



تأثیر هم حرکتی سود بر ضریب واکنش اعلام سودهای فصلی

دکتر نرگس حمیدیان^۱

چکیده: ادبیات پیشین نشان می‌دهد سود یک شرکت همراه با سود سایر شرکت‌ها در همان صنعت حرکت می‌کند. این مفهوم، اصطلاحاً هم حرکتی سود نامیده می‌شود که سرمایه‌گذاران می‌توانند بر اساس آن انتظارات خود از سود شرکت را با استفاده از اطلاعات صنعت شکل دهند. از آنجایی که سودهای فصلی منعکس کننده جریان اطلاعات به بازار هستند هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر هم حرکتی سود بر واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اعلام سودهای فصلی شرکت‌ها است. نمونه پژوهش شامل داده‌های فصلی ۱۳۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۸ است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان داد ضریب واکنش سودهای فصلی با بازده خرید و نگهداری در پنجره سه روزه اعلام سود رابطه مثبت و معنادار دارد و هم حرکتی سود این رابطه را تضعیف می‌کند. این بدین مفهوم است که میزان بالاتر هم حرکتی سود شرکت منجر به کاهش ضریب واکنش سود می‌شود. همچنین نتایج آزمون فرضیه دوم و سوم نشان داد زمانی که اخبار خوب سود وجود دارد، هم حرکتی سود، ضریب واکنش سود را کاهش می‌دهد ولی در شرایط وجود اخبار بد، هم حرکتی تأثیری بر ضریب واکنش سود ندارد.

واژه‌های کلیدی: هم حرکتی سود، ضریب واکنش سود، سود غیرمنتظره، محتوای اطلاعاتی سود.

۱. استادیار گروه حسابداری دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان (نویسنده مسئول) n.hamidian@ase.ui.ac.ir

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۴/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱/۲۳

۱. مقدمه

سود حسابداری از جنبه‌های مختلفی دارای اهمیت است. از جمله داشتن محتوای اطلاعاتی برای بازار سرمایه، به منظور کمک به امر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران که این ویژگی بر مربوط بودن و به موقع بودن سود تاکید دارد. از سود حسابداری می‌توان برای ارزیابی شرکت به منظور انجام اقداماتی نظیر میزان پاداش مدیران نیز استفاده کرد که این ویژگی بر قابل اتکاء بودن رقم سودهای گزارش شده تاکید دارد.

چگونگی ارتباط بین سود و قیمت سهام حوزه‌ای است که توجه ویژه‌ای را در ادبیات حسابداری و مالی به خود جلب کرده است. این حوزه با مطالعات بیور^۱ (۱۹۶۸) و بال و براون^۲ (۱۹۶۸) آغاز گردید. این قبیل مطالعات از طریق بررسی واکنش بازار پیرامون اعلام سود، به بررسی محتوای اطلاعاتی اعلام سود شرکت‌ها پرداختند. بر اساس پژوهش‌های انجام شده در حوزه محتوای اطلاعاتی سود، تغییر قیمت سهام در هنگام اعلام سود حسابداری، نشان‌دهنده محتوای اطلاعاتی سود است. در همین راستا، محیط اطلاعاتی نقش محوری در واکنش بازار نسبت به اطلاعات ارائه شده از سوی شرکت‌ها دارد و دستیابی به اطلاعات از موضوعات مهم بازار سرمایه به شمار می‌رود. سرمایه‌گذاران به منظور دستیابی به اخبار و اطلاعات از منابع مختلفی استفاده می‌کنند. این منابع می‌تواند شامل اطلاعیه‌های منتشر شده از سوی شرکت یا اطلاعات منتشره از سوی سایر شرکت‌های یک صنعت باشد.

اثر اطلاعات ارائه شده توسط شرکت‌های هم‌صنعت بر قیمت و بازده شرکت‌ها، پدیده جالبی است که فعالان بازار سرمایه و سرمایه‌گذاران در بدو ورود به بازار با آن مواجه می‌شوند. به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران عملکرد شرکت‌های هم‌صنعت را مبنایی برای ارزیابی عملکرد شرکت مورد نظر قرار می‌دهند. به این پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی^۳ می‌گویند (سجادی و پورحیدری، ۱۳۹۶). پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد عملکرد شرکت‌های هم‌صنعت اطلاعات مفیدی را درباره سایر شرکت‌ها ارائه می‌کند (فوستر^۴، ۱۹۸۱؛ توماس و ژانگ^۵، ۲۰۰۸). بال و براون (۱۹۶۷) نیز نشان دادند سود یک شرکت همراه با سود سایر شرکت‌ها در همان صنعت و کلیت بازار حرکت می‌کند. این مفهوم، اصطلاحاً هم حرکتی سود^۶ نامیده می‌شود.

دو دیدگاه متفاوت درباره چگونگی تاثیر هم حرکتی سود بر محتوای اطلاعاتی سود وجود

دارد. اول، بر اساس ادبیات موجود در حوزه انتقال اطلاعات درون‌صنعتی و عدم اطمینان سرمایه‌گذار، هرچه میزان هم حرکتی سود شرکت با شرکت‌های همان صنعت بیشتر باشد، زمانی که سود شرکت منتشر می‌شود محتوای اطلاعاتی کمتری به بازار مخابره می‌شود و ویژگی کیفی مربوط بودن سود کاهش می‌یابد. زیرا سرمایه‌گذاران می‌توانند سود شرکت را با استفاده از شرکت‌های همان صنعت پیش‌بینی کنند و عدم اطمینان کمتری درباره سود شرکت مورد نظر وجود خواهد داشت. در نتیجه سود شرکت محتوای اطلاعاتی کمتری خواهد داشت. ولی اگر هم حرکتی سود شرکت با شرکت‌های همان صنعت پایین باشد، سود منتشره دربردارنده اطلاعات بیشتری درباره شرکت است و عدم اطمینان اطلاعات شرکت بیشتر خواهد بود. در نتیجه مربوط بودن سود افزایش می‌یابد (فیشر و ورچیا^۷، ۲۰۰۰ و جکسون^۸ و همکاران، ۲۰۲۰).

بر اساس دیدگاه دوم، اگر هم حرکتی سود بیشتر باشد، کمتر احتمال دارد که شرکت سودهای جهت‌دار^۹ منتشر کند. زمانی که سود شرکت با سود صنعت حرکت می‌کند برای سرمایه‌گذاران راحت‌تر است که سود شرکت را با استفاده از سود شرکت‌های همان صنعت برآورد کنند و در نتیجه مدیریت کمتر می‌تواند سود را دستکاری کند. دستکاری کمتر سود سبب می‌شود محتوای اطلاعاتی سود برای بازار بیشتر باشد و قابلیت اتکای سود افزایش می‌یابد (جورجنسن و کریشن‌هایتر^{۱۰}، ۲۰۱۲؛ استرابل^{۱۱}، ۲۰۱۳ و جکسون و همکاران، ۲۰۱۷). جکسون و همکاران (۲۰۱۷) نشان می‌دهند زمانی که میزان هم حرکتی سود بالا است، شرکت‌ها کمتر سودهای نادرست ارائه می‌کنند و به عبارتی دستکاری سود کمتر است.

پیش‌بینی سود و اعلام سود شرکت‌ها از مهمترین معیارهای ارزیابی شرکت‌ها از سوی سرمایه‌گذاران به شمار می‌رود. همچنین اعلامیه‌های سود شرکت‌ها، اطلاعاتی را در اختیار تحلیل‌گران بازار قرار می‌دهد تا آنها به ارزیابی عملکرد شرکت‌ها بپردازند. چنانچه اعلام سود شرکت‌ها دارای محتوای اطلاعاتی باشد، می‌تواند بر رفتار استفاده‌کنندگان به ویژه سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه تأثیر گذاشته و باعث واکنش بازار و ایجاد بازده‌های غیرعادی شود. بنابراین، آگاهی از نحوه واکنش سرمایه‌گذاران در برابر اطلاعات مخابره شده به بازار به ویژه اعلام سود شرکت‌ها ضروری به نظر می‌رسد که می‌تواند کمک قابل توجهی به تصمیم‌گیری و تخصیص بهینه منابع نماید. از طرفی مطالعات پیشین اشاره شده در بالا نشان می‌دهد،

اطلاعات ارائه شده توسط شرکت‌های هم‌صنعت بر قیمت و بازده شرکت‌ها و محتوای اطلاعاتی سود تاثیرگذار است.

بر اساس آنچه گفته شد، هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر هم حرکتی سود بر ضریب واکنش (محتوای اطلاعاتی) سود فصلی است. همچنین با توجه به وجود سوگیری‌های رفتاری سرمایه‌گذاران در مواجهه با اخبار خوب و بد سود، تاثیر هم حرکتی سود بر محتوای اطلاعاتی اعلام سود تحت شرایط اخبار خوب و بد سود نیز بررسی شده است. با توجه به اینکه در مطالعات داخلی، پژوهش مستقیمی در زمینه هم حرکتی سود انجام نشده است، نتایج پژوهش حاضر به غنای ادبیات در زمینه هم حرکتی و انتقال اطلاعات درون صنعتی کمک می‌کند. همچنین می‌تواند اطلاعاتی از نحوه واکنش بازار و سرمایه‌گذاران نسبت به اعلام سود شرکت‌های هم صنعت ارائه دهد. در ادامه ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش بیان شده، سپس فرضیه‌ها و روش پژوهش و در انتها یافته‌ها و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. مبانی نظری پژوهش

ادبیات پیشین نشان می‌دهد که سود شرکت‌ها تمایل دارد با هم حرکت کند در نتیجه سرمایه‌گذاران قادر هستند انتظارات خود از سود شرکت را با استفاده از اطلاعات بازار شکل دهند (براون و بال، ۱۹۶۷). با توجه به اینکه ارتباط قابل توجهی بین سود شرکت و سود سایر شرکت‌ها در بازار وجود دارد و سودهای گزارش شده منعکس کننده جریان اطلاعات به بازار هستند، این سوال ایجاد می‌شود که آیا این ارتباط اثری بر محتوای اطلاعاتی اعلام سود دارد؟ تعدادی از مطالعات نظری نشان می‌دهند هرچه میزان همبستگی سود شرکت با بازار بیشتر باشد، سرمایه‌گذاران وزن کمتری به سود گزارش شده شرکت اختصاص می‌دهند که بر اساس آن می‌توان محتوای اطلاعاتی سود شرکت‌ها را تفسیر و تحلیل کرد (فیشر و ورچیا، ۲۰۰۰؛ هینلی و ورچیا^{۱۲}، ۲۰۱۶). بینش پشتوانه این مفهوم ساده است: در یک طرف طیف، اگر سود شرکت همبستگی کامل با سودهای بازار داشته باشد، نیازی نیست سرمایه‌گذاران بر سود گزارش شده شرکت اتکاء کنند. زیرا آن‌ها می‌توانند با استفاده از سایر منابع اطلاعاتی، سود شرکت را برآورد کنند، در نتیجه سود گزارش شده شرکت محتوای اطلاعاتی کمتری خواهد داشت. در این حالت، سود شرکت دربردارنده عدم اطمینان اطلاعات پایینی است. در

طرف دیگر طیف، اگر سود شرکت با بازار همبستگی نداشته باشد، سرمایه‌گذاران باید کامل بر سود گزارش شده شرکت اتکاء کنند و قادر نیستند سود صحیح شرکت را که با توجه به شرایط بازار باید باشد، تعیین کنند. در نتیجه عدم اطمینان اطلاعات بالایی درباره اطلاعات منتشره از سوی شرکت (یعنی اعلام سود) وجود دارد (جکسون و همکاران، ۲۰۲۰).

زمانی که هم حرکتی سود پایین است و سرمایه‌گذار باید به طور کامل به سود گزارش شده شرکت اتکاء کند، سود محتوای اطلاعاتی بیشتری خواهد داشت. با این حال استراتژی-هایی برای مدیران نیز در دسترس خواهد بود که بر اساس آن می‌توانند اطلاعات محرمانه را طبق انتظارات از عملکرد آتی شرکت به صورت عمومی منتشر کنند.

در زمینه چگونگی تأثیر هم حرکتی سود بر محیط اطلاعاتی شرکت، گانگ^{۱۳} و همکاران (۲۰۱۳) توضیحاتی را ارائه داده‌اند. اول، اگر سود شرکت با سود شرکت‌های همان صنعت، حرکت همزمان نداشته باشد این بدین مفهوم است که به احتمال زیاد استراتژی‌های عملیاتی و گزارشگری شرکت متفاوت از شرکت‌های هم صنعت‌اش است. دوم، هم حرکتی پایین سود ممکن است هزینه‌های تحصیل و پردازش اطلاعات توسط افراد برون سازمانی را افزایش دهد. زیرا تحصیل و تجزیه و تحلیل اطلاعات خاص شرکت بیشتر از اطلاعات صنعت یا بازار هزینه‌بر است. هر دوی این استدلال‌ها با این دیدگاه سازگار هستند که هم حرکتی پایین سود سبب می‌شود سود اهمیت بیشتری برای سرمایه‌گذاران داشته و آگاهی‌دهنده‌تر باشد.

گانگ و همکاران (۲۰۱۳) دریافتند مدیران از این موضوع آگاهی داشته و زمانی که سود حرکت همزمان کمتری با سود شرکت‌های صنعت دارد، تمایل بیشتری به مدیریت اختیاری پیش‌بینی‌های سود دارند. نتایج مطالعاتی نظیر فوستر (۱۹۸۱)، هان^{۱۴} و همکاران (۱۹۸۹) و هان و ویلد^{۱۵} (۱۹۹۰) از این دیدگاه پشتیبانی می‌کند. این مطالعات نشان می‌دهند سود غیرمنتظره شرکت بر بازده غیرعادی سایر شرکت‌ها در یک صنعت تأثیر می‌گذارد. بنابراین هرچه هم حرکتی سود شرکت با سود صنعت بیشتر باشد، بازده شرکت بیشتر تحت تأثیر سود سایر شرکت‌های همان صنعت قرار می‌گیرد. در نتیجه محتوای اطلاعاتی سود شرکت کاهش می‌یابد و سرمایه‌گذاران قادر خواهند بود سود شرکت را از طریق اعلام زودتر سود شرکت‌های همان صنعت پیش‌بینی کنند.

۲-۱. هم حرکتی سود و عدم اطمینان سرمایه‌گذار

ارتباط نظری بین هم حرکتی سود و محتوای اطلاعاتی سود همچنین می‌تواند از طریق ادبیاتی پشتیبانی شود که تاثیر عدم اطمینان سرمایه‌گذار درباره چشم انداز آتی شرکت را بر بازده‌های مورد انتظار بررسی می‌کنند (بارون و استورک^{۱۶}، ۱۹۹۸؛ کریستنسن^{۱۷}، ۲۰۰۲). این مطالعات نشان می‌دهند با افزایش عدم اطمینان سرمایه‌گذار، واکنش بازار به اعلام سودها نیز افزایش می‌یابد.

لانگ و لاندلم^{۱۸} (۱۹۹۶) معتقدند ارزش آتی شرکت تحت تاثیر عوامل گسترده صنعت است. همانطور که اثرات عوامل مختلف صنعت در سود شرکت‌ها منعکس می‌شود، اعلام سود سایر شرکت‌ها نیز به کاهش عدم اطمینان سرمایه‌گذار کمک می‌کند. زمانی که سود شرکت با بازار حرکت همزمان بیشتری دارد، این انتظار منطقی وجود دارد که عدم اطمینان سرمایه‌گذار کاهش یابد. زیرا اعلام سود سایر شرکت‌ها در تصمیم‌گیری مربوطتر خواهد بود و تاثیر بیشتری در کاهش عدم اطمینان سرمایه‌گذار نسبت به سود شرکت دارد. پس سود شرکت محتوای اطلاعاتی کمتری برای سرمایه‌گذار خواهد داشت. پس می‌توان گفت زمانی که میزان هم حرکتی سود کاهش می‌یابد، سود دربردارنده اطلاعات بیشتری است و سطح عدم اطمینان سرمایه‌گذار، بالا باقی می‌ماند.

نتیجه مطالعات پیشین درباره تاثیر عدم اطمینان سرمایه‌گذار بر واکنش بازار به اعلام سود متفاوت و پیچیده است. بارون و استورک (۱۹۹۸) از پراکندگی پیش‌بینی تحلیلگران به عنوان معیاری از عدم اطمینان سرمایه‌گذار استفاده کردند و دریافتند یک رابطه مثبت بین پراکندگی پیش‌بینی سود و ضریب واکنش سود وجود دارد. هرچند ایمهوف و لوبو^{۱۹} (۱۹۹۲) نشان دادند با افزایش پراکندگی پیش‌بینی سود، ضریب واکنش سود کاهش می‌یابد. کریستنسن (۲۰۰۲) معتقد است این نتایج مبهم بدین دلیل است که مطالعات پیشین بین عدم اطمینان سرمایه‌گذار و عدم اطمینان سود تمایزی قائل نشدند. عدم اطمینان سرمایه‌گذار به نگرانی‌های سرمایه‌گذاران درباره ارزش نهایی شرکت اشاره دارد ولی عدم اطمینان سود ناشی از نویز یا خطا در سود است. این دو نوع عدم اطمینان تاثیر متضادی بر ضریب واکنش سود دارند.

بر اساس ادبیات بیان شده در بالا، دو دیدگاه درباره رابطه بین هم حرکتی سود و محتوای اطلاعاتی سود وجود دارد. بر اساس برخی از مطالعات، میزان بالاتر هم حرکتی سود شرکت منجر به کاهش محتوای اطلاعاتی سود می‌شود زیرا سرمایه‌گذاران می‌توانند سود شرکت را از

اطلاعات موجود در بازار یعنی شرکت‌های مشابه (هم صنعت) پیش‌بینی کنند (فیشر و ورچیا، ۲۰۰۰؛ دای و سریدار^{۲۰}، ۲۰۰۴؛ هان و ویلد، ۱۹۹۰ و جکسون و همکاران، ۲۰۲۰). همچنین بر اساس ادبیاتی که به بررسی عدم اطمینان سرمایه‌گذار می‌پردازند، هرچه سطح عدم اطمینان سرمایه‌گذار بیشتر شود، سود محتوای اطلاعاتی فزاینده‌تری خواهد داشت. زیرا در این شرایط، سود اطلاعات بیشتری درباره ارزش شرکت فراهم می‌کند (بارون و استورک، ۱۹۹۸؛ کریستنسن، ۲۰۰۲). زمانی که هم حرکتی سود پایین است، عدم اطمینان سرمایه‌گذار بالاتر است. زیرا هم حرکتی پایین سود موجب می‌شود سرمایه‌گذاران اطلاعات کمتری از سود صنعت و بازار بدست آورند. از این رو انتظار می‌رود یک رابطه منفی بین هم حرکتی سود و محتوای اطلاعاتی سود وجود داشته باشد. در طرف دیگر، برخی مطالعات نشان می‌دهند که هرچه میزان هم حرکتی سود بالاتر باشد، احتمال کمتری وجود دارد که شرکت گزارشات سوگیرانه ارائه کند. زیرا هرگونه دستکاری سود قابل شناسایی خواهد بود. در نتیجه در این شرایط، سود محتوای اطلاعاتی بیشتری دارد (جکسون و همکاران، ۲۰۱۷؛ استرابل، ۲۰۱۳؛ هینلی و ورچیا، ۲۰۱۶). در همین زمینه جکسون و همکاران (۲۰۱۷) به رابطه معکوسی بین هم حرکتی سود و دستکاری سود دست یافتند. مطالعاتی نظیر کریستنسن و همکاران (۱۹۹۹) و مارکورات و ویدمن^{۲۱} (۲۰۰۴) نشان می‌دهند دستکاری سود، محتوای اطلاعاتی را کاهش می‌دهد. بنابراین می‌توان گفت هرچه هم حرکتی سود بیشتر باشد، دستکاری سود کمتر و محتوای اطلاعاتی بیشتر خواهد بود. جکسون و همکاران (۲۰۱۷) نشان می‌دهند شرکت‌هایی که هم حرکتی سود بالاتری دارند، فرصت کمتری برای درگیر شدن در ارائه سودهای جهت‌دار خواهند داشت. در این شرایط، عدم اطمینان سود کمتر بوده که منجر به ضریب واکنش سود بالاتری می‌شود.

نتایج مطالعاتی نظیر جانیس و من^{۲۲} (۱۹۷۷) و فری^{۲۳} (۱۹۸۶) نشان می‌دهد که افراد در تصمیم‌گیری‌های خود، نسبت به اطلاعات جدید رویکردی سوگیرانه دارند. سوگیری‌های شناختی سبب می‌شود افراد قابلیت اتکاء و اعتبار اطلاعات را بیش از حد یا کمتر از حد برآورد کنند، نتیجه‌گیری‌های نادرست اتخاذ کنند و به اطلاعات وزن خیلی کم یا خیلی بالا بدهند. ادبیات موجود همچنین نشان می‌دهد زمانی که ابهام و عدم اطمینان وجود دارد، سرمایه‌گذاران محتاطانه عمل می‌کنند و از طریق انتخاب بدترین حالت از بین مجموعه احتمالاتی که درباره سود وجود دارد، یک رویکرد محافظه‌کارانه را اتخاذ می‌کنند. این محافظه کاری یا رویکرد

بدبینانه در تصمیم‌گیری تحت شرایط ابهام، منجر به یک رفتار نامتقارن می‌شود که در آن سرمایه‌گذار وزن بیشتری به اخبار بد در مقابل اخبار خوب می‌دهد (سوگیری بدبینی). در مقابل، در نبود عدم اطمینان و ابهام سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار خوب و بد به صورت متقارن واکنش نشان می‌دهند که این موضوع با تصمیم‌گیری تحت شرایط ریسک سازگار است (ویلیامز^{۲۴}، ۲۰۱۵). نتایج پژوهش‌هایی نظیر آگاپوا و مادورا^{۲۵} (۲۰۱۶)، چوی^{۲۶} (۲۰۱۴)، برد و یئونگ^{۲۷} (۲۰۱۲) و زو^{۲۸} (۲۰۱۰) نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار خوب و بد در شرایط عدم اطمینان واکنشی نامتقارن دارند.

با توجه به مبانی نظری فوق، هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر هم حرکتی سود بر ضریب واکنش اعلام سودهای فصلی شرکت‌ها و همچنین بررسی تاثیر اخبار خوب و بد سود بر این رابطه است.

۳. پیشینه پژوهش

در این بخش به برخی از مطالعات مرتبط در زمینه موضوع پژوهش به تفکیک مطالعات خارجی و داخلی اشاره شده است.

۳-۱. پیشینه خارجی

جکسون و همکاران (۲۰۲۰) دریافتند هرچه میزان هم حرکتی سود بیشتر باشد، ضریب واکنش سود کمتر است. زمانی که سایر منابع اطلاعاتی وجود دارد، سود محتوای اطلاعاتی کمتری خواهد داشت. زیرا سرمایه‌گذار می‌تواند انتظارات خود از سود شرکت را تعدیل کند. شرکت‌هایی که سودشان را قبل از شرکت‌های هم صنعت‌شان منتشر می‌کنند ضریب واکنش سود بیشتری خواهند داشت زیرا در این حالت سرمایه‌گذاران معیار و مبنایی برای تعدیل انتظاراتشان ندارند و مجبورند به سود شرکت واکنش بیشتری و کاملتری نشان دهند. جکسون و همکاران (۲۰۱۷) دریافتند در شرکت‌هایی که سود آن‌ها همبستگی کمتری با شرکت‌های آن صنعت دارد، احتمال اینکه مدیریت سیگنال‌های سوگیرانه‌ای از سود و عملکرد شرکت اراده کند، بیشتر است. همچنین در شرکت‌هایی که هم حرکتی سود پایین است، سودهای محافظه-کارانه نیز کمتر منتشر می‌شود. نتایج پژوهش کاکس^{۲۹} و همکاران (۲۰۱۶) نیز نشان داد انتقال

اطلاعات درون صنعت وجود دارد و در این زمینه تأثیر اخبار بد بزرگتر از تأثیر اخبار خوب است. ویلیامز (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی نقش عدم اطمینان اقتصاد کلان در شکل‌گیری واکنش اعضای بازار سرمایه نسبت به اخبار سود شرکت‌ها پرداخت. نتایج این پژوهش نشان داد که زمانی که عدم اطمینان اقتصاد کلان افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران وزن بیشتری به اخبار بد اختصاص می‌دهند. در مقابل، به دنبال کاهش عدم اطمینان در اقتصاد کلان، وزن یکسانی را برای اخبار خوب و بد در نظر می‌گیرند. توماس و ژانگ^{۳۰} (۲۰۰۸) در پژوهشی به بررسی واکنش بیش از حد به انتقال اطلاعات درون صنعتی پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد واکنش قیمت سهام یک شرکت به انتشار اطلاعات زودتر توسط سایر شرکت‌های همان صنعت، ارتباط منفی و معناداری با واکنش نسبت به اطلاعات خود شرکت دارد. به بیان دیگر بازار به انتشار اطلاعات شرکت‌های موجود در یک صنعت واکنش بیش از اندازه نشان می‌دهد و با گذشت زمان و انتشار اطلاعات توسط خود شرکت، این واکنش بیش از اندازه تعدیل می‌شود.

۳-۲. پیشینه داخلی

نوروزی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به ارائه مدلی از واکنش سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان به رفتار سودهای واقعی و پیش‌بینی شده فصلی پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که می‌توان با بررسی مسیر انتظاراتی ایجاد شده در خصوص سود شرکت‌ها، حرکت پیش‌بینی سود و بازده غیرعادی سهام را پیش‌بینی کرد. اما نمی‌توان محتوای اطلاعاتی سودهای فصلی را مدل‌سازی نمود. امیری و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی اثر ارتباط تغییرات بازار و صنعت با قیمت سهام و تبیین نقش آن در انتخاب سبد بهینه پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد درصد همزمانی قیمت به طور میانگین حدود ۵۵ درصد در شرکت‌های عضو نمونه است و در صورت توجه به همزمانی قیمت، می‌توان سبد سهام بهینه‌تری انتخاب نمود. لاری و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی تئوری صف‌بندی برای رفتار سرمایه‌گذاران در مواجهه با تراکم انتشار اعلامیه‌های سود فصلی شرکت‌ها در یک روز پرداختند. نتایج حاکی از وجود محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود فصلی و واکنش بازار به تراکم اعلامیه‌های سود منتشره در یک روز خاص است. سجادی و پورحیدری (۱۳۹۶) به بررسی رابطه همبستگی درون صنعتی با ضریب واکنش سود، دفعات پیش‌بینی سود و هزینه سرمایه پرداختند. نتایج

پژوهش آن‌ها نشان داد در صنایعی که همبستگی درون صنعتی بیشتری وجود دارد، واکنش به اعلام سود کمتر، دفعات پیش‌بینی سود بیشتر و هزینه سرمایه کمتر است. همچنین رفتار توده‌وار مدیران در این صنایع بر نحوه ارائه اطلاعات و واکنش سرمایه‌گذاران به آن اثرگذار است. بزرگ اصل و ادیبی (۱۳۹۶) با بررسی رابطه بین محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود فصلی و عدم تقارن اطلاعاتی دریافتند افزایش عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی در انتهای یک فصل بر محتوای اطلاعاتی سود آن فصل تاثیر مثبت و معنادار دارد. سجادی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی اثرات همبستگی درون صنعتی بر محیط گزارشگری مالی پرداختند. نتایج بررسی آن‌ها نشان داد در صنایع با همبستگی درون صنعتی بیشتر، کیفیت سود پایین‌تر، خطای پیش‌بینی کمتر، کیفیت افشا پایین‌تر و نامتقارنی اطلاعات بیشتر است. تنانی (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی نقش رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده در ضریب واکنش سود پرداخت. نتایج این پژوهش نشان داد بین رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده و ضریب واکنش سود رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. به بیان دیگر، در تعیین میزان ضریب واکنش و کیفیت سود، رشد بازده غیرعادی نقش مهمی دارد. ضیایی بیگدلی و جمشیدی (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی رابطه ضریب واکنش سود با اندازه و سود غیرمنتظره شرکت‌ها پرداختند. آن‌ها دریافتند سود غیرمنتظره رابطه مستقیم و معناداری با ضریب واکنش سود دارد ولی رابطه اندازه با ضریب واکنش سود منفی و معنادار است. حکیمی‌پور (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی عوامل موثر بر ضریب واکنش سود با الهام از مدل کالینز و کوتاری پرداخت. نتایج پژوهش وی نشان داد متغیرهای اهرم مالی و ریسک سیستماتیک تاثیر منفی و معنادار و متغیر فرصت رشد تاثیر مثبت و معنادار بر ضریب واکنش سود دارد و متغیر نرخ بهره تاثیر معناداری ندارد. فدایی‌نژاد و کامل‌نیا (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی واکنش بازار به اعلامیه‌های سود فصلی پرداختند. نتایج حاصله نشان داد که اعلامیه‌های سود حاوی اخبار مربوطی برای بازار سهام است. زمانی که سود واقعی سه ماهه از پیش‌بینی شرکت بیشتر باشد (وجود اخبار خوب)، در پنج روز بعد از اعلام سود بازدهی غیرعادی مثبت و معناداری مشاهده می‌شود. همچنین در اعلامیه‌های سودی که سود واقعی کمتر از پیش‌بینی است (اخبار بد) بازدهی غیرعادی مشاهده نمی‌شود.

۴. فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری بیان شده، فرضیه‌های این پژوهش عبارتند از:

فرضیه اول: هم حرکتی سود ضریب واکنش اعلام سود فصلی را تضعیف می‌کند.

فرضیه دوم: در شرایط اخبار خوب، هم حرکتی سود ضریب واکنش اعلام سود فصلی را تضعیف می‌کند.

فرضیه سوم: در شرایط اخبار بد، هم حرکتی سود ضریب واکنش اعلام سود فصلی را تقویت می‌کند.

۵. روش پژوهش

مطالعه حاضر، پژوهشی توصیفی از نوع پژوهش‌های پس‌رویدادی و گذشته‌نگر است که بر اساس اطلاعات واقعی و مندرج در صورت‌های مالی تهیه شده است. از آنجایی که نتایج این پژوهش می‌تواند در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران مورد استفاده قرار گیرد، این مطالعه در دسته پژوهش‌های کاربردی دسته‌بندی می‌شود. در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از مدل‌های رگرسیونی چند متغیره استفاده شده و برای تخمین مدل‌ها نرم افزارهای Eviews 10 و Stata15 مورد استفاده قرار گرفته است. جامعه آماری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۸ است. شرکت‌هایی که دارای شرایط زیر باشند، به عنوان نمونه آماری انتخاب شده‌اند:

- برای همگن شدن نمونه، پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.
- شرکت‌هایی که عملیات آن‌ها ماهیت متفاوتی دارد نظیر شرکت‌های واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها نباید جزء نمونه انتخابی باشند.
- اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌ها به صورت فصلی در دوره زمانی پژوهش، در دسترس باشد.
- توقف معاملاتی سهام آن‌ها در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره پژوهش، بیش از شش ماه نباشد.
- از هر صنعت، حداقل سه شرکت موجود باشد (این شرط برای محاسبه متغیر هم حرکتی سود در نظر گرفته شده است).

با در نظر گرفتن این شرایط، تعداد ۱۳۴ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۸ انتخاب گردید. جزئیات انتخاب نمونه در نگاره (۱) ارائه شده است. اطلاعات سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۰ برای محاسبه متغیر هم‌حرکتی سود نیاز بوده است. زیرا برای محاسبه این متغیر در هر فصل، اطلاعات ۱۶ فصل قبل استفاده شده است. بنابراین، برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از داده‌های فصلی ۱۳۴ شرکت در دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است که برابر با ۴۲۸۸ مشاهده فصل - شرکت است. ولی با توجه به این‌که متغیر تعدیل‌گر هم‌حرکتی (CoMov) به صورت $t-1$ در مدل استفاده می‌شود، همچنین حذف داده‌های پرت و عدم وجود اطلاعات مالی برای محاسبه متغیرها در برخی از فصول، در نهایت ۳۶۸۷ مشاهده در تخمین مدل‌های پژوهش استفاده شده است.

نگاره ۱. نحوه انتخاب شرکت‌های نمونه

تعداد	شرح
۳۵۵	کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تا پایان سال ۱۳۹۸
(۱۵)	تعداد شرکت‌هایی که مابین ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۸ تغییر سال مالی داده اند. یا سال مالی آن‌ها پایان اسفند نمی‌باشد.
(۷۱)	تعداد شرکت‌های فعال در صنعت واسطه‌گری مالی، بانک و بیمه
(۴۲)	شرکت‌های حذف شده به دلیل توقف معاملات سهام بیش از شش ماه
(۷۶)	شرکت‌های حذف شده به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات مالی فصلی، حذف نماد یا توقف فعالیت
(۱۷)	شرکت‌های حذف شده به دلیل وجود کمتر از ۳ شرکت در صنعت
۱۳۴	تعداد شرکت‌های نهایی انتخاب شده

۵-۱. مدل‌های پژوهش

مدل‌های مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌ها برگرفته از پژوهش جکسون و همکاران (۲۰۲۰) است. برای آزمون فرضیه اول از رابطه رگرسیونی (۱) استفاده شده است.

رابطه (۱)

$$BHRET_{it} = \beta_0 + \beta_1 SUE_{it} + \beta_2 CoMov_{it-1} + \beta_3 SUE_{it} * CoMov_{it-1} + \beta_4 Size$$

$$it + \beta_5 BM_{it} + \beta_6 Lev_{it} + \varepsilon_{it}$$

در الگوی فوق:

BHRET: بازده خرید و نگهداری^{۳۱} در پنجره ۳ روزه اعلام سود فصلی

SUE_{it}: سود غیرمنتظره فصلی شرکت i در فصل t

CoMov_{it-1}: هم حرکتی سود شرکت i در فصل t-1

Size_{it}: اندازه شرکت i در فصل t

BM_{it}: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت i در فصل t

Lev_{it}: اهرم مالی شرکت i در فصل t

ε: باقیمانده مدل

طبق فرضیه اول انتظار می‌رود هم حرکتی سود، ضریب واکنش سود فصلی را تضعیف کند. برای آزمون این فرضیه از ضریب β_3 استفاده شده است. اگر این ضریب معنادار بوده و علامت آن خلاف علامت ضریب β_1 باشد، فرضیه اول رد نمی‌شود. برای آزمون فرضیه دوم و سوم از رابطه (۲) استفاده شده است.

رابطه (۲)

$$BHRET_{it} = \beta_0 + \beta_1 SUE_{it} + \beta_2 CoMov_{it-1} + \beta_3 SUE_{it} * CoMov_{it-1} * good_{it} + \beta_4 SUE_{it} * CoMov_{it-1} * bad_{it} + \beta_5 Size_{it} + \beta_6 BM_{it} + \beta_7 Lev_{it} + \varepsilon_{it}$$

در الگوی فوق، متغیر good متغیر مجازی برای اخبار خوب سود است. اگر سود غیرمنتظره مثبت باشد (اخبار خوب سود وجود دارد) این متغیر مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد.

متغیر bad متغیر مجازی برای اخبار بد سود است. اگر سود غیرمنتظره منفی باشد (اخبار بد سود وجود دارد) این متغیر مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد. مابقی متغیرها مشابه رابطه (۱) است.

طبق فرضیه دوم انتظار می‌رود اخبار خوب، تأثیر هم حرکتی سود بر ضریب واکنش سود را تضعیف کند بنابراین اگر ضریب β_3 معنادار بوده و علامت آن خلاف علامت ضریب β_1 باشد، فرضیه دوم رد نمی‌شود. آزمون فرضیه سوم از طریق رابطه (۳) انجام شده است. طبق فرضیه سوم انتظار می‌رود اخبار بد، تأثیر هم حرکتی سود بر ضریب واکنش سود را تقویت کند

بنابراین اگر ضریب β_4 معنادار بوده و علامت آن هم جهت علامت ضریب β_1 باشد، فرضیه سوم رد نمی‌شود.

۲-۵. نحوه محاسبه متغیرهای پژوهش

متغیرهایی که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته شامل متغیرهای وابسته، مستقل، تعدیل‌گر و کنترلی هستند که نحوه محاسبه هر یک از آن‌ها به ترتیب توضیح داده شده است. تمامی متغیرهای پژوهش به صورت فصلی جمع‌آوری و محاسبه شده‌اند.

۱-۲-۵. متغیر وابسته

در پژوهش حاضر از بازده خرید و نگهداری سهام (BHRET) در یک پنجره سه روزه (روز قبل، اعلام و روز بعد) تاریخ اعلام سود فصلی به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. به پیروی از پژوهش جکسون و همکاران (۲۰۲۰) بازده خرید و نگهداری سهام در یک پنجره سه روزه اعلام سود به شرح رابطه (۳) محاسبه شده است.

$$\text{BHRET}_{i,t} = \prod_{m=-1}^1 (1 + R_{i,t(m)}) - 1 \quad \text{رابطه (۳)}$$

$R_{i,t(m)}$: بازده سهام شرکت i در فصل t در پنجره سه روزه اعلام سود (روز قبل، اعلام و روز بعد از اعلام سود)

Π : علامت ضرب

نحوه محاسبه بازده خرید و نگهداری سهام طبق رابطه (۳) در یک پنجره سه روزه اعلام سود بدین صورت است که بازده روز قبل، روز اعلام و روز بعد از اعلام سود، هر کدام به صورت مجزا به اضافه یک شده سپس در هم ضرب می‌شود و عدد نهایی منهای یک می‌شود.

۵-۲-۲. متغیر مستقل

متغیر مستقل سود غیرمنتظره هر سهم است که عبارت است از تفاوت سود واقعی یک فصل از سود واقعی همان فصل در سال قبل. به پیروی از پژوهش‌های لیونات^{۳۲} و مندنهال (۲۰۰۶)، کلمنت^{۳۳} و همکاران (۲۰۱۹) و باتکی^{۳۴} و همکاران (۲۰۱۹) سود غیرمنتظره هر سهم به شرح رابطه (۴) محاسبه شده است:

$$SUE_{it} = \frac{E_{it} - E_{i,t-4}}{P_{it}} \quad \text{رابطه (۴)}$$

SUE_{it} : سود غیرمنتظره شرکت i در فصل t

E_{it} : سود فصلی شرکت i در سال جاری و $E_{i,t-4}$ سود شرکت i در همان فصل در سال

قبل

P_{it} : قیمت سهام انتهای فصل t

اگر سود فصلی سال جاری بیشتر از سود همان فصل در سال قبل باشد، سود غیرمنتظره مثبت وجود دارد و سود غیرمنتظره منفی بیانگر این است که سود فصل سال جاری از سود همان فصل در سال قبل کمتر بوده است.

۵-۲-۳. متغیرهای تعدیلگر

در پژوهش حاضر متغیرهای هم حرکتی سود (CoMov)، اخبار خوب و بد سود به عنوان متغیرهای تعدیلگر استفاده شده اند. برای محاسبه هم حرکتی سود به پیروی از پژوهش جکسون و همکاران (۲۰۲۰) به شرح زیر عمل شده است:

ابتدا ۱۳۴ شرکت انتخاب شده برای نمونه صنعت‌بندی شده‌اند. برای صنعت‌بندی حداقل باید سه شرکت در آن صنعت موجود باشد^{۳۵}. سپس ضریب همبستگی سود فصلی هر شرکت با شرکت‌های همان صنعت محاسبه شده است. برای محاسبه ضریب همبستگی در هر فصل از اطلاعات ۱۶ فصل قبل استفاده شده است. در انتها بزرگترین ضریب همبستگی به عنوان معیار هم حرکتی سود انتخاب شده است. این فرآیند برای هر شرکت در هر فصل سال جداگانه انجام شده است. همچنین سود هر فصل که برای محاسبه ضریب همبستگی استفاده شده، از طریق تقسیم بر ارزش بازار انتهای هر فصل مقیاس‌زدایی شده است. برای مثال اگر در یک صنعت ۱۰

شرکت وجود داشته باشد باید برای هر شرکت ضریب همبستگی سود آن شرکت با ۹ شرکت دیگر همان صنعت محاسبه شود و از بین ۹ ضریب همبستگی، بزرگترین آن به عنوان هم حرکتی شرکت مورد نظر انتخاب شود. از آنجایی که در این صنعت ۱۰ شرکت وجود دارد این فرآیند ۱۰ بار جداگانه برای هر شرکت باید انجام شود. همچنین از آنجایی که داده‌های فصلی استفاده شده است فرآیند مذکور در هر فصل جداگانه انجام شده است.

اخبار خوب و بد سود به ترتیب بیانگر سود غیرمنتظره مثبت یا منفی است. برای محاسبه این دو متغیر از متغیرهای مجازی good و bad استفاده شده است. اگر سود غیرمنتظره مثبت باشد، بیانگر اخبار خوب سود است و متغیر good عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر می‌گیرد. همچنین اگر سود غیرمنتظره منفی باشد، بیانگر اخبار بد سود بوده و متغیر bad عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر می‌گیرد.

۴-۵. متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترلی عبارتند از اندازه شرکت (Size)، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام (BM) و اهرم مالی (Lev).

نتایج پژوهش‌های مختلفی (نظیر برنارد و توماس^{۳۶}، ۱۹۸۹؛ گیامفی‌یئوبا^{۳۷} و همکاران، ۲۰۱۲؛ جکسون و همکاران، ۲۰۲۰ و باتکی همکاران، ۲۰۱۹) حاکی از آن است که ارتباط بین سودهای غیرمنتظره و بازده سهام می‌تواند تحت تاثیر متغیرهایی مانند اندازه شرکت‌ها، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام و اهرم مالی باشد به همین دلیل اثر این متغیرها در مدل‌های پژوهش کنترل شده است.

اندازه شرکت عبارت است از لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان هر فصل. نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار از طریق تقسیم جمع حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار سهام در پایان هر فصل محاسبه شده و اهرم مالی نیز از طریق تقسیم کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها محاسبه شده است.

۶. یافته‌های پژوهش

پس از گردآوری داده‌ها و محاسبه متغیرهای پژوهش، در این بخش نتایج مربوط به تجزیه و تحلیل فرضیه‌ها ارائه شده است. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در نگاره (۲) ارائه شده است.

نگاره ۲: آماره‌های توصیفی

نام متغیر	نماد	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
بازده خرید و نگهداری سهام	BHAR	-۰/۳۴۹	۵۱/۹۳۸	۰/۸۲۱	۳/۴۳۰
سود غیرمنتظره	SUE	-۲۶۰/۹۵۱	۲۴۰/۶۰۲	۱/۶۳۵	۳۲/۶۸۷
هم حرکتی سود	CoMov	-۰/۵۶۱	۰/۹۸۶	۰/۵۸۴	۰/۲۱۷
اندازه	Size	۱۰/۴۰۰	۱۴/۲۹۷	۱۲/۱۴۸	۰/۵۸۱
اهرم مالی	Lev	۰/۰۱۲	۳/۳۴۷	۰/۶۱۷	۰/۲۳۱
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BM	-۵/۵۰۲	۶/۱۱۵	۰/۴۲۶	۰/۴۱۶

منبع: یافته‌های پژوهش

مهمترین شاخص مرکزی میانگین است که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها است. برای مثال متغیر وابسته بازده خرید و نگهداری سهام است که میانگین آن برابر با ۰/۸۲۱۴ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. یکی از مهمترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است که میزان پراکندگی مشاهدات از میانگین را نشان می‌دهد. مقدار این پارامتر برای متغیر بازده خرید و نگهداری سهام برابر با ۳/۴۳۰ است که نشان می‌دهد متوسط میزان پراکندگی مقادیر متغیر بازده خرید و نگهداری سهام حول میانگین برابر ۳/۴۳۰ است. پارامترهای حداقل و حداکثر هر متغیر نیز می‌تواند به نوعی بیانگر میزان پراکندگی مشاهدات باشد. متغیر سود غیرمنتظره از تفاوت سود واقعی فصلی سال جاری از فصل مشابه سال قبل تقسیم بر قیمت انتهای فصل جاری محاسبه شده است. برای متغیر سود غیرمنتظره

کمترین مقدار برابر با $۲۶۰/۹۵۱-$ و بیشترین مقدار برابر با $۲۴۰/۶۰۲$ است. بزرگ بودن مقدار حداکثر سود غیرمنتظره بدین دلیل است که سود واقعی فصلی برخی شرکت‌ها نسبت به سه ماهه مشابه سال قبل رشد قابل ملاحظه‌ای داشته است که منجر به سود غیرمنتظره مثبت با مقدار بزرگ شده است. عکس این حالت نیز در برخی شرکت‌ها اتفاق افتاده و سبب شده مقدار حداقل سود غیر منتظره، مقدار کوچکی شود. به دلیل ماهیت فصلی مشاهدات، بعضاً نوسانات زیادی در متغیرها مشاهده می‌شود که در داده‌های سالانه معمولاً وجود ندارد. متغیر هم‌حرکتی سود از طریق انتخاب بزرگترین ضریب همبستگی سود فصلی هر شرکت با شرکت‌های همان صنعت محاسبه شده است. مقدار میانگین برای متغیر هم حرکتی سود برابر با $۰/۵۸۴$ است که بیانگر تمرکز مقادیر این متغیر حول این نقطه است. مقدار حداقل متغیر هم حرکتی سود برابر با $۰/۵۶۱-$ است که بیانگر همبستگی منفی سود در برخی شرکت‌های هم صنعت است. متغیر اندازه از طریق لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام محاسبه شده است که مقدار میانگین برای این متغیر برابر با $۱۲/۱۴۸$ است که نشان می‌دهد لگاریتم ارزش بازار فصلی شرکت‌های نمونه به طور متوسط حدود ۱۲ است. همچنین اهرم مالی فصلی در شرکت‌های نمونه به طور متوسط برابر با $۰/۶۱۷$ است. همان‌طور که در نگاره (۱) مشاهده می‌شود برای متغیر نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، مقدار حداقل عددی منفی و برابر با $۵/۵۰۲-$ است. منفی شدن این نسبت به این دلیل است که برخی از شرکت‌ها در سال‌های مختلف زیان انباشته عمده گزارش کرده‌اند، در نتیجه ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام برای برخی از شرکت‌ها منفی شده است. متغیرهای good و bad، چون به صورت صفر و یک هستند، آمار توصیفی آنها ارائه نشده است.

آزمون فرضیه‌های پژوهش از طریق داده‌های ترکیبی انجام شده است. آزمون F لیمر و هاسمن برای انتخاب روش تخمین داده‌های ترکیبی استفاده شده است. بررسی همسانی واریانس از طریق آزمون LR در Eviews نسخه ۱۰ انجام شده و برای بررسی خود همبستگی نیز از آزمون ولدريج در Stata نسخه ۱۵ استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها برای رابطه‌های (۱) و (۲) در نگاره (۳) ارائه شده است.

نگاره ۳: خلاصه نتایج آزمون‌های تشخیصی

شرح	آزمون F لیمر		آزمون هاسمن		آزمون LR		آزمون ولدریج	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
رابطه (۱)	۲/۲۳۹	۰/۰۰۰	۱۸/۴۳۰	۰/۰۳۲	۸۶۷۵/۴۱۸	۰/۰۰۰	۲۲/۰۹۹	۰/۰۰۰
رابطه (۲)	۲/۲۴۳	۰/۰۰۰	۱۵/۱۱۰	۰/۰۳۴	۸۶۸۰/۸۵۷	۰/۰۰۰	۲۲/۵۷۹	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نگاره (۳) احتمال آماره‌های F لیمر و هاسمن در سطح اطمینان ۹۵ درصد، کمتر از ۵ درصد بوده در نتیجه مدل‌های (۱) و (۲) با استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت تخمین زده شده‌اند. نتایج آزمون LR نشان می‌دهد احتمال آماره این آزمون برای هر دو مدل (۱) و (۲) کمتر از ۵ درصد بوده که بیانگر وجود مشکل ناهمسانی واریانس است. همچنین احتمال آماره ولدریج برای هر دو مدل کمتر از ۵ درصد بوده که بیانگر وجود مشکل خودهمبستگی بین متغیرهای توضیحی می‌باشد. برای کاهش اثر مشکل خود همبستگی و ناهمسانی واریانس بر نتایج حاصله، از تصحیح وایت^{۳۸} در برآورد مدل‌ها استفاده شده است. وجود هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی از طریق معیار عامل تورم واریانس (VIF) بررسی شده است. نتایج حاصله نشان داد که مقدار آماره VIF برای همه متغیرهای پژوهش کمتر از ۲ بوده که بیانگر نبود هم خطی بین متغیرهای توضیحی است. در ادامه نتایج تخمین مدل‌های پژوهش و آزمون فرضیه‌ها ارائه شده است.

۱-۶. نتایج آزمون فرضیه اول

در فرضیه اول پژوهش انتظار می‌رود هم حرکتی سود ضریب واکنش اعلام سود فصلی را تضعیف کند. برای آزمون این فرضیه از رابطه (۱) استفاده شده است که نتایج تخمین آن به شرح نگاره (۴) است.

نگاره ۴: نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱)

$BHRET_{it} = \beta_0 + \beta_1 SUE_{it} + \beta_2 CoMov_{it-1} + \beta_3 SUE_{it} * CoMov_{it-1} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 BM_{it} + \beta_6 Lev_{it} + \varepsilon_{it}$				
متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال آماره t (سطح معناداری)
عرض از مبدأ	-۱۹/۰۹۲	۴/۱۰۴	-۴/۶۵۲	۰/۰۰۰
سود غیرمنتظره (SUE)	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳	۱/۹۷۸	۰/۰۴۸
هم حرکتی (CoMov)	۰/۶۸۷	۰/۲۹۵	۲/۳۲۷	۰/۰۲۰
SUE * CoMov	-۰/۰۱۸	۰/۰۰۶	-۲/۸۰۰	۰/۰۰۵
اندازه (Size)	۱/۵۹۰	۰/۳۲۲	۴/۹۳۷	۰/۰۰۰
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (BM)	۰/۹۹۹	۰/۴۳۴	۲/۲۹۹	۰/۰۲۱
اهرم مالی (Lev)	-۰/۳۷۱	۰/۳۳۰	-۱/۱۲۲	۰/۲۶۱
آماره F فیشر	۲/۸۳۶		R ²	۰/۱۱۹۹
احتمال آماره F فیشر	۰/۰۰۰		R ² تعدیل شده	۰/۰۷۷۶

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در نگاره (۴) مشاهده می‌شود احتمال آماره F فیشر کمتر از ۵ درصد بوده که در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است که نشان می‌دهد کل مدل رگرسیونی معنادار بوده و می‌توان از نتایج بدست آمده استفاده نمود. ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۰۷۷ است که نشان می‌دهد نزدیک ۸ درصد تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای مدل توضیح داده شده است. ضریب متغیر سود غیر منتظره (ضریب واکنش سود) برابر ۰/۰۰۷ بوده و احتمال آماره t برای این ضریب ۰/۰۴۸ است که کمتر از ۵ درصد بوده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. این نتایج نشان می‌دهد سود غیرمنتظره بر بازده خرید و نگهداری سهام تاثیر مثبت و معنادار دارد. به عبارت دیگر، هر چه سود غیرمنتظره بیشتر باشد، بازده خرید و نگهداری نیز بیشتر است. متغیر هم حرکتی سود (CoMov) دارای ضریبی برابر با ۰/۶۸۷ است و سطح

معناداری این ضریب ۰/۰۲۰ است که کمتر از سطح خطای ۵ درصد بوده و معنادار است. بنابراین متغیر هم حرکتی سود نیز تاثیر مثبت و معنادار بر بازده خرید و نگهداری سهام دارد. ضریب متغیر تعاملی $SUE * CoMov$ برابر با ۰/۰۱۸- بوده و احتمال آماره t برای این ضریب برابر با ۰/۰۰۵ است که کمتر از سطح خطای ۵ درصد بوده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. با توجه به اینکه علامت ضریب متغیر تعاملی خلاف جهت ضریب واکنش سود است، می‌توان نتیجه گرفت هم حرکتی سود ($CoMov$)، ضریب واکنش سود فصلی را تضعیف کرده است. به عبارت دیگر، وجود هم حرکتی سود سبب شده است ضریب واکنش اعلام سود فصلی کاهش یابد. در نتیجه فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود. این نتیجه به این مفهوم است زمانی که سود شرکت با سود صنعت حرکت همزمان دارد، سرمایه‌گذاران می‌توانند از طریق اطلاعات و اخبار صنعت، اطلاعاتی درباره شرکت مورد نظر خود بدست آورند و سود آن شرکت را بهتر پیش‌بینی کنند. بنابراین اعلام سود شرکت اصلی دربردارنده اطلاعات غیرمنتظره کمتری خواهد بود. در نتیجه ضریب واکنش سود غیرمنتظره کاهش می‌یابد.

از بین متغیرهای کنترلی، احتمال آماره t برای متغیرهای اندازه شرکت و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام کمتر از سطح خطای ۵ درصد بوده و با توجه به مثبت بودن ضرایب این متغیرها، می‌توان گفت اندازه و ارزش بازار به ارزش دفتری سهام تاثیر مثبت و معناداری بر بازده خرید و نگهداری سهام دارند. ولی احتمال آماره t برای متغیر اهرم مالی بیشتر از سطح خطای ۵ درصد است و در نتیجه تاثیر معناداری بر متغیر وابسته ندارد.

۶-۲. نتایج آزمون فرضیه دوم و سوم

برای آزمون فرضیه دوم و سوم از رابطه (۲) استفاده است که نتایج تخمین آن به شرح نگاره (۵) است.

نگاره ۵. نتایج حاصل از برآورد رابطه (۲)

$BHRET_{it} = \beta_0 + \beta_1 SUE_{it} + \beta_2 CoMov_{it-1} + \beta_3 SUE_{it} * CoMov_{it-1} * good_{it} + \beta_4 SUE_{it} * CoMov_{it-1} * bad_{it} + \beta_5 Size_{it} + \beta_6 BM_{it} + \beta_7 Lev_{it} + \varepsilon_{it}$				
متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال آماره t (سطح معناداری)
عرض از مبدأ	-۱۸/۹۹۴	۴/۱۸۶	-۴/۵۳۶	۰/۰۰۰
سود غیرمنتظره (SUE)	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	۱/۴۱۲	۰/۱۵۸
هم حرکتی (CoMov)	۰/۶۶۳	۰/۲۹۴	۲/۲۵۱	۰/۰۲۴
$SUE * CoMov * good$	-۰/۰۱۳	۰/۰۰۶	-۲/۰۶۷	۰/۰۳۸
$SUE * CoMov * bad$	-۰/۰۱۷۳	۰/۰۰۹	-۱/۸۰۳	۰/۰۷۱
اندازه (Size)	۱/۵۸۴	۰/۳۲۸	۴/۸۱۷	۰/۰۰۰
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (BM)	۰/۹۶۷	۰/۳۷۱	۲/۶۰۲	۰/۰۰۹
اهرم مالی (Lev)	-۰/۴۰۶	۰/۴۹۶	-۰/۸۱۸	۰/۴۱۲
آماره F فیشر	۲/۸۱۴		R^2	۰/۱۱۹۷
احتمال آماره F فیشر	۰/۰۰۰		R^2 تعدیل شده	۰/۰۷۷۲

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در نگاره (۵) مشاهده می‌شود احتمال آماره F فیشر کمتر از ۵ درصد بوده که در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است که نشان می‌دهد کل مدل رگرسیونی معنادار بوده و می‌توان از نتایج بدست آمده استفاده نمود. ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۰۷۷ است که نشان می‌دهد حدود ۷/۷ درصد تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای مدل توضیح داده شده است.

با توجه به نگاره (۵) ملاحظه می‌شود ضریب متغیر سود غیر منتظره (ضریب واکنش سود) برابر ۰/۰۰۵ بوده و احتمال آماره t برای این ضریب ۰/۱۵۸ است که بیشتر از سطح خطای ۵ درصد بوده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار نیست. این موضوع می‌تواند به دلیل تفکیک سود غیرمنتظره به دو بخش مثبت و منفی و ورود متغیرهای good و bad به

مدل رگرسیونی باشد. ضریب متغیر هم حرکتی سود برابر با $0/663$ و سطح معناداری آن برابر با $0/024$ است که کمتر از سطح خطای 5 درصد بوده و در سطح اطمینان 95 درصد معنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد هم حرکتی سود تأثیر مثبت و معنادار بر بازده خرید و نگهداری سهام دارد.

طبق فرضیه دوم انتظار می‌رود در شرایط اخبار خوب، هم حرکتی سود ضریب واکنش اعلام سود فصلی را تضعیف کرده یا کاهش می‌دهد. برای آزمون این فرضیه، اخبار خوب (سود غیرمنتظره مثبت) از طریق متغیر مجازی $good$ به مدل وارد شده است. در صورتی که سود غیرمنتظره مثبت و حاوی اخبار خوب سود باشد، این متغیر مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر دارد. ضریب متغیر تعاملی $good * CoMov * SUE$ برابر با $0/013$ - بوده و احتمال آماره t برای این ضریب برابر با $0/038$ است که کمتر از سطح خطای 5 درصد بوده و در سطح اطمینان 95 درصد معنادار است. با توجه به منفی بودن علامت ضریب متغیر تعاملی، می‌توان نتیجه گرفت در شرایط وجود اخبار خوب (یعنی وجود سود غیرمنتظره مثبت)، هم حرکتی سود ($CoMov$)، ضریب واکنش سود را تضعیف کرده یا کاهش داده است. در نتیجه فرضیه دوم پژوهش رد نمی‌شود.

فرضیه سوم پژوهش بیان می‌کند در شرایط اخبار بد، هم حرکتی سود ضریب واکنش اعلام سود فصلی را تقویت می‌کند. طبق نگاره (۵) ضریب متغیر تعاملی $SUE * CoMov$ bad برابر با $0/0173$ - بوده و احتمال آماره t برای این ضریب برابر با $0/071$ است که بزرگتر از سطح خطای 5 درصد بوده و در سطح اطمینان 95 درصد معنادار نیست. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت در شرایط وجود اخبار بد (یعنی وجود سود غیرمنتظره منفی)، هم حرکتی سود ($CoMov$)، بر ضریب واکنش سود تأثیری ندارد. در نتیجه فرضیه سوم پژوهش رد می‌شود.

از بین متغیرهای کنترلی، احتمال آماره t برای متغیرهای اندازه شرکت و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام کمتر از سطح خطای 5 درصد بوده و علامت ضرایب آنها نیز مثبت است که بیانگر تأثیر مثبت و معنادار این دو متغیر بر بازده خرید و نگهداری سهام است. ولی احتمال آماره t برای متغیر اهرم مالی بیشتر از سطح خطای 5 درصد است و در نتیجه تأثیر معناداری بر متغیر وابسته ندارد.

۷. بحث و نتیجه‌گیری

سود حسابداری از جنبه‌های مختلفی دارای اهمیت است. از جمله داشتن محتوای اطلاعاتی برای بازار سرمایه، به منظور کمک به امر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران که این ویژگی بر مربوط بودن و به موقع بودن سود تأکید دارد. نتایج مطالعات تجربی نشان می‌دهد که اطلاعات غیرمنتظره تأثیر قوی و قابل شناسایی بر بازده و نوسان قیمت سهام دارد. برای مثال، جانسون و ژو^{۳۹} (۲۰۱۲) بیان می‌کنند که سودهای غیرمنتظره شاخصی از بازده‌های غیرعادی برای سرمایه‌گذاران است که در نهایت منجر به ایجاد تغییرات در قیمت سهام می‌شود. هرچه میزان سود غیرمنتظره بیشتر باشد، نوسان قیمت سهام شدیدتر خواهد بود. بر اساس پژوهش‌های انجام شده در حوزه محتوای اطلاعاتی سود، تغییر قیمت سهام در هنگام اعلام سود حسابداری، نشان‌دهنده محتوای اطلاعاتی سود است. از طرفی مطالعاتی نظیر بال و براون (۱۹۶۷) نشان می‌دهد سود یک شرکت همراه با سود سایر شرکت‌ها در همان صنعت و کلیت بازار حرکت می‌کند (هم حرکتی سود). بنابراین در پژوهش حاضر به بررسی تأثیر هم‌حرکتی سود بر محتوای اطلاعاتی یا همان ضریب واکنش اعلام سودهای فصلی شرکت‌ها پرداخته شده است.

بر اساس مطالعات پیشین، میزان بالاتر هم حرکتی سود شرکت منجر به کاهش محتوای اطلاعاتی سود می‌شود. زیرا سرمایه‌گذاران می‌توانند سود شرکت را از اطلاعات موجود در بازار یعنی شرکت‌های مشابه (هم صنعت) پیش‌بینی کنند. از این‌رو طبق فرضیه اول، انتظار می‌رود هم‌حرکتی سود ضریب واکنش اعلام سود فصلی را تضعیف کند. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه نشان داد ضریب متغیر سود غیرمنتظره تأثیر مثبت و معنادار بر بازده خرید و نگهداری سهام دارد که نشان می‌دهد هرچه سود غیرمنتظره بیشتر باشد، بازده خرید و نگهداری در پنجره اعلام سود بیشتر خواهد بود. از طرفی ضریب متغیر تعاملی $SUE * CoMov$ در سطح اطمینان ۹۵ درصد منفی و معنادار بود که نشان می‌دهد هم حرکتی سود، ضریب واکنش اعلام سود فصلی را کاهش می‌دهد در نتیجه فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود. این بدان مفهوم است زمانی که سود شرکت‌ها با سود صنعت حرکت می‌کند سرمایه‌گذاران می‌توانند سود شرکت مورد نظر را از طریق اطلاعات و اخبار شرکت‌های آن صنعت که با شرکت مورد نظر همبستگی دارند، بدست آورده و سود شرکت را بهتر پیش‌بینی کنند در نتیجه زمانی که شرکت اصلی

سودهای فصلی خود را اعلام می‌کند سرمایه‌گذاران کمتر به این اطلاعات واکنش نشان می‌دهند. به عبارت دیگر اعلام سود دربردارنده اطلاعات غیرمنتظره کمتری خواهد بود. در نتیجه ضریب واکنش سود غیرمنتظره کاهش می‌یابد. نتیجه فرضیه اول در راستای نتایج پژوهش‌های فوستر (۱۹۸۱)، فیشر و ورچیا (۲۰۰۰)، جکسون و همکاران (۲۰۲۰) و سجادی و پورحیدری (۱۳۹۶) است.

زمانی که سود شرکت با سایر شرکت‌های صنعت هم حرکتی و همبستگی دارد، سرمایه‌گذاران اخبار خوب را از شرکت‌های هم صنعت دریافت نموده و به عبارتی به اخبار خوب صنعت بیشتر توجه می‌کنند در نتیجه زمانی که این اخبار خوب از طریق خود شرکت منتشر می‌شود واکنش کمتری نسبت به آن نشان می‌دهند. به بیان دیگر، وجود هم حرکتی سبب می‌شود واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب سود کمتر باشد. بنابراین، در فرضیه دوم انتظار می‌رود در شرایط اخبار خوب، هم حرکتی سود ضریب واکنش اعلام سودهای فصلی را تضعیف کند یا کاهش دهد. نتایج آزمون این فرضیه نشان داد در شرایط وجود اخبار خوب (وجود سود غیرمنتظره مثبت)، ضریب متغیر تعاملی $SUE * CoMov * good$ در سطح اطمینان ۹۵ درصد منفی و معنادار است. یعنی در شرایط وجود اخبار خوب، هم حرکتی سود (CoMov)، ضریب واکنش سود فصلی را تضعیف کرده یا کاهش داده است. این نتیجه به این مفهوم است سرمایه‌گذاران به اخبار خوب صنعت بیشتر توجه کرده و به اخبار خوب منتشره از سوی شرکت کمتر واکنش نشان می‌دهند. این نتایج با یافته‌های پژوهش جکسون و همکاران (۲۰۲۰) همخوانی دارد.

طبق ادبیات موجود سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار بد رویکرد بدبینانه‌تری اتخاذ می‌کنند و محافظه‌کارانه‌تر واکنش نشان می‌دهند. یعنی در شرایط اخبار بد، اگرچه هم حرکتی سود سبب می‌شود سرمایه‌گذاران اخبار بد را تا حدودی از اطلاعات صنعت دریافت کنند ولی سوگیری بدبینی سبب می‌شود سرمایه‌گذاران به اخبار بد منتشره از سوی خود شرکت بیشتر واکنش نشان دهند. بنابراین انتظار می‌رود در شرایط اخبار بد، هم حرکتی سود ضریب واکنش سود را تقویت کند. این موضوع در فرضیه سوم مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصله نشان داد در شرایط وجود اخبار بد، ضریب متغیر تعاملی $SUE * CoMov * bad$ که در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار نیست. به بیان دیگر، در شرایط سود غیرمنتظره منفی (اخبار بد سود)، هم

حرکتی سود تأثیری بر ضریب واکنش سود فصلی ندارد. این عدم وجود تأثیر، شاید به این دلیل است که سرمایه‌گذاران در مواجهه با اخبار بد محتاط‌تر عمل می‌کنند و به اخبار بد صنعت توجه چندانی ندارند، در نتیجه در شرایط اخبار بد، هم حرکتی سود بر ضریب واکنش سود تأثیری نداشته است. نتایج فرضیه سوم بر خلاف نتایج پژوهش جکسون و همکاران (۲۰۲۰) است.

۸. پیشنهادهای پژوهش

بر اساس نتایج آزمون فرضیه اول و وجود تأثیر هم‌حرکتی سود بر ضریب واکنش اعلام سود فصلی، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود علاوه بر استفاده از اطلاعات منتشره از سوی شرکت‌ها، به اخبار و اطلاعات موجود در صنعت نیز توجه لازم و کافی را داشته باشند. زیرا سود شرکت‌ها با سود صنعت و شرکت‌های مشابه اغلب حرکت همزمان دارد و اطلاعات و اخبار شرکت مورد نظر را می‌توانند از طریق شرکت‌های همان صنعت بدست آورده و ارزیابی کنند و از این طریق تصمیمات بهینه‌تری و به هنگام‌تری اتخاذ کنند. بر اساس نتایج فرضیه دوم و سوم، به سرمایه‌گذاران و سایر افراد فعال در بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود، هنگام بررسی اخبار صنعت، نوع اخبار یعنی مثبت و منفی بودن خبر را نیز مدنظر قرار دهند. زیرا اخبار خوب صنعت می‌تواند نشانه‌ای از وجود همین اخبار خوب در شرکت نیز باشد. ولی در رابطه با اخبار بد، توصیه می‌شود منابع اطلاعاتی بیشتری را مورد توجه و ارزیابی قرار دهند.

از آنجایی که مطالعات داخلی اندکی در حوزه هم‌حرکتی و انتقال اطلاعات درون صنعت وجود دارد، به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود ارتباط هم‌حرکتی سود را با موضوعات دیگری نظیر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، کیفیت و مدیریت سود، تقلب و ... مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار دهند. همچنین می‌توان نتایج پژوهش حاصل را به تفکیک صنعت انجام داد تا مشخص شود هم‌حرکتی در کدام صنایع بیشتر وجود دارد.

۹. محدودیت‌های پژوهش

در رابطه با محدودیت‌های پژوهش حاضر باید اشاره داشت که اثر تورم در داده‌های استخراج شده از صورت‌های مالی در این پژوهش لحاظ نشده است، در صورت در نظر گرفتن اثرات تورم، ممکن است نتایج متفاوتی حاصل شود. همچنین در انتخاب شرکت‌های نمونه، برخی از صنایع دارای ویژگی‌های لازم و مورد انتظار نبوده در نتیجه از نمونه آماری حذف شده اند. بنابراین تعمیم نتایج حاصل از این پژوهش به همه صنایع باید با احتیاط انجام شود. همچنین برخی از صنایع به دلیل نبود تعداد کافی شرکت برای محاسبه هم حرکتی سود، کنار گذاشته شدند که در صورت نبود این محدودیت، ممکن بود نتایج متفاوتی بدست آید.

یادداشت‌ها

- | | |
|--|--------------------------------|
| 1. Beaver | 2. Ball & Brown |
| 3. Intra-Industry Information transfer | 4. Foster |
| 5. Thomas & Zhang | 6. earnings co-movements |
| 7. Fischer & Verrecchia | 8. Jackson |
| 9. biased earnings | 10. Jorgensen & Kirschenheiter |
| 11. Strobl | 12. Heinle & Verrecchia |
| 13. Gong | 14. Han |
| 15. Han & Wild | 16. Barron & Stuerke |
| 17. Christensen | 18. Lang & Lundholm |
| 19. Imhoff & Lobo | 20. Dye & Sridhar |
| 21. Marquardt & Wiedman | 22. Janis & Mann |
| 23. Frey | 24. Williams |
| 25. Agapova & Madura | 26. Choi |
| 27. Bird & Yeung | 28. Xu |
| 29. Cox | 30. Thomas & Zhang |
| 31. Buy – and- Hold Return | 32. Livnat & Mendenhall |
| 33. Clement | 34. Bathke |

۳۵. 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 نمی دهد

- | | |
|----------------------|-------------------|
| 36. Bernard & Thomas | 37. Gyamfi-Yeboah |
|----------------------|-------------------|

۳۸. در تصحیح وایت (White) برای تخمین مدل از انحراف معیار سازگار شده با ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی استفاده می‌شود (ولدریج، ۲۰۰۲: فصل ۱۰).

39. Johnson & Zhao

منابع

الف. فارسی

- امیری، میثم؛ حسینی، سید مجتبی؛ باباجانی، جعفر و سلیمی، محمدجواد (۱۳۹۸). انتخاب سبد بهینه سهام و نقش تغییرات همزمان بازار، صنعت و قیمت سهام. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۷۷ (۳)، ۳۵-۸۲.
- بزرگ اصل، موسی و ادیبی، آزاده (۱۳۹۶). بررسی رابطه محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود فصلی و عدم تقارن اطلاعاتی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۲۵، ۳۸-۱۵.
- تنانی، محسن (۱۳۹۶). نقش رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده در ضریب واکنش سود. *فصلنامه حسابداری مالی*، ۹ (۳۵)، ۴۸-۲۶.
- حکیمی‌پور، نادر (۱۳۹۵). بررسی عوامل موثر بر ضریب واکنش سود: مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۰ (۳۷)، ۱۲۵-۱۱۱.
- 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 خدای‌پور، احمد (۱۳۹۶). اثرات همبستگی درون صنعتی بر محیط گزارشگری مالی. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۷۳ (۳)، ۳۵-۶۲.
- ضیایی بیگدلی، محمدتقی و جمشیدی، ربابه (۱۳۹۵). رابطه ضریب واکنش سود با اندازه شرکت و سود غیرمنتظره در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم-انداز مدیریت مالی*، ۱۴، ۱۲۷-۱۰۵.
- فدایی‌نژاد، محمد اسماعیل و کامل‌نیا، مجتبی (۱۳۹۲). واکنش بازار به اعلامیه‌های سود فصلی در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۵ (۱۸)، ۹۰-۷۱.

لاری دشتیبیاض، محمود؛ ذوالفقار آرانی، محمدحسین و اکرمی، کیمیا (۱۳۹۷). رقابت اعلامیه‌های سود، بررسی تئوری صفبندی رفتار سرمایه‌گذاران در تحلیل اخبار پیش‌بینی سود شرکت‌ها. *دانش حسابداری مالی*، ۱۹ (۴)، ۱۲۶-۱۰۳.

نوروزی، سیما؛ رنجبر، محمدحسین و اسدنیاء، جهانبخش (۱۳۹۹). ارائه مدلی از واکنش سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان به رفتار سودهای واقعی و پیش‌بینی شده فصلی. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۴۵، ۲۱۸-۲۰۱.

ب. انگلیسی

- Agapova, A. & Madura, J. (2016). Market uncertainty and earnings guidance. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 61: 97-111.
- Amiri, M., Hoseini, S. M., Babajani, J. & Salimi, M.J. (2019). The role of stock price synchronicity on portfolio optimization. *Journal of Accounting Advances*, 11(2), 35-82. (in Persian)
- Ball, R. & P. Brown (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 6(2): 159-178.
- Barron, O.E. & P.S. Stuerke (1998). Dispersion in analysts' earnings forecasts as a Measure of Uncertainty. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 13(3): 245-270.
- Bathke, A., Mason, T. & Morton, R. (2019). Investor overreaction to earnings surprises and post-earnings-announcement reversals. *Contemporary Accounting Research*, 36(4): 2069-2092.
- Bernard, V. & J. Thomas. (1990). Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 13 (4): 305-40.
- Beaver, W. (1968). The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research Supplement*. 6: 67-92.
- Bird, R. & D. Yeung. (2012). How do investors react under uncertainty? *Pacific-Basin Finance Journal*, 20(2): 310-327.
- Bozorg Asl, M. & Adibi, A. (2017). Quarterly earnings informativeness and information asymmetry. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 7(3), 20-40. (In Persian)
- 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(2):55-77.

- Choi, H. (2014). When good news is not so good: Economy-wide uncertainty and stock returns. *Journal of Business Finance and Accounting*, 41 (9-10): 1101-1123.
- Christensen, T.E. (2002). The effects of uncertainty on the informativeness of earnings: Evidence from the insurance industry in the wake of catastrophic events. *Journal of Business Finance & Accounting*, 29(1-2): 223-255.
- Christensen, T.E., R.E. Hoyt, & J.S. Paterson (1999). Ex ante incentives for earnings management and the informativeness of earnings. *Journal of Business Finance & Accounting*, 26(7-8): 807-832.
- Clement, M., Lee, J., & K. Yong (2019). A new perspective on post-earnings-announcement-drift: Using a relative drift measure. *Journal of Business Finance & Accounting*, 46(9-10), 1123-1143.
- Cox, R. A. K., Dayanandan, A., & Donker, H. (2016). The ricochet effect of bad news. *International Journal of Accounting*, 51(3): 385-401.
- Dye, R.A. & S.S. Sridhar (2004). Reliability-relevance Trade-offs and the efficiency of aggregation. *Journal of Accounting Research*, 42(1): 51-88.
- Fadaei Nejad, M.S. & Kamelniya, M. (2016). Market reaction to quarterly earnings announcement in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Research*, 5(4), 71-90. (In Persian)
- Frey, D. (1986). Recent research on selective exposure to information. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology*, 19(1): 41-80.
- 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.
- Gyamfi-Yeboah, F., Ling, D., C. & A. Naranjo. (2012). Information, uncertainty, and behavioral effects: Evidence from abnormal returns around real estate investment trust earnings announcements. *Journal of International Money and Finance*, 31: 1930-1952.

- Hakimipoor, N. (2017). Investigating the determinants of earnings response coefficient. *Journal of Financial Economic*, 10(37), 111-125. (In Persian)
- Han, J.C.Y. & J.J. Wild (1990). Unexpected earnings and intra industry information transfers: Further evidence. *Journal of Accounting Research*, 28(1): 211-219.
- Han, J.C.Y., J.J. Wild, & K. Ramesh (1989). Managers' earnings forecasts and intra industry information transfers. *Journal of Accounting and Economics*, 11(1): 3-33.
- Heinle, M.S. & R.E. Verrecchia (2016). Bias and the commitment to disclosure. *Management Science*, 62(1): 2859-2870.
- Imhoff, E.A. & G.J. Lobo (1992). The effect of ex ante earnings uncertainty on earnings response coefficients. *The Accounting Review*, 67(2): 427-439.
- 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.
- Janis, I. L., & Mann, L. (1977). *Decision making: A psychological analysis of conflict, choice, and commitment*. New York, NY US: Free Press.
- Johnson, W. & Zhao, R. (2012). Contrarian share price reactions to earnings surprises. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 27(2): 1-47.
- Jorgensen, B.N. & M.T. Kirschenheiter (2012). Interactive discretionary disclosures. *Contemporary Accounting Research*, 29(2): 382-397.
- Lang, M.H. & R.J. Lundholm (1996). The relation between security returns, firm earnings and industry earnings. *Contemporary Accounting Research*, 13(2): 607-629.
- Lari Dashtbayaz, M., ZolfagharArani, M. & Akrami, K. (2019). Competing earnings announcements; study of queuing theory of investor behavior in the analysis of earnings announcements. *Financial Accounting Knowledge*, 5(4), 103-126. (In Persian)
- Livnat, J. & Mendenhall, R. (2006). Comparing the post-earnings announcement drift for surprises calculated from analyst and time series forecasts. *Journal of Accounting Research*, 44(1), 177-205.

- Marquardt, C.A. & C.I. Wiedman (2004). The effect of earnings management on the value relevance of accounting information. *Journal of Business Finance & Accounting*, 31(3-4): 297-332.
- Nourozi S., Ranjbar M.H. & Asadnia J. (2020). Model of the reaction of investors and creditors to financial reporting and behavior of quarterly earnings. *Journal of Accounting and Auditing Research*, 12(45), 201-218. (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)
- 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)
- Strobl, G. (2013). Earnings management and the cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 51(2): 449-473.
- Tanani, M. (2017). the role of abnormal earnings growth on earnings response coefficient. *Quarterly Financial Accounting*, 9(35). 26-48. (In Persian)
- Thomas, J., & Zhang, F. (2008). Overreaction to intra-industry information transfers? *Journal of Accounting Research*, 46(4): 909-940.
- Williams, Christopher D. (2015). Asymmetric responses to earnings news: A case for ambiguity. *The Accounting Review*, 90(2): 785-817.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: The MIT Press.
- Xu, Z. (2010). *Two essays on information ambiguity and informed traders' trade-size choice*. Dissertation for the degree of Doctor of Philosophy. University of South Florida.
- Ziyadeh Bigdeli, M. & Jamshidi, R. (2017). The relation between earnings response coefficient and size and earnings surprise. *Journal of Financial Management Perspective*, 6(14), 105-127. (In Persian)