مجله پیشـــرفت‌های حســـابداری دانشگاه شیراز
(مجله علوم اجتماعی و انسانی پیشین)
دوره چهاردهم، شماره اول، بهار و تابستان ۱۴۰۱، پیاپی ۸۲، صفحه‌های .... - ....
(مقاله علمی) Doi: 10.22099/JAA.2022.43516.2234

اثر تنوع سبد سهامداران عمده بر کیفیت سود و کیفیت افشا با تاکید بر نقش همبستگی درون صنعتی

زانیار سجادی[1]

چکیده صورتهای مالی شرکتها یکی از اصلی‌ترین منابع اطلاعاتی تصمیم گیری برای سرمایه گذاران و سایر ذینفعان شرکتها می‌باشد؛ به همین دلیل شناسایی عوامل اثرگذار بر کیفیت صورتهای مالی شرکتها همواره مورد توجه پژوهشگران بوده است. هدف این پژوهش بررسی رابطه تنوع سبد سهامداران عمده با کیفیت سود و کیفیت افشا و همچنین بررسی نقش تعدیل گری همبستگی درون صنعتی بر این روابط است. برای محاسبه همبستگی درون صنعتی از مجموع کواریانس فروش جفتی تمام شرکتهای موجود در صنعت و برای محاسبه تنوع سبد سهامدار عمده از شاخص هرفیندال هیرشمن استفاده شده است. این پژوهش از نوع کاربردی بوده و نمونه آن شامل ۱۵۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد که به روش حذف سیستماتیک انتخاب شده اند. دوره زمانی پژوهش نیز شامل سالهای ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ می باشد. نتایج نشان‌دهنده رابطه مثبت بین تنوع سبد سهامداران عمده شرکت و کیفیت سود و کیفیت افشا می باشد. اثر تعدیل گری همبستگی درون صنعتی بر رابطه بین تنوع سبد سهامداران عمده شرکت و کیفیت افشا منفی و معنادار بود، اما اثر آن بر رابطه بین تنوع سبد سهامداران عمده شرکت و کیفیت سود تایید نگردید. بنابراین همانطور که بر اساس مبانی نظری و ادبیات تحقیق انتظار می رفت، تنوع سبد سهامداران عمده و همبستگی درون صنعتی دو عامل اثرگذار بر کیفیت سود و کیفیت افشا در صورتهای مالی می باشند.

کلیدواژه‌ها: تنوع سبد سهامداران عمده، همبستگی درون صنعتی، کیفیت سود، کیفیت افشا، حاکمیت شرکتی.

۱. مقدمه

با توجه به اینکه تصمیم گیری صحیح جهت تخصیص بهینه منابع اقتصادی جامعه و سـرمایه گذاری در بنگاه های اقتصادی نیازمنـد وجـود اطلاعـات شـفاف و قابـل مقایسـه اسـت، کیفیـت و

۱. استادیار حسابداری دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. Zanyar.Sajjadi@uok.ac.ir
دریافت: اصلاحات: پذیرش:

شفافیت اطلاعات مالی شرکتها اهمیت زیادی برای تصمیم گیرندگان دارد. استفاده کنندگان صورتهای مالی، خصوصا سرمایه گذاران برای تصمیم گیری هایی همچون سرمایه گذاری، سنجش عملکرد مدیران و تصمیمات مهم اقتصادی دیگر نیازمند اطلاعات مالی شرکتها می باشند (قربانی و همکاران، ۱۳۹۲). در واقع می توان گفت شفافیت و قابل مقایسه بودن اطلاعات مالی از ملزومات توسعه اقتصادی و دستیابی به بازار سرمایه کارا و رکن اصلی تصمیم گیری اقتصادی آگاهانه و پاسخگویی است. شفافیت و افشا از کارکردهای اصلی حسابداری و از اجزای اصلی حاکمیت شرکتی است (هرمالین و ویسبچ[1]، ۲۰۱۲). یکی از مهمترین ابزارهای توسعه اقتصادی، فراهم آوردن بستر مناسب جهت حضور سرمایه گذاران در بازار سرمایه و تحکیم بخشیدن به این بازار است (بزرگ اصل و رضوی، ۱۳۸۷). در این راستا گزارشگری مالی با کیفیت می تواند نقش مهمی در ایجاد اعتماد برای سرمایه گذاران داشته باشد و به همین دلیل بررسی عوامل تاثیرگذار بر کیفیت گزارشات مالی همواره از موضوعات مورد توجه پژوهشگران داخلی و خارجی بوده است.

سود حسابداری یکی از مهمترین اقلام صورتهای مالی است که جهت تصمیم گیری‌های مختلف مورد استفاده قرار می‌گیرد. در واقع سود شاخص مهمی برای ارزیابی عملکرد، قیمت‌گذاری سهام، ارزیابی بازده مورد انتظار و همچنین پیش‌بینی عملکرد آتی شرکت می‌باشد. سود حسابداری می‌تواند ابزاری جهت کم کردن مشکلات نمایندگی و هزینه نمایندگی باشد(فرانکل و لیتو[2]، ۲۰۰۹). از طرفی تضاد نمایندگی، عدم تقارن اطلاعاتی و خطر اخلاقی ناشی از آن موجب نگرانی مالکان است که مبادا مدیریت به تخصیص نامناسب منابع بپردازد(جنسن و مکلینگ[3]، ۱۹۷۶) و به همین دلایل است که کیفیت سود و بررسی عوامل موثر بر آن مورد توجه پژوهشگران مالی بوده است.

در بسیاری از پژوهشهای داخلی برای سنجش کیفیت افشا از نمره و رتبه‌بندی استفاده شده است که سازمان بورس اوراق بهادار تهران در مورد کیفیت افشای شرکتها منتشر کرده است(ستایش و ابراهیمی میمند، ۱۳۹۴). یک نمره کلی بر اساس دو نمره جداگانه بموقع بودن و قابل اتکا بودن اطلاعات افشا شده‌ی شرکتها ارائه گردیده است که بر اساس توضیحات رسمی این سازمان، قسمت قابل توجهی از نمره قابل اتکا بودن بر اساس دقت پیش‌بینی سودهای ارائه شده مدیران بوده است. همانطور که در ادامه نیز توضیح داده خواهد شد، با توجه به نتایج و تحلیلهای ارائه شده در برخی از پژوهش‌ها (سجادی و همکاران، ۱۳۹۶) این احتمال وجود دارد که بر اساس تئوری رفتار توده‌وار، دقت پیش‌بینی بالاتر برخی از مدیران بجای دید بهتر آنان، ناشی از رفتار

توده‌وار آنان در تقلید از مدیران شرکتهای هم صنعت و ارائه پیش‌بینی های خوشبینانه‌ای باشد که در نهایت اگر محقق نشوند، مدیر بخاطر فشار سهامداران مجبور می‌شود با مدیریت سود آن را محقق نماید. بنابراین بررسی کیفیت افشا بدون بررسی کیفیت سود شرکتها می‌تواند گمراه کننده شود.

طبق تئوری نمایندگی، همواره به خاطر تضاد منافعی که بین مالکان و مدیران وجود دارد، مدیران سعی در تامین منافع خود و ارجحت آن به منافع مالک دارند. سازوکارهای متفاوتی جهت کاهش این تضاد بکار گرفته می‌شود که راهبری شرکتی یکی از آنها می‌باشد. نظام راهبری شرکتی در واقع روابط بین مدیر، سهامداران، اعضای هیات مدیره و سایر ذینفعان می‌باشد و ساختاری را ایجاد می نماید با استفاده از آن اهداف شرکت تعیین و مسیر دستیابی به این اهداف و همچنین نظارت بر عملکرد معلوم می‌گردد(ستایش و ابراهیمی میمند، ۱۳۹۴). ساختار مالکیت و نظارت سهامداران یکی از سازوکارهای کنترلی است که امکان تاثیر بر رویه‌های گزارشگری مالی و عملیات شرکتها را دارند و به این ترتیب می تواند نقش مهمی در تعیین کیفیت سود و در کل کیفیت افشا داشته باشد. مطالعات پیشنین(آکاما و شو[۴]، ۲۰۲۱ ; بوشی[۵]، ۲۰۰۱ ; چن[۶] و همکاران، ۲۰۰۷; گسپر[۷] و همکاران، ۲۰۰۵; ستایش و ابراهیمی میمند، ۱۳۹۴) نشان داده‌اند که انگیزه و توان سهامداران مختلف در نظارت و اثرگذاری بر گزارشگری مالی شرکتها یکسان نیست. سهامداران عمده منافع قابل توجهی در شرکت دارند و به همین دلیل به نسبت سهامداران جزء انگیزه و امکان قابل توجهی برای تاثیرگذاری بر تصمیمات مدیر دارند.

از طرفی تئوری‌های روانشانسی و مالی بیان می‌دارند که برای تحلیلگران و سرمایه‌گذاران محدودیتهای یادگیری به این صورت وجود دارد که اختصاص منابع و توجه به یک کار باعث کاهش منابع برای کارهای دیگر می‌شود (کانمن[۸] ، ۱۹۷ ;3 پنگ[۹]، ۲۰۰۵ ; پنگ و خیونگ[۱۰]، ۲۰۰۶). در این راستا پژوهش‌های تجربی نشان داده است که حتی حرفه‌ای‌ترین فعالان بازار نیز تحت تاثیر محدودیت‌های زمان و توجه هستند (چاکرابارتی و مولتون[۱۱] ، ۲۰۱۲ ; کوروین و کاوقنور[۱۲]، ۲۰۰۸ ; هارفورد[۱۳] و همکاران، ۲۰۱۹; شمیت[۱۴]، ۲۰۱۹). در همین راستا پژوهش پرسشنامه‌ای توسط موسسه تحقیقاتی مسئولیت سهامدار[۱۵] انجام شده است که نتایج آن نشان‌دهنده این موضوع بوده است که محدودیت مربوط به نیرو و وقت آنان مهمترین مانع در ارتباط خصوصی سهامداران عمده با مدیران بوده است (آکاما و شو، ۲۰۲۱). زمانی که سهامداران سبد متنوع‌تری تشکیل می-دهند، هزینه فرصت تهیه اطلاعات نهانی(خصوصی) مربوط به هر شرکت افزایش پیدا می‌کند و

منافع اقتصادی و مدیریتی آن کم می شود. در مقایسه با اطلاعات نهانی شرکتها که با ارتباط نزدیک با مدیران به صورت پر هزینه ای تهیه می گردد، اطلاعات عمومی شرکتها جایگزین مقرون بصرفه تری برای اخذ اطلاعات مورد نیاز و کاهش ریسک سبد سرمایه‌گذاری شرکتها است(پنگ، ۲۰۰۵). بر این اساس این سوال پیش می آید که آیا ممکن است تنوع سبد سهامدار عمده عاملی تاثیرگذار بر کیفیت اطلاعات ارائه شده توسط مدیر خصوصا کیفیت سود باشد؟ جواب به این سوال می تواند در ارزیابی ریسک سرمایه گذاری و ریسک حسابرسی به فعالان بازار سرمایه و حسابرسان کمک کند.

یکی از پدیده های موجود در بازار سرمایه که پژوهشهای داخلی کمتر به آن پرداخته‌اند، اثر اطلاعات ارائه شده توسط شرکتهای مشابه موجود در صنعت بر یکدیگر است. پژوهش‌های پیشین نشان داده است که عملکرد شرکتهای هم‌گروه توسط سرمایه گذاران به عنوان مبنایی برای ارزیابی عملکرد شرکت اصلی مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ به این پدیده که می تواند رفتار و نحوه ارائه اطلاعات توسط مدیران را نیز تحت تاثیر قرار دهد، انتقال اطلاعات درون‌صنعتی[۱۶] گفته می‌شود (چیو[۱۷] ، ۲۰۱۴; سجادی و همکاران، ۱۳۹۶; سجادی و پورحیدری، ۱۳۹۶).

تحقیقات پیشین نشان داده است میزان این اثر و ارزش اطلاعات عملکرد شرکتهای هم‌صنعت در صنایع مختلف تفاوت داشته (دسیر[۱۸] ، ۲۰۱۲; فریمن و تسه[۱۹]، ۱۹۹۲) و شرکتها و مدیرانی که در صنایع مشابه و همبسته فعالیت دارند، ممکن است بیشتر به تقلید و مدیریت سود روی بیاورند تا به سودها و عملکردی مشابه شرکتهای هم‌صنعت خود برسند (براتن [۲۰] و همکاران، ۲۰۱۶; چیو، ۲۰۱۴; سجادی و همکاران، ۱۳۹۶). پژوهشهای داخلی نیز نشان دهنده اثرگذاری این پدیده بر محیط گزارشگری شرکتها و کیفیت اطلاعات مالی آنان است (سجادی و همکاران، ۱۳۹۶; سجادی و پورحیدری، ۱۳۹۶)؛ بنابراین خصوصا باتوجه به مبانی نظری که در ادامه بیشتر توضیح داده خواهد شد، احتمال زیادی وجود دارد که میزان فشاری که سهامداران عمده بر مدیر وارد می کنند تحت تاثیر پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی باشد.

بر این اساس سوال دیگری که مطرح می گردد این خواهد بود که آیا ممکن است شدت اثر تنوع سبد سهامداران عمده بر کیفیت افشای اطلاعات مالی و کیفیت سود دارد در صنایع با همبستگی درون صنعتی متفاوت تحت تاثیر میزان انتقال اطلاعات درون صنعتی تغییر کند؟ جواب به این سوال می‌تواند جواب سوال قبلی را برای ذینفعان مذکور مفیدتر سازد، به همین دلیل هدف این پژوهش یافتن پاسخ سوالات مذکور است. با توجه به اینکه در پژوهشهای داخلی تاکنون تنوع

سبد سهامدار عمده مورد بررسی قرار نگرفته است و ارتباط آن با ویژگی های اطلاعات حسابداری و رفتار مدیران مورد بررسی نشده است و خود پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی نیز با وجود پژوهشهای مختلف خارجی، به صورت بسیار محدودی توسط پژوهشگران داخلی بررسی شده است، پژوهش حاضر دارای از لحاظ گسترش ادبیات متغیرهای مذکور دارای دانش افزایی است و می تواند پنجره ای به سمت پژوهشهای جدید مالی بگشاید. در ادامه ساختار پژوهش در ابتدا به ارائه مبانی نظری، تجربی پژوهش و فرضیه‌های پژوهش پرداخته شده است، سپس روش پژوهش، آزمون فرضیه‌های آماری و نهایتاً نتایج و پیشنهادها و محدودیت‌های پژوهش ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

پژوهشهای قبلی نشان داده اند که سرمایه‌گذارانی که رابطه نزدیک و خصوصی با مدیران شرکتها دارند، از لحاظ بازده کسب شده و نحوه انجام معاملات منافع قابل توجهی کسب می‌کنند (بوشی و همکاران، ۲۰۱۷, ۲۰۱۸; کیرک و مارکو[۲۱]، ۲۰۱۶; سالومن و کورتس[۲۲] ، ۲۰۱۵). احتمالا به همین دلیل سهامداران تلاش و زمان قابل توجهی را صرف می‌کنند تا بتوانند از طریق مشارکت در رویدادهای مختلف ارتباط نزدیکی با مدیران شرکتها برقرار کنند(چنگ[۲۳] و همکاران، ۲۰۱۹; خو[۲۴]، ۲۰۱۹) تا جایی که برخی از شواهد نشان می‌دهد در بازارهای آمریکا یک سوم کمیسیونهایی که توسط سرمایه‌گذاران به کارگزاران پرداخت می‌گردد بابت تسهیل کردن امکان ملاقات با مدیران است (آکاما و شو، ۲۰۲۱).

سهامداران عمده انگیزه و توانایی قابل توجهی برای ارتباط خصوصی با مدیران جهت بدست آوردن اطلاعات نهانی شرکتها دارند(آگراوال و مندلکر[۲۵] ، ۱۹۸۷ ; شلیفر و ویشنی[۲۶]، ۱۹۸۶). اما بررسی ادبیات موضوع نتایج متفاوت و متناقضی از اثرگذاری سهامداران عمده بر محیط گزارشگری مالی بدست می‌دهد. از طرفی برخی از پژوهش ها نشان داده اند که احتمالا سهامداران عمده با توجه به دسترسی به اطلاعات نهانی شرکتها، ترجیح می‌دهند اطلاعات عمومی شرکتها گل‌آلود باشد تا بتوانند از این شرایط منافع بیشتری کسب کنند (بیک[۲۷] و همکاران، ۲۰۲۰; بوشی و همکاران، ۲۰۰۲; بوشی و گودمن[۲۸]، ۲۰۰۷ ;مافت[۲۹]، ۲۰۱۲). برای مثال بوشی و همکاران(۲۰۰۲) نشان دادند شرکتهایی که سهامداران عمده نهادی بیشتری دارند، احتمال کمتری دارد کنفرانس اطلاعاتی عمومی برگزار کنند. از طرفی دیگر پژوهش‌های داخلی و خارجی دیگری نیز وجود دارند که نشان می دهند ارتباط مثبتی بین سهامداران عمده و شفافیت و کیفیت بالاتر اطلاعات عمومی

وجود دارد (آجینکیا[۳۰] و همکاران، ۲۰۰۵; بوشی و نوه، ۲۰۰۰; ستایش و ابراهیمی میمند، ۱۳۹۴). شاید بتوان یکی از دلایل وجود نتایج متفاوت را در رابطه منفعت و هزینه کسب اطلاعات نهانی شرکتها برای سهامداران عمده جستجو کرد.

همانطور که قبلا نیز توضیح داده شد، دستیابی به اطلاعات نهانی(خصوصی) شرکتها نیازمند صرف منابع (مالی، زمان، توجه و پرسنل) زیادی است و با توجه به اینکه منابع سرمایه گذاران محدود است، هرچه پرتفوی آنان متنوع‌تر باشد، منافع کسب اطلاعات نهانی شرکتها برای آنان محدود تر و هزینه کسب این اطلاعات بیشتر خواهد شد. بر این اساس می توان انتظار داشت که سهامدارانی که سبد سرمایه گذاری متنوع‌تری دارند، دسترسی به اطلاعات نهانی شرکتها را محدود به شرکتهایی بکنند که وزن بیشتری در سبد آنها دارند و بیشتر تمرکز خود را در مورد مابقی سبد خود بر اطلاعات عمومی شرکتها بگذارند و بر این اساس تقاضای آنان برای کسب اطلاعات شفاف عمومی از طرف شرکتها افزایش یابد و بر این اساس بر کیفیت و کمیت اطلاعات افشا شده توسط مدیران اثرگذار باشند(آکاما و شو، ۲۰۲۱). بر این اساس می توان فرضیه های زیر را تدوین نمود:

فرضیه اول: تنوع سبد سهامدار عمده بر کیفیت سود اثرگذار است.

فرضیه دوم: تنوع سبد سهامدار عمده بر کیفیت افشا اثرگذار است.

رفتار و عکس العملی که مدیران در قبال فشار وارده از جانب سهامدار عمده دارند و تاثیری که بر صورتهای مالی شرکت می گذارد، بر اساس پژوهشهای پیشین (چیو، ۲۰۱۴; سجادی و همکاران، ۱۳۹۶; سجادی و پورحیدری، ۱۳۹۶) می تواند از طریق پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی تحت تاثیر همبستگی درون صنعتی قرار گیرد. رابطه مذکور را می توان با استفاده از دو دیدگاه اطلاعاتی و رفتار توده‌وار بیشتر توضیح داد. بر اساس **دیدگاه اطلاعاتی**، هم جنبه مثبت و هم جنبه منفی برای اثرگذاری بر کیفیت اطلاعات را می‌توان انتظار داشت. از طرفی ارائه اطلاعاتی توسط شرکتهای هم صنعت خصوصا در حالتی که تشابه زیادی بین شرکتهای آن صنعت وجود دارد، باعث کاهش تقاضا برای اطلاعات اضافی توسط شرکت اصلی و متعاقب آن کاهش کیفیت افشا می گردد (چیو، ۲۰۱۴; سجادی و همکاران، ۱۳۹۶; سجادی و پورحیدری، ۱۳۹۶)؛ بنابراین می توان انتظار داشت در صنایعی که تشابه و همبستگی بیشتری دارند، با توجه به این که درصدی از اطلاعات مورد نیاز سهامداران عمده توسط شرکتهای هم‌صنعت افشا می گردد، درصدی از نیازهای اطلاعاتی سهامداران عمده برطرف شده و تقاضا برای اطلاعات با کیفیت توسط شرکت

اصلی کمتر شود. از طرفی دیگر ممکن است سهامدار عمده‌ای که در یک صنعت همبسته سهامدار است و خصوصا اینکه سبد متنوع‌تری داشته باشد و مالک شرکتهای مشابه در همان صنعت نیز باشد، با توجه به دانشی که در مورد روشها و مفروضات حسابداری شرکتهای مشابه آن صنعت دارد، فشار بیشتری به مدیریت شرکت بیاورد تا از مفروضات مشابهی استفاده نماید و با این فشار سهامدار عمده دست مدیر در مدیریت سود مقداری بسته‌تر شده و کیفیت سود و اطلاعات مالی ارائه شده توسط مدیر افزایش یابد.

بر اساس **دیدگاه رفتار توده‌وار** (رفتار گله‌ای) مدیران شرکتهایی که در محیط با همبستگی بالا و مشابه فعالیت دارند تصمیمات مشابهی می‌گیرند و بیشتر تمایل به تقلید خواهند داشت، حتی اگر به قیمت نادیده گرفتن اطلاعات نهانی خودشان باشد (دمسکی و ساپینگتون[۳۱] ، ۱۹۸۴ ; شارفستین و ستین[۳۲]، ۱۹۹۰) و حتی ممکن است بخاطر فشاری که در صنایع همبسته‌تر برای مقایسه عملکرد مدیران توسط سهامداران وجود دارد، مدیران انگیزه داشته باشند پیش‌بینی سودهای مشابه شرکتهای هم‌صنعت انجام دهند و حتی اگر محقق نشد از طریق مدیریت سود، به سودهای مشابه سود شرکتهای هم صنعت برسند (سجادی و همکاران، ۱۳۹۶; سجادی & پورحیدری، ۱۳۹۶). پژوهشهای زیادی در حسابداری تایید کننده وجود این رفتار توده‌وار مدیران است (براتن و همکاران، ۲۰۱۶; دسیر، ۲۰۱۲ ; کیدا[۳۳] و همکاران، ۲۰۱۵; تسه و تاکر[۳۴]، ۲۰۱۰). بر اساس آنچه گفته شد می توان با تغییر همبستگی درون صنعتی هم انتظار تشدید و هم انتظار تضعیف شدت رابطه بین تنوع سبد سهامدار عمده و کیفیت سود و کیفیت اطلاعات حسابداری را داشت و بر این اساس فرضیه های سوم و چهارم به صورت زیر تدوین می‌گردند:

فرضیه سوم: همبستگی درون صنعتی بر رابطه بین تنوع سبد سهامدار عمده و کیفیت سود اثرگذار است.

فرضیه چهارم: همبستگی درون صنعتی بر رابطه بین تنوع سبد سهامدار عمده و کیفیت افشا اثرگذار است.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. پیشینه خارجی

آکاما و شو(۲۰۲۱) در پژوهشی رابطه بین تنوع سبد سهامداران عمده بر افشای اختیاری شرکتها را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبتی بین تنوع سبد سهامداران عمده و

افشای اختیاری وجود دارد و با بیشتر شدن منفعت سهامدار عمده از بدست آوردن اطلاعات خصوصی، این رابطه ضعیف تر می‌گردد.

جیانگ[۳۵] و همکاران(۲۰۲۰) به بررسی اثر وجود چندین سهامدار عمده بجای فقط یک سهامدار کنترل کننده بر مدیریت سود پرداختند و به این نتیجه رسیدند وقتی چندین سهامدار عمده وجود داشته باشد احتمال بیشتری وجود دارد که شرکت به مدیریت سود بپردازد.

بیک و همکاران(۲۰۲۰) در پژوهشی به این نتیجه رسیدند که مالکیت صدوقهای سرمایه گذاری باعث کاهش افشای اطلاعات شرکتها می‌گردد و متعاقب آن بازده غیرعادی این صندوقها افزایش معناداری پیدا می‌کند. و به نتیجه‌گیری نهایی آنها این بود که اثر مالکیت صندوقعای سرمایه‌گذاری بر افشای اطلاعات شرکتها متفاوت از سایر سهامداران نهادی است.

تحقیق کاکس[۳۶] و همکاران(۲۰۱۶) هم وجود پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی و وجود اثر ریکوچت در مورد آن را تایید کرد. اثر ریکوچت بدین صورت است که اثر خبرهای منفی بیشتر از اثر خبرهای مثبت است.

بون و وایت[۳۷] (۲۰۱۵) رابطه بین وجود سهامداران نهادی و شفافیت و تولید اطلاعات را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که وجود سهامداران نهادی بیشتر با افشای بیشتر مدیریت، نقدشوندگی بیشتر و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و کاهش هزینه معاملاتی همراه است.

چیو(۲۰۱۴) به بررسی رابطه همبستگی درون صنعتی و محیط گزارشگری مالی پرداخت. نتایج بدست آمده نشان داد ارتباط مثبت و معنی داری بین همبستگی درون صنعتی و کیفیت سود، تعداد پیش بینی‌های سود و رابطه منفی با هزینه سرمایه و عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد.

۳-۲. پیشینه داخلی

خواجوی و همکاران(۱۴۰۰) تأثیر ارتباطات سیاسی بر کیفیت افشای اطلاعات حسابداری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند و تعداد و شدت تجدید ارائه شرکتها را به عنوان سنجه پایین بودن کیفیت اطلاعات حسابداری استفاده کردند. یافته‌های پژوهش نشان داد که ارتباطات سیاسی بر وقوع و شدت تجدید ارائه صورت‌های مالی به‌گونه‌ای مثبت تأثیرگذار است

ظفری و همکاران(۱۳۹۸) تاثیر ثبات رویه حسابداری و قابلیت مقایسه بر کیفیت سود را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند که کیفیت سود در آن پژوهش بر اساس کیفیت اقلام

تعهدی اندازه‌گیری شده بود و به این نتیجه رسیدند که قابلیت مقایسه حسابداری بر کیفیت سود تاثیر مثبت دارد و بین ثبات رویه شرکت و کیفیت سود شرکت نیز رابطه مثبتی وجود دارد.

پورحیدری و فروغی(۱۳۹۸) در پژوهشی تأثیر نفوذ مدیرعامل بر کیفیت افشای اطلاعات حسابداری را بررسی کردند. نتایج نشان داد که بین قدرت مدیریتی و بموقع بودن اطلاعات حسابداری رابطه منفی وجود دارد اما بین قدرت مدیریتی و کیفیت افشای اطلاعات حسابداری و قابلیت اتکای اطلاعات حسابداری رابطه معناداری تایید نگردید.

سجادی و پورحیدری(۱۳۹۶) در پژوهشی رابطه همبستگی درون صنعتی با هزینه سرمایه، دفعات پیش‌بینی سود و ضریب واکنش سود را بررسی کردند. نتایج آنان نشان داد که در صنایع با همبستگی درون صنعتی بالاتر، دفعات پیش‌بینی سود بیشتر، واکنش به اعلام سود و هزینه سرمایه کمتر است و در کل رفتار توده‌وار مدیران در این صنایع بر نحوه ارائه اطلاعات و نحوه واکنش سرمایه‌گذاران به آن موثر بوده است.

سجادی و همکاران(۱۳۹۶) در پژوهش دیگری اثر همبستگی درون‌صنعتی بر مؤلفه‌های دیگری از محیط گزارشگری مالی را واکاوی نمودند و نتایج آنان نشان دهنده این بود که صنایع با همبستگی درون‌صنعتیِ بالاتر، کیفیت افشا پایین‌تر، خطای پیش‌بینی کمتر، کیفیت سود پایین‌تر و نامتقارنی اطلاعاتی بیشتری دارند.

همانگونه که مشاهده می گردد مرتبط‌ترین پژوهشهای داخلی انجام شده در این زمینه پژوهشهای سجادی و پورحیدری(۱۳۹۶) و سجادی و همکاران(۱۳۹۶) هستند که اثرگذاری همبستگی درون صنعتی بر رفتار مدیران را تایید نموده است. در علی الرغم وجود پژوهشهای خارجی زیاد در زمینه پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی، داخل کشور کمبود پژوهش در این زمینه و همچنین بررسی اثر تنوع سبد سهامدار عمده کاملا مشهود است و پژوهش حاضر می‌تواند قدمی در جهت رفع خلا مذکور باشد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف در طبقه پژوش‌های کاربردی قرار دارد و از لحاظ راهبرد در حوزه پژوهشهای کمی قرار می‌گیرد. داده های اولیه پژوهش از طریق نرم‌افزار رهاورد نوین و صورتهای مالی شرکتها استخراج شده و پس از محاسبه متغیرها با استفاده از برنامه نویسی و انجام محاسبات در نرم‌افزار مایکروسافت اکسل، آزمون فرضیات با استفاده از رگرسیون چند متغیره و داده‌های

تابلویی انجام شده است.

جامعه آماری پژوهش حاضر کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۹ است. در این پژوهش نمونه پس از غربالگری شرکتها بر اساس شروط زیر انتخاب گردیده اند:

- شرکتها قبل از سال ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشند و تا انتهای سال ۱۳۹۹ فعال باشند.
- سال مالی شرکتها به منظور قابل مقایسه بودن، منتهی به پایان اسفندماه باشد و طی دوره پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشند.
- به خاطر ماهیت متفاوت فعالیت بانکها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه گری مالی، هلدینگها و لیزینگها، شرکتهای مورد بررسی جزو این شرکت‌ها نباشد.
- کلیه داده های مورد نیاز این پژوهش در بازه مورد بررسی برای آنها در دسترس باشد.
- با توجه به ماهیت محاسبه متغیر همبستگی درون صنعتی، حداقل ۸ شرکت در صنعت آنها در نمونه تحقیق وجود داشته باشد.

با توجه به شرایط اعمال شده تعداد ۱۵۳ شرکت در دوره زمانی ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۹ به عنوان نمونه انتخاب شده است. شایان ذکر است با توجه به اینکه برای محاسبه متغیر همبستگی درون صنعتی نیاز به داده های فروش ۵ سال قبل شرکت است، داده‌های صورت سود و زیان شرکتها از سال ۱۳۸۸ مورد استفاده قرار گرفته است.

۵. متغیرهای پژوهش

۵-۱. کیفیت سود

با توجه به اینکه در اکثر پژوهشهایی که کیفیت سود[۳۸] بررسی می‌گردد، کیفیت اقلام تعهدی و در واقع میزان مدیریت سود به عنوان شاخص کیفیت سود در نظر گرفته می‌شود (یبلویی خمسلویی و همکاران، ۱۳۹۷)، و از طرفی پژوهش رحمانی و بشیری منش(۱۳۹۲) نشان داده است در اکثر صنایع بورس اوراق بهادار تهران مدل دچو و دیچو[۳۹] (۲۰۰۲) که توسط فرانسیس[۴۰] و همکاران(۲۰۰۵) توسعه یافته، بشرح رابطه (۱) بهترین عملکرد را در شناسایی مدیریت سود دارد.به همین دلیل از انحراف معیار باقیمانده های سه سال آخر این مدل به عنوان شاخص کیفیت سود استفاده شد که قاعدتاً هرچه مقدار انحراف معیار کمتر باشد، به معنی مدیریت سود کمتر و

کیفیت سود بالاتر خواهد بود.

$$WC_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_{t-1} + \beta_2 CFO_t + \beta_3 CFO_{t+1} + \beta_4 \Delta REV_t + \beta_5 PPE_t + \varepsilon_t$$ رابطه (۱)

که در آن WC_t، اقلام تعهدی است محاسبه شده از طریق تغییرات سرمایه در گردش شرکت در سال t، CFO_T، CFO_{t-1}، CFO_{t+1} به ترتیب جریانهای وجه نقد عملیاتی شرکت برای سال t، سال t-1 و سال t+1، ΔREV تغییرات در فروش سالt به نسبت سال قبل و PPE مجموع دارایی‌های ثابت شرکت(اموال، ماشین آلات و تجهیزات) در سال t می باشد.

۵-۲. کیفیت افشا

در این پژوهش به پیروی از اکثریت پژوهشهای داخلی (پورحیدری و فروغی، ۱۳۹۸; ستایش و ابراهیمی میمند، ۱۳۹۴; سجادی و همکاران، ۱۳۹۶; قربانی و همکاران، ۱۳۹۲)، امتیازهای سالانه رتبه‌بندی کیفیت افشا که توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده به عنوان نمره کیفیت افشا[۴۱] استفاده شده است. این امتیازها از دو بخش قابلیت اتکا و بموقع بودن تشکیل شده است که بر اساس توضیحات سازمان بورس اوراق بهادار بخش قابل توجهی از امتیاز قابلیت اتکا بر اساس میزان دقت پیش‌بینی سود مدیران محاسبه گردید است. با توجه به این که از سال ۱۳۹۷ به بعد انتشار پیش‌بینی سود توسط شرکتها ممنوع شده است، سازمان بورس اوراق بهادار نیز انتشار رتبه بندی و امتیازات مذکور را متوقف نموده و بنابراین مقدار این متغیر فقط برای سالهای ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ موجود بوده است.

۵-۳. تنوع سبد سهامدار عمده

در این پژوهش روش محاسبه تنوع سبد سهامدار عمده[۴۲] از روش روادس[۴۳] (۱۹۹۳) اقتباس شده است. برای محاسبه این متغیر ابتدا تمامی سهامداران عمده شرکتها در هر سال شناسایی شده، برای هرسال به صورت جداگانه تمام شرکتهای سبد آنها که در بازار سرمایه(بورس و فرابورس) هستند شناسایی شده و بر اساس ارزش روز سرمایه گذاری در هر شرکت مشخص می گردد که هر شرکت چند درصد از کل سبد آن سهامدار در سال مورد نظر را تشکیل می‌دهد. پس از آن توان دوم درصدهای بدست آمده برای هر سهامدار در سال مورد نظر جمع گردید تا بر این اساس نمره ای بین ۰ تا ۱ بدست آید که هرچه مقدار آن بیشتر باشد نشان دهنده تمرکز سرمایه

گذاری و تنوع پایین‌تر سبد سرمایه‌گذار در سال مورد نظر است. این روش در واقع بر اساس شاخص هرفیندال هیرشمن[۴۴] محاسبه می‌گردد(نمازی و ابراهیمی، ۱۳۹۱) که رایج‌ترین شاخص برای تمرکزسنجی است (دیدار و همکاران، ۱۳۹۶)؛ و در پژوهش‌های مختلفی برای سنجش تنوع سبد سرمایه‌گذاری استفاده شده است (فولکرسون و ریلی[۴۵]، ۲۰۱۹ ;کیم و همکاران، ۲۰۲۱; کو[۴۶]، ۲۰۱۹). پس از محاسبه میزان تنوع سبد هر سهامدار در سالهای مختلف، برای هر سال شرکت نمره تنوع سبد سهامداران عمده بر اساس میانگین موزون شاخص تنوع سبد سهامداران عمده آن سال شرکت بدست می آید. وزن مورد استفاده در میانگین مذکور، درصد سهمی است که هر سهامدار عمده در آن سال از سهام شرکت مورد نظر دارد.

۵-۴. همبستگی درون صنعتی

در این پژوهش به تبعیت از روش مورد استفاده پژوهش‌های مختلف داخلی و خارجی (چیو، ۲۰۱۴ ; کامین و فیلیپو[۴۷]، ۲۰۰۵; سجادی و همکاران، ۱۳۹۶; سجادی و پورحیدری، ۱۳۹۶)، متغیر همبستگی درون صنعتی[۴۸] از طریق محاسبه کواریانس بین نرخ تغییر سالانه فروش تجمعی صنعت و نرخ تغییر سالانه فروش شرکت در پنج سال آخر محاسبه گردیده است. به این دلیل درآمد فروش مورد استفاده قرار می‌گیرد که فروش برعکس هزینه‌ها که بیشتر تابع فاکتورهای داخل شرکت می باشد، تابع فاکتورهای مشترک داخل صنعت است (سجادی و همکاران، ۱۳۹۶). جهت محاسبه عامل کواریانس نرخ تغییر سالانه فروش می توان واریانس تغییرات فروش تجمعی یک صنعت را به شکل زیر تجزیه نمود:

$$
\begin{aligned}
INDVAR &= Var(\Delta S_{IND,t}) \\
&= Var(\sum_{i=1}^{n} w_{i,t}\Delta S_{i,t}) \\
&= \sum_{i=1}^{n} w_{i,t}^2 Var(\Delta S_{i,t}) + \sum_{i} \sum_{j\neq i} w_i w_j COV(\Delta S_{i,t}, \Delta S_{j,t}) \\
&= IDIOVAR + COV
\end{aligned}
$$

که در آن:

ΔS_{ind}=درصد تغییر فروش صنعت،

$\Delta S_{i,t}$=درصد تغییر فروش شرکت i در سال t،

INDVAR= واریانس تغییرات فروش تجمعی،

IDIOVAR= واریانس تغییرات فروش شرکتها (میانگین وزنی واریانسها)،

COV= مجموع کواریانس فروش جفتی تمام شرکتهای موجود در صنعت،
W =وزن هر شرکت (سهم فروش شرکتها از کل فروش صنعت)

لازم به ذکر است که در این تجزیه برای ممکن شدن و سادگی تجزیه، فرض شده است که وزنها ثابت هستند (کامین و فیلیپو، ۲۰۰۵). تجزیه واریانس فروش تجمعی به این صورت در تحقیقات مختلف مورد استفاده قرار گرفته است (چیو، ۲۰۱۴ ;کامین و فیلیپو، ۲۰۰۵ ; کیم و ون[۴۹]، ۲۰۱۶ ;پولاک[۵۰]، ۲۰۱۳; سجادی و همکاران، ۱۳۹۶; سجادی و پورحیدری، ۱۳۹۶).

کواریانس متاثر از شوکهای سطح صنعت و سطح شرکت است. شوکهای مشترک سطح صنعت از آنجایی که معمولا منجر به تغییر فروش شرکتها در یک جهت می گردند، احتمالا منتج به کواریانس مثبت خواهد گردید. شوکهای سطح شرکتی، بسته به اینکه محصولات شرکتها در آن صنعت جایگزین یا مکمل هم باشند، می توانند منجر به کواریانس مثبت یا منفی شوند. اگر کالاهای شرکتها جایگزین هم باشند، شوکهای سطح شرکت منجر به کواریانس منفی، و اگر مکمل باشند، منجر به کواریانس مثبت خواهد شد. از این رو مقدار مطلق کواریانس هر سال برای هر صنعت، به عنوان سطح همبستگی درون صنعتی شرکتها در آن صنعت در نظر گرفته می شود (سجادی و همکاران، ۱۳۹۶; سجادی و پورحیدری، ۱۳۹۶).

۵-۵. متغیرهای کنترلی

با توجه به ادبیات پژوهش، متغیرهای کنترلی زیر در مدل‌ها استفاده گردیده است:

اندازه شرکت[۵۱]: جهت محاسبه اندازه شرکت از لگاریتم طبیعی کل داراییها استفاده گردید. ملکیان و دریایی (۱۳۹۰) معتقد هستند شرکتهای بزرگتر بخاطر ارتباط قوی‌تر با سایر ذینفعان نیازمند برقراری سازوکارهای قوی‌تری برای پاسخگویی و افشا هستند. به تبعیت از پژوهشهای پیشین این متغیر در مدل مربوط به کیفیت افشا(پورحیدری و فروغی، ۱۳۹۸; خواجوی و همکاران، ۱۴۰۰; دیدار و همکاران، ۱۳۹۶; ستایش و ابراهیمی میمند، ۱۳۹۴) و کیفیت سود(بهار مقدم و همکاران، ۱۳۹۷; یبلویی خمسلویی و همکاران، ۱۳۹۷) کنترل گردیده است.

اهرم مالی[۵۲]: اهرم مالی شرکت از تقسیم کل بدهی‌ها به جمع کل داراییها بدست می آید. نتایج برخی تحقیقات نشان دهنده این است که شرکتهای با اهرم بالاتر، اطلاعات مالی با کیفیت-تری ارائه می‌نمایند. به تبعیت از پژوهش‌های پیشین این متغیر در مدل مربوط به کیفیت

افشا(پورحیدری و فروغی، ۱۳۹۸; خواجوی و همکاران، ۱۴۰۰; دیدار و همکاران، ۱۳۹۶; ستایش و ابراهیمی میمند، ۱۳۹۴) و کیفیت سود(بهار مقدم و همکاران، ۱۳۹۷; یبلویی خمسلویی و همکاران، ۱۳۹۷) کنترل گردیده است.

بازده داراییها[۵۳]: بازده دارایی‌ها از طریق تقسیم سودخالص به کل داراییها محاسبه گردیده است. (اینچاوستی[۵۴] ، ۱۹۹۷) عنوان می کند که شرکتهای سودآورتر، اطلاعات بیشتر و با کیفیت-تری ارائه می‌کنند. وی همچنین عنوان می‌کند که مدیران شرکتهای سودآور از افشای اطلاعات بمنظور دستیابی به مزایای شخصی استفاده می‌کنند؛ بنابراین، آنها اطلاعات با کیفیت و تفصیلی منتشر می‌کنند تا از تداوم پاداشهای خود مطمئن شوند. به تبعیت از پژوهش‌های پیشین این متغیر در مدل مربوط به کیفیت افشا(پورحیدری و فروغی، ۱۳۹۸; خواجوی و همکاران، ۱۴۰۰; دیدار و همکاران، ۱۳۹۶; ستایش و ابراهیمی میمند، ۱۳۹۴) و کیفیت سود(بهار مقدم و همکاران، ۱۳۹۷; یبلویی خمسلویی و همکاران، ۱۳۹۷) کنترل گردیده است.

نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری[۵۵]: به تبعیت از (ستایش و ابراهیمی میمند، ۱۳۹۴)، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به عنوان متغیر کنترلی در مدل مربوط به کیفیت افشا مورد استفاده قرار گرفته است.

نقدینگی: نسبت نقدینگی از تقسیم داراییهای جاری به بدهیهای جاری بدست آمده است. شرکت‌های با توان نقدینگی بالا، تمایل بیشتری به افشا دارند. به تبعیت از (دیدار و همکاران، ۱۳۹۶) نسبت نقدینگی به عنوان متغیر کنترلی در مدل مربوط به کیفیت افشا مورد استفاده قرار گرفته است.

۵-۶. الگوهای آزمون فرضیات

با توجه به توضیحاتی که در مورد متغیرهای پژوهش آورده شد، فرضیات اول و دوم پژوهش بر اساس دو الگوی زیر آزمون خواهند شد.

$$EQ_t = \beta_0 + \beta_1 LSPD_t + \beta_2 IIC_t + \beta_3 ZISE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t + \varepsilon_0$$

$$DQ_t = \beta_0 + \beta_1 LSPD_t + \beta_2 IIC_t + \beta_3 ZISE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 LIQ_t + \beta_7 MB_t + \varepsilon_0$$

پس از تخمین این دو الگو و آزمون فرضیات اول و دوم، عامل تعاملی همبستگی درون صنعتی و متغیر وابسته به سمت راست این دو الگو اضافه می‌گردد تا با استفاده از دو الگوی جدید بدست آمده فرضیات سوم و چهارم آزمون گردد.

۶. یافته‌ها

۶-۱. آمار توصیفی

متغیر های پژوهش با استفاده از ابزارهای آمار توصیفی شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، حداکثر و حداقل و داده‌ها تجزیه و تحلیل گردیدند که خلاصه این نتایج در جدول ۱ نمایش داده شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها طی دوره پژوهش

عنوان متغیر	نماد متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
کیفیت افشا	DQ	۷۵/۴۳۹۸۲	۸۱/۲۳۲۱۱	۹۹/۹۰۶۰۵	۱۰/۵۷۳۶۴	۱۸/۵۳۲۶۵	۱/۰۰-	۳،۵۳
کیفیت سود(الگو دچاو و دچو)	EQ	۵۳۱۲۷۲	۱۳۵۰۲۶	۷۲۵۵۷۶۵	۹۹	۱۰۷۰۵۵۹	۳	۱۵
کیفیت سود(الگو کوتاری)	EQK	۰/۰۹۸۸۱۴	۰/۰۸۰۸۸۳	۰/۵۸۰۰۶۴	۰/۰۰۷۶۱۳	۰/۰۷۱۲۷۴	۲/۳۱	۱۲/۱۸
تنوع سبد سهامدار عمده(شرکتی)	SPD	۰/۵۱۹۳۹۸	۰/۴۴۱۸۴۹	۱	۰/۰۴۰۸۳۵	۰/۲۸۹۹۰۳	۰/۴۹	۱/۸۵
تنوع سبد سهامدار عمده(صنعتی)	SPDI	۰/۷۵۶۵۶۱	۰/۸۱۲۳۲۵	۱	۰/۰۴۲۹۹۱	۰/۲۲۵۹۳۹	۰/۶۷-	۲/۴۱
همبستگی درون صنعتی	IIC	۰/۰۴۷۹۰۳	۰/۰۴۱۴۹۳	۰/۲۰۱۰۱۶	۰/۰۰۱۵۴۸	۰/۰۳۵۹۷۸	۲/۰۱	۸/۴۹
اندازه	SIZE	۱۵/۰۴۳۲۶	۱۴/۷۵۱۲۹	۲۰/۷۶۸۶۹	۱۰/۵۳۲۹۵	۱/۷۵۱۰۲۹	۰/۵۴	۳/۱۰
بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۱۵۸۵۸۲	۰/۱۲۸۷۲۴	۰/۸۳۰۳۴۶	-۰/۴۰۴۴۶۲	۰/۱۶۴۸۴۶	۰/۵۹	۳/۶۷
اهرم	LEV	۰/۵۲۲۸۳۸	۰/۵۲۶۰۸۴	۱/۵۶۷۲۹۱	۰/۰۱۲۷۳۴	۰/۲۲۹۶۶۳	۰/۰۴	۲/۹۶
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	۸/۵۲۳۸۵۳	۴/۱۵۶۲۷۲	۵۶۸/۴۶۹۳	-۲۰۰/۲۱۸۹	۲۴/۶۱۹۷	۱۱/۹۸	۲۵۲/۲۰
نسبت نقدینگی	LIQ	۱/۹۶۵۳۰۲	۱/۳۸۳۳۵۲	۴۳/۶۸۸۲۵	۰/۱۲۶۸۰۵	۲/۷۸۳۴۵۴	۷/۹۵	۸۶/۰۵

همانطور که مشاهده می گردد، میانگین نمرات افشا برای شرکتهای نمونه در دوره پژوهش

حدود ۷۵ بوده است که با توجه به این که نمره مذکور عددی بین صفر و ۱۰۰ است، میانگین نمرات شرکتها بیش از حد میانه این نمره بوده است. با توجه به این که کیفیت سود بترتیب با استفاده از انحراف معیار و قدر مطلق باقیمانده های الگو دچاو و دچو و الگو کوتاری بدست آمده است، مطابق انتظار همه مقادیر بیش از صفر بوده است. سال شرکتی که دارای سهامداران با متنوع ترین سبد بوده است مقدار شاخص تنوع آن حداقل و برابر با ۰/۰۴ بوده و میانگین این شاخص حدوداً برابر ۰/۵۲ بوده است. همانطور که ملاحضه می‌گردد اگر این شاخص بجای تنوع شرکتی سهام محاسبه گردد، بر اساس تنوع صنایع سبد محاسبه گردد (SPDI) مقدار آن بزرگتر از شاخص اصلی تنوع خواهد شد و به همین دلیل هم مطابق انتظار آمار توصیفی شاخص دوم مقادیر بزرگتری را نمایش می-دهند. نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام دارای حداقل منفی بوده که به این دلیل است که ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام برخی شرکتها به دلیل زیان انباشته منفی شده است؛ همین موضوع دلیل بیشتر از یک بودن درجه اهرم برخی از شرکتها را توجیه می‌کند.

۶-۲. نتایج آزمون فرضیه‌ها

برای انتخاب از بین روشهای اثرات ثابت، اثرات تصادفی و مشترک از آزمونهای چاو و هاسمن استفاده گردید و الگوها جهت بررسی وجود ناهمسانی واریانس آزمون گردید که نتایج مربوط به هر الگو در جدول مربوط به نتایج هر الگو آورده شده است و همانطور که مشاهده می گردد با توجه به مقادیر اماره های مربوطه و مقدار احتمال آنها که زیر ۵ درصد بوده است، برای تخمین تمامی الگوها از روش اثرات ثابت و جهت رفع مشکل ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم یافته[۵۶] برای تخمین تمام الگوها استفاده گردیده است (افلاطونی، ۱۳۹۷).

جدول ۲. نتایج آزمون فرضیه اول

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
تنوع سبد سهامدار	SPD	۱۲۸۶۶۷	۴۰۹۲۹/۹۲	۳/۱۴	۰/۰۰۱۸	۱/۰۴
همبستگی درون صنعتی	IIC	-۹۶۰۳۳۸/۸	۱۸۱۹۸۶/۳	-۵/۲۷	۰/۰۰۰۰	۱/۱۷

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
اهرم مالی	LEV	-۴۴۹۵۵/۴۴	۴۳۷۸۹/۲۸	-۱/۰۲	۰/۳۰۵۲	۲/۱۸
اندازه شرکت	SIZE	۲۶۳۵۵۴/۵	۱۶۴۵۷/۷۳	۱۶/۰۱	۰/۰۰۰۰	۱/۵۱
سودآوری	ROA	۷۹۶۰۵/۵۲	۶۰۷۸۸/۹۶	۱/۳۱	۰/۱۹۱۱	۲/۷۰
ضریب ثابت	C	-۳۴۰۷۶۳۱	۲۴۴۴۱۷/۹	-۱۳/۹۴	۰/۰۰۰۰	
ضریب تعیین تعدیل شده		۹۰/۸۸	آماره دوربین واتسون			۲/۰۸
آماره آزمون چاو		۵/۴۶۴۶	سطح معناداری آزمون چاو			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون هاسمن		۶۱۲/۲۲	سطح معناداری آزمون هاسمن			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون ناهمسانی واریانس(LR)		۱۸۸۵	سطح معناداری آزمون LR			۰/۰۰۰۰

همانطور که در جدول شماره ۲ مشخص است، نتیجه آزمون فرضیه اول نشان دهنده رابطه مثبت و معنادار بین تنوع سبد سهامدار عمده و کیفیت سود می‌باشد. در تفسیر ضریب مثبت متغیر تنوع سهامدار عمده باید توجه داشته که از طرفی مقدار بیشتر شاخص تنوع سبد سهامدار عمده به معنی تنوع کمتر است و از طرفی مقدار بیشتر متغیر کیفیت سود (که انحراف معیار مدل دچاو و دچو است) به معنی کیفیت سود پایین‌تر است و بر این اساس ضریب مثبت تنوع سبد سهامدار عمده رابطه مثبت این متغیر با کیفیت سود را نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون فرضیه دوم

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
تنوع سبد سهامدار	SPD	-۸/۵۷۸	۲/۸۹۲	-۲/۹۷	۰/۰۰۳۲	۱/۵۳
همبستگی درون صنعتی	IIC	-۰/۷۸۸	۰/۳۸۵	-۲/۰۵	۰/۰۴۱۱	۱/۴۶
اندازه شرکت	SIZE	۱۰/۵۵۰	۰/۹۱۸	۱۱/۵۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۹
سودآوری	ROA	۲۰/۶۰۴	۳/۷۷۸	۵/۴۵	۰/۰۰۰۰	۳/۱۶
ارزش بازار به	MB	۰/۰۰۱	۰/۰۲۱	-۰/۰۱	۰/۹۹۵۷	۱/۰۱

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
دفتری						
اهرم مالی	LEV	-۳/۱۱۴	۳/۵۷۶	-۰/۸۷	۰/۳۸۴۳	۲/۶۱
نسبت نقدینگی	LIQ	-۰/۱۷۶	۰/۱۷۳	-۱/۰۲	۰/۳۰۸۵	۱/۳۱
ضریب ثابت	C	-۷۷/۶۷۵	۱۳/۸۵۴	-۵/۶۱	۰/۰۰۰۰	
ضریب تعیین تعدیل شده		۹۸/۸۲	آماره دوربین واتسون			۲/۲۷
آماره آزمون چاو		۵/۲۹	سطح معناداری آزمون چاو			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون هاسمن		۴۳/۳۷	سطح معناداری آزمون هاسمن			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون ناهمسانی واریانس(LR)		۹۰۹	سطح معناداری آزمون LR			۰/۰۰۰۰

نتایج آزمون فرضیه دوم که در جدول شماره ۳ آورده شده است، نشان دهنده رابطه مثبت بین تنوع سبد سهامدار عمده و کیفیت افشا می‌باشد. با توجه به این که مقدار بیشتر شاخص تنوع سبد سهامدار عمده به معنی تنوع کمتر است، ضریب منفی بدست آمده نشان دهنده این است که افزایش تنوع سبد سهامدار عمده با افزایش نمره کیفیت افشای شرکتها همراه بوده است.

جدول ۴. نتایج آزمون فرضیه سوم

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
تنوع سبد سهامدار	SPD	۱۱۳۱۴۵	۵۴۶۵۳	۲/۰۷	۰/۰۳۹۰	۱/۳۴
همبستگی درون صنعتی	IIC	۵۹۷۴۴	۲۷۸۴۶۴	۰/۲۱	۰/۸۳۰۲	۲/۹۰
تنوع سبد*همبستگی درون صنعتی	IIC*SPD	-۱۳۷۷۰۶۵	۶۳۰۹۵۷	-۲/۱۸	۰/۰۲۹۶	۳/۳۸
اهرم مالی	LEV	-۴۰۹۳۵	۵۱۴۹۰	-۰/۸۰	۰/۴۲۷۱	۲/۰۶
اندازه شرکت	SIZE	۲۵۷۹۹۸	۱۶۸۴۶	۱۵/۳۱	۰/۰۰۰۰	۱/۶۹
سودآوری	ROA	۱۲۵۴۹۴	۶۱۴۵۱	۲/۰۴	۰/۰۴۱۸	۲/۶۵

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
ضریب ثابت	C	-۳۳۴۰۴۳۳	۲۵۶۸۹۵	-۱۳/۰۰	۰/۰۰۰۰	
ضریب تعیین تعدیل شده		۹۱/۵۶	آماره دوربین واتسون			۲/۰۵
آماره آزمون چاو		۵/۳۹	سطح معناداری آزمون چاو			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون هاسمن		۶۰۷/۷	سطح معناداری آزمون هاسمن			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون ناهمسانی واریانس(LR)		۹۶۸	سطح معناداری آزمون LR			۰/۰۰۰۰

همانطور که در جدول شماره ۴ مشخص است، فرضیه سوم با اضافه نمودن عامل تعاملی همبستگی درون صنعتی و تنوع سبد سهامدار عمده به الگو آزمون شده است و ضریب منفی و معنادار این عامل نشان دهنده این است که همبستگی درون صنعتی شدت رابطه تنوع سبد سهامدار عمده و کیفیت سود را کاهش می‌دهد.

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه چهارم

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
تنوع سبد سهامدار	SPD	-۱۳/۱۵۰۴	۶/۶۴۹	-۱/۹۸	۰/۰۴۸۶	۷/۴۱
همبستگی درون صنعتی	IIC	-۰/۰۸۲۱	۰/۹۷۰	-۰/۰۸	۰/۹۳۲۶	۹/۱۶
تنوع سبد*همبستگی درون صنعتی	IIC*SPD	-۱/۴۶۲۴	۱/۸۲۱	-۰/۸۰	۰/۴۲۲۵	۸/۵۹
اندازه شرکت	SIZE	۱۰/۶۶۷۹	۰/۹۴۶	۱۱/۲۷	۰/۰۰۰۰	۱/۱۶
سودآوری	ROA	۲۰/۷۱۲۹	۳/۸۰۰	۵/۴۵	۰/۰۰۰۰	۲/۹۴
ارزش بازار به دفتری	MB	۰/۰۰۰۵	۰/۰۲۱	۰/۰۲	۰/۹۸۱۳	۱/۰۲
اهرم مالی	LEV	-۳/۹۵۹۸	۳/۶۵۱	-۱/۰۸	۰/۲۷۸۸	۲/۶۵
نسبت نقدینگی	LIQ	-۰/۱۷۷۹	۰/۱۷۳	-۱/۰۳	۰/۳۰۴۰	۱/۳۰
ضریب ثابت	C	-۷۶/۷۹۰۴	۱۳/۷۴۲	-۵/۵۹	۰/۰۰۰۰	

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
ضریب تعیین تعدیل شده		۹۸/۸۱	آماره دوربین واتسون			۲/۲۷
آماره آزمون چاو		۵/۲۰	سطح معناداری آزمون چاو			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون هاسمن		۴۶/۸۱	سطح معناداری آزمون هاسمن			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون ناهمسانی واریانس(LR)		۹۱۵	سطح معناداری آزمون LR			۰/۰۰۰۰

فرضیه چهارم با اضافه نمودن عامل تعاملی همبستگی درون صنعتی و تنوع سبد سهامدار عمده به الگو فرضیه دوم آزمون شد(بورکس[۵۷] و همکاران، ۲۰۱۹) و همانطور که نتایج آن در جدول شماره ۵ نشان می‌دهد، ضریب این عامل تعاملی معنادار نبوده و بر این اساس اثر تعدیلگری همبستگی درون صنعتی بر رابطه تنوع سبد سهامدار همده و کیفیت افشا تایید نمی‌گردد.

۷. آزمونهای اضافی و تحلیل حساسیت

در این پژوهش جهت بررسی و تحلیل بیشتر برخی از متغیرها با استفاده از روشهای جایگزین محاسبه شد تا تغییرات احتمالی در نتایج بدست آمده بررسی شود. از طرفی با توجه به این که سنجش کیفیت سود بر اساس الگوی (کوتاری[۵۸] و دیگران, ۲۰۰۵) که در رابطه شماره۲ آورده شده است بسیار مورد استفاده قرار می گیرد، از باقیمانده های این الگو نیز برای سنجش کیفیت سود استفاده شد و همانطور که نتایج تخمین مجدد الگو فرضیه اول نشان می‌دهد رابطه مثبت و معنادار بین تنوع سبد سهامدار عمده و کیفیت سود با استفاده از این روش نیز تایید شد، اما اثر همبستگی درون صنعتی بر این رابطه معنادار نبود.

جدول ۶. نتایج آزمون فرضیه اول با استفاده از شاخص دوم کیفیت سود

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
تنوع سبد سهامدار	SPD	۰/۰۱۸۵	۰/۰۰۳۹	۴/۷۸	۰/۰۰۰۰	۱/۰۴
همبستگی درون صنعتی	IIC	-۰/۰۴۰۹	۰/۰۳۷۶	-۱/۰۹	۰/۲۷۷۷	۱/۰۴
اهرم مالی	LEV	۰/۰۰۸۳	۰/۰۰۹۶	۰/۸۶	۰/۳۸۷۸	۱/۷۸
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۲۲۵	۰/۰۰۱۸	۱۲/۲۷	۰/۰۰۰۰	۱/۶۲

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
سودآوری	ROA	۰/۰۴۳۰	۰/۰۱۰۰	۴/۲۸	۰/۰۰۰۰	۲/۴۶
ضریب ثابت	C	-۰/۲۶۱۷	۰/۰۲۷۳	-۹/۵۸	۰/۰۰۰۰	
ضریب تعیین تعدیل شده		۷۶/۶۳	آماره دوربین واتسون			۱/۵۸
آماره آزمون چاو		۹/۷۳۱۷	سطح معناداری آزمون چاو			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون هاسمن		۶۷/۹۳	سطح معناداری آزمون هاسمن			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون ناهمسانی واریانس(LR)		۷۹۸/۵	سطح معناداری آزمون LR			۰/۰۰۰۰

از طرفی همانطور که قبلا نیز توضیح داده شد شاخص تنوع سبد سهامدار عمده نشان دهنده میزان پراگندگی سرمایه سهامدار بین سهام شرکتهای مختلف است که قاعدتاً این شاخص توجه خاصی به صنایع شرکتها ندارد. با توجه به مبانی نظری و اینکه بیان شد کسب اطلاعات خصوصی در مورد شرکتهای موجود در سبد متنوع تر سهامدار عمده نیازمند صرف هزینه و زمان بیشتری است، اما قاعدتا این زمان و هزینه در صورتی که همه شرکتهای مذکور در یک صنعت واحد باشند، به نسبت حالتی که در صنایع متفاوتی پراکنده باشند کمتر خواهد بود. به همین دلیل بر اساس کنجکاوی و ایده پژوهشگر جهت بررسی بیشتر شاخص مذکور به نوع دیگری محاسبه شد بدین صورت که بجای اینکه درصد سهم "هر شرکت" از سبد سهامدار عمده محاسبه گردد، درصد سهم "هر صنعت" از سبد سهامدار عمده محاسبه شود و بر این اساس شاخص جدیدی محاسبه شد که قاعدتاً مقدار آن همواره بزرگتر یا مساوی شاخص تنوع شرکتی است و بین سهامدارانی که سبد خود را با استفاده از شرکتهای مختلف یک صنعت مشخص متنوع کرده‌اند و شرکتهایی که در صنایع مختلف سرمایه‌گذاری کرده‌اند تفاوت قائل می‌شود.

جدول ۷. نتایج آزمون فرضیه اول و سوم با استفاده از شاخص تنوع صنعتی

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
تنوع سبد سهامدار	SPDI	۷۸۱۳۶	۳۲۰۵۷	۲/۴۴	۰/۰۱۵۲	۲/۲۳
همبستگی درون صنعتی	IIC	-۱۰۰۳۳۱۰	۲۳۴۷۴۵	- ۴/۲۷	۰/۰۰۰۰	۱/۵۶

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
تنوع سبد*همبستگی درون صنعتی	IIC*SPDI	-۱۱۸۱۷۳۹	۵۲۸۹۸۰	- ۲/۲۳	۰/۰۲۶۰	۲/۶۵
اهرم مالی	LEV	-۴۸۷۷۴	۴۴۵۶۵	- ۱/۰۹	۰/۲۷۴۴	۱/۷۷
اندازه شرکت	SIZE	۲۳۷۶۱۲	۱۶۶۶۶	۱۴/۲۶	۰/۰۰۰۰	۱/۴۷
سودآوری	ROA	۸۰۸۹۵	۵۴۸۰۶	۱/۴۸	۰/۱۴۰۷	۲/۰۷
ضریب ثابت	C	-۲۹۴۴۱۸۱	۲۴۴۶۳۴	۱۲/۰۴ -	۰/۰۰۰۰	
ضریب تعیین تعدیل شده		۹۱/۶۱	آماره دوربین واتسون			۲/۰۷
آماره آزمون چاو		۵/۵۰	سطح معناداری آزمون چاو			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون هاسمن		۶۱۶	سطح معناداری آزمون هاسمن			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون ناهمسانی واریانس(LR)		۱۰۲۲	سطح معناداری آزمون LR			۰/۰۰۰۰

نتایج آزمون فرضیه اول و سوم که در جدول شماره ۷ آورده شده است، با استفاده از شاخص تنوع سبد صنعتی سهامدار عمده (SPDI) تایید کننده نتایج مشابه آزمونهای قبلی بود و نشان داد که تنوع سبد صنعتی سهامدار عمده، رابطه مثبت و معناداری با کیفیت سود است و همبستگی درون صنعتی اثر منفی بر رابطه مذکور دارد.

جدول ۸. نتایج آزمون فرضیه دوم با استفاده از شاخص تنوع صنعتی

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
تنوع سبد سهامدار	SPDI	۲۲/۳۱۲	۲/۷۷۱	۸/۰۵	۰/۰۰۰۰	۱/۳۰
همبستگی درون صنعتی	IIC	-۱/۴۱۳	۰/۲۲۴	-۶/۳۲	۰/۰۰۰۰	۱/۱۱
اندازه شرکت	SIZE	۱۰/۶۵۷	۰/۶۶۰	۱۶/۱۵	۰/۰۰۰۰	۱/۴۷
سودآوری	ROA	۱۴/۳۷۹	۳/۰۰۵	۴/۷۸	۰/۰۰۰۰	۳/۳۱
ارزش بازار به دفتری	MB	۰/۰۰۱	۰/۰۲۲	۰/۰۳	۰/۹۷۲۴	۱/۰۶
اهرم مالی	LEV	-۷/۰۳۲	۲/۲۲۴	-۳/۱۶	۰/۰۰۱۷	۳/۵۵

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره آزمون	سطح معناداری	VIF
نسبت نقدینگی	LIQ	-۰/۱۰۹	۰/۱۶۴	-۰/۶۷	۰/۵۰۶۱	۱/۸۱
ضریب ثابت	C	-۱۰۰/۶۵۱	۱۰/۵۷۵	-۹/۵۲	۰/۰۰۰۰	
ضریب تعیین تعدیل شده		۹۹/۱۳	آماره دوربین واتسون			۲/۳۱
آماره آزمون چاو		۵/۰۶	سطح معناداری آزمون چاو			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون هاسمن		۳۵/۶۷	سطح معناداری آزمون هاسمن			۰/۰۰۰۰
آماره آزمون ناهمسانی واریانس(LR)		۹۲۱	سطح معناداری آزمون LR			۰/۰۰۰۰

همانطور که در جدول شماره ۸ مشخص است، تکرار آزمون فرضیه دوم با استفاده از شاخص تنوع سبد صنعتی سهامدار عمده نشان دهنده رابطه منفی و معنادار بین این شاخص و کیفیت افشا است که این نتیجه عکس نتیجه بدست آمده قبلی بر اساس شاخص تنوع شرکتی سبد سهامدار عمده می‌باشد.

۸. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش رابطه تنوع سبد سهامدار عمده به عنوان عاملی که بر میزان ارتباط و نحوه اثرگذاری سهامدار عمده بر مدیر اثرگذار است با کیفیت افشا و کیفیت سود بررسی گردید و همزمان سعی شد از طریق بررسی اثر تعدیلگری همبستگی درون صنعتی، نقش انتقال اطلاعات درون صنعتی نیز مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور از شاخص ساخته شده بر اساس منطق شاخص هرفیندال هیرشمن به عنوان معیار معکوسی از تنوع سبد سهامدار عمده و از باقیمانده‌های الگوی دیجو و دیچو(۲۰۰۲) به عنوان معیاری معکوس از کیفیت سود در مورد نمونه شامل ۱۵۳ شرکت در بازه سالهای ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۹ استفاده شد.

یافته‌های پژوهش نشان دهنده رابطه مثبت و معناداری بین نوع سبد سهامدار عمده و کیفیت سود و همچنین کیفیت افشا می‌باشد. این نتایج با این تئوری همخوانی دارد که بیان می‌دارد سهامداران عمده با تنوع سبد بیشتر به خاطر محدودیت منابع و رابطه منفعت و هزینه ترجیح می-دهند بجای کسب اطلاعات نهانی بیشتر بر اطلاعات افشا شده عمومی شرکتها تمرکز داشته باشند

و از طریق فشار آنها به مدیریت کیفیت این اطلاعات افزایش پیدا می‌کند. این نتیجه با نتیجه پژوهش (آکاما و شو، ۲۰۲۱) نیز همراستا است؛ درآن پژوهش به این نتیجه رسیده بودند که شرکتهایی که تنوع سبد سهامدار عمده بیشتر است، مقدار افشا افزایش می‌یابد که همانند نتایج دو فرضیه اول این پژوهش نشان دهنده نقش سازنده تنوع سبد سهامدار عمده بر محیط گزارشگری مالی شرکتها می باشد.

همچنین نتایج نشان دهنده اثر تعدیل کنندگی منفی همبستگی درون صنعتی بر روابط مذکور است. این نتایج با اثرات منفی دیدگاه اطلاعاتی و رفتار توده‌وار قابل توجیه است. بدین ترتیب که که احتمالا در صنایعی که همبستگی بیشتری دارند و شرکتها دارای محیط و شرایط فعالیت مشابهی هستند، از طرفی درصدی ازنیاز اطلاعاتی سهامدار عمده با اطلاعات افشا شده شرکتهای هم صنعت تامین می‌گردد و بر این اساس تقاضا برای اطلاعات شرکت اصلی کاهش می یابد؛ از طرفی بر اساس دیدگاه رفتار توده‌وار تمایل به تقلید مدیران از شرکتهای هم صنعت در این صنایع و متعاقب آن دستکاری در سود می‌تواند اثرگذاری سهامدار عمده را کمرنگ‌تر نماید.

استفاده از روش جایگزین برای محاسبه کیفیت سود نتایج مشابهی را در پی داشت، اما زمانی که از شاخص تنوع سبد سهامدار عمده بر حسب صنعت بجای شاخص محاسبه شده بر حسب شرکت استفاده شد، نتایج فرضیه دوم برعکس شد؛ که به این معنی است که در صورتی که تنوع سبد سهامدار عمده بر اساس سرمایه گذاری در شرکتهای مختلف همان صنعت باشد، کیفیت اطلاعات افشا شده افزایش می یابد اما اگر تنوع سبد بر اساس سرمایه گذاری در صنایع مختلف حاصل شده باشد، کیفیت افشا کاهش می یابد. با اینکه نیاز به بررسی بیشتر در این مورد خواهد بود، اما شاید بتوان این تفاوت را با نقش دانش سهامدار عمده در مورد صنعت و نحوه تهیه صورتهای مالی و مفروضات آن صنعت مرتبط دانست. شایان ذکر است این تفاوت در مورد رابطه تنوع سبد سهامدار عمده و کیفیت سود وجود نداشت و نتایج هر دو شاخص تنوع سبد سهامدار عمده نتایج یکسانی داشت.

نتایج این پژوهش می‌تواند در ارزیابی ریسک هم به سرمایه‌گذاران و هم حسابرسان شرکتها کمک نماید. پیشنهاد می‌گردد در ارزشگذاری سهام و میزان اتکای به اطلاعات مالی شرکتها و همچنین تدوین برنامه حسابرسی شرکتها میزان تنوع سبد سهامدار عمده به عنوان عاملی موثر در میزان نظارت و پایش سهامدار عمده، توجه شود. با توجه به نتایج بدست آمده می توان به سیاستگذاران بازار سرمایه پیشنهاد داد مشوقهایی جهت تنوع بخشی سبد سهامداران عمده در نظر

گرفته شود. این نتایج همچنین می‌تواند برای پژوهشگران مالی خصوصا پژوهشگران حوزه راهبری شرکت مفید باشد؛ پیشنهاد می‌گردد در پژوهشهای آتی اثر تنوع سبد سهامدار عمده بر جنبه های دیگر محیط گزارشگری مالی بررسی گردد.

۹. محدودیتهای پژوهش

یکی از اصلی ترین محدودیتهای این پژوهش آن بود که جهت محاسبه تنوع سبد سهامداران عمده از سبد شرکتهای بورسی و فرابورسی آنها استفاده شده است و امکان بررسی سبد شرکتهای خارج از بورس آنها وجود نداشت. جهت محاسبه متغیر همبستگی درون صنعتی نیاز به داده های پنج سال گذشته بود و با توجه به اینکه این متغیر در سطح صنعت محاسبه می گردد و نیاز است که تعداد شرکتهای موجود در هر صنعت از حداقلی برخوردار باشد، بنابراین جهت تعیین دوره پژوهش سعی شد از تعادلی بین حداکثر طول دوره زمانی و حداکثر تعداد شرکتها و صنایع موجود در نمونه برقرار گردد؛ بر این اساس دوره پژوهش از سال ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۹ در نظر گرفته شد و امکان گسترش بیشتر آن وجود نداشت. با توجه به محدودیتهای ذکر شده باید در تسری نتایج احتیاط به عمل آید

یادداشت‌ها

1. Hermalin & Weisbach
2. Frankel & Litov
3. Jensen & Meckling
4. Akamah & Shu
5. Bushee
6. Chen
7. Gaspar
8. Kahneman
9. Peng
10. Peng & Xiong
11. Chakrabarty & Moulton
12. Corwin & Coughenour
13. Harford
14. Schmidt
15. Investor Responsibility Research Center Institute
16. Intra-Industry Information Transfer
17. Chiu
18. Desir
19. Freeman & Tse
20. Bratten
21. Kirk & Markov
22. Solomon & Soltes
23. Cheng
24. Xu
25. Agrawal & Mandelker
26. Shleifer & Vishny
27. Baik
28. Bushee & Goodman
29. Maffett

30. Ajinkya
31. Demski & Sappington
32. Scharfstein & Stein
33. Kedia
34. Tse & Tucker
35. Jiang
36. Cox
37. Boone & White
38. Earnings Quality (EQ)
39. Dechow & Dichev
40. Francis
41. Disclosure Quality (DQ)
42. Large Shareholder Portfolio Diversification (LSPD)
43. Rhoades
44. Herfindahl–Hirschman Index
45. Fulkerson & Riley
46. Qu
47. Comin & Philippon
48. Intra-Industry Connectedness (IIC)
49. Kim & Kwon
50. Pollack
51. SIZE
52. Leverage(LEV)
53. Return on Assets (ROA)
54. Inchausti
55. Market to Book Value (MB)
56. Generalized Least Squares
57. Burks
58. Kothari

منابع

الف. فارسی

افلاطونی، عباس. (۱۳۹۷). اقتصادسنجی در پژوهش‌های مالی و حسابداری با نرم‌افزار .EViewsترمه.

بزرگ اصل، موسی و رضوی، سید مهدی. (۱۳۸۷). رابطه بین بازده سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و برخی متغیرهای کلان اساسی. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۶(۲۲)، ۹۷–۱۱۷.

بهار مقدم، مهدی؛ جوکار، حسین و صالحی آسفیچی، نورالله. (۱۳۹۷). اثر تعدیل‌کنندگی نوع مالکیت نهایی شرکت‌ها بر رابطهٔ بین سود سهام تقسیمی و کیفیت سود. پیشرفت‌های حسابداری، ۱۰(۲)، ۶۳–۱۰۰.

پورحیدری، امید و فروغی، عارف. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر نفوذ مدیرعامل بر کیفیت افشای اطلاعات حسابداری. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۶(۶۱)، ۲۷–۵۳.

خواجوی، شکراله؛ نصیری فر، هاشم و قدیریان آرانی، محمدحسین. (۱۴۰۰). ارتباطات سیاسی و کیفیت اطلاعات حسابداری: شواهدی از تجدید ارائه صورت‌های مالی. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۸(۷۱)، ۱–۳۲.

دیدار، حمزه؛ منصورفر، غلامرضا و زارع، الهام. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر کیفیت حاکمیت شرکتی بر کیفیت

افشا با تأکید بر نقش تعدیل‌کنندۀ رقابت بازار محصول در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش های حسابداری مالی، ۹(۱)، ۹۷–۱۱۸.

رحمانی، علی و بشیری منش، نازنین. (۱۳۹۲). بررسی قدرت کشف مدلهای مدیریت سود. تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۵(۱۹)، ۵۴–۷۳.

ستایش، محمد حسین و ابراهیمی میمند، مهدی. (۱۳۹۴). رابطه بین نوع مالکیت نهادی و کیفیت افشا در بورس اوراق بهادار تهران. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۲(۴۸)، ۵۳–۷۵.

سجادی، زانیار و پورحیدری، امید. (۱۳۹۶). بررسی رابطه همبستگی درون‌صنعتی با ضریب واکنش سود، دفعات پیش‌بینی سود و هزینه سرمایه. پژوهشهای کاربردی در گزارشگری مالی، ۶(۲)، ۲۰۳–۲۳۲.

سجادی، زانیار؛ پورحیدری، امید و خدامی پور، احمد. (۱۳۹۶). اثرات همبستگی درون‌صنعتی بر محیط گزارشگری مالی. پیشرفت‌های حسابداری، ۹(۲)، ۳۵–۶۲.

ظفری، سبحان؛ فروغی، داریوش و کیانی، غلامحسین. (۱۳۹۸). تاثیر قابلیت مقایسه و ثبات رویه حسابداری بر کیفیت سود : رویکرد متن کاوی. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۶(۶۴)، ۱–۳۰.

قربانی، سعید؛ موحد مجد، مرضیه و منفرد مهارلوئی، محمد. (۱۳۹۲). رقابت در بازار محصول، ترکیب هیأت‌مدیره و کیفیت افشای اطلاعات: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۵(۱۹)، ۹۲–۱۰۵.

ملکیان، اسفنیار و دریایی، عباسعلی. (۱۳۹۰). تبیین رابطه‌ی بین ویژگی‌های مالکیتی و شرکتی با ساختار حاکمیت شرکتی (شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران). پیشرفت‌های حسابداری، ۳(۱)، ۱۲۱–۱۴۳.

نمازی، محمد و ابراهیمی، شهلا. (۱۳۹۱). بررسی ارتباط بین ساختار رقابتی بازار محصول و بازده سهام. دانش حسابداری مالی، ۰۲(۳)، ۹-۲۷.

یبلویی خمسلویی، مالک؛ ایزدی نیا، دکتر ناصر و عربصالحی، دکتر مهدی. (۱۳۹۷). تأثیر میزان شاخص‌های پایداری افشاء شده بر کیفیت سود. مجله دانش حسابداری، ۹(۱)، ۷–۳۴.

ب. انگلیسی

Agrawal, A., & Mandelker, G. N. (1987). Managerial incentives and corporate investment and financing decisions. The Journal of Finance, 42(4), 823-837.

Ajinkya،Bipin،Bhojraj،Sanjeev،& Sengupta،Partha. (2005). The association

between outside directors, institutional investors and the properties of management earnings forecasts. *Journal of Accounting Research*, 43(3), 343–376.

Akamah،Herita،& Shu،Sydney Qing. (2021). Large shareholder portfolio diversification and voluntary disclosure. *Contemporary Accounting Research*, 38(4), 2918–2950.

Baharmoghaddam, M., Jokar, H., Salehi, N. (2020). The moderating effect of the type of firms' ultimate ownership on the relationship between dividends and earnings quality. *Journal of Accounting Advances*, 10(2), 63-100. (In Persian)

Baik, B., Kim, J. M., Kim, K., & Patro, S. (2020). Hedge fund ownership and voluntary disclosure. Review of Quantitative *Finance and Accounting*, 54(3), 877-910.

Boone،Audra L.،& White،Joshua T. (2015). The effect of institutional ownership on firm transparency and information production. *Journal of Financial Economics*, 117(3), 508–533.

Bozorg Asl, M., Razavi, S. (2008). The relationship between return of companies listed in Tehran Stock Exchanges and some macro economic variables. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 6(22), 97-117. (In Persian)

Bratten،Brian،Payne،Jeff L.،& Thomas،Wayne B. (2016). Earnings management: do firms play "follow the leader"? *Contemporary Accounting Research*, 33(2), 616–643.

Bushee،Brian J. (2001). Do institutional investors prefer near-term earnings over long-run value?*. *Contemporary Accounting Research*, 18(2), 207–246.

Bushee, B. J., Gerakos, J., & Lee, L. F. (2018). Corporate jets and private meetings with investors. *Journal of Accounting and Economics*, 65(2-3), 358-379.

Bushee, B. J., & Goodman, T. H. (2007). Which institutional investors trade based on private information about earnings and returns?. *Journal of Accounting Research*, 45(2), 289-321.

Bushee, B. J., Jung, M. J., & Miller, G. S. (2017). Do investors benefit from selective access to management?. *Journal of Financial Reporting*, 2(1), 31-61.

Bushee, B. J., Matsumoto, D. A., & Miller, G. S. (2003). Open versus closed

conference calls: the determinants and effects of broadening access to disclosure. Journal of Accounting and Economics, 34(1-3), 149-180.

Bushee, B. J., & Noe, C. F. (2000). Corporate disclosure practices, institutional investors, and stock return volatility. Journal of Accounting Research, 38, 171-171.

Chakrabarty, B., & Moulton, P. C. (2012). Earnings announcements and attention constraints: The role of market design. *Journal of Accounting and Economics*, 53(3), 612-634.

Chen, X., Harford, J., & Li, K. (2007). Monitoring: which institutions matter? *Journal of Financial Economics*, 86(2), 279-305.

Cheng, Q., Du, F., Wang, B. Y., & Wang, X. (2019). Do corporate site visits impact stock prices? *Contemporary Accounting Research*, 36(1), 359-388.

Chiu, C. W. (2014). Intra-industry connectedness and the corporate information environment. The University of Texas at Dallas.

Cohen, D. A. (2004). Quality of financial reporting choice: Determinants and economic consequences. Northwestern University.

Comin،Diego،& Philippon،Thomas. (2005). The rise in firm-level volatility: causes and consequences. National Bureau of Economic Research Working Paper Series, No. 11388.

Corwin, S. A., & Coughenour, J. F. (2008). Limited attention and the allocation of effort in securities trading. *The Journal of Finance*, 63(6), 3031-3067.

Cox،Raymond A.K.،Dayanandan،Ajit،& Donker،Han. (2016). The ricochet effect of bad news. *International Journal of Accounting*, 51(3), 385–401.

Dechow, P. M., & Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. Accounting Review, 77, 35-39.

Demski،Joel S.،& Sappington،David. (1984). Optimal incentive contracts with multiple agents. *Journal of Economic Theory*, 33(1), 152–171.

Desir،Rosemond. (2012). How do managers of non-announcing firms respond to intra-industry information transfers? *Journal of Business Finance & Accounting*, 39(9–10), 1180–1213.

Didar, H. (2017). The impact of corporate governance quality on disclosure quality with emphasis on moderating role of product market competition in firms listed on the Tehran Stock Exchange.

Journal of Financial Accounting Research, 9(1), 97-118. (In Persian)

Francis،Jennifer،LaFond،Ryan،Olsson،Per،& Schipper،Katherine. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295–327.

Frankel, R., & Litov, L. (2009). Earnings persistence. *Journal of accounting and economic*s, 47(1-2), 182-190.

Freeman،Robert،& Tse،Senyo. (1992). An earnings prediction approach to examining intercompany information transfers. *Journal of Accounting and Economics*, 15(4), 509–523.

Fulkerson, J. A., & Riley, T. B. (2019). Portfolio concentration and mutual fund performance. Journal of Empirical Finance, 51(C), 1-16.

Gaspar, J. M., Massa, M., & Matos, P. (2005). Shareholder investment horizons and the market for corporate control. *Journal of financial economics*, 76(1), 135-165.

Harford, J., Jiang, F., Wang, R., & Xie, F. (2019). Analyst career concerns, effort allocation, and firms' information environment. *The Review of Financial Studies*, 32(6), 2179-2224.

Hermalin،Benjamin E،& Weisbach،Michael S. (2012). Information disclosure and corporate governance. *The Journal of Finance*, 67(1), 195–233.

Inchausti, B. G. (1997). The influence of company characteristics and accounting regulation on information disclosed by Spanish firms. *European Accounting* Review, 6(1), 45-68.

Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. Journal of Financial Economics, 3(4), 305-360.

Jiang, F., Ma, Y., & Wang, X. (2020). Multiple blockholders and earnings management. *Journal of Corporate Finance*, 64(C).

Kahneman, D. (1973). Attention and effort (Vol. 1063, pp. 218-226). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

Kedia, S., Koh, K., & Rajgopal, S. (2015). Evidence on contagion in earnings management. *The Accounting Review*, 90(6), 2337-2373.

khajavi, S., Nasirifar, H., Ghadirian-Arani, M. (2021). Political connections and accounting information quality: evidence from financial restatement. *Empirical Studies in Financial*

Accounting, 18(71), 1-32. (In Persian)

Kim, D., Kim, H. D., Joe, D. Y., & Oh, J. Y. J. (2021). Institutional investor heterogeneity and market price dynamics: Evidence from investment horizon and portfolio concentration. *Journal of Financial Markets*, 54(C).

Kim, Y. G., & Kwon, H. U. (2017). Aggregate and firm-level volatility in the Japanese economy. *The Japanese Economic Review*, 68(2), 158-172.

Kirk, M. P., & Markov, S. (2016). Come on over: analyst/investor days as a disclosure medium. *The Accounting Review*, 91(6), 1725-1750.

Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197.

Maffett, M. (2012). Financial reporting opacity and informed trading by international institutional investors. *Journal of Accounting and Economics*, 54(2-3), 201-220.

Namazi, M., & Ebrahimi, Sh. (2012). Investigating the relationship between product market's competitive structure and stock return of the listed companies on the Tehran Stock Exchange. Journal of Financial Accounting Knowledge, 2(3), 9-27. (In Persian)

Peng, L. (2005). Learning with information capacity constraints. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(2), 307-329.

Peng, L., & Xiong, W. (2006). Investor attention, overconfidence and category learning. *Journal of Financial Economics*, 80(3), 563-602.

Pollack, J. R. (2013). Convergent trends in aggregate and firm volatility. UFR 02 *Sciences Economiques*.

Pourheidari, O., Forughi, A. (2019). Effect of management influence on disclosure quality of accounting information. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 16(61), 27-53. (In Persian)

Qu،Heng. (2019). Risk and diversification of nonprofit revenue portfolios: Applying modern portfolio theory to nonprofit revenue management. *Nonprofit Management and Leadership*, 30(2), 193–212.

Rahmani, A., Bashirimanesh, N. (2013). Investigating of discovery power of earnings management models. *Accounting and Auditing Research*, 5(19), 54-73. (In Persian)

Rhoades, S. A. (1993). The Herfindahl-Hirschman index. Federal Reserve Bulletin, (Mar), 188-189.

Sajjadi, Z., pourhaidari, O. (2018). Intra-industry connectedness, earnings response coefficient, earnings forecasts quantity and cost of capital. *Applied Research in Financial Reporting*, 6(2), 203-232. (In Persian)

Sajjadi, Z., Pourhaidari, O., Khodamipour, A. (2017). Effects of intra-industry connectedness on corporate information environment. *Journal of Accounting Advances*, 9(2), 35-62. (In Persian)

Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1990). Herd behavior and investment. T*he American Economic Review*, 80, 465-479.

Schmidt, D. (2019). Distracted institutional investors. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 54(6), 2453-2491.

Setayesh, M., Ebrahimi Maimand, M. (2015). Relationship between institutional ownership types and disclosure quality in Tehran Stock Exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 12(48), 53-75. (In Persian)

Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1986). Large shareholders and corporate control. *Journal of Political Economy*, 94(3, Part 1), 461-488.

Solomon, D., & Soltes, E. (2015). What are we meeting for? The consequences of private meetings with investors. *The Journal of Law and Economics*, 58(2), 325-355.

Tse،Senyo،& Tucker،Jennifer Wu. (2010). Within-industry timing of earnings warnings: Do managers herd? *Review of Accounting Studies*, 15(4), 879–914.

Xu, D. X. (2019). Costly information acquisition and investment decisions: Quasi-experimental evidence. Available at SSRN 3353987.

Yaballuei Khamesluei, M., Izadinia, N., Arabsalehi, M. (2018). Effects of disclosure of the extent of sustainability indicators on earnings quality. *Journal of Accounting Knowledge*, 9(1), 7-34. (In Persian)

Zafari, S., Foroughi, D., Kiani, G. (2019). The Impact of accounting comparability and consistency on earning quality: A text-mining approach. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 16(64), 1-30. (In Persian)