تاثیر هم‌حرکتی سود بر احتمال دستکاری سود با در نظر گرفتن رقابت بازار محصول

نرگس حمیدیان[1]

چکیده

ادبیات حسابداری نشان می‌دهد مدیران شرکت‌ها با انگیزه‌های مختلفی فرصت مدیریت و دستکاری سود را در اختیار دارند. با این‌حال، توانایی و تصمیم مدیران برای دستکاری یا عدم دستکاری سود، بستگی به میزان اطلاعاتی دارد که از سایر منابع اطلاعاتی در صنعت قابل دستیابی است. هم‌حرکتی سود که به حرکت همزمان سود شرکت با سود سایر شرکت‌ها در صنعت اشاره دارد، می‌تواند بر میزان درگیری مدیران با فعالیت‌های دستکاری سود تاثیرگذار باشد. بر این اساس، هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر هم‌حرکتی سود بر احتمال دستکاری سود و همچنین بررسی این ارتباط تحت شرایط رقابت بازار محصول است. نمونه پژوهش دربردارنده ۱۳۴ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۹ است. نتایج آزمون فرضیه اول نشان داد هم‌حرکتی سود تاثیر منفی و معنادار بر احتمال دستکاری سود دارد. به عبارت دیگر، افزایش هم‌حرکتی سود باعث کاهش احتمال دستکاری سود می‌شود. بر اساس نتایج فرضیه دوم در شرکت‌های با رقابت بازار محصول بالا، هم‌حرکتی سود تاثیر معناداری بر احتمال دستکاری سود ندارد ولی در شرکت‌های با رقابت بازار محصول پایین، هم‌حرکتی سود تاثیر منفی و معنادار بر احتمال دستکاری سود دارد. نتایج آزمون تحلیل حساسیت نیز بیانگر این بود که در شرکت‌های با سن بالا، هم‌حرکتی سود تاثیر منفی و معنادار بر احتمال دستکاری سود دارد ولی تاثیر معناداری در شرکت‌های با سن پایین مشاهده نشد.

واژه‌های کلیدی: هم‌حرکتی سود، دستکاری سود، انتقال اطلاعات درون صنعت، رقابت بازار محصول.

[1] . استادیار حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول مقاله) n.hamidian@ase.ui.ac.ir

۱. مقدمه

اطلاعات حسابداری دو نقش مهم در بازار سرمایه ایفا می‌کند. اول، به سهامداران و اعتباردهندگان اجازه می‌دهد بازده بالقوه فرصت‌های سرمایه‌گذاری را ارزیابی کنند. دوم، فرصت نظارت بر نحوه استفاده از منابع فراهم شده توسط تامین‌کنندگان سرمایه را فراهم می‌کند. سود یکی از اطلاعات حسابداری است که از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. زیرا در ارزیابی عملکرد شرکت، تعیین پاداش مدیران، اتخاذ تصمیمات بهینه سرمایه‌گذاری و ... کاربرد دارد (بییر[۱] و همکاران، ۲۰۱۰). در همین راستا، هر عامل یا رویدادی که سود را به گونه‌ای دستخوش تغییر کند نیز اهمیت می‌یابد. زیرا سود دارای پیامدهای اقتصادی است و تغییرات آن نیز حائز اهمیت است.

این مفهوم که مدیران شرکت‌ها برای تاثیرگذاری بر باورها و تصمیمات سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه، اطلاعات و گزارش‌های مالی را دستکاری یا جهت‌دهی می‌کنند، در ادبیات حسابداری به خوبی پذیرفته شده است. با توجه به جدایی مالکیت از مدیریت و تضاد منافع، عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و مالکان، قراردادهای بدهی و پاداش مدیران، امکان تحریف و دستکاری سود از سوی مدیریت وجود دارد (دیچو[۲] و همکاران، ۲۰۱۰). دستکاری سود به معنای تغییر در نتایج عملکرد شرکت توسط افراد درون سازمانی با هدف گمراه‌کردن سهامداران است (هیلی[۳]، ۱۹۸۵).

در همین راستا، محیط اطلاعاتی شرکت نقش محوری در واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به گزارش‌های مالی شرکت‌ها دارد. دستیابی به اخبار و اطلاعات از طریق منابع مختلفی امکان‌پذیر است. این منابع می‌تواند شامل گزارش‌های منتشر شده توسط شرکت یا اطلاعات منتشر شده از طریق سایر شرکت‌های یک صنعت باشد (جکسون[۴] و همکاران، ۲۰۲۰). تاثیر اطلاعات گزارش شده توسط شرکت‌های هم‌صنعت، بر قیمت و بازده سهام شرکت‌ها، پدیده‌ای است که اعضای بازار سرمایه و سرمایه-گذاران در بدو ورود به بازار با آن روبرو می‌شوند. به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران از عملکرد شرکت‌های هم صنعت به عنوان مبنایی برای ارزیابی عملکرد شرکت مورد نظر استفاده می‌کنند. این پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی[۵] نامیده می‌شود (سجادی و پورحیدری، ۱۳۹۶). شواهد حسابداری موجود نشان می‌دهد عملکرد شرکت‌ها در یک صنعت، دربردارنده اطلاعات مفیدی درباره سایر شرکت‌ها در همان صنعت است (فوستر[۶]، ۱۹۸۱؛ توماس و ژانگ[۷]، ۲۰۰۸). نتایج مطالعه بال و براون[۸] (۱۹۶۷) نیز نشان داد، سود شرکت همراه با سود سایر شرکت‌ها در همان صنعت و کلیت بازار حرکت می‌کند. این مفهوم، اصطلاحا هم حرکتی سود[۹] نامیده می‌شود (جکسون و همکاران، ۲۰۱۷).

بر اساس مفهوم انتقال اطلاعات درون صنعت، توانایی مدیران برای دستکاری یا ایجاد سوگیری در گزارش‌های مالی تابعی از این است که سرمایه‌گذاران چقدر قادرند از گزارشات ارائه شده توسط دیگر شرکت‌ها، درباره یک شرکت اطلاعات کسب کنند (فیشر و ورچیا[۱۰]، ۲۰۰۰، هینلی و ورچیا[۱۱]، ۲۰۱۶). با توجه به اینکه انگیزه اصلی مدیران حداکثرسازی قیمت سهام است، مدیران می‌توانند با دستکاری اطلاعات مالی از جمله سود، باعث حرکت قیمت سهام در مسیر دلخواه شوند. با این‌حال، زمانی که سود شرکت‌ها در صنعت، با هم حرکت می‌کند یا به عبارتی هم‌حرکتی سود وجود دارد، فعالان بازار سرمایه می‌توانند اطلاعاتی را از سود صنعت درباره سود واقعی و صحیح شرکت کسب کنند و در نتیجه بهتر می‌توانند سوگیری در اطلاعات و گزارش‌های مالی را شناسایی کنند. با آگاهی فعالان بازار سرمایه درباره سود واقعی شرکت از طریق سود سایر شرکت‌ها در صنعت، به جای استفاده از گزارشات شرکت، منافع مورد انتظار مدیران از دستکاری سود کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، اگر سود شرکت با سود سایر شرکت‌ها در صنعت همبستگی یا حرکت همزمان نداشته باشد، قیمت سهام شرکت تابعی از سود شرکت است. در این شرایط، با توجه به انگیزه مدیران در حداکثرسازی قیمت سهام، احتمال دستکاری سود بیشتر خواهد بود. بنابراین می‌توان گفت با افزایش حرکت همزمان سود شرکت با سود سایر شرکت‌ها در صنعت (هم‌حرکتی سود)، احتمال دستکاری سود کاهش می‌یابد(جکسون و همکاران، ۲۰۱۷). گانگ[۱۲] و همکاران (۲۰۱۳) نیز دریافتند زمانی‌که سود شرکت با

سود شرکت‌های هم‌صنعت، حرکت همزمان کمتری دارد مدیران به مدیریت اختیاری پیش‌بینی‌های سود تمایل بیشتری دارند.

با توجه به اهمیت سود به عنوان یک معیار رایج در ارزیابی عملکرد شرکت، همچنین اثرگذاری سود بر قیمت و بازده سهام و وجود انگیزه‌های مختلف برای دستکاری سود از سوی مدیریت، بررسی عواملی که بر احتمال دستکاری سود می‌تواند اثرگذار باشد، ضروری بنظر می‌رسد که می‌تواند کمک قابل توجهی به تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و تخصیص بهینه منابع نماید. بنابراین هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر هم‌حرکتی سود بر احتمال دستکاری سود است. با توجه به اینکه هم‌حرکتی معیاری از محیط اطلاعاتی شرکت‌ها است (جکسون و همکاران، ۲۰۱۷)، برای بررسی اینکه آیا هم‌حرکتی سود در محیط‌های اطلاعاتی مختلف، تاثیر متفاوتی بر احتمال دستکاری سود دارد، بر اساس مطالعات پیشین (نظیر شلیفر[۱۳]، ۱۹۸۵؛ جنتزکو و شاپیرو[۱۴]، ۲۰۰۸؛ جنتزکو و کامنیکا[۱۵]، ۲۰۱۵) متغیر رقابت بازار محصول به عنوان معیاری از محیط اطلاعاتی انتخاب شده است و تاثیر هم‌حرکتی بر احتمال دستکاری سود در محیط رقابتی بالا و پایین نیز مورد بررسی قرار گرفته است.

اهمیت پژوهش حاضر از دو جهت مطرح است: اول، با توجه به کاربرد گسترده سود حسابداری در حوزه‌های مختلف تصمیم‌گیری و قراردادی، و همچنین وجود انگیزه‌های مختلف مدیران برای دستکاری و مدیریت سود آگاهی از عوامل تاثیرگذار بر احتمال دستکاری سود منجر به افزایش کارایی و اثربخشی قراردادها و تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌شود. دوم، مطالعات داخلی انجام شده در حوزه هم‌حرکتی سود و انتقال اطلاعات درون صنعت محدود است. بنابراین نتایج پژوهش حاضر می‌تواند به غنای مطالعات داخلی در این حوزه‌ها کمک کند. در ادامه توضیحاتی در مورد مبانی نظری فرضیه‌ها و پیشینه پژوهش ارائه شده، سپس روش پژوهش و در انتها یافته‌هاو یافته‌ها بیان شده و در آخر نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

۲. مبانی نظری پژوهش

از بین اطلاعات حسابداری، بیشترین توجه تحلیل‌گران، مدیران و سرمایه‌گذاران معطوف به رقم سود خالص است. تاکید بیش از حد بر رقم سود نشان می‌دهد بازار سرمایه توجه زیادی به آخرین قلم اطلاعاتی صورت سود و زیان دارد و سایر معیارهای عملکردی را نادیده می‌گیرد (مقدم و قدردان، ۱۳۹۸). از طرفی، در دسترس بودن انتخاب‌های مختلف حسابداری، برای مدیران امکان مدیریت و دستکاری سود را در راستای خواسته‌های خود فراهم می‌کند. مدیران برای دستیابی به پاداش بیشتر، ارتقای شغلی یا جلوگیری از تعدیل و برکناری، فرصت مدیریت سود را در اختیار دارند (دیویدسون[۱۶] و همکاران، ۲۰۰۴). همچنین در شرکت‌هایی که جریان‌های نقد آزاد زیادی وجود دارد، فرصتی را برای مدیران مهیا می‌کند که در فعالیت‌های دستکاری سود درگیر شوند (بوکیت و اسکندر[۱۷]، ۲۰۰۹). بنابراین انگیزه‌های مختلفی شامل انگیزه‌های بازار سرمایه (نظیر اندازه شرکت، اجتناب از گزارش کاهش سود، جریان‌های نقد آزاد، عرضه اولیه سهام، افزایش قیمت سهام)، انگیزه‌های قراردادی (قراردادهای بدهی و پاداش)، انگیزه‌های سیاسی و مالیاتی و منافع شخصی نظیر شهرت مدیران برای دستکاری سود وجود دارد (مشایخ و همکاران، ۱۳۹۲).

دستکاری سود به معنای تغییر در عملکرد گزارش شده شرکت توسط افراد درون سازمانی با هدف گمراه‌کردن سهامدار است (هیلی، ۱۹۸۵). بنیش[۱۸] (۱۹۹۹) دستکاری سود را این‌گونه تعریف می‌کند: " تخطی مدیریت از اصول پذیرفته شده حسابداری به منظور ارائه نتایج عملکرد شرکت به نحو مطلوب". مدیریت و دستکاری سود، تلاشی برای ارتقای چشم‌انداز عملکرد مدیریت از طریق تغییر در ظاهر صورت‌های مالی است (پاستیلنیک[۱۹]، ۲۰۱۷). بنیش و نیکولز[۲۰] (۲۰۰۷) نشان دادند دستکاری سود معمولاً از طریق اعمال اختیار بر اقلام تعهدی انجام می‌شود. این دستکاری مستلزم بیش از حد نشان‌دادن درآمدها و کمتر از حد نشان دادن هزینه‌ها است که منجر به افزایش دارایی‌ها می‌شود. به دلیل تاثیری که دستکاری سود از طریق سود هر سهم بر قیمت سهام دارد، دستکاری سود یکی از نگرانی‌های قانون‌گذاران، سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران مالی و

سایر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی است (وایو[۲۱]، ۲۰۱۴). از این‌رو، ابزارهای نظارتی درون‌سازمانی (نظیر کمیته حسابرسی و کنترل‌های داخلی موثر) و برون‌سازمانی(نظیر سرمایه‌گذاران نهادی و حسابرسان با کیفیت بالا) بر مدیریت و دستکاری سود از اهمیت زیادی برخوردار است(چانگ[۲۲] و همکاران، ۲۰۰۵).

ادبیات موجود نشان می‌دهد توانایی و تصمیم مدیران برای دستکاری یا عدم دستکاری یک قلم نظیر سود، بستگی به میزان اطلاعاتی دارد که از سایر منابع اطلاعاتی نظیر گزارش‌های مالی ارائه شده توسط دیگر شرکت‌ها قابل دستیابی است (فیشر و ورچیا، ۲۰۰۰، بییر و همکاران، ۲۰۱۰ و هینلی و ورچیا، ۲۰۱۶). هینلی و ورچیا (۲۰۱۶) با بررسی مدلی که در آن جریان‌های نقدی شرکت با جریان‌های نقدی دیگر شرکت‌ها در صنعت همبستگی دارد، دریافتند هرچه میزان همبستگی بیشتر باشد، منافع ناشی از گزارشات سوگیرانه مدیران کمتر خواهد بود. استرابل[۲۳] (۲۰۱۳) با استفاده از یک الگوی نمایندگی که در آن شرکت‌هایی وجود دارند که سود و جریان‌های نقدی آنها با هم همبستگی دارد، به بررسی میزان دستکاری سود پرداخت. وی دریافت هرچه سود شرکت با شرایط رونق و رکود بازار حرکت همزمان داشته باشد، احتمال دستکاری سود کاهش می‌یابد. بنابراین دستکاری و سوگیری در اطلاعات حسابداری نظیر سود می‌تواند تابعی از حرکت همزمان سود شرکت با سود صنعت (هم‌حرکتی سود) باشد.

هم‌حرکتی سود مبتنی بر مفهوم انتقال اطلاعات درون صنعت است. بر اساس این مفهوم، قیمت و بازده سهام شرکت‌ها نه تنها به سود خود شرکت، بلکه به سود سایر شرکت‌ها در یک صنعت بستگی دارد (گراهام و کینگ[۲۴]، ۱۹۹۶) و این موضوع زمانی رخ می‌دهد که سرمایه‌گذاران از سود یک شرکت برای ارزیابی سود شرکت دیگر در همان صنعت استفاده می‌کنند (برگسما و تایال[۲۵]، ۲۰۲۰). مطالعات متعددی وجود دارد که بیانگر انتقال اطلاعات در صنعت از طریق اعلام اعداد و ارقام حسابداری نظیر سود است (برای مثال فوستر، ۱۹۸۱؛ فریمن و تسی[۲۶]، ۱۹۹۲؛ توماس و ژانگ، ۲۰۰۸؛ کوواکس[۲۷]، ۲۰۱۶ و بیکر و همکاران، ۲۰۱۹). این مطالعات نشان می‌دهد سود اعلام شده یک شرکت بر قیمت و بازده سهام سایر شرکت‌ها در همان صنعت تاثیر مثبت دارد. این موضوع به طور ضمنی بیان می‌کند که سود اعلام شده یک شرکت، حاوی اخباری است که می‌تواند بر سود و در نتیجه قیمت سهام سایر شرکت‌ها اثرگذار باشد (کو[۲۸] و همکاران، ۲۰۱۷).

بر اساس مفهوم انتقال اطلاعات درون صنعت، هم حرکتی سود بدین معنا است که سود شرکت همراه با سود سایر شرکت‌های همان صنعت حرکت می‌کند. هم‌حرکتی سود سبب می‌شود سرمایه‌گذاران از طریق سود گزارش شده سایر شرکت‌ها در یک صنعت، اطلاعاتی را درباره سود واقعی شرکت مورد نظر بدست آوردند و از این طریق سوگیری یا دستکاری سود را تا حدودی شناسایی کنند. با آگاهی افراد درباره سود واقعی شرکت از طریق سود سایر شرکت‌ها در صنعت، به جای استفاده از گزارشات شرکت، منافع مورد انتظار مدیران از دستکاری سود کاهش می‌یابد. در شرکت‌هایی که هم‌حرکتی سود بیشتر است، انعطاف‌پذیری کمتری برای دستکاری سود وجود دارد. زیرا تشخیص دستکاری سود راحت‌تر است بدین صورت که سهامداران می‌توانند با بررسی سود سایر شرکت‌ها در همان صنعت، سود مورد انتظار شرکت را پیش‌بینی کنند. بنابراین می‌توان انتظار داشت با افزایش هم‌حرکتی سود، احتمال دستکاری سود کاهش می‌یابد(جکسون و همکاران، ۲۰۱۷). بر این اساس فرضیه اول پژوهش عبارت است از:

فرضیه اول: در شرکت‌هایی که هم‌حرکتی سود بیشتر است، احتمال دستکاری سود کمتر خواهد بود.

سود، دربردارنده تاثیر شوک‌های اقتصادی مختلف بر عملکرد شرکت است. اجزای سود متاثر از رویدادهای خاص شرکت و رویدادهای سطح صنعت است و بر قیمت سهام سایر شرکت‌ها در همان صنعت پیامدهای مختلفی دارد (فوستر، ۱۹۸۱ و لانگ و لاندهم[۲۹]، ۱۹۹۶). برای مثال اخبار خوب ناشی از کاهش قیمت مواد اولیه، احتمالاً اخبار خوبی را به کل صنعت منتقل می‌کند زیرا سایر شرکت‌ها در همان صنعت نیز می‌توانند از کاهش بهای تولید برخوردار شوند. در حالی‌که اخبار خوب که

ناشی از تلاش‌های بازاریابی خاص یک شرکت است می‌تواند دربردارنده اخبار بد برای سایر شرکت‌های هم‌صنعت باشد. زیرا چنین اقداماتی ممکن است سود یک شرکت را به هزینه سایر شرکت‌های هم صنعت، افزایش دهد (کو و همکاران، ۲۰۱۷). بنابراین می‌توان گفت هم‌حرکتی سود معیاری از محیط اطلاعاتی شرکت‌ها است. شرکت‌هایی که هم‌حرکتی کمتری دارند، محیط اطلاعاتی و منابع اطلاعاتی‌کمتری نیز دارند. برای بررسی اینکه آیا هم‌حرکتی سود در محیط‌های اطلاعاتی مختلف، تاثیر متفاوتی بر احتمال دستکاری سود دارد، بر اساس مطالعات پیشین (نظیر شلیفر، ۱۹۸۵؛ جنتزکو و شاپیرو، ۲۰۰۸؛ جنتزکو و کامنیکا، ۲۰۱۵ و جکسون و همکاران، ۲۰۱۷) متغیر رقابت بازار محصول به عنوان معیاری از محیط اطلاعاتی انتخاب شده است.

رقابت بازار محصول اغلب به عنوان یک مکانیزم انضباطی بر رفتار مدیران در نظر گرفته می‌شود که در کاهش مشکلات نمایندگی و افزایش کارایی اقتصادی موثر است (شلیفر و ویشنی[۳۰]، ۱۹۹۷). شرکتی که از طریق رقابت با سایر شرکت‌ها منضبط می‌شود، ملزم به تکامل ابزارهای نظارتی برای نظارت موثر بر عملکرد کل شرکت و تک تک افراد شرکت است (فاما[۳۱]، ۱۹۸۰). بالاکریشنان و کوهن[۳۲] (۲۰۱۲) معتقدند گزارش‌های نادرست مالی بیانگر وجود مشکلات نمایندگی بین سهامداران و مدیران اجرایی شرکت‌ها است و رقابت بازار محصول، این گزارشگری نادرست را محدود می‌کند. بنابراین می‌توان انتظار داشت در شرکت‌های با رقابت بازار محصول بالاتر، نقش هم‌حرکتی در کاهش رفتارهای سوگیرانه مدیران کم‌رنگ و محدودتر می‌شود (زیرا رقابت بازار محصول به عنوان مکانیزم انضباطی وجود دارد و انگیزه‌های دستکاری سود را کاهش می‌دهد) و در شرکت‌های با رقابت بازار محصول پایین‌تر، تاثیر هم‌حرکتی سود در کاهش رفتارهای سوگیرانه مدیران و دستکاری سود بیشتر است (جکسون و همکاران، ۲۰۱۷). بر این اساس فرضیه دوم پژوهش را به شرح زیر می‌توان تدوین نمود:

فرضیه دوم: در شرکت‌های با رقابت پایین بازار محصول، نسبت به رقابت بالا، رابطه بین هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود قوی‌تر خواهد بود.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. پیشینه خارجی

نخیلی[۳۳] و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای ارتباط بین جریان‌های نقد آزاد، مدیریت سود و نقش تعدیل‌کنندگی حاکمیت شرکتی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد سازوکارهای حاکمیت شرکتی نظیر استقلال کمیته حسابرسی و حسابرسی مستقل با کیفیت در کنار وجود سرمایه‌گذاران نهادی، تاثیر کاهشی بر مدیریت سود دارد. کاکس[۳۴] و همکاران (۲۰۱۶) نشان دادند انتقال اطلاعات درون صنعت وجود دارد و در همین حوزه، تاثیر اخبار بد از تاثیر اخبار خوب بیشتر است. کو و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی اجزای سود و انتقال اطلاعات درون صنعت پرداختند. طبق مطالعه آنها اجزای سود دربردارنده شوک‌های سطح صنعت و رویدادهای خاص شرکت است. نتایج مطالعه آنها نشان داد سود شرکت بر قیمت سهام شرکت‌های هم صنعت تاثیر دارد. همچنین اخبار سودی که مرتبط با شرایط صنعت است منجر به انتقال اطلاعات مثبت درون صنعت می‌شود ولی اخبار سودی که مرتبط با اقدامات خاص شرکت است تاثیر منفی بر سایر شرکت‌ها دارد و به عبارتی انتقال اطلاعات منفی رخ می‌دهد. جکسون و همکاران (۲۰۱۷) با بررسی ارتباط بین هم‌حرکتی و دستکاری سود نشان دادند در شرکت‌هایی که همبستگی سود با سایر شرکت‌های صنعت بیشتر است (هم‌حرکتی بالاتر)، احتمال دستکاری سود توسط مدیریت و ارائه گزارش‌های سوگیرانه کاهش می‌یابد. همچنین در شرکت‌هایی که رقابت بازار محصول پایین‌تر است، ارتباط بین هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود بیشتر است. جکسون و همکاران (۲۰۲۰) با بررسی هم‌حرکتی سود و آگاهی-بخشی سود دریافتند افزایش هم حرکتی سود، با کاهش ضریب واکنش سود همراه است و وجود منابع اطلاعاتی دیگر سبب می‌شود محتوای اطلاعاتی سود کمتر شود. زیرا سرمایه‌گذاران با بهره‌مندی از سایر منابع اطلاعاتی، می‌توانند پیش‌بینی خود

از سود شرکت را تعدیل کنند. همچنین شرکت‌هایی که زودتر از شرکت‌های هم‌صنعت اعلام سود دارند، ضریب واکنش سود بیشتری خواهند داشت. زیرا در این شرایط سرمایه‌گذاران برای تعدیل انتظاراتشان، منابع اطلاعاتی کمتری داشته و در نتیجه به سود اعلام شده واکنش بیشتری نشان می‌دهند. کیم و اولر[۳۵] (۲۰۲۱) با بررسی خالص دارایی‌های عملیاتی و دستکاری سود نشان دادند روش‌های دستکاری سود چرخه عمر محدود دارد. بدین صورت که در ابتدا دستکاری سود منجر به افزایش بازده سهام می‌شود. اما از آنجایی‌که افزایش مستمر خالص دارایی‌های عملیاتی با هدف دستکاری سود، ریسک کشف آن توسط حسابرسان و قانونگذاران را افزایش می‌دهد، رشد خالص دارایی‌های عملیاتی دستکاری سود در آینده را محدود می‌کند و نهایتاً منجر به کاهش بازده سهام می‌شود. لیو[۳۶] و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی به بررسی وجود انتقال اطلاعات درون صنعتی در بازار سرمایه چین پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد انتقال اطلاعات بین شرکت‌های هم صنعت وجود دارد و زمانی که پیش‌بینی‌های سود دقیق‌تر و قابل‌اتکاء تر است، انتقال اطلاعات قوی‌تر است. همچنین محدودیت‌های قانون و مقرراتی انتقال اطلاعات درون صنعت را کاهش می‌دهد.

۲-۳. پیشینه داخلی

سجادی و همکاران(۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر همبستگی دورن صنعتی بر محیط گزارشگری مالی پرداختند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد در صنایعی که همبستگی درون صنعتی بیشتر است، کیفیت افشاء، کیفیت سود و خطای پیش‌بینی کمتر بوده و عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر است. سجادی و پورحیدری (۱۳۹۶) با بررسی رابطه همبستگی درون صنعتی با ضریب واکنش سود، تعداد دفعات پیش‌بینی سود و هزینه سرمایه نشان دادند در صنایعی که همبستگی درون صنعتی بیشتر است، هزینه سرمایه و واکنش به اعلام سود کمتر و تعداد دفعات پیش‌بینی سود بیشتر است. علاوه‌براین، رفتار توده‌وار مدیران در این صنایع، بر نحوه ارائه اطلاعات و واکنش سرمایه‌گذاران به آن تاثیرگذار است. بهشور و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای رابطه بین دستکاری سود و نرخ موثر مالیاتی را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های پژوهش نشان داد هموارسازی سود و اقلام تعهدی اختیاری به عنوان معیاری از دستکاری سود، با نرخ موثر مالیاتی رابطه مثبت و معنادار دارد. حمیدیان (۱۳۹۹) در پژوهشی تاثیر هم‌حرکتی سود بر ضریب واکنش اعلام سودهای فصلی مورد بررسی قرار داد. یافته‌ها حاکی از ان است که ضریب واکنش سودهای فصلی بر بازده خرید و نگهداری در دوره سه روزه اعلام سود تاثیر مثبت و معنادار دارد و هم حرکتی سود باعث تضعیف این رابطه می‌شود. همچنین در شرایط وجود اخبار خوب سود، هم حرکتی سود ضریب واکنش سود فصلی را کاهش می‌دهد ولی در حالت وجود اخبار بد، هم‌حرکتی تاثیر معناداری بر ضریب واکنش سود ندارد. ابراهیمی و همکاران (۱۴۰۰) با بررسی انگیزه‌های رفتاری مدیران در دستکاری سود از منظر تئوری چشم‌انداز تجمعی نشان دادند در شرایطی که مدیر احتمال وقوع زیان نسبت به نقطه مرجع را بالا برآورد کند، احتمال دستکاری سود بیشتر بوده و در شرایطی که این احتمال پایین باشد، احتمال دستکاری سود پایین‌تر خواهد بود. همچنین اگر مدیر احتمال دستیابی به سود نسبت به نقطه مرجع را پایین پیش‌بینی کند، احتمال دستکاری سود بالاتر بوده و در شرایطی که این احتمال بالا باشد، احتمال دستکاری سود توسط مدیر کمتر است. سجادی (۱۴۰۱) در پژوهشی به بررسی تاثیر تنوع سهامداران عمده و کیفیت سود و کیفیت افشاء با تاکید بر نقش همبستگی درون صنعتی پرداخت. نتایج این مطالعه بیانگر رابطه مثبت بین تنوع سبد سهامداران عمده و کیفیت سود و کیفیت افشاء بود. همچنین همبستگی درون صنعتی بر رابطه بین تنوع سهامداران عمده و کیفیت افشاء تاثیر منفی و معنادار دارد ولی بر رابطه بین تنوع سهامداران عمده و کیفیت سود تاثیر معنادار ندارد. خلیل‌زاده و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی تاثیر ویژگی‌های روانشناختی مدیرعامل بر احتمال دستکاری سود و واکنش حسابرس به آن پرداختند. نتایج بررسی بیانگر تاثیر خودشیفتگی مدیرعامل بر احتمال دستکاری سود با استفاده از مدل بنیش دلالت دارد.

ولی ارتباط بین بیش‌اعتمادی مدیرعامل و احتمال دستکاری سود و همچنین واکنش حسابرس به احتمال دستکاری سود مورد تایید قرار نگرفت.

۴. روش پژوهش

مطالعه حاضر، از لحاظ هدف کاربردی است زیرا نتایج آن می‌تواند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران موثر باشد. همچنین از لحاظ ماهیت، پژوهشی توصیفی مبتنی بر اطلاعات واقعی صورت‌های مالی است. برای بررسی داده‌های پژوهش و آزمون فرضیه‌ها رگرسیون لاجیت و داده‌های ترکیبی مورد استفاده قرار گرفته و برای برآورد مدل‌های رگرسیونی، از نرم افزار Stata15 استفاده شده است. جامعه آماریشامل شرکت‌های پذیرش شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای ۱۳۸۸ تا پایان ۱۳۹۹ است. نمونه آماری شرکت‌هایی هستند که دارای زیر باشند:

- به منظور حفظ قابلیت مقایسه، سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند باشد.
- جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی، بیمه، بانک و سرمایه‌گذاری نباشند زیرا این شرکت‌ها عملیات متفاوتی دارند.
- صورت‌های مالی سالانه و فصلی شرکت‌ها در دوره زمانی پژوهش، در دسترس باشد.
- طی دوره پژوهش بیش از شش ماه توقف معاملاتی سهام نداشته نباشد.
- حداقل سه شرکت از هر صنعت وجود داشته باشد (زیرا محاسبه متغیر هم حرکتی سود با استفاده از صنعت‌بندی انجام می‌شود).

با لحاظ کردن این شرایط، تعداد ۱۳۴ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۹ انتخاب شده است. آزمون فرضیه‌ها در دوره زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ انجام شده و اطلاعات صورت‌های مالی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۱ برای محاسبه متغیر هم‌حرکتی سود استفاده شده است. زیرا برای محاسبه این متغیر، اطلاعات ۴ سال قبل (۱۶ فصل) مورد نیاز است.

۴-۱. مدل پژوهش

برای ازمون فرضیه‌ها به پیروی از مطالعه جکسون و همکاران (۲۰۱۷)، از رابطه رگرسیونی (۱) استفاده شده است.

$$PM_{it} = \beta_0 + \beta_1 CoMov_{it} + \beta_2 MVE_{it} + \beta_3 \Delta Rec_{it} + \beta_4 \Delta Inv_{it} + \beta_5 \Delta ROA_{it} + \beta_6 \sigma CFO_{it} + \beta_7 year_{it} + \varepsilon_{it}$$ رابطه (۱)

در الگوی فوق:

PM_{it}: احتمال دستکاری سود شرکت i در سال t (متغیر دو وجهی)

$CoMov_{it}$: هم حرکتی سود شرکت i در سال t

MVE_{it}: اندازه شرکت i در سال t

ΔRec_{it}: تغییرات حساب دریافتنی شرکت i در سال t نسبت به سال t-1

ΔInv_{it}: تغییرات موجودی کالای شرکت i در سال t نسبت به سال t-1

ΔROA_{it}: تغییرات بازده دارایی‌های شرکت i در سال t نسبت به سال t-1

σCFO_{it}: انحراف استاندارد جریان‌های نقد عملیاتی شرکت i طی سه سال قبل از سال t

year: متغیر سال جهت کنترل اثرات سال

ε: باقیمانده مدل

با توجه به اینکه متغیر وابسته در رابطه (۱)، به صورت دو وجهی (صفر و یک) است، این رابطه رگرسیونی با استفاده از روش لاجیت تخمین زده شده است. طبق فرضیه اول در شرکت‌هایی که هم‌حرکتی سود، بیشتر است احتمال دستکاری سود

کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر هم‌حرکتی سود تاثیر منفی بر احتمال دستکاری سود دارد. اگر ضریب متغیر هم‌حرکتی سود (β_1) در سطح اطمینان ۹۵ درصد منفی و معنادار باشد، فرضیه اول رد نمی‌شود.

برای آزمون فرضیه دوم، ابتدا شرکت‌های نمونه بر اساس متغیر رقابت بازار محصول به دو دسته شرکت‌های با رقابت بالا و رقابت پایین تقسیم‌بندی می‌شوند. برای این تقسیم‌بندی از میانه رقابت بازار محصول در صنعت استفاده شده است. شرکت‌هایی که دارای رقابت بازار محصول بالاتر (پایین‌تر) از میانه هستند، در دسته شرکت‌های با رقابت بالا (پایین) قرار می‌گیرند (جکسون و همکاران، ۲۰۱۷).

پس از این تقسیم‌بندی، رابطه رگرسیونی (۱) در هر دو دسته از شرکت‌ها (رقابت بالا و پایین) تخمین زده شده و ضریب β_1 برای آزمون فرضیه دوم مورد استفاده قرار گرفته است. بر اساس فرضیه دوم انتظار بر این است در شرکت‌های با رقابت پایین، نسبت به رقابت بالا، رابطه بین هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود قوی‌تر خواهد بود. یعنی در شرکت‌های با رقابت پایین، ضریب β_1 در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار و بزرگتر از ضریب مربوطه در شرکت‌های با رقابت بالا باشد.

۴-۲. نحوه محاسبه متغیرها

متغیرهای وابسته، مستقل، تعدیل‌گر و کنترلی در این مطالعه به شرح زیر مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

۴-۲-۱. متغیر وابسته

در این پژوهش، متغیر وابسته برابر با احتمال دستکاری سود است که یک متغیر دو وجهی (صفر و یک) بوده و برای محاسبه آن از شاخص M-Score طبق الگوی بنیش (۱۹۹۹) استفاده شده است. این الگو به شرح رابطه (۲) است.

$$\text{M-Score} = -4.84 + 0.920*\text{DSRI} + 0.528*\text{GMI} + 0.404*\text{AQI} + 0.892*\text{SGI} + 0.115*\text{DEPI} - 0.172*\text{SGAI} + 0.479*\text{TATA} - 0.327*\text{LEVI} \qquad \text{رابطه (۲)}$$

در رابطه (۲)، M-Score: امتیاز دستکاری سود، DSRI: شاخص مطالبات به فروش، GMI: شاخص حاشیه سود ناخالص، AQI: شاخص کیفیت دارایی، SGI: شاخص رشد فروش، DEPI: شاخص هزینه استهلاک، SGAI: شاخص هزینه‌های عمومی، اداری و فروش، TATA: شاخص اقلام تعهدی و LEVI: شاخص اهرم مالی است. اگر امتیاز محاسبه شده طبق این الگو از ۱/۷۸- بیشتر باشد، به احتمال زیاد شرکت سود را دستکاری کرده است و متغیر احتمال دستکاری سود، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر می‌گیرد. شاخص‌های استفاده شده در الگوی بنیش (۱۹۹۹) به شرح زیر محاسبه شده است.

DSRI : شاخص مطالبات به فروش که از طریق رابطه (۳) بدست می‌آید.

$$DSRI = \frac{Rec_t / Sales_t}{Rec_{t-1} / Sales_{t-1}} \qquad \text{رابطه (۳)}$$

Rec مطالبات و Sales فروش شرکت است. افزایش این شاخص می‌تواند بیانگر تغییر در سیاست‌های فروش نسیه برای افزایش فروش باشد ولی افزایش نامتناسب در این شاخص، می‌تواند سبب بیش‌نمایی درآمد شود.

GMI: شاخص حاشیه سود ناخالص که طبق رابطه (۴) بدست می‌اید.

$$GMI = \frac{(Sales_{t-1} - COG_{t-1})/Sales_{t-1}}{(Sales_t - COG_t)/Sales_t} \qquad \text{رابطه (۴)}$$

COG: بهای تمام شده کالای فروش رفته. اگر این شاخص از یک بزرگتر شود، نشان می‌دهد حاشیه سود سال جاری نسبت به سال قبل کاهش داشته و علامتی منفی از چشم‌انداز آتی شرکت است. در این قبیل شرکت‌ها، احتمال دستکاری سود افزایش می‌یابد.

AQI: شاخص کیفیت دارایی به شرح رابطه (۵) است. اگر این شاخص بزرگتر از یک شود، شرکت مخارج سرمایه‌ای را افزایش داده است.

$$AQI = \frac{1-[(CA_t - NPPE_t)/ASSET_t]}{1-[(CA_{t-1} - NPPE_{t-1})/ASSET_{t-1}]}$$ رابطه (۵)

CA: دارایی جاری، NPPE: خالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات و Asset: جمع کل دارایی‌ها

SGI: شاخص رشد فروش به شرح رابطه (۶) است. رشد فروش به خودی خود بیانگر دستکاری سود نیست. با این‌حال، افزایش فروش نسبت به دوره قبل، احتمال دستکاری سود را افزایش می‌دهد.

$$SGI = \frac{Sales_t}{Sales_{t-1}}$$ رابطه (۶)

DEPI: شاخص هزینه استهلاک است که طبق رابطه (۷) محاسبه شده است. اگر مقدار این شاخص از یک بزرگتر شود، نشان می‌دهد نرخ استهلاک کاهش داشته که می‌تواند نشانه‌ای از دستکاری سود باشد.

$$DEPI = \frac{Dep_{t-1}/PPE_{t-1}}{Dep_t/PPE_t}$$ رابطه (۷)

DEP: هزینه استهلاک و PPE: ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات

SGAI: شاخص هزینه‌های اداری، عمومی و فروش که از رابطه (۸) محاسبه شده است. افزایش این شاخص بیانگر افزایش هزینه‌های عمومی، اداری و فروش نسبت به سال قبل بوده و می‌تواند علامتی از دستکاری سود باشد.

$$SGAI = \frac{SGA_t/Sales_t}{SGA_{t-1}/Sales_{t-1}}$$ رابطه (۸)

SGA: هزینه‌های عمومی، اداری و فروش

TATA: شاخص کل اقلام تعهدی به کل دارایی‌ها که طبق رابطه (۹) محاسبه شده است. افزایش اقلام تعهدی با افزایش احتمال دستکاری سود همراه است. ACC: کل اقلام تعهدی است که از اختلاف بین سود عملیاتی و جریان‌های نقد عملیاتی محاسبه شده است (بنیش، ۱۹۹۹).

$$TATA = \frac{ACC_t}{Asset_t}$$ رابطه (۹)

LEVI: شاخص اهرم مالی که طبق رابطه (۱۰) محاسبه شده است. افزایش این شاخص، بیانگر افزایش احتمال دستکاری سود است (بنیش، ۱۹۹۹).

$$LEVI = \frac{LTD_t + CL_t/Asset_t}{LTD_{t-1} + CL_{t-1}/Asset_{t-1}}$$ رابطه (۱۰)

LTD: جمع بدهی‌های غیرجاری، CL: جمع بدهی‌های جاری و Asset: جمع کل دارایی‌ها

۲-۲-۴. متغیر مستقل

در این مطالعه، هم‌حرکتی سود(CoMov) به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است و مطابق با پژوهش جکسون و همکاران (۲۰۲۰) به شرح زیر محاسبه شده است:

ابتدا نمونه آماری که شامل ۱۳۴ شرکت است بر اساس صنعت تفکیک شدند. برای صنعت‌بندی لازم است حداقل سه شرکت از هر صنعت وجود داشته باشد[۳۷]. سپس در پایان هر سال، ضریب همبستگی سود فصلی هر شرکت با سایر شرکت‌های آن صنعت محاسبه می‌شود. برای محاسبه این ضریب همبستگی در هر سال، از سودهای فصلی چهار سال قبل (یعنی۱۶ فصل) استفاده شده است. در انتها بزرگترین ضریب همبستگی به عنوان شاخص هم‌حرکتی سود انتخاب شده است. سود فصلی که برای محاسبه ضریب همبستگی مورد استفاده قرار گرفته از طریق تقسیم بر ارزش بازار سهام شرکت در پایان هر فصل مقیاس‌زدایی شده است. فرآیند مذکور برای هر شرکت، در هر سال جداگانه انجام شده است. به عنوان مثال، اگر یک صنعت شامل ۱۲ شرکت باشد، باید برای هر شرکت، ضریب همبستگی سود آن شرکت با ۱۱ شرکت دیگر آن صنعت محاسبه شود و از بین ۱۱ ضریب همبستگی بدست آمده، بزرگترین آن به عنوان شاخص هم‌حرکتی سود شرکت مورد نظر انتخاب شود. با توجه به اینکه این صنعت شامل ۱۲ شرکت دارد، این فرآیند ۱۲ بار جداگانه برای هر شرکت در هر سال باید انجام شود.

۳-۲-۴. متغیر تعدیگر

متغیر رقابت بازار محصول، متغیر تعدیلگر این پژوهش است. برای محاسبه این متغیر به پیروی از پژوهش‌های جکسون و همکاران (۲۰۱۷) و چن[۳۸] و همکاران (۲۰۱۲) از شاخص هیرفیندال-هیرشمن استفاده شده است. نحوه محاسبه به شرح رابطه (۱۱) است.

$$HHI = \sum_{i=1}^{n}(\frac{Xi}{X})^2$$ رابطه (۱۱)

X_i: فروش شرکت i، X: کل فروش صنعت، n: تعداد شرکت‌های موجود در هر صنعت. پس از محاسبه این شاخص، شرکت‌های نمونه بر اساس میانه رقابت بازار محصول در صنعت (صنایع بورس) به دو دسته شرکت‌های با رقابت بالا و رقابت پایین تقسیم‌بندی می‌شوند. شرکت‌هایی که دارای رقابت بازار محصول بالاتر (پایین‌تر) از میانه هستند، در دسته شرکت‌های با رقابت بالا (پایین) قرار می‌گیرند.

۴-۲-۴. متغیرهای کنترلی

برای کنترل عوامل احتمالی دیگری که بر دستکاری سود تاثیر دارند به پیروی از پژوهش‌های کریستنسن[۳۹] و همکاران (۲۰۲۲)، دیمیرجیان[۴۰] و همکاران (۲۰۲۰)، جکسون و همکاران (۲۰۱۷)، خلیل‌زاده و همکاران (۱۳۹۹)، متغیرهای اندازه شرکت (MVE)، تغییرات حساب دریافتنی (ΔRec)، تغییرات موجودی کالا (ΔInv)، تغییرات بازده دارایی‌ها (ΔROA) و انحراف استاندارد جریان‌های نقدی عملیاتی (σCFO) به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شده‌اند.

اندازه شرکت (MVE): برابر با لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام در پایان سال است.

تغییرات حساب دریافتنی (ΔRec): برابر با تغییرات حساب دریافتنی در پایان سال جاری نسبت به سال قبل تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها در پایان سال

تغییرات موجودی کالا (ΔInv): برابر با تغییرات موجودی کالا در پایان سال جاری نسبت به سال قبل تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها در پایان سال

تغییرات بازده دارایی‌ها (ΔROA): عبارت است از تقسیم تغییرات سود خالص بر میانگین کل دارایی‌ها در پایان سال

انحراف استاندارد جریان‌های نقدی عملیاتی (σCFO): از طریق انحراف استاندارد جریان‌های نقدی عملیاتی در طی سه سال قبل(نسبت به سال جاری) اندازه‌گیری شده است. جریان‌های نقد عملیاتی با تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها مقیاس‌زدایی شده است.

۵. یافته‌های پژوهش

نتایج آمار توصیفی متغیرهای این پژوهش در نگاره (۱) ارائه شده است.

نگاره ۱. آماره‌های توصیفی

نام متغیر	نماد	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار	میانه
احتمال دستکاری سود	PM	۰	۱	۰/۴۷۶۶	۰/۴۹۹۶	۰
هم حرکتی سود	CoMov	-۰/۴۳۲۸	۰/۹۵۸۹	۰/۵۷۴۹	۰/۲۲۹۰	۰/۶۱۸۰
اندازه	MVE	۱۰/۹۸۸۳	۲۱/۱۲۴۱	۱۴/۸۷۶۳	۱/۶۴۴۹	۱۴/۶۲۴۸
تغییرات حساب دریافتنی	ΔRec	-۰/۷۲۸۲	۰/۷۰۰۵	۰/۰۶۳۰	۰/۱۳۸۷	۰/۰۴۱۶
تغییرات موجودی کالا	ΔInv	-۰/۳۸۹۵	۰/۷۶۶۸	۰/۰۵۲۲	۰/۱۰۱۱	۰/۰۳۴۸
تغییرات بازده دارایی‌ها	ΔROA	-۱/۵۲۹۶	۱/۲۰۲۹	۰/۰۴۹۵	۰/۱۵۷۱	۰/۰۲۳۶
انحراف استاندارد جریان‌های نقد عملیاتی	σCFO	۰/۰۰۵۲	۰/۵۷۹۶	۰/۰۸۴۳	۰/۰۵۱۵	۰/۰۷۲۳
رقابت بازار محصول	HHI	۰/۰۵۹۹	۰/۵۸۲۰	۰/۲۵۴۳	۰/۰۰۴۱	۰/۲۹۳۷

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیر وابسته در این پژوهش، احتمال دستکاری سود است که به صورت متغیر مجازی (صفر و یک) است. در متغیرهای مجازی، مقدار میانگین بیانگر درصدی از مشاهدات است که عدد یک دارند. تعداد مشاهدات سال - شرکت مطالعه حاضر با توجه به حذف داده‌های پرت و نبود برخی از اطلاعات مورد نیاز در سال‌های مختلف، برابر با ۱۰۴۸ مشاهده سال شرکت است. میانگین متغیر احتمال دستکاری سود برابر با ۰/۴۷۶۶ است که نشان می‌دهد در حدود ۴۸ درصد مشاهدات سال – شرکت (تقریباً ۴۹۹ مشاهده)، احتمال دستکاری سود وجود دارد. متغیر مستقل، هم‌حرکتی سود است که از طریق انتخاب بیشترین ضریب همبستگی سود فصلی شرکت با شرکت‌های همان صنعت طی ۱۶ فصل(۴ سال) قبل در هر سال محاسبه شده است. این متغیر دارای میانگین ۰/۵۷۴۹ است که نشان می‌دهد بیشتر مشاهدات متغیر هم‌حرکتی پیرامون این نقطه متمرکز هستند. انحراف معیار متغیر هم‌حرکتی سود برابر با ۰/۲۲۹۰ است که نشان‌دهنده میزان پراکندگی مشاهدات از مقدار میانگین است. حداقل مقدار متغیر هم‌حرکتی سود برابر با ۰/۴۳۲۸- است که بیانگر همبستگی منفی سود در برخی شرکت‌های هم صنعت است. اندازه شرکت برابر با لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام در پایان سال است. مقدار میانگین برای اندازه شرکت‌ها برابر با ۱۴/۸۷۶۳ است که نشان می‌دهد در شرکت‌های نمونه لگاریتم طبیعی ارزش بازار حدود ۱۵ است. شاخص‌های حداقل و حداکثر هر متغیر نیز می‌تواند میزان پراکندگی مشاهدات را نشان دهد. مقدار حداقل متغیر اندازه ۱۰/۹۸۸۳ و حداکثر ۲۱/۱۲۴۱ است که با توجه به مقدار میانگین این متغیر، حداقل و حداکثر اندازه شرکت‌ها تفاوت زیادی با میانگین اندازه شرکت‌های نمونه ندارد. متغیر رقابت محصول از طریق شاخص هرفیندال-هیرشمن اندازه‌گیری شده است. قابل ذکر است که این متغیر به طور مستقیم در مدل رگرسیونی استفاده نشده است. از میانه این متغیر برای تفکیک نمونه به دو دسته شرکت‌های با رقابت بالا و پایین استفاده شده است.

۵-۱. نحوه آزمون فرضیه اول پژوهش

رابطه رگرسیونی (۱) برای آزمون فرضیه اول استفاده شده است. با توجه به اینکه متغیر وابسته به صورت دو ارزشی (صفر و یک) است، برای تخمین مدل از داده‌های ترکیبی و رگرسیون لاجیت استفاده شده است. مهم‌ترین ویژگی رگرسیون لاجیت

این است که نیاز به برقرار بودن فرض نرمال بودن داده‌ها و فرض همسانی واریانس ندارد. با این حال برای تخفیف اثر ناهمسانی واریانس احتمالی از آپشن robust (رگرسیون نیرومند) در برازش مدل استفاده گردید. در رگرسیون‌های حداقل مربعات معمولی (OLS)، در داده‌های ترکیبی برای انتخاب روش تابلویی و تلفیقی در تخمین مدل از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. روش تابلویی نیز با استفاده از دو مدل با اثرات ثابت و اثرات تصادفی انجام می‌شود. ولی در داده‌های ترکیبی زمانی‌که از رگرسیون لاجیت استفاده می‌شود، آزمون F لیمر قابل انجام و مرسوم نیست (افلاطونی، ۱۴۰۰). در نتیجه به منظور ثابت نگه داشتن اثرات ثابت سال، متغیر سال (year) به مدل اضافه شده است.

برای بررسی نیکویی برازش الگوی لاجیت، روش‌های رایج شامل نسبت راست نمایی(log likelihood)، ضریب تعیین مک -فادن (همان Pseudo R^2 در نرم افزار استتا) و آزمون هاسمر-لمشو است. با توجه به اینکه آزمون هاسمر – لمشو در داده‌های ترکیبی قابل انجام نیست، از نسبت راست‌نمایی و ضریب تعیین برای بررسی نیکویی برازش استفاده شده است که نتایج آن همراه با نتایج تخمین رابطه رگرسیونی (۱) در نگاره (۲) ارائه و بررسی شده است. هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی با استفاده از عامل تورم واریانس (VIF) انجام گردید. نتایج حاصله نشان داد مقدار آماره VIF برای متغیرهای توضیحی کمتر از ۲ بوده که نشان‌دهنده نبود مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی است.

۲-۵. نتایج آزمون فرضیه اول

طبق فرضیه اول انتظار می‌رود در شرکت‌هایی که هم‌حرکتی سود بیشتر است، احتمال دستکاری سود کمتر خواهد بود. آزمون این فرضیه از طریق تخمین رابطه رگرسیونی (۱) به روش داده‌های ترکیبی و لاجیت انجام شده که نتایج آن به شرح نگاره (۲) است.

نگاره ۲. نتایج تخمین رابطه رگرسیونی (۱)

$$PM_{it} = \beta_0 + \beta_1 CoMov_{it} + \beta_2 MVE_{it} + \beta_3 \Delta Rec_{it} + \beta_4 \Delta Inv_{it} + \beta_5 \Delta ROA_{it} + \beta_6 \sigma CFO_{it} + \beta_7 year_{it} + \varepsilon_{it}$$

نام متغیر	نماد	ضریب	انحراف استاندارد	آماره Z	P-value
هم‌حرکتی سود	CoMov	-۰/۹۱۴۵	۰/۴۲۵۷	-۲/۱۵	۰/۰۳۲
اندازه	MVE	۰/۵۷۵۶	۰/۱۱۱۷	۵/۱۵	۰/۰۰۰
تغییرات حساب دریافتنی	ΔRec	۸/۶۵۶۱	۱/۱۵۶۱	۷/۴۹	۰/۰۰۰
تغییرات موجودی کالا	ΔInv	۱/۵۸۲۱	۰/۸۷۵۱	۱/۸۱	۰/۰۷۱
تغییرات بازده دارایی‌ها	ΔROA	۱/۲۶۵۸	۰/۵۲۰۰	۲/۴۳	۰/۰۱۵
انحراف استاندارد جریان‌های نقد عملیاتی	σCFO	۴/۹۴۰۱	۲/۹۴۹۶	۱/۶۷	۰/۰۹۴
آماره کای دو		۱۳۲/۳۶	ضریب تعیین Pseudo	۰/۲۷۰۷	
احتمال آماره کای دو		۰/۰۰۰۰	log likelihood	-۳۶۳/۸۱۸۸	

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج ارائه شده در نگاره (۲) احتمال آماره کای‌دو برابر با ۰/۰۰۰۰ بوده که از سطح خطای ۵ درصد کمتر است. این نتیجه نشان می‌دهد حداقل یکی از ضرایب متغیرهای توضیحی در رگرسیون غیر صفر است و مدل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. ضریب تعیین pseudo نیز برابر با ۲۷ درصد است که حاکی از آن است ۲۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته با استفاده از متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داده شده است. یکی از روش‌های بررسی قدرت

نیکویی برازش رگرسیون‌های لاجیت، log likelihood است. مقدار این آماره منفی بوده و هر چه قدر مطلق آن عدد بزرگتری باشد، نشان از مناسب بودن برازش مدل است. طبق نتایج نگاره (۲) مقدار این آماره برابر با ۳۶۳/۸۱۸۸- است که بالا بودن قدر مطلق این آماره، نشان از قدرت نیکویی برازش مدل دارد.

در رگرسیون‌های لاجیت، معناداری ضرایب را بر اساس آماره Z و احتمال آن قابل استنباط است. اگر احتمال آماره Z کمتر از سطح خطای ۵ درصد باشد، ضریب مذکور در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. طبق نگاره (۲) ضریب متغیر هم‌حرکتی سود (CoMov) برابر با ۰/۹۱۴۵- و احتمال آماره Z برای این ضریب مقدار ۰/۰۳۲ است که کمتر از سطح خطای ۵ درصد و معنادار است. با توجه به منفی بودن ضریب مذکور می‌توان گفت در شرکت‌هایی که هم‌حرکتی سود بیشتر بوده، احتمال دستکاری سود کمتر است. در نتیجه فرضیه اول پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود. از بین متغیرهای کنترلی، احتمال آماره Z برای متغیرهای اندازه، تغییرات حساب دریافتنی و تغییرات بازده دارایی‌ها کمتر از ۵ درصد و برای متغیرهای تغییرات موجودی کالا و انحراف استاندارد جریان‌های نقد عملیاتی کمتر از ۱۰ درصد است که نشان می‌دهد این متغیرها به ترتیب در سطح اطمینان ۹۵ درصد و ۹۰ درصد بر احتمال دستکاری سود تاثیر مثبت دارند.

۳-۵. نحوه آزمون فرضیه دوم پژوهش

بر اساس فرضیه دوم انتظار بر این است در شرکت‌های با رقابت پایین، نسبت به رقابت بالا، رابطه بین هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود قوی‌تر خواهد بود. برای آزمون این فرضیه، شرکت‌های نمونه بر اساس متغیر رقابت بازار محصول به دو دسته شرکت‌های با رقابت بالا و پایین تقسیم‌بندی شده‌اند. بدین صورت که شرکت‌هایی که دارای رقابت بازار محصول بالاتر (پایین‌تر) از میانه صنعت هستند، در دسته شرکت‌های با رقابت بالا (پایین) قرار می‌گیرند. سپس رابطه رگرسیونی (۱) در هر دو دسته از شرکت‌ها (رقابت بالا و پایین) تخمین زده شده و ضریب β_1 برای آزمون فرضیه دوم مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج حاصل به شرح نگاره (۳) است.

نگاره ۳. نتایج تخمین رابطه رگرسیونی (۱) – تفکیک بر اساس رقابت بازار محصول

$$PM_{it} = \beta_0 + \beta_1 CoMov_{it} + \beta_2 MVE_{it} + \beta_3 \Delta Rec_{it} + \beta_4 \Delta Inv_{it} + \beta_5 \Delta ROA_{it} + \beta_6 \sigma CFO_{it} + \beta_7 year_{it} + \varepsilon_{it}$$

نام متغیر	نماد	رقابت بالا			رقابت پایین		
		ضریب	انحراف استاندارد	آماره Z (P-Value)	ضریب	انحراف استاندارد	آماره Z (P-Value)
هم‌حرکتی سود	CoMov	۰/۴۹۴۷-	۰/۴۸۴۲	۱/۰۲- (۰/۳۰۷)	۱/۴۶۰۵-	۰/۷۳۰۹	۲/۰۰- (۰/۰۴۶)
اندازه	MVE	۰/۷۶۰۶	۰/۱۷۷۲	۴/۲۹ (۰/۰۰۰)	۰/۴۴۵۶	۱/۶۱۵۰	۲/۷۶ (۰/۰۰۶)
تغییرات حساب دریافتنی	ΔRec	۸/۴۰۵۴	۱/۶۱۷۶	۵/۲۰ (۰/۰۰۰)	۹/۲۲۳۹	۱/۶۷۸۴	۵/۵۰ (۰/۰۰۰)
تغییرات موجودی کالا	ΔInv	۱/۰۹۴۳	۱/۳۸۵۵	۰/۷۹ (۰/۴۳۰)	۱/۶۴۷۸	۱/۱۷۹۳	۱/۴۰ (۰/۱۶۲)
تغییرات بازده دارایی‌ها	ΔROA	۲/۲۱۲۴	۰/۷۵۵۲	۲/۹۳ (۰/۰۰۳)	۰/۲۷۴۵	۱/۰۲۶۳	۰/۲۷ (۰/۷۸۹)

انحراف استاندارد جریان‌های نقد عملیاتی	σCFO	۸/۴۴۰۷	۳/۳۵۹۵	۲/۵۱ (۰/۰۱۲)	۲/۷۸۰۴	۴/۲۵۴۶	۰/۶۵ (۰/۵۱۳)
آماره کای دو	۷۷/۳۳			۸۰/۳۴			
احتمال آماره کای دو	۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰			
ضریب تعیین Pseudo	۰/۳۰۵۹			۰/۲۵۴۵			
log likelihood	-۱۷۳/۵۹۰۶			-۱۷۴/۵۰۰۰			

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج ارائه شده در نگاره (۳) احتمال آماره کای‌دو در هر دو نمونه شرکت‌های با رقابت بالا و پایین، برابر با ۰/۰۰۰۰ بوده که از سطح خطای ۵ درصد کمتر بوده که نشان می‌دهد مدل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. مقدار آماره log likelihood در شرکت‌های با رقابت بالا و پایین به ترتیب برابر با ۱۷۳/۵۹۰۶- و ۱۷۴/۵۰۰۰- بوده که بالا بودن قدر مطلق این آماره حاکی از مناسب بودن برازش مدل است.

طبق نگاره(۳)، مقدار ضریب متغیر هم‌حرکتی سود (β_1) در شرکت‌های با رقابت بالا برابر با ۰/۴۹۴۷- است و احتمال آماره Z برای این ضریب برابر با ۰/۳۰۷ است که از سطح خطای ۵ درصد بالاتر بوده که نشان می‌دهد این ضریب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار نیست. در شرکت‌های با رقابت پایین، مقدار ضریب متغیر هم‌حرکتی سود (β_1) برابر با ۱/۴۶۰۵- است و احتمال آماره Z برای این ضریب ۰/۰۴۶ است که از سطح خطای ۵ درصد کمتر بوده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. مقایسه این دو ضریب و معناداری آنها نشان می‌دهد در شرکت‌های با رقابت پایین، نسبت به رقابت بالا، رابطه بین هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود قوی‌تر است. بنابراین فرضیه دوم پژوهش رد نمی‌شود. از بین متغیرهای کنترلی، در شرکت‌های با رقابت پایین، احتمال آماره Z برای متغیرهای اندازه شرکت و تغییرات حساب دریافتنی کمتر از ۵ درصد بوده که نشان می‌دهد این دو متغیر بر احتمال دستکاری سود تاثیر معنادار دارند.

۴-۵. آزمون حساسیت

ادبیات پژوهش نشان می‌دهد سن شرکت‌ها نقش مهمی در میزان اهمیت مدیران به قیمت سهام دارد. برای مثال، دی‌آنجلیس و گرینشتاین[۴۱] (۲۰۱۵) شواهدی ارائه کردند که بر اساس آن سن شرکت با وزن تخصیص داده شده به معیارهای مبتنی بر بازار قراردادهای پاداش مدیران ارتباط منفی دارد. ایتنر[۴۲] و همکاران (۲۰۰۳) دریافتند در مقایسه با شرکت‌های مسن‌تر، در شرکت‌های جوان‌تر بخش بیشتری از پاداش مدیران بر اساس اختیار سهام و اعطای سهام در جریان شرکت‌ها است. فورسیت[۴۳] و همکاران (۲۰۰۷) نشان دادند در شرکت‌های جوان‌تر، احتمال اعطای اختیار سهام به مدیران اجرایی بیشتر است. بنابراین در شرکت‌های جوان‌تر، انگیزه‌های مدیران برای دستکاری سود با هدف تغییر قیمت سهام بیشتر است. پس می‌توان به طور ضمنی گفت در تعیین میزان درگیری مدیران با گزارش‌های سوگیرانه و دستکاری سود و تاثیر هم‌حرکتی سود بر آن، بین شرکت‌ها با سن پایین و بالا تفاوت معنادار وجود دارد (جکسون و همکاران، ۲۰۱۷).

برای بررسی این موضوع که آیا رابطه بین هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود بر اساس سن شرکت می‌تواند متفاوت باشد، در این بخش تجزیه و تحلیل بیشتر بر اساس سن شرکت‌ها ارائه شده است. بدین منظور، ابتدا سن شرکت‌ها بر اساس لگاریتم طبیعی تعداد سال‌های پذیرش شرکت در بورس اوراق بهادار تهران محاسبه شده است. سپس بر اساس میانه سن شرکت‌های نمونه، شرکت‌ها به دو دسته سن بالا و پایین تقسیم شدند. شرکت‌هایی که دارای سن بالاتر (پایین‌تر) از میانه هستند، در دسته شرکت‌های با سن بالا (پایین) قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل از تخمین رابطه رگرسیونی (۱) بر اساس سن شرکت‌ها به شرح نگاره (۴) است.

نگاره ۴. نتایج تخمین رابطه رگرسیونی (۱) – تفکیک بر اساس سن شرکت‌ها

$$PM_{it} = \beta_0 + \beta_1 CoMov_{it} + \beta_2 MVE_{it} + \beta_3 \Delta rec_{it} + \beta_4 \Delta inv_{it} + \beta_5 \Delta ROA_{it} + \beta_6 \sigma CFO_{it} + \beta_7 year_{it} + \varepsilon_{it}$$

نام متغیر	نماد	سن بالا			سن پایین		
		ضریب	انحراف استاندارد	آماره Z (P-Value)	ضریب	انحراف استاندارد	آماره Z (P-Value)
هم‌حرکتی سود	CoMov	-۱/۴۰۰۲	۰/۷۰۳۹	-۱/۹۹ (۰/۰۴۷)	-۰/۱۶۳۹	۰/۵۹۲۷	-۰/۲۸ (۰/۷۸۲)
اندازه	MVE	۰/۶۲۱۳	۰/۱۵۹۴	۳/۹۰ (۰/۰۰۰)	۰/۵۵۷۳	۰/۱۷۶۳	۳/۱۶ (۰/۰۰۲)
تغییرات حساب دریافتنی	Δrec	۸/۸۴۲۲	۱/۳۲۷۵	۶/۶۶ (۰/۰۰۰)	۸/۳۶۹۱	۱/۹۹۳۹	۴/۲۰ (۰/۰۰۰)
تغییرات موجودی کالا	Δinv	۲/۶۱۵۷	۱/۲۵۹۳	۲/۰۸ (۰/۰۳۸)	-۰/۰۳۷۰	۱/۲۱۰۷	-۰/۰۳ (۰/۹۷۶)
تغییرات بازده دارایی‌ها	ΔROA	۲/۱۲۸۲	۱/۰۰۰۹	۲/۱۳ (۰/۰۳۳)	۱/۱۷۹۲	۰/۷۴۱۷	۱/۵۹ (۰/۱۱۲)
انحراف استاندارد جریان‌های نقد عملیاتی	σCFO	۸/۶۱۷۷	۳/۰۴۲۵	۲/۸۳ (۰/۰۰۵)	۲/۲۱۱۴	۴/۹۶۴۳	۰/۴۵ (۰/۶۵۶)
آماره کای دو		۰/۸۵۰۵			-۳۸/۲۶		
احتمال آماره کای دو		۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰		
ضریب تعیین Pseudo		۰/۳۲۲۰			۰/۲۵۷۳		
log likelihood		-۱۶۲/۰۷۷۸			-۱۵۵/۲۷۲۲		

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج نگاره (۴) احتمال آماره کای‌دو در هر دو نمونه شرکت‌های با سن بالا و پایین، برابر با ۰/۰۰۰۰ بوده که از سطح خطای ۵ درصد کمتر بوده که نشان می‌دهد مدل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. مقدار آماره log likelihood در شرکت‌های با سن بالا و پایین به ترتیب برابر با ۱۶۲/۰۷۷۸- و ۱۵۵/۲۷۲۲- بوده که بالا بودن قدر مطلق این آماره بیانگر مناسب بودن برازش مدل است.

طبق نگاره(۴)، مقدار ضریب متغیر هم‌حرکتی سود (β_1) در شرکت‌های با سن بالا برابر با ۱/۴۰۰۲- است و احتمال آماره Z برای این ضریب برابر با ۰/۰۴۷ است که از سطح خطای ۵ درصد بالاتر بوده که نشان می‌دهد این ضریب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. با توجه به منفی بودن این ضریب می‌توان گفت، در شرکت‌های با سن بالا رابطه منفی و معنادار بین هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود وجود دارد. در شرکت‌های با سن پایین، مقدار ضریب متغیر هم‌حرکتی سود (β_1) برابر با ۰/۱۶۳۹- است و احتمال آماره Z برای این ضریب ۰/۷۸۲ است که از سطح خطای ۵ درصد بیشتر بوده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار نیست. به عبارت دیگر، در شرکت‌های با سن پایین، رابطه معناداری بین هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود وجود ندارد. مقایسه این دو ضریب و معناداری آنها نشان می‌دهد در شرکت‌های با سن بالا، نسبت به سن پایین، رابطه بین هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود قوی‌تر است. این موضوع می‌تواند بدین دلیل باشد که شرکت‌های

با سن بالاتر، بیشتر مورد توجه سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران مالی و سایر اعضای بازار سرمایه قرار دارند. خانی و همکاران (۱۳۹۷) بیان می‌کنند در شرکت‌های مسن‌تر، سرمایه‌گذاران اطلاعات بیشتری درباره شرکت‌ها کسب می‌کند. بنابراین، در شرکت‌های با سن بالا هم‌حرکتی سود شرکت با شرکت‌های هم‌صنعت، همانند یک عامل محدودکننده یا بازدارنده عمل نموده و سبب می‌شود مدیریت کمتر درگیر دستکاری سود شود. به بیان دیگر، در شرکت‌های با سن بالا، احتمال دستکاری سود به واسطه هم‌حرکتی سود کاهش می‌یابد. این نتایج با به طور غیر مستقیم با یافته‌های پژوهش نوروش و همکاران (۱۳۸۶) همخوانی دارد. نوروش و همکاران (۱۳۸۶) نشان دادند در شرکت‌هایی که سن بالاتری دارند، هموارسازی سود بیشتر است. بنابراین می‌توان گفت در شرکت‌های با سن بالا، نسبت به سن پایین، هم‌حرکتی سود تاثیر بیشتری بر کاهش احتمال دستکاری سود دارد.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر به بررسی تاثیر هم‌حرکتی سود بر احتمال دستکاری سود و همچنین بررسی این ارتباط تحت شرایط رقابت بازار محصول پرداخته شد. ادبیات حسابداری موجود (نظیر هیلی، ۱۹۸۵؛ بنیش، ۱۹۹۹؛ کوتاری[۴۴] و همکاران، ۲۰۰۹ و دیچو و همکاران، ۲۰۱۰) نشان می‌دهد مدیران با انگیزه‌های مختلفی فرصت مدیریت و دستکاری سود را در اختیار دارند. با این‌حال، توانایی و تصمیم مدیران برای دستکاری یا عدم دستکاری سود، بستگی به میزان اطلاعاتی دارد که از سایر منابع اطلاعاتی نظیر صورت‌های مالی دیگر شرکت‌ها قابل دستیابی است (فیشر و ورچیا، ۲۰۰۰). انتقال اطلاعات درون صنعتی و هم‌حرکتی سود شرکت با سود سایر شرکت‌ها در صنعت می‌تواند بر میزان درگیری مدیران با فعالیت‌های دستکاری سود تاثیرگذار باشد. از این‌رو، در این پژوهش به بررسی رابطه بین هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود و تاثیر رقابت بازار محصول بر این رابطه پرداخته شد.

طبق فرضیه اول، انتظار بر این بود در شرکت‌هایی که هم‌حرکتی سود بیشتر است احتمال دستکاری سود کمتر خواهد بود. طبق نتایج بدست آمده از فرضیه اول، ضریب متغیر هم‌حرکتی سود در سطح اطمینان ۹۵ درصد منفی و معنادار است و فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود. این بدین مفهوم است که زمانی‌که سود شرکت با سود سایر شرکت‌ها در صنعت حرکت کند و این هم‌حرکتی بیشتر باشد، سرمایه‌گذاران می‌توانند سود مورد انتظار شرکت‌ها را بر اساس اطلاعات سود سایر شرکت‌های موجود در صنعت برآورد کنند. در این شرایط مدیران شرکت‌ها کمتر قادر خواهند بود با روش‌های مختلف به دستکاری سود مبادرت ورزند در نتیجه احتمال دستکاری سود کاهش می‌یابد. نتایج فرضیه اول با نتایج مطالعات زاکولیوکینا[۴۵] (۲۰۱۴) و جکسون و همکاران (۲۰۱۷) و به طور ضمنی با نتایج مطالعه سجادی و پورحیدری (۱۳۹۶) همخوانی دارد.

در فرضیه دوم، ارتباط بین هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود در محیط رقابتی بالا و پایین مورد بررسی بیشتر قرار گرفت. در شرایطی که رقابت بازار محصول بالاتر باشد، رقابت مانند یک مکانیزم انضباطی عمل نموده و رفتارهای سوگیرانه مدیران را محدود می‌کند. بنابراین انتظار بر این بود در شرکت‌های با رقابت پایین بازار محصول، نسبت به رقابت بالا، رابطه بین هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود قوی‌تر خواهد بود. نتایج آزمون فرضیه دوم نشان داد در شرکت‌های با رقابت بازار محصول بالا، هم‌حرکتی سود تاثیر معناداری بر احتمال دستکاری سود ندارد ولی در شرکت‌های با رقابت بازار محصول پایین، هم‌حرکتی سود تاثیر منفی و معنادار بر احتمال دستکاری سود دارد. این بدین مفهوم است که رقابت بالای بازار محصول یک عامل بازدارنده و محدودکننده رفتارهای سوگیرانه مدیران است و در این شرایط، تاثیر هم‌حرکتی سود بر احتمال دستکاری سود کم‌رنگ است. ولی در محیط رقابتی پایین، نقش هم‌حرکتی در کاهش فعالیت‌های دستکاری سود بیشتر می‌شود زیرا میزان رقابت به عنوان یک عامل انضباطی پایین است. نتایج آزمون فرضیه دوم مطابق با نتایج مطالعه جکسون و همکاران (۲۰۱۷) است.

بر اساس مبانی نظری، انگیزه‌های مدیران و قراردادهای پاداش آنها در شرکت‌های مسن یا جوان متفاوت از یکدیگر است. از این‌رو، رابطه بین هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود با لحاظ کردن سن شرکت‌ها نیز مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور شرکت‌ها به دو دسته سن بالا و پایین تفکیک شده و تاثیر هم‌حرکتی سود بر احتمال دستکاری سود در این دو گروه شرکت‌ها مورد آزمون واقع شد. نتایج نشان داد در شرکت‌های با سن بالا، هم‌حرکتی سود تاثیر منفی و معنادار بر احتمال دستکاری سود دارد ولی تاثیر معناداری در شرکت‌های با سن پایین مشاهده نشد. این موضوع شاید بیانگر آن است که شرکت‌های با سن بالا، بیشتر کانون توجه فعالان بازار سرمایه و سهامداران است. بنابراین در شرکت‌های با سن بالا، حرکت همزمان سود شرکت با سایر شرکت‌های همان صنعت (هم‌حرکتی سود) احتمال فعالیت‌های سوگیرانه مدیران و دستکاری سود را کاهش می‌دهد.

۷. پیشنهادهای پژوهش

الف) پیشنهادهای کاربردی: طبق نتایج آزمون فرضیه اول که نشان داد هرچه هم‌حرکتی سود بیشتر باشد احتمال دستکاری سود کاهش می‌یابد، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در ارزیابی وضعیت مالی و سود شرکت‌ها خود علاوه بر استفاده از صورت‌های مالی شرکت‌ها، به صورت‌های مالی و اطلاعات منتشره دیگر شرکت‌ها در صنعت مورد نظر نیز توجه لازم و کافی را داشته باشند. زیرا حرکت همزمان سود شرکت‌ها با سود سایر شرکت‌های موجود در همان صنعت به عنوان یک مکانیزم کنترلی عمل نموده که سبب می‌شود مدیران کمتر در جهت دستکاری سود اقدام کنند. بر اساس نتایج فرضیه دوم که به بررسی ارتباط هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود در شرایط مختلف رقابت بازار محصول پرداخت، به فعالان بازار سرمایه نظیر سهامداران و سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود زمانی‌که رقابت بازار محصول پایین است، صورت‌های مالی شرکت‌ها را با دقت بیشتری مورد تحلیل و بررسی قرار دهند. همچنین در این قبیل شرکت‌ها، وضعیت سودآوری و اخبار سایر شرکت‌های صنعت را نیز مدنظر داشته باشند تا بتوانند سود مورد انتظار شرکت را دقیق‌تر برآورد کنند.

ب) پیشنهاد برای مطالعات آتی: با توجه به اینکه در پژوهش‌های داخلی مطالعات محدودی در زمینه هم‌حرکتی سود و انتقال اطلاعات درون صنعت وجود دارد، به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود ارتباط هم‌حرکتی سود را با دیگر متغیرهای حوزه حسابداری و بازار سرمایه نظیر قابلیت مقایسه اطلاعات مالی، کیفیت سود، مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی، قیمت بازار سهام مورد بررسی قرار دهند. همچنین می‌توان بر اساس تفکیک صنعت بررسی کرد رابطه منفی هم‌حرکتی سود و احتمال دستکاری سود در کدام صنایع قوی‌تر است. استفاده از سایر معیارهای دستکاری سود یا معیارهای مدیریت سود تعهدی و واقعی نیز پیشنهاد می‌شود.

۸. محدودیت‌های پژوهش

در این مطالعه اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه متغیر هم‌حرکتی سود بود. برای محاسبه این متغیر به گزارش سود فصلی شرکت‌ها به طور منظم و همچنین حداقل تعداد کافی شرکت در هر صنعت نیاز بود. همین‌امر سبب شد برخی صنایع از نمونه آماری حذف شوند که در صورت نبود این محدودیت، ممکن بود نتایج متفاوتی بدست آید و تعمیم نتایج حاصل از این مطالعه به همه صنایع باید با احتیاط انجام شود. علاوه‌براین، اثر تورم در داده‌های استخراج شده از صورت‌های مالی لحاظ نشده که در صورت در نظر گرفتن اثرات تورم، ممکن بود نتایج متفاوتی حاصل شود. همچنین برای محاسبه احتمال دستکاری سود از مدل بنیش (۱۹۹۹) استفاده شده است چنانچه از مدل‌های دیگری استفاده شود نتایج می‌تواند تحت تاثیر قرار گیرد.

یادداشت‌ها

1. Beyer
2. Dechow
24. Graham & King
25. Bergsma & Tayal

3. Healy
4. Jackson
5. Intra-Industry Information transfer
6. Foster
7. Thomas & Zhang
8. Ball & Brown
9. Earnings Co-Movements
10. Fischer & Verrecchia
11. Heinle & Verrechia
12. Gong
13. Shleifer
14. Gentzkow & Shapiro
15. Gentzkow & Kamenica
16. Davidson
17. Bukit & Iskandar
18. Beneish
19. Pustylnick
20. Beneish & Nichols
21. Wayo
22. Chung
23. Strobl
26. Freeman & Tse
27. Kovacs
28. Koo
29. Lang & Lundholm
30. Shleifer &Vishny
31. Fama
32. Balakrishnan & Cohen
33. Nekhili
34. Cox
35. Kim & Oler
36. Liu
۳۷. زیرا برای محاسبه ضریب همبستگی حداقل دو شرکت لازم است ولی اگر فقط دو شرکت در یک صنعت باشند محاسبه متغیر هم حرکتی برای هر دو شرکت مشابه هم می شود که مفهوم هم حرکتی سود را بخوبی نشان نمی‌دهد
38. Chen
39. Christensen
40. Demerjian
41. DeAngelis & Grinstein
42. Ittner
43. Forsyth
44. Kothari
45. Zakolyukina

منابع

ابراهیمی, فهیمه, ستایش, محمدحسین و زارعی فرد, حمیدرضا. (۱۴۰۰). تبیین انگیزه رفتاری مدیران در دستکاری سود از منظر تئوری چشم‌انداز تجمعی (مورد مطالعه: شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران). *مطالعات تجربی حسابداری مالی*, ۱۸(۷۰), ۷۷-۵۱.

بهشور, اسحاق, شکری کیانی, مسعود و احمدی, فرشته. (۱۳۹۸). رابطه بین دستکاری سود و نرخ مؤثر مالیاتی. *چشم انداز حسابداری و مدیریت*, ۲(۷), ۴۸-۳۳.

حمیدیان, نرگس. (۱۳۹۹). تاثیر هم حرکتی سود بر ضریب واکنش اعلام سودهای فصلی. *پیشرفت‌های حسابداری*, ۱۲(۲), ۱۹۰-۱۵۹.

خانی معصوم آبادی, ذبیح اله, رجب دری, حسین و معتمد, سارا. (۱۳۹۷). رابطه سطوح مختلف مالکیت مدیریتی، سهام شناور آزاد، نوسان پذیری بازده سهام و سن شرکت با همزمانی قیمت سهام. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*, ۹(۳۷), ۳۲۰-۲۹۹.

خلیل‌زاده, محمد, حیدرپور, دکتر فرزانه, توانگر, دکتر افسانه و جهانشاد, دکتر آزیتا. (۱۳۹۹). تأثیر ویژگی‌های شخصیتی مدیرعامل بر احتمال دستکاری سود بر مبنای الگوی بنیش. *حسابداری سلامت*, ۹(۲), ۷۱-۴۶.

خلیل‌زاده، محمد، حیدرپور، فرزانه، توانگر، افسانه و جهانشاد، آزیتا (۱۴۰۱). تاثیر ویژگی های روانشناختی مدیرعامل بر احتمال دستکاری سود با استفاده از مدل بنیش و واکنش حسابرس به آن. *بورس اوراق بهادار*. ۵۷، ۴۰۲-۳۷۵.

سجادی, زانیار. (۱۴۰۱). اثر تنوع سبد سهامداران عمده بر کیفیت سود و کیفیت افشا با تاکید بر نقش همبستگی درون صنعتی. *پیشرفت‌های حسابداری*, ۱۴(۱).

سجادی، زانیار و پورحیدری، امید (۱۳۹۶). بررسی رابطه همبستگی درون صنعتی با ضریب واکنش سود، دفعات پیش‌بینی سود و هزینه سرمایه. *پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی*، ۱۱، ۲۳۲-۲۰۳.

سجادی، زانیار، پورحیدری، امید و خدامی‌پور، احمد (۱۳۹۶). اثرات همبستگی درون صنعتی بر محیط گزارشگری مالی. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۷۳ (۳)، ۶۲-۳۵.

مشایخ, شهناز, اربابی, زهرا و رحیمی فر, معصومه. (۱۳۹۲). بررسی انگیزه‌های مدیریت سود. *حسابداری و منافع اجتماعی*, ۳(۲), ۷۰-۵۳.

مقدم, عبدالکریم و قدردان, احسان. (۱۳۹۸). بررسی عوامل مؤثر بر عدم دستکاری سود توسط مدیریت. *مطالعات حسابداری و حسابرسی*, ۸(۳۱), ۷۴-۵۹.

نوروش، ایرج، مهرانی، کاوه و عارف‌منش، زهره (۱۳۸۶). *ویژگی‌های شرکت‌های هموارساز*. بصیرت دانشگاه آزاد، ۳۸، ۵۵-۳۲.

Balakrishnan, K., & Cohen, D.A. (2012). *Product market competition and financial accounting misreporting*. Working paper, University of Pennsylvania.

Baker, K., Ni, Y., Saadi, S., & Zhu, H. (2019). Competitive earnings news and post-earnings announcement drift. *International Review of Financial Analysis*, 63(1), 331–343.

Behshour, I., shokri kiani, M., & ahmadi, F. (2019). tax. *Journal of Accounting and Management Vision*, *2*(7), 33-48. (In Persian)

Beneish, M. D. (1999). The detection of earnings manipulation. *Financial Analysts Journal*, 55(5), 26-36.

Beneish, M. D., Nichols, D. C., (2007). *The predictable cost of earnings manipulation*. Indiana University, Kelley school of business, Working paper series.

Beyer, A., D. A. Cohen, T. Z. Lys, and B. R. Walther. 2010. The financial reporting environment: Review of the recent literature. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 296–343.

Bergsma, K. and Tayal, J. (2020). Quarterly earnings announcements and intra-industry information transfer from the Pacific to the Atlantic. *International Review of Financial Analysis*, 70(1), 1-17.

Brown, P. & R. Ball (1967). Some Preliminary Findings on the Association between the Earnings of a Firm, Its Industry, and the Economy. *Journal of Accounting Research*, 5(1), 55–77.

Bukit, R. B., & Iskandar, T. M. (2009). Surplus Free Cash Flow, Earnings Management and Audit Committee. *International Journal of Economics and Management*, 3(3), 204-223.

Chen, S., Wang, K., Li, X. (2012). Product market competition, ultimate controlling structure and related party transactions. *China Journal of Accounting Research*, 5(1), 293-306.

Christensen, T.E., Huffman, A., Lewis-Western, M. and Scott R. (2022). Accruals earnings management proxies: Prudent business decisions or earnings manipulation? *Journal of Business Finance and Accounting*, 49(3-4), 536-587.

Chung, R., Firth, M., & Kim, J. B. (2005). Earnings Management, Surplus Free Cash Flow and External Monitoring. *Journal of Business Research*, 58(1), 766-776.

Cox, R. A. K., Dayanandan, A., & Donker, H. (2016). The Ricochet Effect of Bad News. *International Journal of Accounting*, 51(3), 385-401.

Davidson III, W. N., Jiraporn, P., Kim, Y. S., & Nemec, C. (2004). Earnings Management Following Duality-Creating Successions: Ethnostatistics, Impression Management, and Agency Theory. *Academy of Management Journal*, 2(1), 267-275.

De Angelis, D., & Grinstein, Y. (2015). Performance terms in CEO compensation contracts. Review of Finance, 19(2), 619–651.

Dechow, P., Ge, W., & Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: a review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 344–401.

Demerjian, P., Lewis Western, M., & McVay, S. (2020). How does intentional earnings smoothing vary with managerial ability? *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 35(2), 406–437

Ebrahimi, F., Setayesh, M. H., & Zareifard, H. (2021). Explaining Managerial Incentives for Earnings Manipulation Using Cumulative Prospect Theory (Case Study: Companies Listed in Tehran Stock Exchange). *Empirical Studies in Financial Accounting*, 18(70), 51-77. (In Persian)

Fama, E.F. (1980). Agency problems and the theory of the firm. *Journal of Political Economy*, 88(2), 288–307.

Forsyth, J., Teoh, S.H., & Zhang, Y. (2007). *Misvaluation, CEO equity-based compensation and corporate governance*. Working paper, Pepperdine University.

Gentzkow, M. and J. M. Shapiro. (2008). Competition and truth in the market for news. *Journal of Economic Perspectives*. 22(2), 133-154.

Gentzkow, M. and Kamenica, E. (2015). *Information environments and the impact of competition on information provision*. University of Chicago.

Graham, R. C., & King, R. D. (1996). Industry information transfers: The effect of information environment. *Journal of Business Finance & Accounting*, 23(9-10), 1289–1306.

Freeman, R., and S. Y. Tse. 1992. An earnings prediction approach to examining inter-company information transfer. *Journal of Accounting and Economics*, 15(4), 509–523.

Lang, M., and R. Lundholm. 1996. The relation between security returns, firm earnings, and industry earnings. *Contemporary Accounting Research*, 13(2), 607–629.

Fischer, P.E. & R.E. Verrecchia (2000). Reporting Bias. *The Accounting Review*, 75(2), 229–45.

Foster, G. (1981). Intra-industry Information Transfers Associated with Earnings Releases. *Journal of Accounting and Economics*, 3(3), 201–232.

Gong, G., L. Y. Li & L. Zhou (2013). Earnings Non-synchronicity and Voluntary Disclosure. *Contemporary Accounting Research*, 30(4), 1560–1589.

Hamidian, N. (2020). The effect of Earnings Co-movement on Quarterly Earnings Response Coefficient. *Journal of Accounting Advances*, 12(2), 159-190. (In Persian)

Healy, P. M. (1985). The effects of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics*, 7(1-3), 85-107.

Heinle, M.S. & R.E. Verrecchia (2016). Bias and the Commitment to Disclosure. *Management Science*, 62(1), 2859–2870.

Ittner, C. D., Lambert, R.A., & Larcker, D.F. (2003).The structure and performance consequences of equity grants to employees of new economy firms. *Journal of Accounting and Economics*, 34(1), 89–127.

Jackson, A.B., B.R. Rountree, & K. Sivaramakrishnan (2017). Earnings Co-movements and Earnings Manipulation. *Review of Accounting Studies*, 22(3),1340–1365.

Jackson, A.B., Li. Chao & R. Morris (2020). Earnings Co-movements and the Informativeness of Earnings. *The Journal of Accounting Finance and Business Studies*, 56(3), 295-319.

Kim, K. and Oler, D. (2021). *Net operating assets and earnings manipulation*. Working Paper.

Khani masuom abadi, Z., Rajabdorri, H., & motamed, S. (2018). The relationship between different levels of management ownership, free floatation, stock return volatility and age of the company with stock prices synchronization. *Financial Engineering and Portfolio Management*, *9*(37), 299-320. (In Persian)

Khalilzadeh, M., Heidarpoor, F., tavangar hamzeh kolaie, A., jahanshad, A. (2022). The effect of CEO psychological traits on the earnings manipulation probability (EMP) based on the Beneish M-Score model and the auditor's response to it. *Journal of Securities Exchange*, 15(57), 375-402. (In Persian)

Khalilzadeh, M., Heidarpour, F., Tavangar, A., Jahanshad, A. (2020). The effect of CEO personality traits on the probability of profit manipulation based on Banish model. *Journal of Health Accounting*, 9(2), 46-71. (In Persian)

Koo, D.S., Julie Wu, J., & Yeung, P.E. (2017). Earnings attribution and information transfers. *Contemporary Accounting Research*, 34(3), 1547–1579.

Kothari, S.P, Shu, S, Wysocki, P.D, (2009b). Do managers with hold bad news? *Journal of Accounting Research*, 47(1), 241- 276.

Kovacs, T. (2016). Intra-industry information transfers and the post-earnings announcement drift. *Contemporary Accounting Research*, 33(4), 1549–1575.

Liu, B., Tan, K., Wong, S. and Yip, R., (2022). Intra-industry information transfer in emerging markets: Evidence from China. *Journal of Banking & Finance*, 140, 140(1), 106518.

Mashayekh, Sh., Arbabi, Z. and Rahimifar, M. (2013). Study of earnings management incentives. Journal of accounting and social interests, 3(2), 53-70. (In Persian)

Moghaddam, A., & Ghadrdan, E. (2019). Investigating the Factors Affecting Unmanaged Profit by Management. *Accounting and Auditing Studies*, *8*(31), 59-74. (In Persian)

Nekhili, M., I. Ben Amar, I. Chtioui, T. and Lakhal, F. (2011). Free cash flow and earnings management: The moderating role of governance and ownership. *Journal of Applied Research*, 32(1), 255-268.

Noravesh, I. and Arefmanesh, Z. (2006). Characteristics of Manipulating companies. *Azad University insight*. 38(1), 32-55. (In Persian)

Pustylnik, E. I. (2017). *Detection of earnings management practical approach*. Conestoga ITAL, Kitchener, Ontario. Working Paper.

Sajjadi, Z. (2022). Large Shareholder Portfolio Diversification, Earnings and Disclosure Quality and Intra-Industry Connectedness. *Journal of Accounting Advances*, 14(1), doi: 10.22099/jaa.2022.43516.2234 (In Persian)

Sajadi, Z., Pourhaidari, O. & Khodamipour, A. (2018). Effects of Intra-Industry Connectedness on Corporate Information Environment. *Journal of Accounting Advances*, 9(2), 35-62. (In Persian)

Sajadi, Z. & Pourhaidari, O. (2017). Intra-Industry Connectedness, Earnings Response Coefficient, Earnings Forecasts Quantity and Cost of Capital. *Journal of Applied Research in Financial Reporting*, 6(11), 203-232. (In Persian)

Shleifer, A. (1985). A theory of yardstick competition. *RAND Journal of Economics*, 16(3), 319–27.

Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). A survey of corporate governance. *The Journal of Finance*, 52(2), 737–783.

Strobl, G. (2013). Earnings Management and the Cost of Capital. *Journal of Accounting Research*, 51(2), 449–473.

Thomas, J., & Zhang, F. (2008). Overreaction to intra-industry information transfers? *Journal of Accounting Research*, 46(4), 909–940.

Wayo, M. (2014). *A review of earnings manipulation literature and the implications on management compensation*. Available at ssrn.com.

Zakolyukina, A.A. (2014). *Measure of intentional manipulation: a structural approach*. Working paper, University of Chicago.

The Effect of Earnings Co-Movement on the Probability of Earnings Manipulation: by Considering Product Market Competition

Narges Hamidian[1]

[1] . Assistant Prof. of Accounting, University of Isfahan, Iran (**Corresponding Author**).

Abstract:

Accounting literature shows that firms' managers have different incentives for earnings management and manipulation. However, the ability of managers to manipulate earnings or not, depends on the amount of information that can be obtained from other information sources in the industry. Earnings co-movement, which means firm's earnings tends to move with other firms in same industry, can affect the involvement of managers with earnings manipulation activities. So, the aim of this study is to investigate the effect of earnings co-movement on the probability of earnings manipulation and also to investigate this relationship under the conditions of product market competition. The sample of this study consists of 134 listed companies in Tehran Stock Exchange during 2009 to 2020. The results of the first hypothesis test showed that earnings co-movement has a negative and significant effect on the probability of earnings manipulation. That is, in firm with higher earnings co- movement, the probability of earnings manipulation is less. The results of testing the second hypothesis also showed that in firms with low competition, compared to high competition, the relationship between earnings co-movement and the probability of earnings manipulation is stronger. Based on the sensitivity analysis test, the relationship between earnings co-movement and probability of earnings manipulation is stronger in companies with old age, compared to young ones.

Keywords: Earnings Co-movement, Earnings Manipulation, Intra-industry Information Transfer, Product Market Competition.

The Effect of Earnings Co-Movement on the Probability of Earnings Manipulation: by Considering Product Market Competition

Narges Hamidian[1]

[1] . Assistant Prof. of Accounting, University of Isfahan, Iran (**Corresponding Author**).

Introduction

Due to the separation of ownership from management and conflict of interests, asymmetry of information between managers and owners, debt contracts and managers' rewards, there is a probability of distortion and manipulation of earnings by management. In this regard, the information environment of the firms plays a central role in the investors' reaction to the financial reports. There are various sources of information to obtain information, include reports published by the firm or information published by peer firms in the same industry. The ability of managers to manipulate earnings or not, depends on the amount of information that can be obtained from other sources of information such as financial statements of other firms. The intra-industry information transfer and the earnings co-movement can affect the involvement of managers with earnings manipulation activities.

When there is earnings co-movement, capital market's members can obtain information from the earnings of peer firms about the real and correct earnings of the firm, and as a result, they can better identify bias in financial information and reports. The knowledge of the capital market participants about the true earnings of the firm, the expected benefits of earnings manipulation are reduced. Based on this, the aim of this study is to investigate the effect of earnings co-movement on the probability of earnings manipulation and also to investigate this relationship under the conditions of product market competition.

Hypothesis

According to the literature, the research hypotheses include:

1. In firms with higher earnings co-movement, the probability of earnings manipulation will be less.
2. In firms with low product market competition, compared to high competition, the relationship between earnings co-movement and the probability of earnings manipulation will be stronger.

Methods

In this study, in order to calculate the variables and test the hypotheses, required data has been collected from the annual and quarterly financial statements and its footnotes of listed companies in the Tehran Stock Exchange and the existing databases including "Rahavard Novin" and "Codal". The sample of this study consists of 134 listed companies in Tehran Stock Exchange during 2009 to 2020. To test hypotheses logit regression and panel data methods have been used.

Results

The results of the first hypothesis test showed that earnings co-movement has a negative and significant effect on the probability of earnings manipulation. That is, in firm with higher earnings co- movement, the probability of earnings manipulation is less.

The results of testing the second hypothesis also showed that in firms with low product market competition, there is a negative relationship between earnings co-movement and the probability of earnings manipulation, but there is no significant relationship in firms with high product market competition. Therefore, in firms with low competition, compared to high competition, the relationship between earnings co-movement and the probability of earnings manipulation is stronger.

Based on the sensitivity analysis test, the relationship between earnings co-movement and probability of earnings manipulation is stronger in companies with old age, compared to young ones.

Discussion and Conclusion

According to the accounting literature, the intra-industry information transfer and the earnings co-movement can affect the level of involvement of managers with earnings manipulation activities. Based on this, in the current study, the impact of earnings co-movement on the probability of earnings manipulation was investigated, as well as the investigation of this relationship under the conditions of product market competition.

According to the first hypothesis, it was expected that the probability of earnings manipulation would be lower in firms with higher earnings co-movement. The results of the test of this hypothesis showed that the coefficient of earnings co-movement variable is significant and negative at the confidence level of 95%, and the first hypothesis of the research is not rejected. This means that when the firm's earnings moves with the earnings of other companies in the industry and this co-movement is more, investors can estimate the expected profit of the firms based on the earning's' information of other firms in the industry. In this situation, managers will be less able to manipulate earnings, as a result, the probability of earnings manipulation will decrease.

In the second hypothesis, the relationship between earnings co-movement and the probability of earnings manipulation in high and low competitive environment was investigated. When product market competition is higher, competition acts as a disciplinary mechanism and limits the biased behavior of managers. Therefore, it was expected that in firms with low product market competition, the relationship between earnings co-movement and the probability of earnings manipulation will be stronger than in high competition. The results showed that in firms with high product market competition, earnings co-movement has no significant effect on the probability of earnings manipulation, but in firms with low product market competition, earnings co-movement has a negative and significant effect on the probability of earnings manipulation. That is, the high competition in the product market is a deterrent and limiting factor for managers' biased behavior.

Based on accounting literature, managers' motivations and their bonus contracts are different based on the firm' age. Hence, the relationship between earnings co-movement and the probability of earnings manipulation was also investigated by considering the age of firms.
The results showed that in older firms, earnings co-movement has a negative and significant effect on the probability of earnings manipulation, but no significant effect was observed in younger firms. This may indicate that old firms are the focus of attention of capital market activists and shareholders. Therefore, in old companies, the earnings co-movement reduces the probability of biased activities of managers and earnings manipulation.

Keywords: Earnings Co-movement, Earnings Manipulation, Intra-industry Information Transfer, Product Market Competition.