سازمان حسابرسی

پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی

سال ششم، شماره ۱۱، پاییز و زمستان ۱۳۹۶

صص ۲۳۲-۲۰۳

بررسی رابطه همبستگی درون‌صنعتی با ضریب واکنش سود، دفعات پیش‌بینی سود و هزینه سرمایه

زانیار سجادی *، امید پورحیدری **

چکیده

هدف این مقاله بررسی رابطه همبستگی درون صنعتی با ضریب واکنش سود، دفعات پیش‌بینی سود و هزینه سرمایه است. بر اساس نتایج پژوهش‌های گذشته، به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران عملکرد شرکت‌های هم صنعت را مبنایی برای ارزیابی عملکرد همدیگر قرار می‌دهند و این پدیده در صنایعی که محیط فعالیت مشابهی دارند، می‌تواند باعث تغییر رفتار مدیریت و تاثیر بر نحوه افشای اطلاعات شرکت‌ها و محیط گزارشگری آن‌ها شود. نمونه آماری این پژوهش شامل ۱۷۸۰ سال- شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ بوده است. همبستگی درون صنعتی با استفاده از عامل کواریانس برای صنایع مختلف محاسبه شده و برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون‌های چندمتغیره با رویکرد داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد در صنایع با همبستگی درون صنعتی بیشتر، واکنش به اعلام سود کمتر، دفعات پیش‌بینی سود بیشتر و هزینه سرمایه کمتر است و در کل به نظر می‌رسد رفتار توده‌وار مدیران در این صنایع بر نحوه ارائه اطلاعات و واکنش سرمایه‌گذاران به آن اثرگذار بوده است.

واژه‌های کلیدی: همبستگی درون‌صنعتی، انتقال اطلاعات درون‌صنعتی، پیش‌بینی سود، ضریب واکنش سود، هزینه سرمایه.

---

* استادیار حسابداری، دانشگاه کردستان

** استاد حسابداری، دانشگاه شهید باهنر کرمان

نویسنده مسئول: زانیار سجادی zanyar.sadjadi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۱۶

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۲۷

مقدمه

کسب شناخت و درک محیط گزارشگری مالی شرکت‌ها و رفتار مدیران در زمان تهیه اطلاعات می‌تواند نقش اساسی هم در نحوه تفسیر اطلاعات مالی افشاشده توسط استفاده کنندگان مالی داشته باشد و هم به تدوین‌کنندگان مقررات و استانداردها جهت تدوین مقررات بهتر و کاراتر کمک کند. به همین دلیل بررسی عوامل اثرگذار بر محیط گزارشگری مالی موضوع پژوهش‌های متعددی در حوزه حسابداری و مالی بوده است (سجادی، ۱۳۹۶). اثر اطلاعات ارائه شده توسط شرکت‌های هم صنعت بر قیمت و بازده شرکت‌ها، پدیده جالبی است که فعالان بازار و حتی سرمایه‌گذاران مبتدی در بدو ورود به بازار با آن مواجه می‌شوند. به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران عملکرد شرکت‌های همگروه را مبنایی برای ارزیابی عملکرد همدیگر قرار می‌دهند. به این پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی[۱] می‌گویند(چیو[۲]، ۲۰۱۴).

پژوهش‌های قبلی در مورد پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی نشان می‌دهد عملکرد شرکت‌های هم صنعت اطلاعات مفیدی را در مورد شرکت‌ها فراهم می‌کند و شواهد معنی‌داری از تغییرات قیمت سهام پس از اعلام عملکرد و سود شرکت‌های هم صنعتی(فوستر[۳]، ۱۹۸۱؛ رامناس[۴]، ۲۰۰۲؛ توماس و ژانگ[۵]، ۲۰۰۸) و همچنین پیش‌بینی سود این شرکت‌ها (تسه و تاکر[۶]، ۲۰۱۰؛ کاکس[۷] و همکاران، ۲۰۱۶) مشاهده شده است. پژوهش‌ها نشان می‌دهند که میزان این اثر و ارزش اطلاعاتی عملکرد شرکت‌های هم صنعت در صنایع مختلف متفاوت است (فریمن و تسه[۸]، ۱۹۹۲، دسیر[۹]، ۲۰۱۲) و از طرفی شرکت‌ها و مدیرانی که در محیط وابسته و مشابه فعالیت دارند تمایل زیادی به تقلید رفتار اکثریت و اتخاذ تصمیمات مشابه گروه دارند و حتی ممکن است اطلاعات خصوصی خود را نادیده بگیرند (شارفستین و استن[۱۰]، ۱۹۹۰؛ تسه و تاکر، ۲۰۱۰). بر این اساس مدیران شرکت‌هایی که در صنایع همبسته فعالیت دارند ممکن است حتی سود خود را به گونه‌ای مدیریت کنند که به سودهای مشابه سود هم صنعتی‌های خود برسند (چیو، ۲۰۱۴؛ براتن[۱۱] و همکاران، ۲۰۱۶).

از طرفی این احتمال وجود دارد که در صنایع همبسته به دنبال ارائه اطلاعات توسط شرکتهای هم صنعت، بخاطر کاهش در تقاضای اطلاعاتی سرمایه گذاران و دیگر فعالان بازار، تعداد دفعات ارائه سود توسط شرکت کاهش یابد؛ و از طرفی ممکن است مدیران

در این صنایع بخاطر مشوق‌های بیشتری که برای تقلید دارند، به میزان و دفعات بیشتری افشای اطلاعات داشته باشند. در صورتی که اطلاعات شرکتهای هم صنعتی در صنایع همبسته‌تر بتواند به عنوان جایگزین یا مکمل نقشی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران داشته باشد و یا این که رفتار تقلیدگرانه مدیران در ارائه اطلاعات تاثیری بر کیفیت اطلاعات ارائه شده بگذارد، می‌توان انتظار داشت که این موارد بر واکنش به سود اعلامی شرکت اثر بگذارد و متعاقب آن بر ریسک برآوردشده توسط سرمایه‌گذاران و هزینه سرمایه اثرگذار باشد (چیو، ۲۰۱۴؛ سجادی و همکاران، ۱۳۹۶).

در ایران با این که به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران بازار سرمایه به وجود پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی اعتقاد دارند و در برخی مواقع از اصطلاح "پیش‌خور شدن" اطلاعات شرکت اصلی به علت افشای اطلاعات و تعدیل سود شرکت هم صنعت استفاده می‌کنند، اثر همبستگی درون‌صنعتی بر نحوه ارائه اطلاعات بررسی نشده است و حتی پژوهش تجربی که همانند بازارهای خارجی تایید کننده وجود خود پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی باشد، مشاهده نشده است. شناخت بیشتر این پدیده می‌تواند هم به تحلیل‌گران برای درک بهتر محیط گزارشگری شرکتها و ارزیابی میزان قابلیت اتکای گزارشها کمک کند، و هم به محققین و مقررات‌گذاران درک بهتری از رفتار مدیران و فعالان بازار در ارائه و استفاده از اطلاعات بدهد.

بر اساس آنچه گفته شد سوال اصلی پژوهش حاضر این است که آیا در صنایعی که شرکت‌های آن تشابه بیشتری دارند و همبستگی بین فعالیت و سودآوری آن‌ها وجود دارد، به واسطه پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی تفاوتی در دفعات پیش‌بینی سود، ضریب واکنش سود و هزینه سرمایه آن‌ها بوجود می‌آید؟ پاسخ به این سوال و درک بهتر این پدیده و اثرات آن بر محیط گزارشگری مالی شرکت‌ها می‌تواند به تحلیل بهتر و ارزیابی ریسک توسط سرمایه‌گذاران کمک کند و از طرفی به تدوین‌کنندگان قوانین و مقررات و استانداردهای حسابداری جهت تهیه قوانین و مقررات کاراتر کمک شایانی بکند. در این پژوهش به دنبال روشن‌تر شدن اثرات پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی می‌باشیم.

مبانی نظری و بسط فرضیه‌ها

تاثیر اطلاعات ارائه‌شده توسط شرکت‌های هم صنعت بر میزان تقاضا و ارائه اطلاعات شرکت را می‌توان از دو دیدگاه رفتار توده‌وار و دیدگاه اطلاعاتی بررسی کرد (چیو، ۲۰۱۴). بر اساس دیدگاه اطلاعاتی، ارائه اطلاعات توسط شرکت‌های هم صنعت باعث کاهش تقاضا برای اطلاعات اضافی توسط خود شرکت و متعاقب آن کاهش میزان و کیفیت ارائه اطلاعات می‌گردد. ورکیا[۱۲] (۱۹۹۰) عنوان می‌کند در حالتی که اطلاعات شرکت‌ها در دسترس باشد احتمال کمتری وجود دارد که شرکت اطلاعات اختیاری بیشتری افشا کنند. بر این اساس این بحث مطرح می‌شود که در صنایع همبسته با توجه به تشابه بیشتر نوع و محیط فعالیت شرکت‌ها، ممکن است تقاضا برای ارائه اطلاعات شرکت‌ها به این دلیل که بسیاری از اطلاعات از طریق افشای هم صنعتی‌ها بدست می‌آید، کاهش یابد و به همین دلیل همبستگی درون صنعتی بر میزان و نحوه ارائه اطلاعات توسط شرکت تاثیرگذار باشد. بر اساس این دیدگاه می‌توان انتظار داشت که در صنایعی که همبستگی درون‌صنعتی بیشتر است، کیفیت و کمیت افشا کاهش یابد و بر همین اساس تعداد دفعات پیش‌بینی سود توسط مدیران کاهش پیدا کند.

بر اساس دیدگاه رفتار توده‌وار، مدیران شرکت‌هایی که در محیط مشابه و با همبستگی بالا فعالیت دارند، تصمیمات مشابه می‌گیرند و تمایل به تقلید بیشتری دارند. حتی اگر به قیمت نادیده گرفتن اطلاعات نهانی خودشان باشد (دمسکی و ساپینگتون[۱۳]، ۱۹۸۴؛ شارفستین و استن، ۱۹۹۰)؛ ممکن است حتی سود خود را به گونه‌ای مدیریت کنند که به سودهای مشابه سود هم صنعتی‌های خود برسند. پژوهش‌ها اخیر در رشته حسابداری نشان‌دهنده وجود انگیزه در مدیران برای تقلید از شرکت‌های دیگر و دستکاری اقلام تعهدی در راستای رسیدن به نتایج مشابه آن‌ها است (تسه و تاکر،۲۰۱۰؛ براتن و همکاران، ۲۰۱۶). پژوهش دسیر (۲۰۱۲) و تسه[۱۴] و همکاران (۲۰۱۶) نیز نشان‌دهنده وجود همین رفتار توده‌وار مدیران و تقلید برای ارائه اطلاعات پس از ارائه اطلاعات توسط شرکت‌های پیشرو بوده است. کیدا[۱۵] و همکاران (۲۰۱۵) نشان دادند که شرکت‌ها زمانی که شرکت‌های هم صنعت آن‌ها اقدام به تجدید ارائه و گزارش سود جدید می‌کنند، احتمال بیشتری دارد اقدام به مدیریت سود کنند. مدیرانی که پیش‌بینی سود پایین‌تر از انتظارات

قبلی دارند و قصد دارند آن را به سهامداران اعلام کنند، زمان اعلام آن را به پس از هشدار و اعلام شرکت‌های هم‌صنعتی موکول می‌کنند تا بار روانی و مسئولیت آن‌ها کمتر شود (تسه و تاکر، ۲۰۱۰). این نتایج همگی موید این هستند که احتمالا اعلام سود شرکت‌های هم صنعتی می‌تواند بر رفتار مدیران در نحوه ارائه سود اثرگذار باشد و این گمان وجود دارد که در صنایع همبسته‌تر، دفعات پیش‌بینی سود مدیران نیز بیشتر باشد. بر این اساس فرضیه اول بشرح زیر تدوین می‌گردد:

فرضیه اول: بین همبستگی درون‌صنعتی و دفعات پیش‌بینی سود ارتباط وجود دارد.

رفتار توده‌وار مدیران می‌تواند منجر به پایین آمدن کیفیت سود در صنایع همبسته تر شود که شواهد آن در پژوهش سجادی و همکاران (۱۳۹۶) مشاهده می‌گردد. می‌توان انتظار داشت که بخاطر مدیریت سود مدیران و کیفیت پایین سود، واکنش بازار به سود اعلامی نیز کاهش پیدا کند. از سویی می‌توان انتظار داشت بخاطر این که فعالان بازار در صنایع همبسته‌تر از قبل اطلاعاتی را از شرکت‌های هم صنعت کسب می‌کنند، کمتر سورپرایز شوند و کمتر به سودهای اعلامی واکنش نشان دهند. فرضیه دوم بشرح زیر تدوین می‌گردد:

فرضیه دوم: بین همبستگی درون‌صنعتی و ضریب واکنش سود ارتباط وجود دارد.

بر اساس دیدگاه اطلاعاتی، از آنجا که در شرکت های فعال در صنایع همبسته امکان استفاده از اطلاعات افشاشده توسط شرکت های همگروه به عنوان اطلاعات اضافی و مکمل برای ارزیابی و ارزشگذاری شرکت اصلی وجود دارد، ریسک سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و می‌توان بر این اساس انتظار داشت که هزینه سرمایه شرکت نیز کاهش یابد. نتایج پژوهش‌های قبلی نیز نشان داده است که شرکت‌هایی که اطلاعات عمومی آن‌ها به نسبت اطلاعات خصوصی آن‌ها بیشتر است، هزینه سرمایه کمتری دارند (ایزلی و اوهارا[۱۶]، ۲۰۰۴). بنابراین، به واسطه پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی، می‌توان انتظار هزینه سرمایه کمتر در شرکت‌هایی که در صنایع همبسته فعالیت می‌کنند را داشت. از سویی بخاطر مدیریت سودی که دیدگاه رفتار توده‌وار می‌تواند بخاطر رفتار تقلیدی مدیران ما را به آن برساند، می توان انتظار داشت که با کاهش قابلیت اتکای اطلاعات ارائه‌شده توسط شرکت‌ها، ریسک سرمایه گذاری افزایش یابد و متعاقب آن هزینه سرمایه

نیز بیشتر گردد. فرضیه سوم بشرح زیر تدوین می‌گردد:

فرضیه سوم: بین همبستگی درون صنعتی و هزینه سرمایه ارتباط وجود دارد.

پیشینه

پژوهش‌های قبلی در مورد پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی نشان می‌دهد عملکرد شرکت‌های هم صنعت اطلاعات مفیدی را در مورد شرکت‌ها فراهم می‌کند و شواهد معنی‌داری از تغییرات قیمت سهام پس از اعلام عملکرد و سود شرکت‌های هم صنعتی (فوستر،۱۹۸۱؛ رامناس، ۲۰۰۲؛ توماس و ژانگ، ۲۰۰۸) و همچنین پیش بینی سود این شرکت‌ها (هان[۱۷] و همکاران، ۱۹۸۹؛ تسه و تاکر، ۲۰۱۰؛ کاکس و همکاران، ۲۰۱۶) مشاهده شده است. که البته پژوهش‌های دیگری نشان می‌دهند که میزان اثر پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی و ارزش اطلاعاتی عملکرد شرکت‌های هم‌صنعت در صنایع مختلف متفاوت است (فریمن و تسه، ۱۹۹۲، دسیر، ۲۰۱۲). کلینچ و سینفلیر[۱۸] (۱۹۸۷) نیز در پژوهش جداگانه‌ای با بررسی بازده غیرنرمال شرکت‌ها، به شواهد تاییدکننده پژوهش فوستر دست یافتند. آن‌ها نشان دادند که همبستگی بین تغییرات قیمتی شرکت منتشرکننده اطلاعات و شرکتی که هنوز اطلاعات را افشا نکرده است و در همان صنعت فعالیت دارد، جهت‌دار است. به این معنی که هر تغییر مثبت (منفی) در قیمت سهام شرکت افشاکننده اطلاعات، موجب تغییر مثبت(منفی) در قیمت شرکت هم صنعت می‌شود.

اثر پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی در مورد سود پیش‌بینی‌شده هم تایید شده است. باگینسکی[۱۹] (۱۹۸۷) نشان داد که پیش بینی مدیران از سود، با بازده غیر عادی شرکت‌های مشابه هم صنعت همراه است. پس از این پژوهش، هان و همکاران (۱۹۸۹) نیز با استفاده از دو روش مختلف محاسبه بازده غیرعادی، به بررسی اثر پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی در مورد سود پیش‌بینی‌شده پرداختند که نتیجه روش اول آن‌ها تاییدکننده یافته‌های پژوهش باگینسکی بود، اما در حالتی که از مدل دو شاخصی (مدل شاخص بازار و شاخص صنعت) برای محاسبه بازده غیرعادی استفاده کرده بودند، رابطه معنی داری برای اثبات پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی مشاهده نکردند. پیو و لوستگارتن[۲۰] (۱۹۹۰) پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی در مورد پیش‌بینی سود شرکت‌ها را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که میزان اثر این پدیده به کواریانس درآمد دو شرکت و همچنین واریانس

درآمد بستگی دارد. در همین ارتباط پژوهش کیم[۲۱] و همکاران (۲۰۰۸) نشان داد که انتقال اطلاعات درون‌صنعتی بین دو شرکت به صورت مثبت (منفی) است در صورتی که دو شرکت غیر رقیب (رقیب) باشند.

پژوهش‌ها دیگری نیز انجام شده اند که نشان دهنده این مورد هستند که پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی در موارد دیگری مانند اعلام ورشکستگی (لنگ و استولز[۲۲]، ۱۹۹۲)، سود تقسیمی (لاوکس[۲۳] و همکاران، ۱۹۹۸) و تجدید ارائه (گلسون[۲۴] و همکاران، ۲۰۰۸) نیز وجود دارد. توماس و ژانگ (۲۰۰۸)، نشان دادند که عکس‌العمل قیمتی شرکت‌ها به شوک انتشار اطلاعات شرکت پیشرو در ارائه اطلاعات، رابطه منفی و معنی‌داری با عکس‌العمل قیمتی به شوک انتشار اطلاعات خود شرکت دارد. آن‌ها اینگونه تفسیر کردند که بازار به انتشار اطلاعات شرکت‌های هم صنعت عکس‌العمل بیش از حد نشان می‌دهد و با انتشار اطلاعات خود شرکت، عکس‌العمل بیش از حد خود را اصلاح می‌کند.

هیلاری و شن[۲۵] (۲۰۱۳) به بررسی نحوه استفاده تحلیلگران از اطلاعات منتشرشده توسط شرکت‌های هم صنعت پرداختند و نشان دادند که در زمان انتشار اطلاعات شرکت‌های هم صنعت، تحلیلگرانی که تجربه بیشتری از پیش‌بینی‌های آن مدیر دارند، پیش‌بینی‌های خود را از سود شرکت‌های که هنوز پیش‌بینی سود منتشر نکرده اصلاح می‌کنند و دقت آن را بالاتر می‌برند. پژوهش چیو (۲۰۱۴) نشان دهنده ارتباط مثبت و معنی‌دار همبستگی درون‌صنعتی با کیفیت سود، تعداد پیش‌بینی سود و رابطه منفی با هزینه سرمایه و عدم تقارن اطلاعاتی است. کیدا و همکاران (۲۰۱۵)، نشان دادند که شرکت‌ها زمانی که شرکت‌های هم صنعت آن‌ها اقدام به تجدید ارائه و گزارش سود جدید می‌کنند، احتمال بیشتری دارد اقدام به مدیریت سود کنند. پژوهش کاکس و همکاران (۲۰۱۶) نیز وجود پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی را تایید کرد و همچنین نشان داد که در مورد آن اثر ریکوچت وجود دارد، به این معنی که اثر خبرهای منفی در آن بزرگتر از اثر خبرهای مثبت می‌باشد.

براتن و همکاران (۲۰۱۶)، از طریق شناسایی پیشروهای صنایع به بررسی این موضوع پرداختند که آیا اعلام عملکرد پیشروها بر گزارشگری شرکت‌های دیگر اثر دارد. نتایج این پژوهش نشان داد که وقتی شرکت‌های پیشرو سود کمتر از انتظار گزارش می‌دهند،

شرکت های دیگر نیز با اثرگذاری بر اقلام تعهدی سودهای کمتر از انتظار گزارش می کنند و باالعکس. یو[۲۶] و همکاران (۲۰۱۷)، ضمن تایید اثر انتقال اطلاعات، نشان دادند که درجه شفافیت اطلاعات شرکت‌ها و میزان رقابتی بودن صنایع بر آن اثرگذار هستند.

نتیجه پژوهش سجادی و همکاران (۱۳۹۶)، نشان داد که در صنایع با همبستگی درون صنعتی بیشتر، کیفیت سود پایین‌تر، خطای پیش بینی کمتر، کیفیت افشا پایین‌تر و عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر است که نتایج بدست آمده با تئوری رفتار توده‌وار مدیران همخوانی زیادی دارد. در این پژوهش دقت بالاتر پیش‌بینی سود مدیران در صنایع همبسته‌تر، با دستکاری و مدیریت سود انجام گرفته در این صنایع و تلاش بیشتر مدیران جهت دستیابی به اهداف از پیش تعیین‌شده و مشابه شرکت‌های هم‌صنعتی توجیه گردید.

روش شناسی

این پژوهش از لحاظ هدف از نوع کاربردی، از لحاظ بعد زمانی از نوع گذشته‌نگر و پس رویدادی است. برای آزمون فرضیه‌ها از تحلیل رگرسیون داده های ترکیبی استفاده شده است. این داده ها از نرم افزار ره آورد نوین و صورتهای مالی شرکت‌ها و یادداشتهای توضیحی آن و همچنین اطلاعات ارائه شده توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران استخراج گردیده است. برای پردازش و تجزیه و تحلیل داده ها حسب نیاز از نرم افزارهای اکسل[۲۷]، ایویوز[۲۸] و استاتا[۲۹] استفاده گردیده است.

مدلها و متغیرها

برای آزمون فرضیه‌ها، مدلهای زیر مورد استفاده قرار گرفت. برای تخمین این مدلها با استفاده از داده‌های ترکیبی، ابتدا به منظور انتخاب شیوه تخمین مدل از آزمونهای چاو و هاسمن استفاده شده است و در صورت وجود خود همبستگی یا ناهمسانی واریانس که با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی[۳۰] (LR) مشخص می‌شود، برآورد مدل به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[۳۱] (GLS) تخمین زده شده است.

فرضیه اول

فرضیه اول این پژوهش با استفاده از مدل (۱) آزمون می‌گردد.

مدل (۱)

$$FREQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 IIC_{it} + \beta_2 SDROA_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 BULK_{it} + \beta_6 ABS_\Delta EARN_{it} + \beta_7 ISSUE_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \beta_9 PROA_{it} + \varepsilon$$

که در آن:

$FREQ_{it}$ = لگاریتم تعداد پیش‌بینی سود هر سهم،

IIC_{it}= همبستگی درون صنعتی

$BULK_{it}$= مالکیت عمده (جمع درصد مالکیت بالای ۵٪)،

ROA_{it}= بازده دارایی‌ها،

$PROA_{it}$= میانگین بازده دارایی‌ها در پنج سال اخیر،

$SDROA_{it}$= انحراف معیار بازده دارایی‌ها در پنج سال اخیر،

$SIZE_{it}$= اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی ارزش بازار) ،

$ABS_\Delta EARN_{it}$ = قدر مطلق تغییر سود،

MB_{it}= نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و

$ISSUE_{it}$= متغیر موهومی نشان دهنده تغییر ساختار سرمایه شرکت i در سال t است.

الگوی مذکور برگرفته از کار چیو (۲۰۱۴) است. آزمون فرضیه در این الگو بر اساس معناداری ضریب $\beta 1$ انجام می‌گیرد.

در این پژوهش متغیر مستقل اصلی همبستگی درون‌صنعتی (IIC) است که برای محاسبه آن به تبعیت از روش مورد استفاده کمین و فیلیپون[۳۲] (۲۰۰۵) و چیو (۲۰۱۴)، از کواریانس نرخ تغییر سالانه فروش شرکت به نرخ تغییر سالانه فروش تجمعی صنعت برای پنج سال آخر استفاده می‌شود. دلیل استفاده از فروش این است که برعکس هزینه که بیشتر تابع فاکتورهای داخل شرکت است، فروش تابع فاکتورهای مشترک داخل صنعت است (جو و لی[۳۳]، ۱۹۹۲). برای محاسبه عامل کواریانس نرخ تغییر سالانه فروش می‌توان واریانس تغییرات فروش تجمعی یک صنعت را به شکل رابطه (۱) تجزیه نمود.

رابطه (۱)

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

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) است.

لازم به ذکر است که در اثبات ریاضی این تجزیه برای ممکن شدن تجزیه، فرض بر این شده است که وزنها ثابت می‌باشند (کمین و فیلیپو، ۲۰۰۵). فرض مذکور بخاطر کوتاه بودن دوره‌ها و تغییرات اندک، قابل اغماض می‌باشد. تجزیه واریانس فروش تجمعی صنایع به این شکل در پژوهش‌های مختلف مورد استفاده قرار گرفته است (کمین و فیلیپو، ۲۰۰۵؛ چیو، ۲۰۱۴؛ کیم و ون[۳۴]، ۲۰۱۶؛ پولاک[۳۵]، ۲۰۱۳).

کواریانس (COV) 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 می‌گردند، احتمالا منتج به کواریانس مثبت خواهد شد. شوکهای سطح شرکتی، بسته به این‌که محصولات شرکت‌ها در آن صنعت جایگزین یا مکمل هم باشند، می‌توانند 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 می‌شود (چیو، ۲۰۱۴).

فرضیه دوم

فرضیه دوم این پژوهش با استفاده از مدل (۲) آزمون می‌گردد که برگرفته از کار چیو (۲۰۱۴) است.

مدل (۲)

$$ABRET_{it} = \beta_0 + \beta_1 IIC_{it} + \beta_2 \Delta EARN_{it} + \beta_3 \Delta EARN_{it} * \mathrm{IIC}_{it} + \beta_4 SDROA_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 PROA_{it} + \beta_8 \Delta EARN_{it} * \mathrm{SIZE}_{it} + \beta_9 \Delta EARN_{it} * \mathrm{ROA}_{it} + \varepsilon$$

در این الگو نیز؛ ET بازده تجمعی ۱۲ ماهه منتهی به سه ماه پس از پایان سال مالی t شرکت i است؛ $\Delta EARN$، نیز تغییر سود سال t نسبت به سال قبل است که بر اساس ارزش بازار ابتدای سال شرکت همگن شده است. مابقی متغیرها همانند الگوهای قبلی می‌باشند. در این الگو متغیر همبستگی درون صنعتی به عنوان یک متغیر مداخله‌گر وارد مدل شده و آزمون فرضیه بر اساس معناداری ضریب β_3 انجام می‌شود. بر اساس مبانی تئوری این انتظار وجود دارد که ضریب β_2 مثبت باشد و بازده شرکت‌ها تابعی از سودآوری آن‌ها باشد؛ در صورت مثبت بودن β_2، مثبت بودن β_3 به معنی واکنش شدیدتر به سودآوری در صنایع همبسته‌تر، و منفی بودن β_3 به معنی واکنش کمتر به سود است.

فرضیه سوم

برای آزمون فرضیه سوم از مدل (۳) استفاده گردیده است.

مدل (۳)

$$CC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 IIC_{it} + \alpha_2 \mathrm{LEV}_{it} + \alpha_3 \mathrm{SIZE}_{it} + \alpha_4 \mathrm{MB}_{it} + \alpha_5 VOL_{it} + \varepsilon$$

در این مدل متغیر وابسته CC معرف هزینه سرمایه شرکت i در سال t است که در واقع همان بازده مورد انتظار است. متغیر VOL، لگاریتم طبیعی حجم معاملات سهام شرکت است.

در این الگو نیز آزمون فرض بر اساس معناداری ضریب $\alpha 1$ انجام خواهد شد. هزینه سرمایه شرکت‌ها در این مدل با استفاده از تخمین بتاهای تاریخی و سپس محاسبه بازده مورد انتظار شرکت‌ها بر اساس بتای آن‌ها بدست آمده است که در بخش بعدی بیشتر توضیح داده می‌شود.

هزینه سرمایه در این پژوهش همانند بسیاری از پژوهش‌های مشابه معادل هزینه سهام عادی یا همان بازده مورد انتظار سهام عادی در نظر گرفته شده است (ستایش و همکاران، ۱۳۹۰؛ نیکبخت و همکاران ۱۳۹۶). برای محاسبه بازده مورد انتظار سهامداران، از روش الگوی قیمت گذاری داراییهای سرمایه‌ای(CAPM) استفاده شد که بر اساس رابطه(۲) بازده مورد انتظار دارای‌ها را با بتای آنها مرتبط می‌کند. در این رابطه Er_i بازده مورد انتظار دارایی i، β_i بتای دارایی i، Er_m بازده مورد انتظار بازار و Rf بازده بدون ریسک می‌باشد.

رابطه (۲) $$E(R_i) = R_f + \beta_i(E(R_m) - R_f)$$

ابتدا برای هر سال هر شرکت، بتای تاریخی با استفاده از داده های ۴۸ ماهه بازده ماهانه شرکت و بازار منتهی به پایان همان سال تخمین زده شد. برای تخمین‌های سری زمانی، بازده شرکت از قیمتهای پایانی روزانه تعدیل شده (که برای تقسیم سود و تغییرات سرمایه تعدیل شده و توسط سازمان بورس ارائه می‌گردد) به عنوان متغیر وابسته و بازده شاخص کل بازار به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شد. بازده ماه‌هایی که در آن معامله سهام شرکت انجام نشده در تخمین رگرسیون به عنوان مقادیر ناموجود در نظر گرفته شد، و همچنین در صورتی که وقفه معاملاتی بیش از دو ماه رخ داده باشد، با بازده ماه بازگشایی به عنوان مقادیر ناموجود برخورد می گردد. دلیل استفاده از مقادیر ناموجود، خنثی سازی اثر وقفه های معاملاتی طولانی در بتاهای محاسبه شده است. در مرحله دوم پس از محاسبه بتای شرکت ها، رگرسیونی برای مشخص کردن رابطه بین بازده واقعی شرکت‌ها و بتای آن‌ها تخمین زده شد؛ و با استفاده از آن بازده مورد انتظار که همان هزینه سرمایه است، محاسبه گردید.

فرض ثبات بتا در طول زمان، به منظور قابل اجرا نمودن الگوی قیمت گذاری دارائی‌های سرمایه‌ای است. چنانچه فاکتور بتا باثبات نباشد، مشکلات عملیاتی مانع از کاربرد الگوی قیمت‌گذاری دارائی‌های سرمایه‌ای می‌شود. به همین دلیل در کلیه مطالعات تجربی، ثبات زمانی فاکتور بتا برای یک سهم بخصوص فرض گردیده است. شواهد تجربی در مباحث مالی

بیانگر آن است که بتاها در طول زمان ثبات ندارند. این نکته منطقاً بخاطر تغییرات در شرایط اقتصادی قابل قبول است. علاوه بر این پژوهش ها نشان دادند که میزان ثبات به طول دوره‌ای که بتا در آن تخمین زده می‌شود و طول دوره پیش‌بینی بستگی دارد. گرچه در رابطه با طول دوره تخمین بهینه اتفاق آرا وجود ندارد، لیکن داده های ماهانه پنج ساله بهترین انتخاب به نظر می‌رسند (تهرانی و چیت‌سازان، ۱۳۸۳). یکی از آزمونهای دقیق و قابل اتکا برای بررسی ثبات پارامترها که در متون اقتصادسنجی بسیار توصیه می گردد، آزمون cusum است (تهرانی و چیت‌سازان، ۱۳۸۳). بنابراین، در این پژوهش نیز به تبعیت از برخی پژوهش‌های داخلی (تهرانی و چیت‌سازان، ۱۳۸۳؛ عباسی و پورصالحی، ۱۳۸۷؛ خدادادی و همکاران، ۱۳۸۹) از این آزمون جهت بررسی ثبات بتای محاسبه شده استفاده گردید.

جامعه و نمونه

جامعه آماری این پژوهش شامل تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه آماری این پژوهش آن دسته از شرکت‌های بازار سرمایه ایران می‌باشند که شرایط زیر را داشته باشند:

۱. شرکت‌های مورد نظر، جزو بانکها، واسطه گری مالی، لیزینگ و شرکت‌های بیمه نباشند.
۲. پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفند ماه باشد.
۳. تمام داده های مورد نیاز این پژوهش برای سالهای ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ در دسترس باشد.
۴. طی دوره پژوهش، تغییر سال مالی نداده باشند.
۵. صنعتی که در آن فعالیت می‌کنند، حداقل دارای ۱۰ شرکت باشد که شرایط فوق را داشته باشند.

با توجه به این برخی از متغیرها، منجمله متغیر همبستگی درون صنعتی بر حسب صنعت محاسبه می‌گردند، محدودیت آخر لحاظ گردید تا کم بودن تعداد شرکت‌های صنعت و متعاقب آن کم شدن تعداد سال شرکت‌های آن صنعت مشکلی در اعتبار آماری بوجود نیاورد. با توجه به محدودیتهای ذکرشده، در نهایت ۱۷۸ شرکت در ۱۰ صنعت مختلف برای این پژوهش انتخاب گردیدند.

یافته‌ها

داده‌های توصیفی

آماره‌های توصیفی این پژوهش جهت ارائه نمایی کلی از مشاهده ها در جدول ۱ ارائه شده است. متغیر مستقل اصلی این پژوهش یعنی همبستگی درون صنعتی (IIC) دارای حداقل نزدیک به صفر (۰/۰۰۰۱) و حداکثر ۰/۲۳۵ است. انحراف معیار ۰/۰۴۵ این متغیر، نشانگر دامنه تغییرات کوچک این متغیر است که با توجه به این که این متغیر از کسر دو عامل INDVAR و IDIOVAR بدست آمده و هر دو این عوامل نیز واریانس های تغییرات فروش می‌باشند، انتظار کوچک بودن مشاهدات متغیر همبستگی درون‌صنعتی وجود داشت. هزینه سرمایه محاسبه شده یا همان بازده مورد انتظار سهام عادی دارای میانگین ۵۰ درصد، حداقل ۴۲ درصد و حداکثر ۵۸ درصد بوده است که در نگاه اول کمی بالا به نظر می‌رسد؛ اما با توجه به این که در قسمت عمده دوره مورد محاسبه بتا و بازده مورد انتظار، کشور در شرایط تورمی بوده، بازار بورس اوراق بهادار با رونق مواجه بوده و بازده واقعی نیز بالا بوده است، میانگین بدست‌آمده دور از انتظار نیست. در این دوره میانگین بازده واقعی شرکت‌های نمونه برابر ۵۸٪ بوده است. میانگین بتای محاسبه شده برابر ۰/۷۵ است که با توجه به این که از یک کمتر است، نشان دهنده این است که میانگین ریسک سیستماتیک شرکت‌های نمونه کمتر از کل بازار است. نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری به این دلیل که برخی از شرکت‌ها دارای زیان انباشته بوده و بخاطر نزدیک به صفر شدن و در مواردی حتی منفی شدن ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آن‌ها در مخرج کسر، دارای مقادیر بسیار بزرگ و یا بسیار کوچک نسبت MB شده اند.

جدول ۱. آمار توصیفی

متغیر	نماد	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
بازده تجمعی ۱۲ ماهه منتهی به خرداد	ABRET	۰/۲۸	۰/۰۴	۰/۹۲-	۶/۲۷	۰/۷۸
قدر مطلق تغییر سود همگن‌شده با ارزش بازار	ABS_ΔEARN	۰/۱۶	۰/۰۶	۰	۹/۷۸	۰/۴۱
بتا	BETA	۰/۷۵	۰/۷۷	۰/۷۶-	۲/۲۲	۰/۵۸
مجموع مالکیت بیش از ۵٪	BULK	٪۷۴/۳۵	٪۷۷/۷۹	٪۰	٪۱۰۰	۱۷/۳۵
تغییر سود همگن‌شده با ارزش دارایی‌ها	ΔEARN	۰/۱۱	۰/۱۰	۲/۷۰-	۲/۷۸	۰/۲۵
بازده مورد انتظار سهام عادی	CC	۰/۵۰	۰/۵۰	۰/۴۲	۰/۵۸	۰/۰۳
لگاریتم طبیعی تعداد پیش‌بینی سود	FREQ	۱/۷۴	۱/۷۹	۰	۲/۴۰	۰/۴۸
همبستگی درون‌صنعتی	IIC	۰/۰۳	۰/۰۱	۰	۰/۲۴	۰/۰۴
متغیر موهومی تغییر ساختار سرمایه	ISSUE	۰/۲۳	۰	۰	۱	۰/۴۲
اهرم(نسبت بدهی به دارایی)	LEV	۰/۶۵	۰/۶۵	۰/۰۲	۳/۰۶	۰/۲۵
متغیر موهومی زیان‌دهی شرکت	LOSS	۰/۱۲	۰	۰	۱	۰/۳۳
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	۲/۰۲	۱/۸۶	۳۴۲/۷۷-	۹۵/۳۳	۱۲/۶۳
میانگین ۵ ساله بازده دارایی	PROA	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۳۰-	۰/۵۹	۰/۱۲
بازده دارایی	ROA	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۵۸-	۰/۷۴	۰/۱۴
انحراف معیار بازده دارایی	SDROA	۰/۰۶	۰/۰۵	۰	۰/۳۱	۰/۰۴
اندازه شرکت (لگاریتم ارزش بازار)	SIZE	۱۳/۱۰	۱۳/۰۱	۸/۴۱	۱۸/۸۶	۱/۷۲
لگاریتم حجم معاملات سهام	VOL	۱۶/۲۲	۱۶/۳۸	۶/۸۹	۲۲/۶۵	۲/۴۹

آزمون فرضیه‌ها

نتیجه آزمون فرضیه اول

در این پژوهش برای آزمون فرضیه‌ها از داده‌های ترکیبی استفاده شده است، بنابراین برای مشخص کردن نوع تخمین مدل رگرسیونی، از آزمونهای مربوطه استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمونها، از بین تخمین به روش داده‌های ترکیبی(پولینگ)، روش اثرات ثابت و روش اثرات تصادفی، بخاطر رد شدن فرضیه H_0 در هر دو آزمون چاو و هاسمن، روش اثرات ثابت برای تخمین مدل استفاده می‌گردد.

برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس از آزمون نسبت درستنمایی (LR) که آزمونی مناسب داده‌های تابلویی است، استفاده شده است. با توجه به این که در آزمون نسبت درستنمایی فرضیه H_0 رد شده است، بنابراین، در این مدل با ناهمسانی واریانس مواجه هستیم. یکی از روشهای رفع مشکل ناهمسانی واریانس، برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) می‌باشد؛ بنابراین مدل فرضیه اول با این روش برآورد گردید که نتایج برآورد به شرح جدول ۲ می‌باشد.

جدول ۲. نتایج تحلیل رگرسیون فرضیه اول

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره T	سطح معناداری	عامل تورم واریانس
همبستگی درون صنعتی	IIC	۰/۱۴۴	۰/۰۶۵	۲/۲۲۰	۰/۰۲۷	۳/۲۶
انحراف معیار بازده دارایی	SDROA	-۰/۳۶۳	۰/۱۵۸	-۲/۲۹۱	۰/۰۲۲	۲/۲۴
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۶۰	۰/۰۰۷	۸/۹۴۳	۰/۰۰۰	۲/۹۷
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۱/۷۹۶	۰/۰۷۳	۱/۰۶
مالکیت عمده	BULK	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۹۸	۰/۶۱۹	۱/۵۹
قدر مطلق تغییر سود	ABS_ΔEARN	۰/۰۳۶	۰/۰۲۱	۱/۷۰۷	۰/۰۸۸	۱/۳۹
تغییر ساختار سرمایه	ISSUE	۰/۰۸۱	۰/۰۰۹	۸/۹۸۹	۰/۰۰۰	۱/۷۳
بازده دارایی	ROA	-۰/۱۰۴	۰/۰۶۰	-۱/۷۴۷	۰/۰۸۱	۳/۴۸
میانگین بازده دارایی ها	PROA	۱/۳۹۴	۰/۱۳۶	۱۰/۲۶۵	۰/۰۰۰	۳/۶۳
عرض از مبدا	C	۰/۸۳۶	۰/۰۹۲	۹/۰۹۸	۰/۰۰۰	---

ضریب تعیین	۰/۸۴	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۸۰
آماره فیشر	۱۹/۷۷	دوربین–واتسون	۲/۱۰
سطح معناداری آزمون	(۰/۰۰۰)		
آماره آزمون چاو	۳/۷۳	آماره آزمون هاسمن	۵۶/۳۱
سطح معناداری آزمون	(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)
آماره آزمون LR	۱۶۶۱/۵۵		
سطح معناداری آزمون	(۰/۰۰۰)		

همان‌گونه که مشاهده می‌گردد، در این الگو فرضیه H_0 در هر دو آزمون چاو و هاسمن رد شده که بر همین اساس از روش اثرات ثابت برای برآورد الگو استفاده شد. در مورد وجود ناهمسانی واریانس نیز همانطور که ملاحظه می‌گردد، فرضیه H_0 آزمون نسبت درستنمایی رد شده است که نشان دهنده وجود ناهمسانی واریانس در الگو است. بر این اساس این الگو به روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآورد گردید تا مشکل ناهمسانی واریانس رفع گردد.

در این الگو آماره عامل تورم واریانس[۳۶] (VIF) نشان دهنده عدم وجود همخطی بین متغیرهای مستقل است. ضریب تعیین تعدیل شده الگو نشان می‌دهد متغیرهای مستقل حدود ۸۰ درصد تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند و آماره فیشر نیز حاکی از معنادار بودن کلی الگو است. ضریب متغیر مستقل اصلی پژوهش یعنی همبستگی درون صنعتی، معادل ۰/۱۴۴، با آماره t ۲/۲۲، و سطح معناداری ۰/۰۲۷ است که تاییدکننده فرضیه اول پژوهش می‌باشد. مثبت بودن این ضریب به این معنی است که در صنایع همبسته، مدیران تعداد پیش‌بینی سود بیشتری انجام می‌دهند. ضرایب متغیرهای کنترلی نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، مالکیت عمده، قدر مطلق تغییر سود و بازده دارایی در سطح پنج درصد معنادار نبوده‌اند، اما ضرایب سایر متغیرهای کنترلی معنادار می‌باشند. نتیجه آزمون این فرضیه با رفتار توده‌وار مدیران قابل توجیه است. پژوهش دسیر (۲۰۱۲) و تسه و همکاران (۲۰۱۶) نیز موید وجود همین رفتار توده وار مدیران و تقلید برای ارائه اطلاعات پس از ارائه اطلاعات توسط شرکت‌های پیشرو بوده است. پژوهش‌های گذشته نشان می‌دهد که مدیران تمایل دارند سودهای خود را دستکاری کنند تا به سودهای مشابه شرکت‌های هم صنعت دست یابند(تسه و تاکر،۲۰۱۰؛ براتن و همکاران، ۲۰۱۶). بر اساس این نتایج به نظر می رسد این موضوع در صنایع همبسته تر به علت احتمال مقایسه بیشتر عملکرد مدیران توسط سرمایه‌گذاران، شدت بیشتری داشته باشد؛ این تمایل زیاد مدیران به تقلید کردن و رسیدن به سودهای مشابه دیگران، می‌تواند توجیه‌کننده تعداد بیشتر پیش بینی و تجدید نظر در سودهای پیش‌بینی شده باشد.

نتیجه آزمون فرضیه دوم

نتایج برآورد مدل به روش مذکور، به شرح جدول ۳ است.

جدول ۳. نتایج تحلیل رگرسیون فرضیه دوم

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره T	سطح معناداری	عامل تورم واریانس
همبستگی درون صنعتی	IIC	۲/۳۴۱	۰/۶۳۷	۳/۶۷۳	۰/۰۰۰	۱/۴۷۷
تغییر سود	ΔEARN	۰/۷۳۱	۰/۱۴۹	۴/۹۱۹	۰/۰۰۰	۲/۵۵۸
تغییر سود در همبستگی درون صنعتی	ΔEARN×IIC	-۶/۱۲۷	۲/۸۲۵	-۲/۱۶۹	۰/۰۳۱	۲/۶۶۴
انحراف معیار بازده دارایی	SDROA	-۲/۴۱۲	۰/۵۰۸	-۴/۷۴۹	۰/۰۰۰	۱/۱۴۷
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۰۱۹	۰/۰۱۱	-۱/۷۶۵	۰/۰۷۸	۱/۶۶۵
میانگین بازده دارایی ها	PROA	-۰/۶۹۷	۰/۲۰۶	-۳/۳۹۰	۰/۰۰۱	۱/۹۸۲
تغییر سود در بازده دارایی	ΔEARN×ROA	۵/۶۷۳	۰/۶۴۶	۸/۷۷۶	۰/۰۰۰	۲/۰۹۶
عرض از مبدا	C	۰/۶۰۳	۰/۱۳۹	۴/۳۲۶	۰/۰۰۰	---
جزء خودهمبسته مرتبه اول	AR(1)	-۰/۲۳۶	۰/۰۳۸	-۶/۲۸۲	۰/۰۰۰	۱/۰۲۸
ضریب تعیین	۰/۳۱		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۰		
آماره فیشر	۳۴/۳۹		دوربین–واتسون	۲/۳۱		
سطح معناداری آزمون	(۰/۰۰۰)					
آماره آزمون چاو	۰/۶۲		آماره آزمون هاسمن	۲۸/۴۰		
سطح معناداری آزمون	(۰/۹۹۹)			(۰/۰۰۰)		
آماره آزمون LR	۳۸۰/۱۱					
سطح معناداری آزمون	(۰/۰۰۰)					

همان‌گونه که مشاهده می‌گردد، در این الگو فرضیه H_0 در آزمون چاو رد نشد؛ به همین دلیل الگو به صورت تلفیقی تخمین زده شد. در مورد نتایج آزمون نسبت درستنمایی این الگو، همان‌طور که مشاهده می‌گردد، فرضیه H_0 آزمون نسبت درستنمایی رد شده است که نشان دهنده وجود ناهمسانی واریانس در الگو است. بر این اساس این الگو به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآورد گردید تا مشکل ناهمسانی واریانس رفع گردد. آماره عامل تورم واریانس در این الگو نشان‌دهنده وجود همخطی بخاطر متغیرهای بازده سرمایه گذاری‌ها و حاصل‌ضرب اندازه در تغییر سود بود؛ به همین دلیل این دو متغیر از الگو حذف شدند و همان‌طور که مشاهده می‌شود در الگوی نهایی مشکل همخطی وجود ندارد. از آنجایی که مشکل خودهمبستگی در بررسی باقیمانده ها مشهود بود، جزء خودهمبسته مرتبه اول به الگو اضافه گردید که مشکل خودهمبستگی را رفع نمود.

آماره فیشر حکایت از معناداری کلی الگو دارد و ضریب تعیین تعدیل‌شده الگو ۳۰ درصد است. آزمون این فرضیه بر اساس معناداری حاصلضرب همبستگی درون‌صنعتی در تغییر سود انجام می‌گیرد که همانطور که مشاهده می‌گردد، این ضریب دارای مقدار ۶/۱۲۷- و آماره t ۲/۱۶۹- و سطح معناداری ۰/۰۳۱ بوده است؛ بنابراین فرضیه دوم نیز تایید گردیده است. از آنجا که مطابق انتظار و نتیجه پژوهش معصومی و حمیدیان (۱۳۹۲)، ضریب متغیر تغییر سود مثبت و معنادار بوده و بازار به افزایش سودآوری شرکت عکس‌العمل مثبت نشان می‌دهد؛ ضریب منفی حاصل‌ضرب این متغیر با همبستگی درون صنعتی نشان می‌دهد که در در صنایع همبسته‌تر، سرمایه‌گذاران عکس‌العمل کمتری نسبت به اعلام سود شرکت‌ها نشان می‌دهند. بر اساس دیدگاه اطلاعاتی این انتظار وجود داشت که به دلیل ارائه سودهای شرکت‌ها هم صنعت در صنایع همبسته‌تر، نیاز اطلاعاتی و تقاضای سرمایه‌گذاران برای اطلاعات شرکت اصلی کمتر شود. در واقع سرمایه‌گذاران قبل از انتشار اطلاعات توسط شرکت اصلی به حدس نزدیکی از سود شرکت دست پیدا می‌کنند و به دلیل پیشخور شدن اثر این اطلاعات در قیمت سهام، عکس‌العمل به انتشار سود کمتر خواهد بود. از طرفی با توجه به نتایج پژوهش سجادی و همکاران (۱۳۹۶) و کیفیت پایین‌تر سود در این صنایع، ممکن است سرمایه‌گذاران اعتماد کمتری نسبت به تغییرات این سودها داشته باشند و ترجیح دهند تصمیمات خود را با اتکا بیشتر بر اطلاعات

کلی شرکت‌های هم صنعت بگیرند و نسبت به سود خود شرکت عکس‌العمل کمتری نشان دهند. غیر از ضریب متغیر انـدازه، ضـریب سـایر متغیرهـای کنترلـی در سـطح پـنج درصـد معنادار بودند. ضریب متغیر همبستگی درون صنعتی نیز مثبت و معنادار است.

نتیجه آزمون فرضیه سوم

همان‌گونه که در قبلا نیز توضیح داده شد، برای محاسـبه هزینـه سـرمایه در الگـو مـورد استفاده برای آزمون این فرضیه، ابتدا باید بتاهای تاریخی برای هر سال شرکت‌ها بـر اسـاس سری زمانی مربوط به بازده های ۴۸ ماه منتهی به پایان سال مورد نظـر و بـازده ماهانـه بـازار محاسبه گردد. برای بررسی ثبات این متغیر از آزمون cusum استفاده شد که در مورد بتای هیچکدام از شرکت‌ها، فرض ثبات رد نشد.

در این مدل نیز فرضیه H_0 در هر دو آزمـون چـاو و هاسمن رد شده که بر همین اسـاس از روش اثرات ثابت برای برآورد مدل استفاده شد. در مورد نتایج آزمون نسبت درستنمایی این مدل، همانطور که در جدول ۴ مشاهده می‌گردد، فرضیه H_0 آزمون نسـبت درسـتنمایی رد نشده است که بر این اساس این مدل به روش حداقل مربعات یافته برآورد گردید. نتایج برآورد مدل به روش مذکور به شرح جدول ۴ است.

جدول ۴. نتایج تحلیل رگرسیون فرضیه سوم

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری	عامل تورم واریانس
همبستگی درون صنعتی	IIC	-۰/۰۵۳	۰/۰۲۴	-۲/۲۲	۰/۰۲۷	۱/۰۸
مالکیت عمده	BULK	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۱/۸۰	۰/۰۷۲	۱/۰۸
تعداد اعضای هیات مدیره	BSIZE	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۲۷	۰/۷۸۷	۱/۰۲
دوگانگی مسئولیت مدیر عامل	DUAL	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	-۰/۶۷۶	۰/۵۰۰	۱/۰۵
نسبت اعضای غیر موظف	INR	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۶	-۱/۸۰	۰/۰۷۳	۱/۰۳
لگاریتم حجم معاملات	VOL	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۵/۶۳	۰/۰۰۰	۱/۷۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱	۵/۰۵	۰/۰۰۰	۱/۶۸
عرض از مبدا	C	۰/۳۵۰	۰/۰۱۸	۱۹/۴۸	۰/۰۰۰	---
ضریب تعیین	۰/۷۶		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۷		
آماره فیشر	۸/۷۰		دوربین-واتسون	۱/۶۲		
سطح معناداری آزمون	(۰/۰۰۰)					
آماره آزمون چاو	۵/۲۲		آماره آزمون هاسمن	۱۷/۹۷		
سطح معناداری آزمون	(۰/۰۰۰)			(۰/۰۱۲)		
آماره آزمون LR	۱۷۴/۱۲					
سطح معناداری آزمون	(۰/۱۱۶)					

همانطور که مشاهده می‌گردد، آماره عامل تورم واریانس در این الگو نیز نشان‌دهنده عدم وجود همخطی بین متغیرهای مستقل است. آماره فیشر حکایت از معناداری کلی الگو دارد و ضریب تعیین تعدیل شده الگو ۶۷ درصد است. آزمون این فرضیه بر اساس معناداری ضریب همبستگی درون صنعتی انجام می‌گیرد که همان‌طور که مشاهده می‌گردد، این ضریب دارای مقدار ۰/۰۵۳-، آماره t ۲/۲۲-، و سطح معناداری ۰/۰۲۷ است که تاییدکننده فرضیه سوم است؛ و به این معنی است که در صنایع همبسته‌تر هزینه سرمایه نیز پایین‌تر است. انتظار می‌رفت با وجود رفتار توده‌وار مدیران، کاهش کیفیت سود و کیفیت افشا که در پژوهش سجادی و همکاران (۱۳۹۶) نیز مشاهده شد، هزینه سرمایه در صنایع همبسته‌تر افزایش یابد اما نتایج آزمون این فرضیه عکس این قضیه را نشان می‌دهد و به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران علیرغم رفتار توده‌وار مدیران در ارائه اطلاعات، سرمایه‌گذاری در این صنایع را کم ریسک تر می‌دانند و بابت آن بازده مورد انتظار کمتری دارند.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی رابطه همبستگی درون صنعتی با ضریب واکنش سود، دفعات پیش‌بینی سود و هزینه سرمایه پرداخته شد. نتایج آزمون فرضیه اول نشان دهنده وجود رابطه مثبت و معنادار بین همبستگی درون صنعتی و تعداد دفعات پیش بینی سود مدیران است. این موضوع با رفتار توده وار مدیران قابل توجیه است. پژوهش دسیر (۲۰۱۲) و تسه و همکاران (۲۰۱۶) نیز موید وجود همین رفتار توده وار مدیران و تقلید برای ارائه اطلاعات پس از ارائه اطلاعات توسط شرکت‌های پیشرو بوده است. پژوهش‌های گذشته نشان داد که مدیران تمایل دارند سودهای خود را دستکاری کنند تا به سودهای مشابه شرکت های هم صنعت دست یابند(تسه و تاکر،۲۰۱۰؛ براتن و همکاران، ۲۰۱۶). بر اساس نتایج این پژوهش به نظر می‌رسد این موضوع در صنایع همبسته‌تر به علت احتمال مقایسه بیشتر عملکرد مدیران توسط سرمایه‌گذاران، شدت بیشتری داشته باشد؛ این تمایل زیاد مدیران به تقلید کردن و رسیدن به سودهای مشابه دیگران، می‌تواند توجیه‌کننده تعداد بیشتر پیش‌بینی و تجدید نظر در سودهای پیش‌بینی شده باشد. پژوهش سجادی و همکاران (۱۳۹۶) موید این موضوع بود که مدیران در صنایع همبسته‌تر تمایل بیشتری به تقلید کردن دارند و به همین دلیل نیز در این صنایع کیفیت سود نیز پایینتر است که نتیجه بدست آمده در این

فرضیه نیز با نتایج مذکور همخوانی دارد. نتایج بدست آمده عکس نتیجه پژوهش چیو (۲۰۱۴) است که نشان داده بود در صنایع همبسته تر تعداد پیش‌بینی سود مدیران کمتر است؛ این نتیجه با تئوری دیدگاه اطلاعاتی توجیه شده بود و عنوان شده بود احتمالا به دلیل تامین نیاز استفاده‌کنندگان اطلاعات توسط شرکت‌های هم صنعتی و کاهش تقاضای اطلاعاتی، میزان ارائه اطلاعات توسط خود شرکت‌ها کاهش می‌یابد.

نتایج آزمون فرضیه دوم تاییدکننده وجود رابطه منفی بین همبستگی درون صنعتی و ضریب واکنش سود بود. از آنجایی که مطابق انتظار ضریب متغیر تغییر سود مثبت و معنادار بوده و بازار به افزایش سودآوری شرکت عکس‌العمل مثبت نشان می‌دهد؛ ضریب منفی حاصلضرب این متغیر با همبستگی درون صنعتی نشان می‌دهد که در صنایع همبسته‌تر، سرمایه گذاران عکس‌العمل کمتری نسبت به اعلام سود شرکت‌ها نشان می‌دهند. این موضوع هم از دو طریق قابل توجیه است. از طرفی این انتظار وجود داشت که بر اساس دیدگاه اطلاعاتی، به دلیل ارائه سودهای شرکت‌ها هم صنعت در این صنایع، نیاز اطلاعاتی و تقاضای سرمایه گذاران برای اطلاعات شرکت اصلی کمتر شود؛ در واقع آن‌ها قبل از انتشار اطلاعات توسط شرکت اصلی به حدس نزدیکی از سود شرکت دست پیدا می‌کنند و به دلیل پیشخور شدن اثر این اطلاعات در قیمت سهام، عکس‌العمل به انتشار سود کمتر خواهد بود. این توجیه با نتایج پژوهش توماس و ژانگ (۲۰۰۸) نیز همخوانی دارد. نتایج آن پژوهش نشان داده بود که بازار به انتشار اطلاعات شرکت‌های هم صنعت عکس‌العمل بیش از حد نشان می‌دهد و با انتشار اطلاعات خود شرکت، عکس‌العمل بیش از حد خود را اصلاح می‌کند. از طرفی با توجه به نتایج پژوهش سجادی و همکاران (۱۳۹۶) و کیفیت پایین‌تر سود در این صنایع، ممکن است سرمایه گذاران اعتماد کمتری نسبت به تغییرات این سودها داشته باشند و ترجیح دهند تصمیمات خود را با اتکا بیشتر بر اطلاعات کلی شرکت‌های هم صنعت بگیرند و نسبت به سود خود شرکت عکس‌العمل کمتری نشان دهند.

نتایج آزمون فرضیه آخر نشان دهنده وجود رابطه منفی بین همبستگی درون‌صنعتی و هزینه سرمایه است. این نتیجه با نتیجه پژوهش چیو (۲۰۱۴) همخوانی دارد؛ اما پاره‌ای موارد نیازمند تامل بیشتر است. لامبرت و همکاران (۲۰۱۲) اعتقاد دارند عدم تقارن اطلاعاتی موجب بوجود آمدن ریسک بیشتر شده و هزینه سرمایه را افزایش می‌دهد. ایزلی و اوهارا (۱۹۹۲)، معتقدند عدم تقارن اطلاعاتی بر روی قیمتها اثر گذاشته و به عنوان شاخصی از هزینه سرمایه شرکت ها

است. آن‌ها عنوان می کنند که اوراقی که عدم تقارن اطلاعاتی بالاتری دارند، دارای تقاضای کمتری خواهند بود، به همین دلیل قیمت و نقد شوندگی آن‌ها کاهش پیدا می کند. هزینه داد و ستد آن‌ها نیز بیشتر می‌شود و روی هم رفته هزینه سرمایه این اوراق افزایش می‌یابد. باتاچاریا و همکاران (۲۰۱۲)، نشان دادند که کیفیت سود پایینتر منجر به عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر، و آن نیز در مرحله بعد منجر به هزینه سرمایه بیشتر می گردد. بر این اساس می‌توان این انتظار را داشت که با توجه به نتایج پژوهش سجادی و همکاران (۱۳۹۶)، با کاهش کیفیت سود در صنایع همبسته تر و بیشتر شدن عدم تقارن اطلاعاتی، هزینه سرمایه نیز افزایش یابد، اما نتیجه آزمون این فرضیه عکس این مورد را نشان داد. البته شایان ذکر است که لامبرت و همکاران (۲۰۱۲) نشان دادند که رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه سرمایه شدیداً تحت تاثیر درجه رقابت در بازار است. نتایج پژوهش بولو و حسنی القار (۱۳۹۳) نیز با این که تاییدکننده رابطه معنادار بین کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی بود، رابطه بین کیفیت سود و هزینه سرمایه را در بورس اوراق بهادار تهران تایید نکرد. نتیجه پژوهش کردستانی و قاسمی خیر آبادی (۱۳۹۱) نیز نشان‌دهنده رابطه منفی بین کیفیت افشا و هزینه سرمایه است؛ بنابراین انتظار می‌رفت با وجود رفتار گله ای مدیران، کاهش کیفیت سود و کیفیت افشا که در پژوهش سجادی و همکاران (۱۳۹۶) نیز مشاهده شد، هزینه سرمایه در صنایع همبسته‌تر افزایش یابد.

البته باید توجه داشت که قاعدتاً تنها عامل اثرگذار بر هزینه سرمایه، عدم تقارن اطلاعاتی و قضایای اطلاعاتی نیست؛ بر همین اساس به دلایلی که برای محقق مشخص نیست، علیرغم نتایج بدست آمده در مورد شواهد وجود رفتار توده‌وار مدیران در ارائه اطلاعات، احتمالاً سرمایه‌گذاری در صنایع همبسته‌تر برای سرمایه‌گذاران جذابیت بیشتری دارد و ریسک سرمایه‌گذاری در این صنایع را کمتر می‌دانند و به همین دلیل هزینه سرمایه آن‌ها نیز کمتر است. در کل می‌توان بر اساس نتایج بدست آمده وجود رفتار توده‌وار مدیران در صنایع همبسته‌تر که در پژوهش سجادی و همکاران(۱۳۹۶) نیز به آن اشاره شده بود را در بازار سرمایه ایران تایید کرد.

بر اساس نتایج بدست آمده می‌توان به سرمایه‌گذاران و تحلیلگران در مورد رفتار توده‌وار مدیران در صنایع همبسته تر و احتمال مدیریت سود بیشتر و کیفیت پایین‌تر اطلاعات افشا شده و لزوم احتیاط بیشتر هشدار داد. از طرفی می‌توان به تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری و تدوین کنندگان قوانین و مقررات پیشنهاد کرد که به فکر

اندیشیدن راه حلی برای جلوگیری رفتار توده‌وار مدیران و اثر منفی آن بر اطلاعات ارائه شده توسط مدیران در صنایع با همبستگی درون صنعتی بیشتر باشند. در نهایت می‌توان به حسابرسان و بازرسان قانونی پیشنهاد داد که بر اساس نتایج بدست آمده، برای شرکت‌های فعال در صنایع همبسته، ریسک بیشتری قائل باشند و احتمال مدیریت سود بیشتر و ارائه اطلاعات تحریف‌شده بر اساس اطلاعات شرکت‌های هم صنعتی را مد نظر قرار دهند.

ضرورت دارد در این زمینه پژوهش‌های بیشتری نیز انجام گردد تا اثرات پدیده انتقال اطلاعات درون صنعتی و همچنین همبستگی درون صنعتی بر محیط گزارشگری مالی بیشتر پدیدار گردد. برای مثال می‌توان بررسی کرد که آیا این پدیده بر میزان افشای اطلاعات اختیاری و داوطلبانه شرکت‌ها و همچنین محافظه‌کاری حسابداری اثری دارد یا خیر. همچنین می‌توان در پژوهش‌های آتی، اثرات همبستگی مثبت و منفی را به صورت جداگانه بررسی و تحلیل نمود تا اثر ارتباط محصولات شرکت های صنعت (مکمل یا جایگزین بودن محصولات) نیز تا حدی روشن شود.

یادداشت‌ها

1. Intra-Industry Information Transfer
2. Chiu
3. Foster
4. Ramnath
5. Thomas & Zhang
6. Tse & Tucker
7. Cox
8. Freeman & Tse
9. Desir
10. Scharfstein & Stein
11. Bratten
12. Verrecchia
13. Demski & Sappington
14. Tse
15. Kedia
16. Easley & O'Hara
17. Han
18. Clinch & Sinclair
19. Baginski
20. Pyo & Lustgarten
21. Kim
22. Lang & Stulz
23. Laux
24. Gleason
25. Hilary & Shen
26. Yu
27. Excel 2010
28. Eviews 8
29. Stata 12
30. Likelihood Ratio Test
31. Generalized least squa
32. Comin & Philippon
33. Joh & Lee
34. Kim & Kwon
35. Pollack
36. Variance Inflation Factor

منابع

بولو، قاسم؛ و حسنی القار، مسعود (۱۳۹۳). ارتباط میان کیفیت سود؛ عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه حقوق صاحبان سهام، *دانش حسابداری*، دوره۵، شماره۱۷، صص ۴۹–۷۵.

تهرانی، رضا؛ و هستی چیت سازان (۱۳۸۳). بررسی روند ریسک سیستماتیک و ثبات بتای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهش‌های مالی*،دوره ۶، شماره۱، صص۲۷–۳۸.

خدادادی، ولی؛ دستگیر، محسن؛ و نصراصفهانی، حمید (۱۳۸۹). بررسی دقت پیش بینی دو مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و مدل بتای پاداشی در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، شماره ۱۰، صص ۸۱–۹۸.

راعی، رضا؛ و احمد پویان فر(۱۳۸۹). *مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته*، انتشارات سمت، چاپ سوم.

ستایش، محمدحسین؛ کاظم نژاد، مصطفی؛ و ذوالفقاری مهدی (۱۳۹۰). بررسی تاثیر کیفیت افشا بر نقدشوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهش های حسابداری مالی*، دوره ۳، شماره ۳، ۵۵–۷۴.

سجادی، زانیار؛ پورحیدری، امید و خدامی پور، احمد (۱۳۹۶). اثر همبستگی درون صنعتی بر محیط گزارشگری مالی، *پیشرفتهای حسابداری*، دوره۹، شماره ۲، صص ۳۵-۶۲.

عباسی، ابراهیم؛ و روح اله پورصالحی (۱۳۸۷). بررسی رابطه بین بتا و بازده و ثبات بتا در دوره های رونق و رکود در بورس تهران، *مطالعات مالی*، شماره ۱، صص ۵–۲۲.

کردستانی، غلامرضا و قاسمی خیرآبادی، سهیلا (۱۳۹۱). تأثیر محافظه‌کاری و کیفیت افشاء بر هزینه سرمایه سهام عادی، *پژوهش های کاربردی در گزارشگری مالی*، دوره۱، شماره ۱، صص ۷۵-۱۰۶.

نیکبخت، محمدرضا؛ آزادی، کیهان؛ امین پور، آریا و غلامی حسن‌کیاده، فرید (۱۳۹۶). بررسی تاثیر تاخیر در اعلان سود بر رابطه بین افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه، *پژوهشهای کاربردی در گزارشگری مالی*، دوره ۶، شماره ۱، صص ۱۲۷-۱۵۲.

معصومی، جواد و حمیدیان، حمیده (۱۳۹۲). بررسی اثر اعلان تعدیل سود پیش‌بینی شده بر قیمت سهام، *پژوهش های کاربردی در گزارشگری مالی*، دوره۲، شماره ۱، صص ۱۳۱-۱۴۶.

Baginski, S. P. (1987). Intraindustry Information Transfers Associated with Management Forecasts of Earnings. *Journal of Accounting Research*, *25*(2), 196–216.

Bhattacharya, N., Ecker, F., Olsson, P. M., & Schipper, K. (2012). Direct and Mediated Associations among Earnings Quality, Information Asymmetry, and the Cost of Equity. *The Accounting Review*, *87*(2), 449–482.

Bratten, B., Payne, J. L., & Thomas, W. B. (2016). Earnings Management: Do Firms Play "Follow the Leader"? *Contemporary Accounting Research*, *33*(2), 616–643.

Chiu, C.-W. (2014). *Intra-industry Connectedness and the Corporate Information Environment*. University of Texas at Dallas.

Clinch, G. J., & Sinclair, N. A. (1987). Intra-industry information releases. A recursive systems approach. *Journal of Accounting and Economics*, *9*(1), 89–106.

Comin, D., & Philippon, T. (2005). The Rise in Firm-Level Volatility: Causes and Consequences. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, *No. 11388*.

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

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

Desir, R. (2012). How Do Managers of Non-Announcing Firms Respond to Intra-Industry Information Transfers? *Journal of Business Finance & Accounting*, *39*(9-10), 1180–1213. Blackwell Publishing Ltd.

Easley, D., & O'Hara, M. (1992). Time and the Process of Security Price Adjustment. *The Journal of Finance*, *47*(2), 577–605.

Easley, D., & O'Hara, M. (2004). Information and the cost of capital. *Journal of Finance* , 59(4), 1553-1583.

Foster, G. (1981). Intra-industry information transfers associated with earnings releases. *Journal of Accounting and Economics*, *3*(3), 201–232.

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

Gleason, C. A., Jenkins, N. T., & Johnson, W. B. (2008). The contagion effects of accounting restatements. *Accounting Review*, *83*(1), 83–110.

Han, J. C. Y., Wild, J. J., & Ramesh, K. (1989). Managers' earnings forecasts and intra-industry information transfers. *Journal of*

Accounting and Economics, *11*(1), 3–33.
Hilary, G., & Shen, R. (2013). The Role of Analysts in Intra-Industry Information Transfer. *The Accounting Review*, *88*(4), 1265–1287. American Accounting Association.
Joh, G.-H., & Lee, C.-W. J. (1992). Stock Price Response to Accounting Information in Oligopoly. *The Journal of Business*, *65*(3), 451.
Kedia, S., Koh, K., & Rajgopal, S. (2015). Evidence on Contagion in Earnings Management. *The Accounting Review*, *90*(6), 2337–2373. American Accounting Association.
Kim, Y. G., & Kwon, H. U. (2016). Aggregate and Firm-level Volatility in the Japanese Economy. *The Japanese Economic Review*.
Kim, Y., Lacina, M., & Park, M. S. (2008). Positive and negative information transfers from management forecasts. *Journal of Accounting Research*, *46*(4), 885–908.
Lambert, R. A., Leuz, C., & Verrecchia, R. E. (2012). Information asymmetry, information precision, and the cost of capital. *Review of Finance*, *16*(1), 1–29.
Lang, L. H. P., & Stulz, R. (1992). Contagion and competitive intra-industry effects of bankruptcy announcements. An empirical analysis. *Journal of Financial Economics*, *32*(1), 45–60.
Laux, P., Starks, L. T., & Yoon, P. S. (1998). The Relative Importance of Competition and Contagion in Intra-Industry Information Transfers: An Investigation of Dividend Announcements. *Financial Management*, *27*(3), pp. 5–16.
Pollack, J. R. (2013, June). *Convergent trends in aggregate and firm volatility*. Retrieved from https://dumas.ccsd.cnrs.fr/dumas-00906295
Pyo, Y., & Lustgarten, S. (1990). Differential intra-industry information transfer associated with management earnings forecasts. *Journal of Accounting and Economics*, *13*(4), 365–379.
Ramnath, S. (2002). Investor and Analyst Reactions to Earnings Announcements of Related Firms: An Empirical Analysis. *Journal of Accounting Research*, *40*(5), 1351–1376.
Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1990). Herd behavior and investment. *American Economic Review*.
Thomas, J., & Zhang, F. (2008). Overreaction to intra-industry information transfers? *Journal of Accounting Research*, *46*(4), 909–940.
Tse, S., & Tucker, J. W. (2010). Within-industry timing of earnings warnings: Do managers herd? *Review of Accounting Studies*,

15(4), 879–914.
Verrecchia, R. E. (1990). Information quality and discretionary disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, *12*(4), 365–380.
Yu, H.-Y., Huang, C., Lin, Y.-H., & Tsai, C.-L. (2017). The Impact of Information Transparency on Information Transfer. *Emerging Markets Finance and Trade*, *53*(4), 776–785.