

مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز
دوره‌ی نهم، شماره‌ی دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۶، پیاپی ۷۳/۳، صفحه‌های ۳۵-۶۲
(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

اثرات همبستگی درون‌صنعتی بر محیط گزارشگری مالی

زانیار سجادی* دکتر امید پورحیدری** دکتر احمد خدای پور***
دانشگاه شهید باهنر کرمان

چکیده

هدف این پژوهش بررسی اثر همبستگی درون‌صنعتی بر مؤلفه‌هایی از محیط گزارشگری مالی است. این مؤلفه‌ها عبارت‌اند از کیفیت سود، دقت پیش‌بینی سودهای آتی که مدیریت ارائه می‌دهد، کیفیت افشا و نامتقارنی اطلاعاتی. نمونه آماری این پژوهش شامل ۱۷۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ بوده است. همبستگی درون‌صنعتی با استفاده از عامل کواریانس برای صنایع مختلف محاسبه شده و برای آزمون فرضیات از رگرسیون‌های چندمتغیره با رویکرد داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد در صنایع با همبستگی درون‌صنعتی بیشتر، کیفیت سود پایین‌تر، خطای پیش‌بینی کمتر، کیفیت افشا پایین‌تر و نامتقارنی اطلاعاتی بیشتر است.

کلیدواژه‌ها: همبستگی درون‌صنعتی، کیفیت سود، دقت پیش‌بینی سود، کیفیت افشا، نامتقارنی اطلاعاتی.

* دانشجوی دکتری، (نویسنده مسئول)، Zanyar.Sadjadi@Gmail.com

** استاد گروه حسابداری

*** دانشیار گروه حسابداری

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۵/۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۲/۱۵

۱. مقدمه

کسب شناخت و درک محیط گزارشگری مالی شرکت‌ها می‌تواند نقش اساسی هم در نحوه تفسیر اطلاعات مالی افشاشده توسط استفاده‌کنندگان گزارش‌های مالی داشته باشد و هم به تدوین‌کنندگان مقررات و استانداردها برای 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.

یکی از اثرات جانبی که فعالان بازار و حتی سرمایه‌گذاران مبتدی، در بدو ورود به بازار با آن مواجه می‌شوند، اثر اطلاعات ارائه شده توسط شرکت‌های هم‌صنعت بر قیمت و بازده شرکت‌ها است. به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران عملکرد شرکت‌های هم‌گروه را مبنایی برای ارزیابی عملکرد همدیگر قرار می‌دهند؛ به این پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی^۱ می‌گویند. (چیو، ۲۰۱۴)

تحقیقات قبلی در مورد پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی نشان می‌دهد عملکرد شرکت‌های هم‌صنعت، اطلاعات مفیدی را در مورد شرکت‌ها فراهم می‌کند و شواهد معنی‌داری از تغییرات قیمت سهام پس از اعلام عملکرد و سود شرکت‌های هم‌صنعت (فوستر، ۱۹۸۱؛ رامناس، ۲۰۰۲؛ توماس و ژانگ، ۲۰۰۸) و همچنین پیش‌بینی سود این شرکت‌ها (هان و همکاران، ۱۹۸۹؛ تسه و تاکر، ۲۰۱۰؛ کاکس و همکاران، ۲۰۱۶) مشاهده شده است.

تحقیقات نشان می‌دهند که میزان این اثر و ارزش اطلاعاتی عملکرد شرکت‌های هم‌صنعت در صنایع مختلف متفاوت است (فریمن و تسه، ۱۹۹۲، دسیر، 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 با گروه دارند و حتی ممکن است اطلاعات خصوصی خود را نادیده بگیرند (دمسکی و ساپینگتون، ۱۹۸۴؛ شارفستین و استن، 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 هم‌صنعتی‌های خود برسند (چیو، ۲۰۱۴؛ براتن و همکاران، ۲۰۱۶).

بر اساس آنچه گفته شد سؤال اصلی پژوهش حاضر این است که آیا در صناعی که شرکت‌های آن تشابه بیشتری دارند و همبستگی بین فعالیت و سودآوری آن‌ها وجود دارد، به واسطه پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی تفاوتی در محیط گزارشگری مالی آن‌ها وجود

دارد؟ پاسخ به این سؤال 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 برای تهیه قوانین و مقررات کارا تر کمک شایانی کند. با توجه به اینکه در ایران تحقیقی در این زمینه انجام نگرفته است، در این پژوهش با بررسی اثر همبستگی درون‌صنعتی بر مؤلفه‌های مختلف محیط گزارشگری مالی، از جمله کیفیت سود، دقت پیش‌بینی سود مدیران، کیفیت افشا و نامتقارنی اطلاعات، به دنبال روشن‌تر شدن اثرات پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی هستیم.

در بخش دوم و سوم به بیان مبانی نظری، فرضیات و پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود و در ادامه در بخش چهارم روش پژوهش و مدل‌ها توضیح داده می‌شوند؛ در نهایت نتایج و پیشنهادهای پژوهش ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری و فرضیات پژوهش

تأثیر اطلاعات ارائه‌شده توسط شرکت‌های هم‌صنعت، بر میزان تقاضا و ارائه اطلاعات شرکت را می‌توان از دو دیدگاه رفتار گله‌ای و دیدگاه اطلاعاتی بررسی کرد (چیو، ۲۰۱۴). بر اساس دیدگاه رفتار گله‌ای، 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، ۱۹۸۴؛ شارفستین و استن، ۱۹۹۰). ممکن است حتی سود خود را به گونه‌ای مدیریت کنند که به سودهای مشابه سود هم‌صنعتی‌های خود برسند. تحقیقات اخیر در رشته حسابداری نشان دهنده وجود انگیزه در مدیران برای تقلید کردن از شرکت‌های دیگر و دست‌کاری ارقام تعهدی در راستای رسیدن به نتایج مشابه با آن‌ها است (تسه و تاکر، ۲۰۱۰؛ براتن و همکاران، ۲۰۱۶). بر این اساس فرضیه اول به شرح زیر تدوین شده است.

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

انگیزه مدیران برای تقلید کردن ظاهراً بر نحوه ارائه پیش‌بینی‌های سود نیز اثر دارد. مدیرانی که پیش‌بینی سودی 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 تاگر، ۲۰۱۰). از طرفی شاید این امکان برای مدیران شرکت‌های فعال در صنایع همبسته‌تر وجود داشته باشد که با استفاده از پیش‌بینی‌های شرکت‌های مشابه، پیش‌بینی‌های دقیق‌تری از شرکت خود انجام دهند و در کل به خاطر احتمال مقایسه بیشتر با صنایع مشابه، مدیران تلاش کنند پیش‌بینی‌های سود دقیق‌تری ارائه کنند. بر این اساس فرضیه دوم به شرح زیر تدوین می‌شود.

فرضیه دوم: بین همبستگی درون‌صنعتی و دقت پیش‌بینی سودهای آتی مدیریت، ارتباط وجود دارد.

بر اساس دیدگاه رفتار گله‌ای، این مدیران احتمالاً مشوق‌های قوی برای تقلید کردن ارائه اطلاعات اضافی داوطلبانه به منظور حفظ شهرت و اعتبارشان دارند (گراهام و همکاران، ۲۰۰۵). تحقیق هرمالین و ویسیچ (۲۰۱۲) نشان دهنده ارتباط مثبتی میان افشای اختیاری اطلاعات و ارزیابی سرمایه‌گذاران از توانایی مدیر است که خود می‌تواند نشان دیگری بر انگیزه مدیران در تقلید کردن و افشای اطلاعات اختیاری بیشتر و بهتر باشد.

بر اساس دیدگاه اطلاعاتی، ارائه اطلاعات توسط شرکت‌های هم‌صنعت باعث کاهش تقاضا برای اطلاعات اضافی توسط خود شرکت و متعاقب آن کاهش میزان و کیفیت ارائه اطلاعات می‌شود. ورکیا (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 هم‌صنعتی‌ها به دست می‌آید، کاهش یابد و به همین دلیل همبستگی درون‌صنعتی بر مقدار و نحوه ارائه اطلاعات توسط شرکت، تأثیرگذار باشد. بر اساس این دیدگاه می‌توان انتظار داشت که در صنایعی که همبستگی درون‌صنعتی بیشتر است، کیفیت افشا کاهش یابد (چیو، ۲۰۱۴).

بر اساس دیدگاه رفتار گله‌ای، انگیزه مدیران برای حفظ نام و شهرتشان باعث انجام برخی رفتارهای گله‌ای می‌شود؛ بر این اساس ممکن است مدیران حتی اگر اطلاعات مشابه توسط شرکت‌های هم‌گروه ارائه شده باشد، باز اقدام به ارائه اطلاعات اضافی کنند و این تقلید از مدیران دیگر و رقابت با آن‌ها، منجر به افشای اطلاعات بیشتر و کمک به ایجاد شفافیت بیشتر

شود؛ پس می‌توان انتظار داشت که در صنایعی که همبستگی درون‌صنعتی در آن بیشتر است و احتمالاً عملکرد شرکت‌ها و مدیران نیز بیشتر با هم مقایسه می‌شود، کیفیت افشا کمتر باشد. بر اساس تحلیل‌های مذکور، فرضیه سوم به شرح زیر تدوین می‌شود.

فرضیه سوم: بین همبستگی درون‌صنعتی و کیفیت افشا ارتباط وجود دارد.

همان‌طور که اشاره شد، بر اساس دیدگاه رفتار گله‌ای احتمال مدیریت سود توسط مدیران در صنایع همبسته‌تر بیشتر می‌شود. با توجه به اینکه نتایج برخی تحقیقات قبلی نشان‌دهنده ارتباط بین کیفیت سود و نامتقارنی اطلاعاتی است (رحیمیان و همکاران، ۱۳۹۱؛ باتاچاریا و همکاران، ۲۰۱۲)، ممکن است مدیریت سود و کیفیت پایین سود در صنایع همبسته‌تر، منجر به افزایش نامتقارنی اطلاعاتی شود. از طرفی این احتمال نیز وجود دارد که با توجه به در دسترس بودن اطلاعات شرکت‌های مشابه در این صنایع، نامتقارنی اطلاعات کاهش یابد و حتی سرمایه‌گذاران بتوانند با استفاده از اطلاعات شرکت‌های هم‌صنعت، مدیریت سود انجام شده توسط مدیران را راحت‌تر تشخیص دهند (چیو، ۲۰۱۴). برای بررسی اثر همبستگی درون‌صنعتی بر نامتقارنی اطلاعات فرضیه چهارم به شرح زیر تدوین شد.

فرضیه چهارم: بین همبستگی درون‌صنعتی و نامتقارنی اطلاعات ارتباط وجود دارد.

به‌طور خلاصه بر اساس مبانی نظری می‌توان گفت که در صنایعی که همبستگی درون‌صنعتی آن‌ها بیشتر است و احتمالاً عملکرد شرکت‌ها و مدیران هم بیشتر با هم مقایسه می‌شود، توجیه تئوری، هم برای بهتر شدن محیط گزارشگری مالی و هم بدتر شدن آن به‌واسطه پررنگ شدن پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی وجود دارد.

۳. پیشینه پژوهش

تحقیقات قبلی در مورد پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی نشان می‌دهد عملکرد شرکت‌های هم‌صنعت، اطلاعات مفیدی را در مورد شرکت‌ها فراهم می‌کند و شواهد معنی‌داری از تغییرات قیمت سهام پس از اعلام عملکرد و سود شرکت‌های هم‌صنعت (فوستر، ۱۹۸۱؛ رامناس، ۲۰۰۲؛ توماس و ژانگ، ۲۰۰۸) و همچنین پیش‌بینی سود این شرکت‌ها (هان و همکاران، ۱۹۸۹؛ تسه و تاکر، ۲۰۱۰؛ کاکس و همکاران، ۲۰۱۶) مشاهده شده است؛ البته تحقیقات دیگری نشان می‌دهند که میزان اثر پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی و ارزش

اطلاعاتی عملکرد شرکت های هم‌صنعت در صنایع مختلف متفاوت است (فریمن و تسه، ۱۹۹۲، دسیر، ۲۰۱۲).

کلینچ و سینفلیر (۱۹۸۷) نیز در تحقیق جداگانه‌ای با بررسی بازده غیر نرمال شرکت‌ها، به شواهد تأییدکننده تحقیق 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، جهت دار است؛ به این معنی که هر تغییر مثبت (منفی) در قیمت سهام شرکت افشا کننده اطلاعات، موجب تغییر مثبت (منفی) در قیمت شرکت هم‌صنعت می‌شود. اثر پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی در مورد سود پیش‌بینی شده هم تأیید شده است. باگینسکی (۱۹۸۷) نشان داد که پیش‌بینی مدیران از سود، با بازده غیرعادی شرکت‌های مشابه هم‌صنعت همراه است. پس از این تحقیق، هان و همکاران (۱۹۸۹) نیز با استفاده از دو روش مختلف محاسبه بازده غیرعادی، به بررسی اثر پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی در مورد سود پیش‌بینی شده پرداختند؛ نتیجه روش اول آن‌ها تأییدکننده یافته‌های تحقیق باگینسکی بود؛ اما در حالتی که از مدل دو شاخصی (مدل شاخص بازار و شاخص صنعت) برای محاسبه بازده غیرعادی استفاده کردند، ارتباطی معنی‌دار برای اثبات پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی مشاهده نکردند.

پیو و لوستگارتن (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 تحقیق کیم و همکاران (۲۰۰۸) نشان داد در صورتی که دو شرکت غیر رقیب (رقیب) باشند، انتقال اطلاعات درون‌صنعتی بین دو شرکت به صورت مثبت (منفی) است.

تحقیقات دیگری نیز انجام شده‌اند که نشان‌دهنده این مورد هستند که پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی در موارد دیگری مانند اعلام ورشکستگی (لنگ و استولز، ۱۹۹۲)، سود تقسیمی (لاوکس و همکاران، ۱۹۹۸) و تجدید ارائه (گلسون و همکاران، ۲۰۰۸) نیز وجود دارد.

توماس و ژانگ (۲۰۰۸)، نشان دادند که عکس‌العمل قیمتی شرکت هم‌صنعت، به شوک انتشار اطلاعات شرکتی که زودتر اطلاعاتش را منتشر کرده است، ارتباطی منفی و معنی‌دار با عکس‌العمل قیمتی، به شوک انتشار اطلاعات خود شرکت دارد. آن‌ها این‌گونه تفسیر کردند که

بازار به انتشار اطلاعات شرکت‌های هم‌صنعت عکس‌العمل بیش‌ازحد نشان می‌دهد و با انتشار اطلاعات خود شرکت، عکس‌العمل بیش‌ازحد خود را اصلاح می‌کند.

هیباری و شن (۲۰۱۳) به بررسی نحوه استفاده تحلیلگران از اطلاعات منتشر شده توسط شرکت‌های هم‌صنعت پرداختند و نشان دادند که در زمان انتشار اطلاعات شرکت‌های هم‌صنعت، تحلیلگرانی که تجربه بیشتری از پیش‌بینی‌های آن مدیر دارند، پیش‌بینی‌های خود را از سود شرکت‌هایی که هنوز پیش‌بینی سود منتشر نکرده‌اند، اصلاح می‌کنند و دقت پیش‌بینی را بالاتر می‌برند.

تحقیق چیو (۲۰۱۴) نشان دهنده ارتباط مثبت و معنی‌دار همبستگی درون‌صنعتی با کیفیت سود، تعداد پیش‌بینی سود و ارتباط منفی با هزینه سرمایه و نامتقارنی اطلاعات است. کیدا و همکاران (۲۰۱۵) نشان دادند که شرکت‌ها زمانی که شرکت‌های هم‌صنعت آن‌ها اقدام به تجدید ارائه و گزارش سود جدید می‌کنند، احتمال بیشتری دارد اقدام به مدیریت سود کنند.

تحقیق کاکس و همکاران (۲۰۱۶) نیز وجود پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی را تأیید 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 است.

براتن و همکاران (۲۰۱۶) از طریق شناسایی پیشروهای صنایع، به بررسی این موضوع پرداختند که آیا اعلام عملکرد این پیشروها بر گزارش دهی شرکت‌های دیگر اثر دارد. نتایج آن‌ها نشان داد که وقتی شرکت‌های پیشرو سودهای کمتر از انتظار را گزارش می‌دهند، شرکت‌های دیگر نیز با اثرگذاری بر اقلام تعهدی، سودهای کمتر از انتظار گزارش می‌کنند و برعکس.

یو و همکاران (۲۰۱۷) ضمن تأیید اثر انتقال اطلاعات، نشان دادند که درجه شفافیت اطلاعات شرکت‌ها و میزان رقابتی بودن صنایع، بر آن اثرگذار است.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴-۱. روش پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف از نوع کاربردی و از لحاظ بعد زمانی، از نوع گذشته‌نگر و پس‌رویدادی است. برای آزمون فرضیات از تحلیل رگرسیون داده‌های ترکیبی استفاده شده است.

این داده‌ها از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و صورت‌های مالی شرکت‌ها و یادداشت‌های توضیحی آن و همچنین اطلاعات ارائه شده توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است. برای پردازش و تجزیه و تحلیل داده‌ها حسب نیاز از نرم‌افزارهای اکسل، Eviews و STATA استفاده شده است.

۲-۴. اندازه‌گیری همبستگی درون‌صنعتی

در این پژوهش متغیر مستقل اصلی همبستگی درون‌صنعتی شرکت‌ها است که برای محاسبه آن به تبعیت از روش مورد استفاده کمین و فیلیپون (۲۰۰۵) و چيو (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، ۱۹۹۲). برای محاسبه عامل کواریانس نرخ تغییر سالانه فروش، می‌توان واریانس تغییرات فروش تجمعی یک صنعت را به شکل زیر تجزیه کرد:

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

که در آن:

S_{ind} ، درصد تغییر فروش صنعت،

$S_{i,t}$ ، 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 (سهام فروش شرکت‌ها از کل فروش صنعت) است.

گفتنی است که در این تجزیه برای ممکن شدن و سادگی تجزیه، فرض بر این است که

وزن ها ثابت هستند (کمین و فیلیپو، ۲۰۰۵). تجزیه واریانس فروش تجمعی به این شکل، در تحقیقات مختلف استفاده شده است (کمین و فیلیپو، ۲۰۰۵؛ چپو، ۲۰۱۴؛ کیم و ون، ۲۰۱۶؛ پولاک، ۲۰۱۳).

کواریانس (COV) متأثر از شوک های سطح صنعت و سطح شرکت است. شوک های مشترک سطح صنعت از آنجایی که معمولاً منجر به تغییر فروش شرکت ها در یک جهت می شوند، احتمالاً منتج به کواریانس مثبت خواهد شد. شوک های سطح شرکتی، بسته به اینکه محصولات شرکت ها در آن صنعت جایگزین یا مکمل هم باشند، می توانند منجر به کواریانس مثبت یا منفی شوند. اگر کالاهای شرکت ها جایگزین هم باشند، شوک های 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 شرکت ها در آن صنعت در نظر گرفته می شود (چپو، ۲۰۱۴).

۳-۴. مدل ها و متغیرهای تحقیق

برای آزمون فرضیات از مدل های پیشرو استفاده شده است. برای تخمین این مدل ها با استفاده از داده های ترکیبی، ابتدا به منظور انتخاب شیوه تخمین مدل از آزمون های چاو و هاسمن استفاده شده است و در صورت وجود خودهمبستگی یا ناهمسانی واریانس که با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی^۲ (LR) مشخص می شود، برآورد مدل به روش حداقل مربعات تعمیم یافته^۳ (GLS) تخمین زده شده است.

۱-۳-۴. فرضیه اول

فرضیه اول این پژوهش با استفاده از این مدل آزمون می شود:

$$SD_DDM_{it} = \beta_0 + \beta_1 ICC + \beta_2 BULK + \beta_3 LEV + \beta_4 SIZE + \beta_5 MB + \beta_6 CFO + \beta_7 LOSS$$

که در آن:

SD_DDM، متغیر کیفیت سود،

ICC، همبستگی درون صنعتی

BULK، مالکیت عمده (مجموع درصد مالکیت بالای ۰.۵)،

LEV، نسبت بدهی به دارایی‌ها،
 SIZE، اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی ارزش بازار)،
 MB، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری،
 CFO، جریان‌ات وجه نقد عملیاتی همگن‌شده با دارایی‌ها،
 LOSS، متغیر موهومی زیان دهی شرکت است.

برای سنجش کیفیت سود که در این مدل متغیر وابسته است، روش‌ها و معیارهای مختلفی وجود دارد. رحمانی و بشیری منش (۱۳۹۲) در تحقیقی نشان دادند که از میان مدل‌های مختلف، مدل دچو و دچو (۲۰۰۲) در بازار ایران دارای بیشترین توان کشف مدیریت سود است. مدل دچو و دچو ارتباط مستقیمی بین اقلام تعهدی و جریان‌ات وجه نقد در دوره جاری، دوره قبل و دوره بعد برقرار می‌کند. با توجه به نتایج تحقیق رحمانی و بشیری منش (۱۳۹۲) و همچنین به تبعیت از تحقیقات چیو (۲۰۱۴) و فرانسیس (۲۰۰۵)، از انحراف معیار باقی‌مانده‌های مدل دچو و دچو (۲۰۰۲) برای ۵ سال آخر هر شرکت به عنوان شاخص کیفیت سود آن سال شرکت، استفاده شد. هرچه مقدار این انحراف بیشتر باشد، کیفیت سود پایین‌تر است. متغیر ICC، متغیر مستقل اصلی است که همبستگی درون‌صنعتی را نشان می‌دهد و همان‌طور که در بخش قبل نیز توضیح داده شد، قدر مطلق عامل کواریانسی است که برای پنج سال آخر در هر صنعت محاسبه شده است. متغیرهای کنترل این مدل به تبعیت از اشبوق و همکاران (۲۰۰۳) و همچنین چیو (۲۰۱۴) انتخاب شد.

۲-۳-۴. فرضیه دوم

فرضیه دوم این پژوهش با استفاده از این مدل آزمون می‌شود:

$$ERROR = \beta_0 + \beta_1 ICC + \beta_2 BULK + \beta_3 BSIZE + \beta_4 SIZE + \beta_5 MB + \beta_6 BETA + \beta_7 HORIZON + \beta_8 LOSS + \beta_9 INR$$

در این مدل متغیر وابسته ERROR، لگاریتم میانگین درصد خطاهای پیش‌بینی‌های انجام‌شده در هر سال شرکت است. دیگر متغیرهای کنترلی معرفی نشده این مدل، بدین شرح است:

BSISE لگاریتم تعداد اعضای هیئت‌مدیره شرکت؛

INR نسبت اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره؛

BETA عامل ریسک است که از رابطه بین بازده‌های تاریخی شرکت و کل بازار به دست

آمده است؛

HORIZON معرف میانگین تعداد روزهای باقیمانده پیش‌بینی‌های ارائه‌شده تا پایان

همان سال است.

متغیرهای کنترلی بر اساس کار آجینکیا و همکاران (۲۰۰۵) و ملکیان و همکاران

(۱۳۸۹) انتخاب شد.

۳-۴. فرضیه سوم

برای آزمون فرضیه سوم از مدل زیر استفاده شده است:

$$DQ = \beta_0 + \beta_1 ICC + \beta_2 BULK + \beta_3 BSIZE + \beta_4 SIZE + \beta_5 DUAL + \beta_6 ROA + \beta_7 LEV + \beta_8 INR$$

در این مدل متغیر وابسته DQ معرف کیفیت افشا است. این متغیر بر اساس امتیازات و

رتبه‌بندی ارائه‌شده توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران محاسبه شده است. در این

رتبه‌بندی، بر اساس دو معیار به موقع بودن و قابل اتکا بودن، دو نمره به هر یک از شرکت‌ها داده

شده است که بر اساس میانگین وزنی، یک نمره نهایی برای هر سال شرکت‌ها به دست آمده

است. این نمره نهایی که مستقیماً از گزارش رتبه‌بندی سالانه ارائه‌شده سازمان بورس اوراق

بهادار استخراج شده است، در این پژوهش شاخص کیفیت افشا است. تحقیقات داخلی مختلف

دیگری نیز قبلاً از این نمره به عنوان شاخص کیفیت سود استفاده کرده‌اند (ستایش و همکاران،

۱۳۹۰؛ مشایخ و میمنت آبادی، ۱۳۹۳؛ ناظمی و همکاران، ۱۳۹۴).

در این مدل متغیرهای کنترلی DUAL معرف متغیر موهومی است که در صورتی که

مدیرعامل رئیس هیئت مدیره نیز باشد، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر خواهد بود.

ROA نیز معرف بازده دارایی‌ها است. متغیرهای کنترلی بر اساس کار چپو (۲۰۱۴) انتخاب

شد.

۴-۳-۴. فرضیه چهارم

برای آزمون فرضیه چهارم از مدل زیر استفاده شده است:

$$SPREAD = \beta_0 + \beta_1 ICC + \beta_2 BULK + \beta_3 BSIZE + \beta_4 SIZE + \beta_5 DUAL + \beta_6 VOL + \beta_7 INR$$

در این مدل متغیر وابسته، SPREAD است که معرف میانگین شکاف قیمتی روزانه سهام است و شاخصی برای نامتقارنی اطلاعات است. از آنجاکه نامتقارنی اطلاعات مفهومی کیفی است و به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، لازم است شاخصی برای تعیین میزان آن تعریف شود. شکاف قیمت پیشنهادی بیشتر، نشان دهنده نامتقارنی اطلاعاتی بیشتر است. شکاف قیمتی روزانه با استفاده از فرمول زیر به دست می‌آید (ستایش و همکاران، ۱۳۹۴؛ افلاطولی، ۱۳۹۵):

$$spread = \frac{|AP - BP|}{((AP + BP)/2)}$$

Spread، شکاف قیمتی روزانه،

AP، بهترین قیمت پیشنهادی فروش سهام شرکت،

BP، بهترین قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت.

۴-۴. جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه آماری این پژوهش، آن دسته از شرکت‌های بازار سرمایه ایران هستند که شرایط زیر را داشته باشند:

۱- شرکت‌های موردنظر، جزو بانک‌ها، واسطه‌گری مالی، لیزینگ و شرکت‌های بیمه

نیاشند؛

۲- پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفندماه باشد؛

۳- تمام داده‌های موردنیاز این پژوهش برای سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳، در مورد آن‌ها 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 اینکه برخی از متغیرها، از جمله متغیر همبستگی درون‌صنعتی، برحسب صنعت محاسبه می‌شوند، محدودیت آخر لحاظ شد تا کم بودن تعداد شرکت‌های صنعت و متعاقب آن، کم شدن تعداد سال شرکت‌های آن صنعت مشکلی در اعتبار آماری به وجود

نیارود. با توجه به محدودیت های ذکر شده، در نهایت ۱۷۸ شرکت در ۱۰ صنعت مختلف برای این پژوهش انتخاب شدند.

۵. یافته های پژوهش

۵-۱. داده های توصیفی

آماره های توصیفی این پژوهش برای ارائه نمای کلی از مشاهده ها، در نگاره ۱ ارائه شده است.

نگاره ۱: آماره های توصیفی

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
ERQ	۰/۱۷۲	۰/۱۱۲	۷/۷۶۹	۰/۰۱۱	۰/۵۰۸
IIC	۰/۰۲۸	۰/۰۱۱	۰/۲۳۵	۰/۰۰۰	۰/۰۴۵
BULK	۷۴/۳۴۷	۷۷/۷۹۰	۱۰۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱۷/۳۴۸
LEV	۰/۶۳۰	۰/۶۴۳	۳/۰۶۰	۰/۰۰۰	۰/۲۶۶
SIZE	۱۳/۱۰۲	۱۳/۰۱۱	۱۸/۸۶۳	۸/۴۱۲	۱/۷۱۶
MB	۲/۰۲۴	۱/۸۶۲	۹۵/۳۳۳	-۳۴۲/۷۷۲	۱۲/۶۳۲
LOSS	۰/۱۲۱	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۳۲۶
CFO	۰/۰۸۸	۰/۱۱۹	۱/۱۴۸	-۶۰/۲۶۲	۱/۶۲۸
ERROR	۳/۴۱۱	۳/۳۱۱	۱۰/۹۱۶	-۲/۸۵۷	۱/۳۷۵
INR	۰/۵۲۴	۰/۵۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۲۵
HORIZON	۱۴۸/۸۱۸	۱۵۴/۰۰۰	۲۳۸/۲۵۰	۰/۰۰۰	۳۳/۰۱۱
BSIZE	۱/۷۶۳	۱/۷۹۲	۲/۴۸۵	۰/۶۹۳	۰/۱۲۹
DQ	۶۹/۵۵۵	۷۲/۵۲۹	۹۹/۹۰۶	-۱/۶۷۴	۲۰/۳۶۵
DUAL	۰/۰۳۰	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۷۰
ROA	۰/۱۱۰	۰/۰۹۳	۰/۷۴۰	-۰/۵۸۲	۰/۱۴۰
SPREAD	۰/۰۲۹	۰/۰۲۹	۰/۰۵۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۹

متغیر مستقل اصلی این پژوهش، یعنی همبستگی درون صنعتی (IIC) حداقل نزدیک به صفر (۰/۰۰۰۱) و حداکثر ۰/۲۳۵ است که با توجه به انحراف معیار ۰/۰۴۵ این متغیر، نشانگر

دامنه تغییرات کوچک این متغیر است؛ با توجه به اینکه این متغیر از کسر دو عامل INDVAR و IDIOVAR به دست آمده است و این دو عامل نیز واریانس‌های تغییرات فروش هستند، انتظار کوچک بودن مشاهدات متغیر همبستگی درون‌صنعتی وجود داشت. متغیر وابسته کیفیت سود (ERQ) با توجه به اینکه انحراف معیار باقیمانده‌های سه سال آخر مدل دچو و دچو است، دارای مقادیر مثبت است و میانگین آن ۰/۱۷۲ است. متغیر وابسته خطای پیش‌بینی (ERROR)، با توجه به اینکه به صورت لگاریتم طبیعی محاسبه شده است و درصد خطای پیش‌بینی می‌تواند مقادیر کمتر از یک نیز باشد، می‌تواند دارای مقادیر منفی باشد که در اینجا دارای مقدار کمینه ۲/۸۵۷- است؛ در نهایت متغیر کیفیت افشا (DQ) که بر اساس امتیازات داده شده توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران محاسبه شده است، دارای میانگین ۶۹/۵۵ و حداکثر ۹۹/۹ است؛ با توجه به میانگین و میانۀ امتیازات داده شده، می‌توان استدلال کرد شرکتی که در این رتبه بندی حدوداً امتیاز ۷۰ از ۱۰۰ کسب کرده باشد، دارای کیفیت افشای متوسط و در حد میانگین است.

۲-۵. نتایج آزمون فرضیات

۱-۲-۵. نتیجه آزمون فرضیه اول

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

در این پژوهش برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس، از آزمون نسبت درست‌نمایی (LR) که آزمونی مناسب برای داده‌های تابلویی است، استفاده شده است. با توجه به اینکه 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) است؛ پس مدل فرضیه اول با این روش برآورد شد که نتایج برآورد به شرح نگاره ۲ است.

نگاره ۲: نتایج تحلیل رگرسیون فرضیه اول

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره T	معنی داری	عامل تورم واریانس
همبستگی درون صنعتی	IIC	۰/۲۳۵	۰/۰۴۰	۵/۸۹	۰/۰۰۰	۱/۰۵
مالکیت عمده	BULK	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۳/۲۰	۰/۰۰۲	۱/۰۳
نسبت بدهی به دارایی	LEV	۰/۰۹۲	۰/۰۱۱	۸/۰۷	۰/۰۰۰	۱/۰۳
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۲	-۴/۷۲	۰/۰۰۰	۱/۱۷
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۲۳	۰/۲۱۹	۱/۰۳
جریانان وجه نقد عملیاتی	CFO	۰/۰۴۵	۰/۰۰۹	۵/۱۹	۰/۰۰۰	۱/۱۴
متغیر زیان دهی	LOSS	۰/۰۱۶	۰/۰۰۴	۳/۸۶	۰/۰۰۰	۱/۰۵
عرض از مبدأ	C	۰/۱۵۳	۰/۰۲۷	۵/۷۰	۰/۰۰۰	---
ضریب تعیین	۰/۹۰		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۸۷		
آماره فیشر (معنی داری)	۲۶/۳۲ (۰/۰۰۰)		دوربین- واتسون	۱/۸۴		
آماره آزمون چاو (معنی داری)	۸/۵۴ (۰/۰۰۰)		آماره آزمون هاسمن	۳۲۵/۳۹ (۰/۰۰۰)		
آماره آزمون LR (معنی داری)	۳۵۹۱/۳۱ (۰/۰۰۰)					

همان طور که مشاهده می شود، آماره عامل تورم واریانس^۴ (VIF) نشان دهنده نبودن هم خطی بین متغیرهای مستقل است. ضریب تعیین تعدیل شده مدل نشان می دهد متغیرهای مستقل حدود ۸۷ درصد تغییرات متغیر وابسته را تبیین می کنند. آماره فیشر نیز نشان دهنده معنی داری کلی مدل است. غیر از متغیر نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، ضرایب مابقی متغیرهای کنترلی در سطح یک درصد معنی دار بوده اند. ضریب متغیر وابسته اصلی این فرضیه نیز که همبستگی درون صنعتی است، در سطح یک درصد معنی دار است. مقدار ضریب مثبت

۰/۲۴ آن نشان دهنده وجود رابطه مثبت بین همبستگی درون‌صنعتی و متغیر کیفیت سود است؛ با توجه به اینکه میزان بیشتر متغیر کیفیت سود به معنی کیفیت سود پایین‌تر است، ضریب مثبت به معنی رابطه منفی بین همبستگی درون‌صنعتی و کیفیت سود حسابداری است که تأییدکننده فرضیه اول پژوهش است.

رابطه منفی مشاهده شده بین همبستگی درون‌صنعتی و کیفیت سود نشان می‌دهد که حداقل در بازار سرمایه ایران، رفتار گله‌ای مدیران برای ارائه هدف‌گذاری‌ها و تلاش متعاقب آن‌ها برای رسیدن به این اهداف و همچنین احتمال بیشتر مقایسه شدن با شرکت‌های هم‌گروه، در صنایعی که شباهت محیطی فعالیت و همبستگی درون‌صنعتی بیشتر است، باعث می‌شود که مدیران انگیزه بیشتری برای مدیریت سود داشته باشند و کیفیت سودهای این شرکت‌ها پایین‌تر است.

۲-۲-۵. نتیجه آزمون فرضیه دوم

نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن برای مدل فرضیه دوم به شرح نگاره ۳ است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، در این مدل نیز فرضیه H_0 در هر دو آزمون چاو و هاسمن رد شده که بر همین اساس از روش اثرات ثابت برای برآورد مدل استفاده شد. در مورد وجود ناهمسانی واریانس نیز همان‌طور که ملاحظه می‌شود، فرضیه H_0 آزمون نسبت درست‌نمایی رد شده است که نشان‌دهنده وجود ناهمسانی واریانس در مدل است؛ پس این مدل به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآورد شد تا مشکل ناهمسانی واریانس رفع شود. نتایج برآورد مدل به روش مذکور به شرح نگاره ۳ است.

نگاره ۳: نتایج تحلیل رگرسیون فرضیه دوم

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره T	معنی‌داری	عامل تورم واریانس
همبستگی درون‌صنعتی	IIC	-۱/۶۶۰	۰/۶۸۶	-۲/۴۲	۰/۰۱۶	۱/۰۹
مالکیت عمده	BULK	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	-۲/۱۵	۰/۰۳۲	۲/۰۳
تعداد اعضای هیئت‌مدیره	BSize	۰/۱۳۱	۰/۲۵۱	۰/۵۲	۰/۶۰۳	۱/۲۸
روزهای باقیمانده تا پایان سال	HORIZON	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	-۴/۵۵	۰/۰۰۰	۱/۴۵

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره T	معنی داری	عامل تورم واریانس
نسبت اعضای غیرموظف	INR	۰/۳۶۶	۰/۲۱۷	۱/۶۹	۰/۰۹۲	۱/۳۶
بتای شرکت (عامل ریسک)	BETA	-۰/۰۱۳	۰/۰۰۶	-۲/۰۳	۰/۰۴۳	۱/۰۶
متغیر زیان دهی	LOSS	۰/۴۸۸	۰/۰۶۱	۸/۰۷	۰/۰۰۰	۱/۹۸
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۰۶۱	۰/۰۳۶	-۱/۷۰	۰/۰۹۰	۱/۴۸
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	-۲/۰۶	۰/۰۴۰	۱/۴۶
عرض از مبدأ	C	۵/۱۸۵	۰/۷۰۰	۷/۴۰	۰/۰۰۰	---
ضریب تعیین	۰/۸۷		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۸۲		
آماره فیشر (معنی داری)	۱۸/۰۷ (۰/۰۰۰)		دوربین-واتسون	۲/۵۳		
آماره آزمون چاو (معنی داری)	۱/۶۴ (۰/۰۰۰)		آماره آزمون هاسمن	۳۰/۸۵ (۰/۰۰۰)		
آماره آزمون LR (معنی داری)	۳۷۲/۷۹ (۰/۰۰۰)					

در این مدل نیز آماره عامل تورم واریانس نشان دهنده نبودن هم خطی بین متغیرهای مستقل است. ضریب تعدیل شده مدل نشان می‌دهد متغیرهای مستقل حدود ۸۲ درصد تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. در این مدل متغیرهای کنترلی تعداد روزهای باقیمانده تا پایان سال و موهومی زیان دهی شرکت در سطح یک درصد، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، بتا و مالکیت عمده در سطح ۵ درصد و تعداد اعضای هیئت مدیره و نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره و اندازه شرکت در سطح ۱۰ درصد معنی دار شده‌اند. متغیر مستقل اصلی یعنی همبستگی درون صنعتی با ضریب منفی ۱/۶۶ در سطح ۵ درصد معنی دار است که تأییدکننده فرضیه دوم است.

۳-۲-۵. نتیجه آزمون فرضیه سوم

در این مدل نیز فرضیه H_0 در هر دو آزمون چاو و هاسمن رد شده که بر همین اساس از روش اثرات ثابت برای برآورد مدل استفاده شد. در مورد نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی این مدل، همان‌طور که در نگاره ۴ مشاهده می‌شود، فرضیه H_0 آزمون نسبت درست‌نمایی رد شده است که نشان‌دهنده وجود ناهمسانی واریانس در مدل است؛ پس این مدل به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآورد شد تا مشکل ناهمسانی واریانس رفع شود. نتایج برآورد مدل به روش مذکور به شرح نگاره ۴ است.

نگاره ۴: نتایج تحلیل رگرسیون فرضیه سوم

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معنی‌داری	عامل تورم واریانس
همبستگی درون‌صنعتی	IIC	-۲۰/۶۴۱	۹/۹۴۷	-۲/۰۸	۰/۰۳۸	۱/۲۸
مالکیت عمده	BULK	-۰/۱۱۷	۰/۰۴۰	-۲/۹۳	۰/۰۰۴	۱/۰۶
دوگانگی مسئولیت مدیرعامل	DUAL	-۴/۶۹۱	۲/۶۳۱	-۱/۷۸	۰/۰۷۵	۱/۲۰
تعداد اعضای هیئت‌مدیره	BSIZE	۱۳/۶۳۸	۳/۶۲۴	۳/۷۶	۰/۰۰۰	۱/۰۶
نسبت اعضای غیرموظف	INR	۲/۸۹۹	۲/۷۹۸	۱/۰۴	۰/۳۰۱	۱/۱۰
نسبت بدهی به دارایی‌ها	LEV	-۱۶/۷۳۶	۴/۱۳۹	-۴/۰۴	۰/۰۰۰	۱/۰۱
بازده دارایی‌ها	ROA	-۳/۷۰۴	۵/۸۹۷	-۰/۶۳	۰/۵۳۰	۱/۳۰
اندازه شرکت	SIZE	۱/۷۱۵	۰/۶۰۶	۲/۸۳	۰/۰۰۵	۱/۲۶
عرض از مبدأ	C	۴۱/۱۳۱	۱۰/۶۲۲	۳/۸۷	۰/۰۰۰	---
ضریب تعیین	۰/۸۲		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۷		
آماره فیشر (معنی‌داری)	۱۷/۳۱ (۰/۰۰۰)		دوربین-واتسون	۲/۲۸		
آماره آزمون چاو (معنی‌داری)	۴/۶۳ (۰/۰۰۰)		آماره آزمون هاسمن	۲۹/۹۲ (۰/۰۰۰)		
آماره آزمون LR (معنی‌داری)	۲۵۷/۵۳ (۰/۰۰۰)					

آماره عامل تورم واریانس در این مدل نیز نشان می‌دهد که هم‌خطی بین متغیرهای مستقل وجود ندارد. آماره فیشر حکایت از معنی‌داری کلی مدل دارد و ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۷۷ درصد است. ضریب متغیرهای کنترلی مالکیت عمده، تعداد اعضای هیئت مدیره، نسبت بدهی به دارایی‌ها و اندازه شرکت در سطح پنج درصد معنی‌دار است و ضریب متغیرهای کنترلی دیگر یعنی نسبت اعضای غیرموظف، متغیر دوگانگی مسئولیت مدیرعامل و بازده دارایی‌ها معنی‌دار نیستند. ضریب متغیر مستقل اصلی یعنی همبستگی درون‌صنعتی در سطح ۵ درصد معنی‌دار است؛ بنابراین فرضیه سوم پژوهش مبنی بر وجود رابطه بین همبستگی درون‌صنعتی و کیفیت افشا تأیید می‌شود.

۴-۲-۵. نتیجه آزمون فرضیه چهارم

همان‌طور که در نگاره ۵ مشاهده می‌شود، در این مدل نیز مانند مدل‌های قبل، فرضیه H_0 در هر دو آزمون چاو و هاسمن رد شده است که بر این اساس از روش اثرات ثابت برای برآورد مدل استفاده شد. در این مدل نیز فرضیه H_0 آزمون نسبت درست‌نمایی رد شده است؛ پس برای رفع ناهمسانی واریانس مدل به روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآورد شد. نتایج برآورد مدل فرضیه چهارم به شرح نگاره ۵ است.

نگاره ۵: نتایج تحلیل رگرسیون فرضیه چهارم

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معنی‌داری	عامل تورم واریانس
همبستگی درون‌صنعتی	IIC	۰/۰۱۲	۰/۰۰۳	۳/۶۲	۰/۰۰۰	۱/۰۸
مالکیت عمده	BULK	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۲/۹۱	۰/۰۰۴	۱/۰۸
تعداد اعضای هیئت‌مدیره	BSIZE	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	-۱/۸۲	۰/۰۶۹	۱/۰۲
دوگانگی مسئولیت مدیرعامل	DUAL	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۱/۸۶	۰/۰۶۴	۱/۰۵
نسبت اعضای غیرموظف	INR	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۱/۴۷	۰/۱۴۲	۱/۰۳

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معنی‌داری	عامل تورم واریانس
لگاریتم حجم معاملات	VOL	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۱۴/۹۸	۰/۰۰۰	۱/۷۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۱۹/۱۳	۰/۰۰۰	۱/۶۸
عرض از مبدأ	C	-۰/۰۶۵	۰/۰۰۴	-۱۶/۲۱	۰/۰۰۰	---
ضریب تعیین	۰/۸۳		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۹		
آماره فیشر (معنی‌داری)	۱۸/۲۸ (۰/۰۰۰)		دوربین- واتسون	۲/۰۵		
آماره آزمون چاو (معنی‌داری)	۴/۰۷ (۰/۰۰۰)		آماره آزمون هاسمن	۳۲۵/۳۸ (۰/۰۰۰)		
آماره آزمون LR (معنی‌داری)	۲۰۳/۴۷ (۰/۰۰۵)					

با توجه به نتایج به دست آمده از تحلیل رگرسیونی مدل فرضیه چهارم، آماره فیشر معنی‌داری کلی مدل را تأیید می‌کند و ضریب تعیین تعدیل شده، نشان می‌دهد متغیرهای مستقل ۷۹ درصد تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. با توجه به عامل تورم واریانس می‌توان گفت هم‌خطی بین متغیرهای مستقل وجود ندارد. ضریب متغیرهای کنترلی تعداد اعضای هیئت مدیره و دوگانگی مسئولیت مدیرعامل در سطح ۵ درصد معنی‌دار است، ضریب متغیر نسبت اعضای غیرموظف معنی‌دار نیست و مابقی متغیرهای کنترلی نیز در این سطح معنی‌دار هستند. ضریب متغیر مستقل اصلی یعنی همبستگی درون‌صنعتی دارای علامت مثبت است و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است که تأییدکننده فرضیه چهارم پژوهش است. این رابطه مثبت به این معناست که در صنایعی که همبستگی درون‌صنعتی بیشتر است، نامتقارنی اطلاعاتی نیز بیشتر است.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی اثرات همبستگی درون‌صنعتی بر کیفیت سود، دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها، کیفیت افشا و همچنین نامتقارنی اطلاعات پرداخته شد. نتایج آزمون فرضیه اول نشان‌دهنده تأیید وجود رابطه منفی و معنی‌دار بین همبستگی درون‌صنعتی و کیفیت سود است. رابطه منفی به‌دست‌آمده در این فرضیه عکس نتیجه تحقیق چیو (۲۰۱۴) است. در آن تحقیق علی‌رغم اینکه چیو از لحاظ تئوریک، هم احتمال وجود رابطه مثبت و هم رابطه منفی را توجیه کرده بود، اما نتایج آزمون فرضیات نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنی‌دار همبستگی درون‌صنعتی و کیفیت سود بود. چیو این رابطه مثبت را این‌گونه توجیه کرده بود که احتمالاً علی‌رغم مدیریت سود مدیران در این صنایع، سرمایه‌گذاران و تحلیلگران از طریق اطلاعات اضافی افشاشده توسط شرکت‌های هم‌گروه، قادر به کشف مدیریت سود خواهند بود؛ به همین دلیل کیفیت سود بالا خواهد رفت. با توجه به اینکه تعریف و معیار اندازه‌گیری کیفیت سود در آن تحقیق نیز مشابه پژوهش جاری بوده است و کیفیت سود از صورت‌های مالی به دست می‌آید و تحلیل سرمایه‌گذاران در مقدار متغیر محاسبه‌شده نقشی ندارد، توجیه مذکور در مورد کیفیت سود با این تعریف و معیار اندازه‌گیری، منطقی به نظر نمی‌رسد.

نتایج به‌دست‌آمده از این فرضیه و توجیه نظری آن با استفاده از دیدگاه رفتار گله‌ای، با نتیجه مطالعه کدیا و همکاران (۲۰۱۵) همخوانی دارد. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که شرکت‌ها زمانی که شرکت‌های هم‌صنعت آن‌ها اقدام به تجدیدارائه و گزارش سود جدید می‌کنند، احتمال بیشتری دارد اقدام به مدیریت سود کنند؛ همین موضوع نشان‌دهنده وجود انگیزه در مدیران برای مدیریت سود، بر اساس عملکرد شرکت‌های هم‌صنعت است.

تحقیق براتن و همکاران (۲۰۱۵) نیز نشان‌دهنده وجود رفتار گله‌ای مدیران و مدیریت سود با استفاده از اقلام تعهدی در جهت سود اعلام‌شده شرکت‌های پیشرو است. نتیجه فرضیه اول با نتایج به‌دست‌آمده از این تحقیق نیز همخوانی دارد و تأییدکننده اثر مخرب رفتار گله‌ای در کیفیت سود است.

نتیجه آزمون فرضیه اول منطبق با تئوری رفتار گله‌ای مدیران در صنایع همبسته بود که مدیران در این صنایع به خاطر احتمال مقایسه بیشتر عملکرد آنان با شرکت‌های هم‌صنعت، تمایل و انگیزه بیشتری برای تقلید خواهند داشت و سعی خواهند کرد سود خود را به سودهای هدف‌گذاری شده و هم‌سطح سودهای ارائه‌شده توسط شرکت‌های دیگر برسانند؛ بر همین

اساس در این صنایع مدیریت سود بیشتر و در نتیجه کیفیت سود پایین‌تری را شاهد بودیم. نتایج آزمون فرضیه دوم وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین همبستگی درون‌صنعتی و دقت پیش‌بینی مدیران را تأیید کرد. این نتیجه را، هم می‌توان به خاطر امکان بهره‌جستن مدیران از مؤلفه‌های مشترک پیش‌بینی‌های شرکت‌های هم‌گروه برای انجام پیش‌بینی‌های دقیق‌تر توجیه کرد، هم با توجه به نتایج فرضیه اول، احتمال این وجود دارد که کاهش خطای پیش‌بینی مشاهده شده در شرکت‌های همبسته، به خاطر مدیریت سود بیشتر در جهت رساندن سود حسابداری به سود هدف‌گذاری شده باشد.

این رابطه منفی نشان‌دهنده این است که در صنایع با همبستگی بالا، خطای پیش‌بینی سود کمتر است. این موضوع را می‌توان از دو دیدگاه مثبت و منفی بررسی کرد. در صنایع همبسته، مدیران با بررسی پیش‌بینی‌های شرکت‌های هم‌صنعت، توان پیش‌بینی بهتری پیدا کرده و راحت‌تر متغیرهای کلان را پیش‌بینی کنند که در نتیجه پیش‌بینی سود دقیق‌تری خواهند داشت. از طرفی در این صنایع مدیران به خاطر کسب اعتبار بیشتر سعی خواهند کرد از مدیران دیگر پیش‌بینی دقیق‌تری ارائه کنند یا حداقل پیش‌بینی ارائه نکنند که در مقایسه با پیش‌بینی‌های دیگران بی‌دقت باشد و باعث بی‌اعتباری آن‌ها شود. تحلیل بدبینانه‌تر این نتایج این است که شاید خطای پیش‌بینی کمتر، در این صنایع، بجای اینکه منتج از پیش‌بینی دقیق‌تر باشد، ناشی از مدیریت سود و تلاش مدیران برای تحقق هدف‌گذاری‌های انجام‌شده قبلی باشد. همان‌گونه که قبلاً نیز گفته شد، در این صنایع، احتمالاً مدیران انگیزه بیشتری برای مدیریت سود دارند. با در نظر گرفتن نتایج فرضیه اول که نشان‌دهنده کیفیت سود پایین‌تر در صنایع همبسته‌تر بود، احتمال درست‌تر بودن این تفسیر بدبینانه‌تر، برای فرضیه دوم قوت بیشتری می‌گیرد. تحقیق مشابهی که رابطه این دو متغیر را بررسی کرده باشد، مشاهده نشد.

بر اساس نتایج آزمون فرضیه سوم، رابطه منفی بین همبستگی درون‌صنعتی و کیفیت افشا تأیید می‌شود. علامت منفی ضریب همبستگی درون‌صنعتی نشان می‌دهد در صنایعی که همبستگی درون‌صنعتی بیشتری وجود دارد، کیفیت افشا پایین‌تر است. با توجه به اینکه وزن زیادی از نمره کیفیت افشا، مربوط به جنبه کیفی به‌موقع بودن است، نتیجه به‌دست‌آمده احتمالاً با این جنبه کیفی قابل توجیه باشد. بر اساس دیدگاه اطلاعاتی در صنایع همبسته‌تر به دلیل تأمین نیاز اطلاعاتی توسط شرکت‌های هم‌صنعت، تقاضا برای ارائه اطلاعات توسط شرکت اصلی ممکن است کمتر می‌شود (ورکیا، ۱۹۹۹؛ چپو، ۲۰۱۴)؛ شاید همین نکته منجر به این

شود که مدیران عجله زیادی برای ارائه اطلاعات نداشته باشند و این تأخیر در ارائه اطلاعات، منجر به افت نمره کیفیت افشاشده باشد. از طرفی از دیدگاه رفتار گله‌ای، چون در این صنایع انگیزه مدیران برای تقلید بیشتر است، شاید تمایل داشته باشند در ارائه اطلاعات درنگ کنند تا شرکت‌های پیشرو اطلاعات خود را افشا کنند و آن‌ها بر اساس این اطلاعات اقدام به ارائه اطلاعات خود کنند. شواهد این نوع رفتار گله‌ای در تحقیق براتن و همکاران (۲۰۱۵) مشاهده می‌شود که نشان دادند زمانی که شرکت‌های پیشرو اخبار منفی در مورد سود خود ارائه می‌کنند و انتظارات را برآورده نمی‌کنند، شرکت‌های دیگر نیز اقدام تعهدی و سود کمتری گزارش خواهند کرد و احتمالاً سودهای کمتر از انتظار گزارش خواهند کرد. تحقیق دسی‌ر (۲۰۱۲) و تسه و همکاران (۲۰۱۶) نیز مؤید وجود همین رفتار گله‌ای و انتظار مدیران برای ارائه اطلاعات توسط شرکت‌های پیشرو و سپس ارائه اطلاعات تقلید شده است؛ بنابراین احتمالاً مشوق‌های مخرب مدیران برای انتظار و تقلید از دیگران در صنایع همبسته، بر مشوق‌های مفیدی که ممکن بود بتواند باعث ارائه به‌موقع و قابل‌اتکاتر اطلاعات شود، فزونی داشته است.

نتایج آزمون فرضیه آخر تأییدکننده وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین همبستگی درون‌صنعتی و نامتقارنی اطلاعات است. این نتیجه نشان می‌دهد علی‌رغم اینکه در این صنایع سرمایه‌گذاران امکان دسترسی به اطلاعات اضافه‌تری را از طریق شرکت‌های هم‌گروه دارند، به خاطر جنبه منفی اثرات همبستگی درون‌صنعتی و کیفیت پایین‌تر سود که در فرضیه اول تأیید شد، نامتقارنی اطلاعاتی بیشتری وجود دارد.

بر اساس مبانی نظری، از طرفی انتظار این وجود داشت که در این صنایع با توجه به اینکه تحلیلگران و سرمایه‌گذاران از طریق شرکت‌های هم‌صنعت به اطلاعات اضافی دسترسی دارند و همچنین تقلید مدیران از مدیران هم‌صنعت و تشویق به ارائه اطلاعات بیشتر، تقارن اطلاعاتی کاهش یابد و توان تصمیم‌گیری آن‌ها بهبود پیدا کند (چیو، ۲۰۱۴)؛ از طرفی این گمانه هم وجود داشت که بر اساس دیدگاه اطلاعاتی، با کاهش تقاضا برای اطلاعات، مدیران اطلاعات کمتری ارائه کنند و بر اساس دیدگاه رفتار گله‌ای، اقدام به انجام هدف‌گذاری‌های ناصحیح کنند؛ در نتیجه، در ادامه برای نیل به این اهداف، ترغیب به مدیریت سود شوند و کاهش کیفیت سود، منجر به بیشتر شدن نامتقارنی اطلاعات شود. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، ظاهراً جنبه منفی همبستگی درون‌صنعتی پررنگ‌تر است؛ با در نظر گرفتن نتایج آزمون فرضیه اول در کنار نتایج این فرضیه، احتمالاً می‌توان بیان داشت که در صنایع با همبستگی درون‌صنعتی

بیشتر، رفتار گله ای مدیران و شرایط رقابت، منتج به کاهش کیفیت سود و درنهایت افزایش نامتقارنی اطلاعات می‌شود. نتایج آزمون این فرضیه هم‌راستا با نتایج آزمون فرضیه اول است؛ اما عکس نتیجه تحقیق چپو (۲۰۱۴) را نشان می‌دهد. در آن تحقیق این‌گونه نتیجه گرفته شده بود که احتمالاً به خاطر اطلاعات اضافی ارائه‌شده توسط شرکت‌های هم‌صنعت، تحلیلگران و سرمایه‌گذاران توان تصمیم‌گیری بهتری پیدا کرده‌اند که منتج به مشاهده رابطه منفی و معنی‌دار بین همبستگی درون‌صنعتی و نامتقارنی اطلاعات شده بود.

۷. پیشنهادها

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده می‌توان به سرمایه‌گذاران و تحلیلگران در صناعی که همبستگی بیشتری دارند، در مورد احتمال مدیریت سود بیشتر، کیفیت سود پایین‌تر، نامتقارنی اطلاعاتی بیشتر و لزوم احتیاط بیشتر هشدار داد. از طرفی می‌توان به تدوین کنندگان استانداردهای حسابداری و تدوین کنندگان قوانین و مقررات پیشنهاد کرد که به فکر راه‌حلی برای جلوگیری از رفتار گله ای و مدیریت سود، در صنایع با همبستگی درون‌صنعتی بیشتر باشند؛ درنهایت می‌توان به حساب‌رسان و بازرسان قانونی پیشنهاد داد که بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، برای شرکت‌های فعال در صنایع همبسته، ریسک بیشتری قائل باشند و احتمال مدیریت سود بیشتر را مدنظر قرار دهند.

جا دارد در این زمینه تحقیقات بیشتری نیز انجام شود تا اثرات پدیده انتقال اطلاعات درون‌صنعتی و همچنین همبستگی درون‌صنعتی بر محیط گزارشگری مالی، بیشتر پدیدار شود. می‌توان در تحقیقات آتی اثرات همبستگی درون‌صنعتی را بر جنبه‌های دیگر محیط گزارشگری مالی نیز بررسی کرد.

یادداشت‌ها

1. Intra-Industry Information Transfer
2. Likelihood Ratio Test
3. Generalized least squares
4. Variance Inflation Factor

منابع

الف. فارسی

- افلاطونی، عباس (۱۳۹۵). بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و متقارن نبودن اطلاعات بر واکنش تأخیری قیمت سهام. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۸ (۱)، ۱-۲۴.
- رحمانی، علی و بشیری‌منش، نازنین (۱۳۹۲). بررسی قدرت کشف مدل‌های مدیریت سود. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱۹، ۵۴-۷۳.
- رحیمیان، نظام‌الدین؛ همتی، حسن و سلیمانی‌فرد، ملیحه (۱۳۹۱). بررسی ارتباط بین کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش حسابداری*، ۱۰، ۱۵۷-۱۸۱.
- ستایش، محمدحسین؛ کاظم نژاد، مصطفی و ذوالفقاری، مهدی (۱۳۹۰). بررسی تأثیر کیفیت افشا بر نقد شوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۹، ۵۵-۷۴.
- ستایش، محمدحسین؛ محمدیان، محمد و مهتری، زینب (۱۳۹۴). بررسی اثر تعاملی کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم تقارن اطلاعاتی بر عدم کفایت سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۱۷ (۱)، ۷۳-۱۰۲.
- مشایخ، شهناز؛ میمنت‌آبادی، شیوا (۱۳۹۳). افشای حسابداری، کیفیت حسابداری، محافظه کاری شرطی و غیرشرطی. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۲۴، ۲۴-۵۳.
- ناظمی، امین؛ ممتازیان، علیرضا و بهپور، سجاد (۱۳۹۴). بررسی رابطه متقابل بین کیفیت افشای اطلاعات مالی و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از سیستم معادلات همزمان. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۷ (۲)، ۲۱۹-۲۴۴.

ب. انگلیسی

- Ajinkya, B., Bhojraj, S., & Sengupta, P. (2005). The association between outside directors, institutional investors and the properties of management earnings forecasts. *Journal of Accounting Research*, 43(3), 343° 376.
- Ashbaugh, H., LaFond, R., & Mayhew, B. W. (2003). Do nonaudit services compromise auditor independence? Further evidence. *Accounting Review*, 78(3), 611° 639.

- Baginski, S. P. (1987). Intra-industry 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.
- Dechow, P. M., & Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *Accounting Review*, 77, 35° 59.
- 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.
- Foster, G. (1981). Intra-industry information transfers associated with earnings releases. *Journal of Accounting and Economics*, 3(3), 201° 232.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295° 327.
- 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.
- Graham, J. R., Harvey, C. R., & Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 40(1-3), 3-73.
- 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.
- Hermalin, B. E., & Weisbach, M. S. (2012). Information disclosure and corporate governance. *The Journal of Finance*, 67(1), 195° 233.
- Hilary, G., & Shen, R. (2013). The role of analysts in intra-industry information transfer. *The Accounting Review*, 88(4), 1265° 1287.
- 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.
- Kim, Y. G., & Kwon, H. U. (2016). Aggregate and firm-level volatility in the Japanese economy. *The Japanese Economic Review*. 67(3), 235-256.
- Kim, Y., Lacina, M., & Park, M. S. (2008). Positive and negative information transfers from management forecasts. *Journal of Accounting Research*, 46(4), 885° 908.
- 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), 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*, 80(3), 465-479.

- 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.

