

$\text{Manipulation}_{i,t}$ = مدیریت سود شرکت i در سال t .

$\text{Entrenchment}_{i,t}$ = استحکام مدیریت شرکت i در سال t .

متغیرهای کنترل

$\text{Bench}_{i,t}$ = ریسک مدیریت سود شرکت i در سال t .

$\text{CorpGov}_{i,t}$ = کیفیت حاکمیت شرکتی شرکت i در سال t .

$\text{Loss}_{i,t}$ = زیان‌ده بودن شرکت i در سال t .

$\text{Leverage}_{i,t}$ = اهرم مالی شرکت i در سال t .

$\text{ROA}_{i,t}$ = بازده دارایی‌های شرکت i در سال t .

$\text{TotalAssets}_{i,t}$ = اندازه شرکت i در سال t .

۵- یافته‌های تحقیق

۱- شاخص‌های توصیفی متغیرها

در این قسمت، میانگین، میانه (معیارهای مرکزی)، انحراف معیار، بیشینه و کمینه (معیارهای پراکندگی) متغیرهای مورد استفاده محاسبه و در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی

متغیرهای پژوهش	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی	۰/۱۱	۰/۰۷۶	۰/۵۷۵	۰/۰۰۰۲	۰/۱۰۴	۱/۶۱۵	۵/۸۳۸
مدیریت سود واقعی	۰/۲۹۷	۰/۲۶۴	۰/۹۶۳	۰/۰۰۰۷	۰/۲۰۳	۰/۷۲۱	۳/۰۴۱
تغییر نسبت ارزش بازار	۰/۱۴	۰/۰۴۶	۶/۸۷۹	-۶/۲۵۱	۱/۷۲۸	۰/۴۸۴	۵/۸۹۵
استحکام مدیریت	۳/۴۶۳	۲/۰۰۰	۱۴/۰۰۰	۱/۰۰۰	۲/۹۳۴	۱/۵۲۵	۴/۸۲۵
ریسک مدیریت سود	۰/۱۵	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۳۵۷	۱/۹۶	۴/۸۴۳
کیفیت حاکمیت شرکتی	۲/۰۴۵	۲/۰۰۰	۴/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۹۹۲	۰/۰۵۴	۲/۴۰۹
زیان‌ده بودن	۰/۱۱۴	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۳۱۸	۲/۴۲۴	۲/۴۲۴	۶/۸۷۹
اهرم مالی	۰/۶	۰/۶۰۶	۰/۹۸۶	۰/۱۴۶	۰/۱۸۴	۰/۱۴۶	۲/۳۳۱
بازده دارایی‌ها	۰/۰۹۹	۰/۰۸۲	۰/۶۳۱	-۰/۴۵	۰/۱۳۱	۰/۳۸۷	۴/۸۲۶
اندازه شرکت	۱۳/۹۰۶	۱۳/۷۳۱	۱۹/۱۰۶	۱۰/۳۵۲	۱/۴۹۶	۰/۸۸	۴/۵۱۴
جریان نقد عملیاتی	۰/۱۱۱	۰/۰۹۷	۰/۵۵۸	-۰/۱۹۲	۰/۱۲۲	۰/۴۶۹	۳/۶۸۸
رشد شرکت	۰/۲۰۳	۰/۱۶۶	۲/۷۴۲	-۰/۸۲۹	۰/۴۲۶	۲/۰۳	۱۱/۴۳۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

میانگین، اصلی‌ترین و مهم‌ترین شاخص مرکزی به شمار می‌آید که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و میانه نیز نقطه‌ای است که یک نمونه را به دو قسمت مساوی تقسیم می‌نماید. همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، مقدار میانگین متغیر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، ۰/۱۱ و مقدار میانه آن ۰/۷۶ است.

به‌طور کلی، معیارهای پراکندگی، معیارهایی هستند که پراکندگی مشاهدات را حول میانگین بررسی و مقایسه می‌نمایند. یکی از مهم‌ترین معیارهای پراکندگی، انحراف معیار می‌باشد. با توجه به جدول ۱، این معیار برای متغیر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، ۰/۱۰۴ است. گفتنی است بیشترین مقدار متغیر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی برابر با ۰/۵۷۵ و کمترین مقدار آن برابر با ۰/۰۰۰۲ است. چولگی و کشیدگی این متغیر نیز به ترتیب دارای مقادیر ۱/۶۱۵ و ۵/۸۳۸ می‌باشد. ویژگی‌های سایر متغیرها نیز در جدول ۱ مشهود است.

۲-۵- آمار استنباطی

۲-۵-۱- تخمین مدل مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی

نتیجه آزمون مدل مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی با استفاده از مدل اثرات ثابت در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲- تخمین مدل مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی

سطح معناداری	آماره t	خطای استاندارد	ضرایب	متغیر
۰/۰۰۰	۵/۱۴۲	۰/۰۰۴	۰/۰۲۴	مقدار ثابت
۰/۲۷۲	-۱/۰۹۷	۵۷۴/۶۵۹	-۶۳۰/۹۳۱	۱ / $TA_{i,t-1}$
۰/۰۰۰	۶/۲۳۹	۰/۰۱۳	۰/۰۸۲	$(\Delta SALES_{i,t} - \Delta REC_{i,t}) / TA_{i,t-1}$
۰/۰۰۰	-۴/۱۱۲۲	۰/۰۱۱	-۰/۰۴۷	$PPE_{i,t} / TA_{i,t-1}$
۰/۰۰۰	سطح معناداری آزمون چاو	۲/۶۴۷	آماره آزمون چاو	
۰/۰۱۳	سطح معناداری آزمون هاسمن	۱۰/۷۷۱	آماره آزمون هاسمن	
۰/۴۶۵	ضریب تعیین	۹/۱۶۶	F	آماره
۰/۴۳۱	ضریب تعیین تعديل شده	۰/۰۰۰	F	سطح معناداری آماره
۱/۸۲۴	مقدار دوربین- واتسون	روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول ۲، اقدام به محاسبه مقادیر مدیریت سود مبتنی بر افلام تعهدی می‌گردد. آماره دوربین- واتسون مدل نیز ۱/۸۲۴ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول شماره دو، ضریب تعیین تعديل شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تعديل شده مدل مورد استفاده حدود ۴۳ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد حدود ۴۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربعات تعیین‌یافته برآورده و همچنین تصحیح وايت دیاگونال، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است.

۲-۲-۵- تخمین مدل هزینه‌های تولید غیرعادی

نتیجه آزمون مدل هزینه‌های تولید غیرعادی با استفاده از مدل اثرات تصادفی در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳- تخمین مدل هزینه‌های تولید غیرعادی

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	-۰/۱۲۸	۰/۰۲۲	-۵/۶۴۷	۰/۰۰۰
۱/A _{i,t-1}	۱۳۵۷/۹۲۴	۱۷۲۱/۳۵۶	۰/۷۸۸	۰/۴۳
S _{i,t} /A _{i,t-1}	۰/۹۶۲	۰/۰۲۱	۴۳/۷۳۷	۰/۰۰۰
ΔS _{i,t} /A _{i,t-1}	-۰/۰۴۶	۰/۰۳۳	-۱/۳۸۱	۰/۱۶۷
آماره آزمون چاو	۱۱/۴۱۹	سطح معناداری آزمون چاو		۰/۰۰۰
آماره آزمون هاسمن	۲/۹۴۳	سطح معناداری آزمون هاسمن		۰/۵۶۷
F آماره	۱۴۹/۷۸۵	ضریب تعیین		۰/۷۱۶
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعديل شده		۰/۷۱۶
روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)	روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)	مقدار دوربین- واتسون		۱/۶۴۴

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول ۳، اقدام به محاسبه مقادیر هزینه‌های تولید غیرعادی می‌گردد. گفتنی است آماره دوربین- واتسون مدل ۱/۶۴۴ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل

توجه در جدول ۳، ضریب تعیین تغییر شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تغییر شده مدل مورد استفاده حدود ۷۱ درصد می باشد که نشان می دهد حدود ۷۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. گفتنی است که استفاده از روش حداقل مربعات تعیین یافته برآورده، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است.

۳-۲-۵- تخمین مدل جریان نقد عملیاتی غیرعادی

نتیجه آزمون مدل جریان نقد عملیاتی غیرعادی با استفاده از مدل اثرات تصادفی در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴- تخمین مدل جریان نقد عملیاتی غیرعادی

سطح معناداری	آماره t	خطای استاندارد	ضرایب	متغیر
۰/۰۰۰	۷/۰۵۹	۰/۰۱۳	۰/۰۹۵	مقدار ثابت
۰/۰۲۸	-۲/۲۰۱	۱۳۸۸/۰۸۸	-۳۰۵۵/۸۱۸	$1/A_{i,t-1}$
۰/۰۰۱	۳/۱۲۱	۰/۰۱۴	۰/۰۴۳	$S_{i,t}/A_{i,t-1}$
۰/۰۷۴	-۱/۷۸۹	۰/۰۲	-۰/۰۳۵	$\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1}$
۰/۰۰۰	سطح معناداری آزمون چاو	۷/۵۵۷	آماره آزمون چاو	
۰/۹۷۵	سطح معناداری آزمون هاسمن	۰/۲۱۳	آماره آزمون هاسمن	
۰/۷۲۱	ضریب تعیین	۲۲/۲۵۳	F	آماره
۰/۷۱۵	ضریب تعیین تغییر شده	۰/۰۰۰	F	سطح معناداری آماره
۱/۸۸۵	مقدار دوربین- واتسون	EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)		روش

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول ۴، اقدام به محاسبه مقادیر جریان نقد عملیاتی غیرعادی می گردد. گفتنی است آماره دوربین- واتسون ۱/۸۸۵ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول ۴، ضریب تعیین تغییر شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تغییر شده مدل مورد استفاده حدود ۷۱ درصد می باشد که نشان می دهد حدود ۷۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربعات تعیین یافته برآورده، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است.

۴-۲-۵- تخمین مدل مخارج اختیاری غیرعادی

نتیجه آزمون مدل مخارج اختیاری غیرعادی با استفاده از مدل اثرات ثابت در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵- تخمین مدل مخارج اختیاری غیرعادی

سطح معناداری	آماره t	خطای استاندارد	ضرایب	متغیر
۰/۰۰۰	۳۷/۷۳۶	۰/۰۰۱	۰/۰۵۵	مقدار ثابت
۰/۰۰۹	۲/۵۹۶	۴۹۹/۷۸۸	۱۲۹۷/۵۶۳	$1/A_{i,t-1}$
۰/۰۰۰	۸/۱۱۹	۰/۰۰۲	۰/۰۱۷	$S_{i,t-1}/A_{i,t-1}$
۰/۰۰۰	سطح معناداری آزمون چاو	۲۴/۴۹۲		آماره آزمون چاو
۰/۰۰۳	سطح معناداری آزمون هاسمن	۱۱/۶۱		آماره آزمون هاسمن
۰/۸۸۵	ضریب تعیین	۳۰/۱۰۵		F آماره
۰/۸۵۵	ضریب تعیین تعديل شده	۰/۰۰۰		سطح معناداری آماره F
۱/۹۰۲	مقدار دوربین-واتسون	روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول ۵، اقدام به محاسبه مقادیر مخارج اختیاری غیرعادی می‌گردد. گفتنی است آماره دوربین-واتسون مدل ۱/۹۰۲ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول ۵، ضریب تعیین تعديل شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تعديل شده مدل مورد استفاده حدود ۸۵ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد حدود ۸۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. گفتنی است که استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآورده، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است.

۶- نتایج آزمون فرضیه‌ها

۶-۱- آزمون فرضیه اول - با استفاده از مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی نتیجه آزمون فرضیه اول تحقیق با استفاده از مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و مدل اثرات تصادفی در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۶- آزمون فرضیه اول با استفاده از مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	-0/088	0/027	3/205	0/001
استحکام مدیریت	-0/001	0/0008	-2/118	0/034
ریسک مدیریت سود	0/061	0/007	7/903	0/000
کیفیت حاکمیت شرکتی	-0/007	0/002	-2/902	0/003
زیان ده بودن	0/077	0/012	5/999	0/000
اهرم مالی	0/063	0/019	3/328	0/000
بازده دارایی‌ها	0/239	0/044	7/654	0/000
اندازه شرکت	-0/003	0/001	-1/787	0/074
جريان نقد عملیاتی	-0/129	0/035	-3/607	0/000
رشد شرکت	0/027	0/008	3/327	0/000
آماره آزمون چاو	5/786	5/787	سطح معناداری آزمون چاو	0/000
آماره آزمون هاسمن	5/516	5/516	سطح معناداری آزمون هاسمن	0/787
آماره F	9/665	ضریب تعیین	ضریب تعیین	0/675
سطح معناداری آماره	0/000	ضریب تعیین تغییل شده	ضریب تعیین تغییل شده	0/65
روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)	1/838	مقدار دوربین-واتسون	مقدار دوربین-واتسون	1/838

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول ۶، از آنجا که آماره t متغیر استحکام مدیریت بزرگ‌تر از ۱/۹۶۵- بوده و سطح معناداری آن کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و معکوس بین استحکام مدیریت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. همچنان، متغیرهای ریسک مدیریت سود، زیان ده بودن، اهرم مالی، بازده دارایی‌ها و رشد شرکت دارای رابطه مستقیم و معنادار با متغیر وابسته می‌باشند و متغیرهای کیفیت حاکمیت شرکتی و جريان نقد عملیاتی، رابطه معکوس و معنادار با متغیر وابسته دارند.

گفتنی است آماره دوربین-واتسون مدل ۱/۸۳۸ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول ۶، ضریب تعیین تغییل شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تغییل شده مدل مورد استفاده حدود ۶۵ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد حدود ۶۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل

مربعات تعمیم‌یافته برآورده و همچنین تصحیح وايت دیاگونال، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است.

۶-۲- آزمون فرضیه اول - با استفاده از مدیریت سود واقعی

نتیجه آزمون فرضیه اول تحقیق با استفاده از مدیریت سود واقعی و مدل اثرات ثابت در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷- آزمون فرضیه اول با استفاده از مدیریت سود واقعی

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	۰/۱۱۶	۰/۰۵	۲/۲۸۵	۰/۰۲۲
استحکام مدیریت	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۲	-۲/۶۸۴	۰/۰۰۷
ریسک مدیریت سود	۰/۰۴۴	۰/۰۱۳	۳/۲۳۲	۰/۰۰۱
کیفیت حاکمیت شرکتی	-۰/۰۴۴	۰/۰۰۵	-۷/۶۳۶	۰/۰۰۰
زیان ده بودن	۰/۰۸۲	۰/۰۱۴	۵/۵۶	۰/۰۰۰
اهم مالی	۰/۱۱۷	۰/۰۳۸	۳/۰۵۹	۰/۰۰۲
بازده دارایی‌ها	۰/۷۸۷	۰/۰۶۶	۱۱/۸۸۶	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۰/۰۱	۰/۰۰۴	-۲/۶۸۸	۰/۰۰۷
جريان نقد عملیاتی	۰/۳۳۱	۰/۰۵۲	۶/۲۸۵	۰/۰۰۰
رشد شرکت	۰/۰۴۷	۰/۰۱۱	۴/۲۶۷	۰/۰۰۰
آماره آزمون چاو		۸/۱۹۲	سطح معناداری آزمون چاو	۰/۰۰۰
آماره آزمون هاسمن		۳۹/۰۵۵	سطح معناداری آزمون هاسمن	۰/۰۰۰
آماره F		۱۸/۳۰۷	ضریب تعیین	۰/۸۴۸
F سطح معناداری آماره		۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۸۰۲
روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)		۰/۰۰۰	مقدار دوربین-واتسون	۲/۲۲۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول ۷، از آنجا که آماره t متغیر استحکام مدیریت بزرگ‌تر از $-1/۹۶۵$ و سطح معناداری آن کوچک‌تر از $0/۰۵$ است، ارتباطی معنادار و معکوس بین استحکام مدیریت و مدیریت سود واقعی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. همچنین، متغیرهای ریسک مدیریت سود، زیان ده بودن، اهم مالی، بازده دارایی‌ها، جريان نقد عملیاتی و رشد

شرکت دارای رابطه مستقیم و معنادار با متغیر وابسته می‌باشد و متغیرهای کیفیت حاکمیت شرکتی و اندازه شرکت، رابطه معکوس و معنادار با متغیر وابسته دارند. گفتنی است آماره دوربین-واتسون مدل ۲/۲۲۲ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول ۷، ضریب تعیین تعديل شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تعديل شده مدل مورد استفاده حدود ۸۰ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد حدود ۸۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربعات تعیین‌یافته برآورده و همچنین تصحیح وايت دیاگونال، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است. با توجه به نتایج دو جدول اخیر، فرضیه اول مطالعه حاضر مبنی براین که استحکام مدیریت موجب کاهش استفاده از مدیریت سود می‌گردد، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

۶- آزمون فرضیه دوم - با استفاده از مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی
نتیجه آزمون فرضیه دوم تحقیق با استفاده از مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و مدل اثرات تصادفی در جدول ۸ ارائه است.

با توجه به نتایج جدول ۸، از آنجا که آماره t متغیر استحکام مدیریت بزرگ‌تر از ۱/۹۶۵ + بوده و سطح معناداری آن کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و مستقیم میان استحکام مدیریت و تغییر نسبت ارزش بازار شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است و همچنین، از آنجا که آماره t متغیر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی بزرگ‌تر از ۱/۹۶۵ - بوده و سطح معناداری آن کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و معکوس میان مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و تغییر نسبت ارزش بازار شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. این در حالی است که متغیر استحکام مدیریت*مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی دارای آماره t بزرگ‌تر از ۱/۹۶۵ - بوده و سطح معناداری کوچک‌تر از ۰/۰۵ هستند که به این ترتیب، استحکام مدیریت موجب کاهش تأثیر منفی مدیریت سود بر ارزش شرکت می‌گردد.

همچنین، متغیرهای ریسک مدیریت سود و اندازه شرکت دارای رابطه معکوس و معنادار با متغیر وابسته هستند و متغیرهای کیفیت حاکمیت شرکتی، زیان‌ده بودن، اهرم مالی، بازده دارایی‌ها و رشد شرکت، رابطه مستقیم و معنادار با متغیر وابسته دارند. گفتنی است آماره دوربین-واتسون مدل ۲/۱۸۱ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول ۸

ضریب تعیین تغییر شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تغییر شده مدل مورد استفاده حدود ۵۳ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد حدود ۵۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربوط تعمیم یافته برآورده و همچنین تصحیح وایت دیاگونال، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است.

جدول ۸- آزمون فرضیه دوم با استفاده از مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	۰/۱۲۵	۰/۰۱۶	۷/۴۵۵	۰/۰۰۰
مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی	-۰/۱۴۸	۰/۰۱۹	-۷/۴۷۲	۰/۰۰۰
استحکام مدیریت	۰/۱۳۶	۰/۰۱۶	۸/۱۳۲	۰/۰۰۰
ریسک مدیریت سود	-۰/۰۴۵	۰/۰۰۶	-۷/۴۹۵	۰/۰۰۰
استحکام مدیریت*مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی	۰/۱۳۱	۰/۰۱۵	۸/۴۵۶	۰/۰۰۰
کیفیت حاکمیت شرکتی	۰/۳۶۵	۰/۰۴۲	۸/۴۹۳	۰/۰۰۰
زیان ده بودن	۰/۳۵۶	۰/۱۳۷	۲/۵۹۲	۰/۰۰۹
اهرم مالی	۱/۱۵۲	۰/۲۵۹	۴/۴۳۶	۰/۰۰۰
بازده دارایی‌ها	۱/۲۳۸	۰/۵۴۵	۲/۷۲۷	۰/۰۲۳
اندازه شرکت	-۰/۰۷۷	۰/۰۳۵	-۳/۶۰۷	۰/۰۰۰
جريان نقد عملیاتی	۰/۳۵۵	۰/۳۴۷	۱/۰۲۳	۰/۳۰۶
رشد شرکت	۰/۲۵۵	۰/۱۰۴	۲/۴۴۳	۰/۰۱۴
آماره آزمون چاو	۸/۳۸۵		سطح معناداری آزمون چاو	۰/۰۰۰
آماره آزمون هاسمن	۱۶/۸۱۷		سطح معناداری آزمون هاسمن	۰/۱۱۳
آماره F		۸/۷۸۹	ضریب تعیین	۰/۵۵۸
سطح معناداری آماره F		۰/۰۰۰	ضریب تعیین تغییر شده	۰/۵۳۷
روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)			مقدار دوربین - واتسون	۲/۱۸۱

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶- آزمون فرضیه دوم - با استفاده از مدیریت سود واقعی

نتیجه آزمون فرضیه دوم تحقیق با استفاده از مدیریت سود واقعی و مدل اثرات تصادفی در جدول ۹ ارائه شده است.

جدول ۹- آزمون فرضیه دوم با استفاده از مدیریت سود واقعی

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	-۰/۳۱۶	۰/۰۴۶	۶/۸۶۴	۰/۰۰۰
مدیریت سود واقعی	-۰/۱۸۸	۰/۰۲۱	-۸/۹۸۵	۰/۰۰۰
استحکام مدیریت	۰/۱۳۲	۰/۰۱۸	۷/۰۹۷	۰/۰۰۰
ریسک مدیریت سود	۰/۱۵۳	۰/۰۱۹	۷/۷۶۱	۰/۰۰۰
استحکام مدیریت*مدیریت سود واقعی	-۰/۰۵۷	۰/۰۰۶	-۹/۴۴۶	۰/۰۰۰
کیفیت حاکمیت شرکتی	۰/۳۳۵	۰/۰۴۷	۷/۰۰۵	۰/۰۰۰
زیان ده بودن	۰/۲۹۹	۰/۱۰۸	۲/۷۶	۰/۰۰۶
اهرم مالی	۱/۳۷۹	۰/۲۷۱	۵/۰۷۹	۰/۰۰۰
بازده دارایی ها	۱/۶۹۲	۰/۵۸۹	۲/۸۶۹	۰/۰۰۴
اندازه شرکت	-۰/۰۷۱	۰/۰۲۴	-۲/۸۷۲	۰/۰۰۴
جریان نقد عملیاتی	۰/۰۴۵	۰/۳۵۵	۰/۱۲۸	۰/۸۹۷
رشد شرکت	۰/۱۲۸	۰/۰۹۶	۱/۳۴۱	۰/۱۸
آماره آزمون چاو	۸/۹۶۷	سبط معناداری آزمون چاو		۰/۰۰۰
آماره آزمون هاسمن	۱۷/۶۱۴	سبط معناداری آزمون هاسمن		۰/۰۹۱
آماره F	۱۰/۳۹	ضریب تعیین		۰/۶۱۶
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعديل شده		۰/۶۰۳
روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)		مقدار دوربین- واتسون		۲/۱۱۸

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول ۹، از آنجا که آماره t متغیر استحکام مدیریت بزرگ‌تر از ۱/۹۶۵ + بوده و سطح معناداری آن کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و مستقیم بین استحکام مدیریت و تغییر نسبت ارزش بازار شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است و همچنین، از آنجا که آماره t متغیر مدیریت سود واقعی بزرگ‌تر از ۱/۹۶۵ - بوده و سطح معناداری آن کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و معکوس بین مدیریت سود واقعی و تغییر نسبت

ارزش بازار شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. این در حالی است که متغیر استحکام مدیریت* مدیریت سود واقعی دارای آماره t بزرگ‌تر از $-1/965$ - بوده و سطح معناداری کوچک‌تر از $0/05$ هستند که به این ترتیب، استحکام مدیریت موجب کاهش تأثیر منفی مدیریت سود بر ارزش شرکت می‌گردد.

همچنین، متغیر اندازه شرکت دارای رابطه معکوس و معنادار با متغیر وابسته است و متغیرهای کیفیت حاکمیت شرکتی، زیان‌ده بودن، اهرم مالی و بازده دارایی‌ها، رابطه مستقیم و معنادار با متغیر وابسته می‌باشند. گفتنی است آماره دوربین-واتسون مدل $2/118$ است که بین $1/5$ و $2/5$ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز $0/000$ است که پایین‌تر از $0/05$ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول ۹، ضریب تعیین تعديل شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تعديل شده مدل مورد استفاده حدود 61 درصد می‌باشد که نشان می‌دهد حدود 61 درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآورده و همچنین تصحیح وايت دیاگونال، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است. با توجه به نتایج به دست آمده، فرضیه دوم مطالعه حاضر مبنی بر این‌که استحکام مدیریت موجب کاهش تأثیر منفی مدیریت سود بر ارزش شرکت می‌گردد، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج بررسی‌های مطالعه حاضر نشان داد که استحکام مدیریت موجب کاهش استفاده از مدیریت سود می‌گردد و استحکام مدیریت موجب کاهش تأثیر منفی مدیریت سود بر ارزش شرکت می‌گردد. در این رابطه لازم به توضیح است که براساس تئوری نمایندگی، استحکام مدیرعامل پیونددهنده منافع سهامداران و مدیران است. همچنین، استدلال می‌شود مدیرانی که جایگاه مستحکمی ندارند و تحت فشار سرمایه‌گذاران هستند، گرایش به رفتار کوتاه‌بینانه داشته و تلاش دارند با فراهم‌سازی نشانه‌هایی از کارایی شرکت برای سهامداران، ارزش شرکت را به طور کوتاه‌مدت افزایش دهند. بنابراین، مدیرانی که تحت فشار بازار و سهامداران هستند، تمایل دارند که به بهای از دست دادن منافع بلندمدت سرمایه‌گذاری‌های پربازده، پروژه‌های زودبازده با منافع کوتاه‌مدت را برگزینند. بنابراین، افزایش استحکام مدیریت به کاهش گرایش او به دستکاری حساب‌ها و مدیریت سود منجر می‌گردد. علاوه براین، استدلال می‌گردد که ارزش شرکت پس از ورود مدیران مستحکم به مقوله مدیریت سود و دستکاری حساب‌ها در راستای تحقق سودهای پیش‌بینی شده، کاهش می‌یابد، چراکه سرمایه‌گذاران این رفتار مدیران مستحکم را به اهداف منفعت‌طلبانه آن‌ها مرتبط

می‌دانند. این در حالی است که براساس فرضیه منافع بلندمدت، مدیران مستحکم می‌توانند از راه‌های بسیار ساده‌تر و مستقیم‌تر نسبت به مدیریت سود، برای سلب مالکیت از سهامداران استفاده کنند. همانطور که اشاره شد، مدیران مستحکم، نگرانی کمتری راجع به اهداف کوتاه‌مدت دارند و بهتر می‌توانند بر استراتژی‌های بلندمدت تمرکز نمایند و لذا انتظار می‌رود که سودآوری بیشتری در بلندمدت به ارمغان بیاورند. متعاقباً براساس این دیدگاه، مدیریت سود می‌توانند دارای محتوای اطلاعاتی برای سهامداران شرکت باشد (که در قالب تئوری ثوری علامت‌دهی تبیین می‌گردد). بدین معنی که مدیران برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، تلاش می‌کنند تا اطلاعات محروم‌انهشان را از طریق ارقام صورت‌های مالی به سایر ذی‌نفعان منتقل کنند. لذا استحکام مدیریت موجب کاهش تأثیر منفی مدیریت سود بر ارزش شرکت می‌گردد. نتایج به‌دست آمده در مطالعه حاضر را می‌توان مشابه با نتایج لی و ژانگ (۲۰۱۴)، متو و همکاران (۲۰۱۷)، سعیدی و همکاران (۱۳۹۲) و کامیابی و توکل‌نیا (۱۳۹۴) دانست.

بنابر نتایج به‌دست آمده، به سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود که در نظر داشته باشند استحکام مدیریت موجب کاهش استفاده از مدیریت سود می‌گردد و بنابراین، هرچه جایگاه یک مدیرعامل در شرکت مستحکم‌تر باشد، کیفیت اطلاعات حسابداری آن بیشتر و احتمال عدم تقارن اطلاعاتی کمتر خواهد بود. لذا انجام سرمایه‌گذاری در سهام این قبیل شرکت‌ها، با ریسک کمتری همراه است. با توجه به دیگر نتیجه مطالعه حاضر مبنی براین که استحکام مدیریت موجب کاهش تأثیر منفی مدیریت سود بر ارزش شرکت می‌گردد، به سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه کشور توصیه می‌گردد که ضمن توجه به تأثیر منفی مدیریت سود واقعی و مبتنی بر افلام تعهدی بر ارزش بازار شرکت، درنظر داشته باشند که هرچه جایگاه مدیرعامل در شرکت مستحکم‌تر باشد، از این تأثیر منفی کاسته می‌گردد. لذا سرمایه‌گذاران از این نتیجه می‌توانند برای انتخاب گزینه‌های سرمایه‌گذاری بهره ببرند. علاوه براین، به تصمیم‌گیرندگان و اعضای هیئت مدیره شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نیز پیشنهاد می‌گردد که درنظر داشته باشند با تقویت جایگاه مدیرعامل شرکت، خواهند توانست بر ارزش بازار سهام شرکت بیافزایند.

گفتنی است مدل رگرسیونی این مطالعه برای تمام صنایع، به صورت یک‌جا برآورد شده است. لذا بررسی مدل‌های به‌کار رفته در این مطالعه در صنایع مختلف (به تفکیک) نیز می‌تواند نتایج مفیدی را به همراه داشته باشد. علاوه براین، در این مطالعه از شرکت‌های تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان جامعه آماری استفاده شد. لذا پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی، از بانک‌ها و نهادهای مالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و همچنین شرکت‌های پذیرفته شده در فرابورس نیز به عنوان جامعه آماری استفاده گردد.

فهرست منابع

- ۱) بنی مهدی، مهدی، احمد یعقوب نژاد و اعظم شکری، (۱۳۹۱)، "ارائه الگو برای اندازه گیری مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران"، مجله حسابداری مدیریت، ۱۲، صص ۱-۱۶.
- ۲) دارایی، رؤیا و محمود داود خانی، (۱۳۹۴)، "تأثیر معاملات با اشخاص وابسته بر ارزش شرکت"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۷(۲۸)، صص ۱۳۱-۱۵۲.
- ۳) دانش نوشری، الهام، (۱۳۹۳)، "بررسی تأثیر استحکام بازار محصول و رقابت در سطح صنعت بر مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، موسسه آموزش عالی غیر انتفاعی و غیر دولتی سمنگان آمل.
- ۴) سعیدی، علی، نرگس حمیدیان و حامد ربیعی، (۱۳۹۲)، "رابطه بین فعالیت‌های مدیریت واقعی سود و عملکرد آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، ۶(۱۷)، صص ۴۵-۵۸.
- ۵) شمس زاده، باقر و محمد افخمی، (۱۳۹۵)، "تشخیص مدیریت سود با استفاده از تغییرات گردش دارایی‌ها و حاشیه سود"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۸(۳۲)، صص ۸۳-۹۸.
- ۶) عباس‌زاده، محمدرضا، رضا حصارزاده، مهدی جباری نوقابی و سولماز عارفی‌اصل، (۱۳۹۴)، "فراتحلیل حاکمیت شرکتی و مدیریت سود"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱(۲۲)، صص ۵۹-۸۴.
- ۷) عرب صالحی، مهدی، سمانه باری و اسحاق بهشور، (۱۳۹۶)، "بحran مالی جهانی و مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۹(۳۶)، صص ۷۳-۸۷.
- ۸) کامیابی، یحیی و اسماعیل توکل‌نیا، (۱۳۹۴)، "نقش واسطه‌ای تأخیر گزارش حسابرسی در واکنش بازار به مدیریت واقعی سود: با تأکید بر اثر تعدیلی اندازه موسسه حسابرسی (طراحی و آزمون مدلی مفهومی)", چهاردهمین همایش سراسری حسابداری ایران: دانشگاه ارومیه، ارومیه.
- 9) Anthony, P. and George, E, (2016), "Audit Quality, Investor Protection and Earnings Management during the Financial Crisis of 2008: An International Perspective", Cover image Journal of International Financial
- 10) Bartov, E., Givoly, D. and Hayn, C, (2002), "The Rewards to Meeting or Beating Earnings Expectations", Journal of Accounting and Economics, 33(2), PP. 173-204.

- 11) Berger, P., Ofek, E. and Yermack, D.L, (1997), “Managerial Entrenchment and Capital Structure Decisions”, *J. Finan.* 52 (4), PP. 1411–1438.
- 12) Cohen D., Dey, A. and Lys, T, (2008), “Real and Accrual-Based Earnings Management in the Pre and Post Sarbanes-Oxley Periods”, *The Accounting Review*, 83, PP. 757-787.
- 13) Cohen, D. and Zarowin, P, (2010), “Accrual-Based and Real Earnings Management Activities around Seasoned Equity Offering”, *Journal of Accounting and Economics*, 50, PP. 2-19.
- 14) De Miguel, A., Pindado, J. and De La Torre, C, (2004), “Ownership Structure Andfirm Value: New Evidence from Spain”, *Strat. Manag. J.* 25 (12), PP. 1199–1207.
- 15) Doyle, J. T., Jennings, J. N. and Soliman, M. T, (2013), “Do Managers Define Non-GAAP Earnings to Meet or Beat Analyst Forecasts?”, *Journal of Accounting and Economics*, 56(1), PP. 40-56.
- 16) Franz, D. R., HassabElnaby, H. R. and Gerald J. Lobo, (2014), “Impact of Proximity to Debt Covenant Violation on Earnings Management”, *Review of Accounting Studies*, 19(1), PP. 473-505.
- 17) Fredrickson, J.W., Hambrick, D.C. and Baumrin, S, (1988), “A Model of CEO Dismissal”, *Acad. Manage. Rev.* 13 (2), PP. 255–270.
- 18) Fung, S.Y.K. and Goodwin, J, (2013), “Short-Term Debt Maturity, Monitoring and Accruals-Based Earning Management”, *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 9, PP. 67-82.
- 19) Jensen, M.C. and Ruback, R.S, (1983), “The Market for Corporate Control: the Scientific Evidence”, *J. Finan. Econ.* 11 (1–4), PP. 5–50.
- 20) Kothari, S.P., Shu, S. and Wysocki, P, (2009), “Do Managers Withhold Bad News?”, *Journal of Accounting Research*, 47(1), PP. 241-276.
- 21) Li, W. and Zhang, Y, (2014), “Does the Market Detect Firms’ Real Earnings Management?”, Department of Accounting. University of Melbourne.
- 22) Louis, H. and Robinson, D, (2005), “Do Managers Credibly Use Accruals to Signal Private Information? Evidence from the Pricing of Discretionary Accruals around Stock Splits”, *Journal of Accounting and Economics*, 39, PP. 361–380.
- 23) Markets, “Institutions and Money”, 41, PP. 73–101.
- 24) Meo, F.D., García Lara, J.M. and Surroca, J.A, (2017), “Managerial Entrenchment and Earnings Management”, *Journal of Accounting and Public Policy*, 36, PP. 399–414.
- 25) Moussa, B. F. and Chichti, J, (2014), “A Survey on the Relationship between Ownership Structure, Debt Policy and Dividend Policy in Tunisian Stock Exchange: Three Stage Least Square Simultaneous Model Approach”, *International Journal of Accounting and Economics Studies*, 2 (1), PP. 1-21.
- 26) Roychowdhury, S, (2006), “Earnings Management through Real Activities Manipulation”, *Journal of Accounting and Economics*, 42(3), PP. 335-370.
- 27) Roychowdhury, S., Kothari, S. and Mizik, N, (2012), “Managing for the Moment: The Role of Real Activity Versus Accruals Earnings Management in SEO Valuation”, Available at SSRN 1982826.

- 28) Shen, W, (2003), "The Dynamics of the CEO-Board Relationship: an Evolutionary Perspective", *Acad. Manage. Rev.* 28 (3), PP. 466–476.
- 29) Shleifer, A. and Vishny, R.W. (1989). Management entrenchment. The case of manager-specific investments. *J. Finan. Econ.* 25 (1), 123–139.
- 30) Stein, J.C. (1989). Efficient capital markets, inefficient firms: a model of myopic corporate behavior. *Q. J. Econ.* 104 (4), 655–669.
- 31) Wu, S., Chen, C. and Lee, P, (2015), "Independent Directors and Earnings Management: The Moderating Effects of Controlling Shareholders and the Divergence of Cash-Flow and Control Rights", *North American Journal of Economics and Finance*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.najef.2015.10.007>.
- 32) Xue, S. and Hong, Y, (2016), "Earnings Management. Corporate Governance and Expense stickiness", *China Journal of Accounting Research*. 9, PP. 41-58.
- 33) Zabri, S., Kamilah, A. and Khaw, K, (2016), "Corporate Governance Practices and Firm Performance: Evidence from Top 100 Public Listed Companies in Malaysia" *Procedia Economics and Finance*. 35, PP. 287–296

یادداشت‌ها

- ¹ Bartov
- ² Doyle
- ³ Roychowdhury
- ⁴ Franz
- ⁵ Kothari
- ⁶ Wu
- ⁷ Cohen
- ⁸ Roychowdhury
- ⁹ Meo
- ¹⁰ Jensen and Ruback
- ¹¹ Shleifer and Vishny
- ¹² Berger
- ¹³ Moussa and Chichti
- ¹⁴ De Miguel
- ¹⁵ Fredrickson
- ¹⁶ Shen
- ¹⁷ Stein
- ¹⁸ Louis and Robinson
- ¹⁹ Cohen and Zarowin
- ²⁰ Fung and Goodwin
- ²¹ Li and Zhang
- ²² Xue and Hong
- ²³ Anthony and George
- ²⁴ Zebri
- ²⁵ Jones