مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز
دوره‌ی ششم، شماره‌ی دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۳، پیاپی ۶۷/۳، صفحه‌های ۱۳۱-۱۶۶
(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

رقابت در بازار محصول و کیفیت اطلاعات حسابداری

دکتر محمد نمازی*
دانشگاه شیراز

غلامرضا رضایی**
دانشگاه آزاد اسلامی واحد ارسنجان

علیرضا ممتازیان***
دانشگاه شیراز

چکیده

هدف اصلی این مقاله، بررسی رابطه بین رقابت در بازار محصول و کیفیت اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. به‌همین منظور، از شاخص‌های هرفیندال هیرشمن، لرنر و لرنر تعدیل شده به عنوان معیارهای رقابت در بازار محصول استفاده شده است. هم‌چنین، کیفیت اطلاعات مالی نیز از دو جنبه کیفیت اقلام تعهدی (کیفیت سود) و کیفیت افشاء بررسی شده است. جامعه آماری این پژوهش را ۷۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهد، که در طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ بررسی شده است. از تحلیل آماری رگرسیون خطی چند متغیره و تحلیل واریانس برای آزمون فرضیه‌های پژوهش استفاده شده است. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که به طور کلی بین شاخص‌های رقابت در بازار محصول و معیارهای کیفیت اطلاعات مالی رابطه مستقیم معناداری وجود دارد. بنابراین، نتایج پژوهش نشان داد که رقابت در بازار محصولات به‌عنوان یکی از عوامل مهم در تصمیم‌های افشای داوطلبانه مدیران، نقش بسزایی ایفا می‌کند. نتایج حاصل از آزمون تحلیل واریانس نیز نشان داد که بین میانگین شاخص‌های کیفیت اطلاعات مالی و رقابت در بازار محصولات در صنایع مختلف تفاوت معناداری وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: رقابت در بازار محصول، کیفیت اقلام تعهدی، کیفیت افشاء، شاخص هرفیندال هیرشمن.

---

* استاد حسابداری (نویسنده مسئول: mnamazi@rose.shirazu.ac.ir)
** دانشجوی دکتری حسابداری و عضو باشگاه پژوهش‌گران جوان و نخبگان
*** دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری
تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۳/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱/۱۵

۱. مقدمه

اطلاعات، نقش حیاتی را در اداره و بهره‌برداری از بازارهای مالی ایفا می‌کند. باشمن و اسمیت[۱] (۲۰۰۱) خاطرنشان کرده‌اند که یکی از اهداف اساسی پژوهش‌های حاکمیت شرکتی در حسابداری، فراهم کردن شواهدی است در این خصوص که، اطلاعات تهیه شده به‌وسیله سیستم‌های حسابداری مالی، مشکلات نمایندگی ناشی از جدایی مالکیت از مدیریت را کاهش می‌دهد.

شلیفر و ویشنی[۲] (۱۹۹۷) نیز ادعا می‌کنند که «رقابت در بازار محصول، به احتمال بسیار زیاد قوی‌ترین نیرویی است که اقتصاد را در جهان به سمت کارایی هدایت می‌کند» (ص. ۲۹۳). پژوهش‌های صورت پذیرفته در زمینه اثرات رقابت در بازار محصول[۳] بر حسابداری، عموماً در زمینه سیاست‌های افشای شرکت (کلارک[۴]، ۱۹۸۳؛ گال-اُر[۵]، ۱۹۸۵؛ داروغ[۶]، ۱۹۹۳؛ و علی و همکاران[۷]، ۲۰۰۹) و ساز و کارهای حاکمیت شرکتی و محرک‌های انگیزشی مدیران (اسچمیدت[۸]، ۱۹۹۷؛ رنیه[۹]، ۲۰۰۶؛ کارونا[۱۰]، ۲۰۰۷؛ دهالیوال و همکاران[۱۱]، ۲۰۰۸؛ گیرود و مولر[۱۲]، ۲۰۱۰؛ ستایش و کارگرفرد جهرمی، ۱۳۹۰؛ و خواجوی و همکاران، ۱۳۹۲) و بازده سهام (نمازی و ابراهیمی، ۱۳۹۱) تمرکز کرده‌اند.

گال-اُر (۱۹۸۵) و گرتنر و همکاران[۱۳] (۱۹۸۸) پیش‌بینی کرده‌اند که شرکت‌های موجود در صنایع رقابتی‌تر، سیاست‌های افشایی که حاوی اطلاعات مفید آینده باشد را دنبال نمی‌کنند و احتمالاً گزارش‌های نادرست ارائه خواهند کرد. از سوی دیگر، داروغ و استوگتون[۱۴] (۱۹۹۰) در یک دیدگاه متناقض با گال-اُر (۱۹۸۵) و گرتنر و همکاران (۱۹۸۸)، بیان کرده‌اند که شرکت‌هایی که در صنایع رقابتی فعالیت می‌کنند، سیاست‌های افشای بهتری را دنبال خواهند کرد. هم‌چنین، نتایج برخی از پژوهش‌های تجربی پیشین (به‌عنوان نمونه، چنگ و همکاران[۱۵]، ۲۰۱۳) نشان داده‌اند که رقابت در بازار محصولات به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر در بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری است.

با توجه به موارد بالا این پرسش مطرح می‌شود که: آیا رقابت در بازار محصولات شرکت‌ها بر کیفیت اطلاعات مالی آن‌ها تأثیر دارد؟ بنابراین، هدف و تمرکز اصلی این مقاله بررسی اثرات رقابت در بازار محصولات بر کیفیت اطلاعات حسابداری (کیفیت اقلام تعهدی و کیفیت افشاء) شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. هم‌چنین، نقش نوع صنعت در

تعیین کیفیت اطلاعات حسابداری و رقابت در بازار محصول نیز بررسی می‌شود.

در ادامه مقاله پیشینه و مبانی نظری پژوهش‌های مرتبط با موضوع و همچنین روش پژوهش و فرضیه‌های برگرفته از مسئله و مبانی نظری پژوهش بیان می‌شود. در نهایت، نتایج آزمون فرضیه‌ها مطرح و در پایان با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌ها، مبانی نظری و پیشینه مطرح شده، نتیجه‌گیری صورت می‌گیرد و با ذکر محدودیت‌ها و پیشنهادها به پایان می‌رسد.

۲. مبانی نظری پژوهش

گزارش‌گری مالی و افشای اطلاعات، یکی از ابزارهای مهم بالقوه برای مدیریت در خصوص برقراری ارتباط بین عملکرد شرکت و نظارت به‌وسیله سرمایه‌گذاران بیرونی است. به‌دنبال رخداد بحران‌های مالی در کشورهای توسعه‌یافته و فروپاشی شرکت‌های بزرگی چون انرون، ورلدکام و پارمالات[۱۶] بر اثر تقلب‌های موجود در گزارش‌گری مالی، بحث کیفیت اطلاعات مالی به یکی از موضوعات مورد توجه پژوهش‌های حرفه‌ای و علمی تبدیل گردیده است (محمودآبادی و رضایی، ۱۳۹۱). تقاضا برای گزارش‌گری مالی و افشای اطلاعات از عدم تقارن اطلاعاتی و تعارضات نمایندگی بین مدیران و سرمایه‌گذاران بیرونی ناشی شده است (هیلی و پالپو[۱۷]، ۲۰۰۱). حتی در صورت نبود اجبار به افشاء یا عدم وجود استانداردها، باز هم شرکت‌ها به‌وسیله افشاء، از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران و بیرونی‌های شرکت، منافع بیشتری کسب می‌کنند (ورچیا[۱۸]، ۲۰۰۱). در ادبیات افشای داوطلبانه به عواملی همچون کاهش هزینه سرمایه و بهبود نقدینگی برای سهام شرکت‌ها در بازارهای سرمایه، به‌عنوان دلایل افشای داوطلبانه اشاره شده است.

اخیراً مقالات نظری در زمینه ادبیات اقتصادی، رقابت در بازار محصول را به‌عنوان یکی از ساز و کارهای نظم‌دهنده فرآیند گزارش‌گری مالی بیان می‌کنند (بالاکریشنان و کوهن[۱۹]، ۲۰۱۱). به‌گونه خلاصه، هزینه‌های مالکانه[۲۰] (اختصاصی)، هزینه‌های نمایندگی[۲۱] و هزینه‌های سیاسی[۲۲]، انگیزه‌ها و عوامل تکمیل‌کننده یکدیگر در خصوص ارتباط بین رقابت در بازار محصول و کیفیت اطلاعات حسابداری هستند. به این معنا که شرکت‌هایی که رقابت در صنعت آن‌ها کمتر است، از هزینه‌های مالکانه، هزینه‌های نمایندگی و هزینه‌های سیاسی بیشتری برخوردار هستند. این عوامل به تنهایی یا مشترکاً با یکدیگر در مدیریت، انگیزه‌های

قوی برای افشای با کیفیت پایین اطلاعات حسابداری فراهم می‌کنند (چنگ و همکاران، ۲۰۱۳).

نظریه سازمان صنعتی[۲۳] نیز بیان می‌کند که تمرکز شرکت‌ها در بازار، یک عنصر با اهمیت ساختار بازار و عامل تعیین‌کننده رقابت در بازار است. هر چه میزان تمرکز در صنایع بیشتر (کمتر) باشد، در صورت ثابت بودن سایر عوامل، سطح رقابت در آن صنایع کمتر (بیشتر) است. نتایج بسیاری از پژوهش‌های انجام شده (به‌عنوان نمونه، باین[۲۴]، ۱۹۵۶؛ بروزن[۲۵]، a,b۱۹۷۱؛ و دمستز[۲۶]، ۱۹۷۳) نشان داده‌اند که افزایش در تمرکز بازار با قیمت‌های بالاتر و سودهای غیرعادی همراه است؛ این نتایج در خصوص شرکت‌ها، از هزینه‌های مالکانه بالاتر ناشی شده است. هم‌چنین، علی و همکاران (۲۰۰۹) دریافتند که شرکت‌های موجود در صنایع دارای میزان تمرکز بالا، در خصوص دوری از دسترسی رقبا به اطلاعات سودمند راهبردی، اطلاعات مفید کم‌تری افشاء می‌کنند.

یک ساز و کار مهم، که به واسطه رقابت در بازار محصول از طریق تسهیل در ارزیابی عملکرد مدیران ایجاد می‌شود، کاهش تعارض‌های نمایندگی است. پژوهش‌های پیشین (به‌عنوان نمونه، هارت[۲۷]، ۱۹۸۳) استدلال کرده‌اند که رقابت در بازار محصول می‌تواند به‌عنوان یک ساز و کار نظارتی و نظم‌دهنده کارا برای به تحت کنترل درآوردن مشکلات نمایندگی استفاده شود. در این راستا، سطح پایین‌تر هزینه‌های نمایندگی شرکت‌ها باید در کیفیت صورت‌های مالی آن‌ها منعکس شده باشد. اخیراً مطالعات تجربی (به‌عنوان نمونه، گوآدالوپ و پرز گونزالز[۲۸]، ۲۰۰۵؛ و گیرود و مولر، ۲۰۱۰) از این ایده نیز حمایت می‌کنند که رقابت در بازار محصول، در مدیران انگیزه‌ای را فراهم می‌کند که با دقت هر چه بیشتر منافع آن‌ها با منافع سهام‌داران منطبق گردد.

محرک و انگیزه هزینه‌های سیاسی نیز بیان می‌کند، که شرکت‌های موجود در صنایع متمرکز شده با هزینه‌های سیاسی بیشتری همراه هستند و این انگیزه‌ای قوی برای بکار بردن فن‌های مدیریت سود در خصوص کاهش سودهای گزارش شده می‌باشد (چنگ و همکاران، ۲۰۱۳). کاهان[۲۹] (۱۹۹۲) نیز دریافت که مدیران اقلام تعهدی اختیاری‌شان را در واکنش به انحصار وابسته به مقابله با اطلاعات محرمانه تنظیم می‌کنند؛ بنابراین، این انگیزه هزینه‌های سیاسی را نیز تأیید می‌کند. هر دوی انگیزه‌های هزینه‌های مالکانه و هزینه‌های سیاسی از

افشای کامل اطلاعات به‌دلیل حمایت از ارزش‌های شرکت، جلوگیری می‌کنند (چنگ و همکاران، ۲۰۱۳).

با توجه به موارد بالا در این پژوهش، کیفیت اطلاعات حسابداری از طریق معیارهایی همچون کیفیت اقلام تعهدی[۳۰] و کیفیت افشای اطلاعات اندازه‌گیری می‌شود. اقلام تعهدی به‌عنوان تفاوت میان سود حسابداری و جریان‌های نقدی تعریف شده است و از دیدگاه سرمایه‌گذاران، کیفیت اقلام تعهدی را می‌توان درجه نزدیکی سود شرکت با میزان جریان‌های نقدی ایجاد شده، تعریف کرد (فرانسیس و همکاران[۳۱]، ۲۰۰۵). شاخص کیفیت افشاء[۳۲] در پژوهش حاضر، امتیازهای تعلق گرفته به هر شرکت است که به‌وسیله سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و از طریق اطلاعیه «رتبه‌بندی شرکت‌ها از نظر کیفیت افشاء و اطلاع‌رسانی مناسب» منتشر می‌شود؛ لازم به‌ذکر است که شاخص کیفیت افشای مورد استفاده در این پژوهش از دو زیرمجموعه قابلیت اتکا و به موقع بودن تشکیل شده است.

۳. پیشینه پژوهش

بررسی ادبیات در زمینه‌ی پژوهش‌های انجام شده، در خصوص رقابت در بازار محصول و اطلاعات مالی (برای نمونه، هریس[۳۳]، ۱۹۹۸؛ بتاسان و استنفرد[۳۴]، ۲۰۰۵؛ و علی و همکاران، ۲۰۰۹)، نشان می‌دهد که بیش‌تر این پژوهش‌ها به بررسی اثرات رقابت در بازار محصول بر کمیت اطلاعات حسابداری پرداخته‌اند و تنها تعداد کمی از این پژوهش‌ها به بررسی رابطه بین رقابت در بازار محصول و کیفیت اطلاعات حسابداری پرداخته‌اند (مارکاریان و سنتالو[۳۵]، ۲۰۰۹؛ بالاکریشنان و کوهن، ۲۰۱۱؛ و چنگ و همکارن، ۲۰۱۳). مارکاریان و سنتالو (۲۰۰۹) به بررسی اثرات رقابت در بازار محصولات در کاهش انگیزه‌های دست‌کاری سود شرکت‌ها پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که میزان رقابت بیشتر، انگیزه‌های دست‌کاری سود را کاهش می‌دهد. مارکاریان و سنتالو نشان دادند که در بازارهای رقابتی، تعدیل اقلام تعهدی مورد نیاز برای دست‌کاری سود، بسیار دشوار است. همچنین، بالاکریشان و کوهن (۲۰۱۱) در پژوهشی نشان دادند که رقابت در بازار محصول به‌عنوان یک نیروی محدودکننده در مدیران در خصوص گزارش‌گری نادرست اطلاعات می‌باشد. نتایج پژوهش چنگ و همکاران (۲۰۱۳) نیز نشان داد که در شرکت‌های آمریکایی رقابت در بازار محصول (شاخص هرفیندال هیرشمن)

اثرات مثبتی در بهبود شاخص‌های کیفیت سود (شاخص‌هایی مانند کیفیت اقلام تعهدی، مربوط بودن و ...) دارد.

برخی دیگر از پژوهش‌های پیشین به بررسی اثرات رقابت در بازار محصول بر سطوح افشای داوطلبانه (به‌عنوان نمونه، فرانکل و همکاران[۳۶]، ۱۹۹۵) و گزارش‌گری بر حسب قسمت-ها (به‌عنوان نمونه، برگر و هان[۳۷]، ۲۰۰۷) پرداخته‌اند. بنابراین، تحقیقات نشان می‌دهد که رقابت در بازار محصولات به‌عنوان یکی از ساز و کارهای حاکمیتی، تعارض‌های نمایندگی را کاهش داده و شرکت‌ها را مجبور به پرداخت سود سهام می‌کند (ون هی، ۲۰۱۱). هم‌چنین، نتایج پژوهش جانوزوسکی و همکاران (۲۰۰۲) تحت عنوان «بررسی اثرهای رقابت در بازار محصول و حاکمیت شرکتی بر روی بهره‌وری»، نشان داد که رقابت به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر در بهبود بهره‌وری است. افزون‌بر این نتایج پژوهش آنان نشان داد که حضور یک ساختار کنترل‌کننده نهایی قوی در شرکت‌ها، باعث تقویت رشد در میزان بهره‌وری می‌شود.

در ایران تاکنون پژوهشی که بیانگر بررسی اثرات رقابت در بازار محصولات بر کیفیت اطلاعات حسابداری باشد، در ادبیات حسابداری مشاهده نشده است؛ اما در یکی از پژوهش‌های صورت پذیرفته در زمینه رقابت در بازار محصول در ایران، نمازی و ابراهیمی (۱۳۹۱) نشان دادند که ساختار رقابتی بازار در بهبود بازده سهام شرکت‌ها نقش بسزایی ایفا می‌کند. هم-چنین، در پژوهشی دیگر ستایش و کارگرفرد جهرمی (۱۳۹۱) نیز نشان دادند که رقابت در بازار محصولات می‌تواند به‌عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده در تعیین ساختار سرمایه شرکت‌ها استفاده شود. خواجوی و همکاران (۱۳۹۲) نیز نشان دادند که بین رقابت در بازار محصولات و مدیریت سود شرکت‌ها رابطه منفی معناداری وجود دارد.

در مجموع، بررسی ادبیات حسابداری داخل و خارج کشور نشان می‌دهد که در زمینه رقابت در بازار محصول پژوهش‌های اندکی صورت پذیرفته است. این در حالی است که تنها در تعداد انگشت شماری از این پژوهش‌ها در خارج از کشور به بررسی اثرهای رقابت در بازار محصولات بر کیفیت اطلاعات حسابداری پرداخته شده است، هر چند که در پژوهش‌های داخلی تاکنون به بررسی این موضوع با اهمیت پرداخته نشده است. بنابراین، این پژوهش به بررسی اثرهای رقابت در بازار محصولات بر کیفیت اطلاعات حسابداری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

۴. فرضیه‌های پژوهش

در راستای دست‌یابی به هدف‌های پژوهش و با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش مطرح شده، فرضیه‌هایی به‌شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه اصلی اول: رقابت در بازار محصولات تأثیر معناداری بر کیفیت اطلاعات حسابداری دارد.

فرضیه‌های فرعی:

۱. شاخص هرفیندال هیرشمن تأثیر معناداری بر کیفیت اقلام تعهدی دارد.

۲. شاخص لرنر تأثیر معناداری بر کیفیت اقلام تعهدی دارد.

۳. شاخص لرنر تعدیل شده تأثیر معناداری بر کیفیت اقلام تعهدی دارد.

۴. شاخص هرفیندال هیرشمن تأثیر معناداری بر کیفیت افشای اطلاعات دارد.

۵. شاخص لرنر تأثیر معناداری بر کیفیت افشای اطلاعات دارد.

۶. شاخص لرنر تعدیل شده تأثیر معناداری بر کیفیت افشای اطلاعات وجود دارد.

فرضیه اصلی دوم: بین میزان کیفیت اطلاعات حسابداری شرکت‌های فعال در صنایع مختلف تفاوت معناداری وجود دارد.

۱. بین کیفیت اقلام تعهدی شرکت‌های فعال درصنایع مختلف تفاوت معناداری وجود دارد.

۲. بین کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌های فعال درصنایع مختلف تفاوت معناداری وجود دارد.

فرضیه اصلی سوم: بین میزان رقابت دربازار محصولات در صنایع مختلف تفاوت معناداری وجود دارد.

۱. بین شاخص هرفیندال- هیرشمن در صنایع مختلف تفاوت معناداری وجود دارد.

۲. بین شاخص لرنر در صنایع مختلف تفاوت معناداری وجود دارد.

۳. بین شاخص لرنر تعدیل شده در صنایع مختلف تفاوت معناداری وجود دارد.

۵. روش پژوهش

این پژوهش از نوع پژوهش‌های کمّی است که از روش علمی ساخت و اثبات تجربی

استفاده می‌کند و بر اساس فرضیه‌ها و طرح‌های پژوهش از قبل تعیین شده انجام می‌شود. از این دسته پژوهش‌ها زمانی استفاده می‌شود که معیار اندازه‌گیری داده‌ها کمّی است و برای استخراج نتیجه‌ها از فن‌های آماری استفاده می‌شود (نمازی، ۱۳۸۲). به‌منظور جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات، از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. در خصوص جمع‌آوری اطلاعات مربوط به بخش مبانی نظری و پیشینه پژوهش از کتب، مجلات و سایت‌های تخصصی فارسی و لاتین استفاده شده است. اطلاعات مورد نیاز شرکت‌ها نیز از طریق نرم‌افزار تدبیر پرداز و سایت رسمی سازمان بورس اوراق بهادار گردآوری شده‌اند. در نهایت داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار اکسل آماده و سپس با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۱۹ و Eviews نسخه ۷ تجزیه و تحلیل نهایی انجام گرفته است.

۱-۵. دوره مورد آزمون، جامعه و نمونه آماری

دوره مورد مطالعه، یک دوره زمانی ده ساله بر اساس صورت‌های مالی سال های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ است. لازم به‌ذکراست که با توجه به عدم ارائه اطلاعات مربوط به شاخص کیفیت افشاء قبل از سال ۱۳۸۲، سال‌های قبل از آن به‌عنوان بازه مورد مطالعه درنظرگرفته نشده است. شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، جامعه آماری پژوهش حاضر را تشکیل می‌دهند. به علت وجود برخی ناهماهنگی‌ها میان اعضای جامعه، شرایط زیر برای انتخاب نمونه آماری قرار داده شد و نمونه مطالعه با توجه به آن انتخاب شد:

۱. سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد.
۲. شرکت طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱، تغییر سال مالی نداده باشد.
۳. اطلاعات مالی مورد نیاز به‌منظور استخراج داده‌های مورد نیاز در دسترس باشد.
۴. تا پایان سال مالی ۱۳۸۱ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.
۵. از آنجایی که برای محاسبه اندازه شرکت، ارزش بازار حقوق صاحبان سهام باید محاسبه گردد، سهام شرکت در طول سه ماه آخر هر سال باید حداقل یک بار معامله شده باشد.
۶. جز بانک‌ها و مؤسسات مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ و لیزینگ‌ها) نباشد؛ زیرا افشای اطلاعات مالی و ساختارهای راهبری شرکتی در آن‌ها

متفاوت است.

با توجه به شرایط و اعمال محدودیت‌های یاد شده، تعداد ۷۳ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۱ به‌عنوان نمونه انتخاب شد.

۶. متغیرهای پژوهش

۱-۶. متغیرهای مستقل

با توجه به هدف و سؤال پژوهش، رقابت در بازار محصولات شرکت‌ها به‌عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است. در این پژوهش از سه شاخص هرفیندال هریشمن[۳۸]، شاخص لرنر و شاخص لرنر تعدیل شده، به‌عنوان معیارهای اندازه‌گیری رقابت در بازار محصولات استفاده شده است. نحوه محاسبه هر یک از شاخص‌های مورد استفاده در خصوص اندازه‌گیری میزان رقابت به‌شرح زیر است:

۱-۱-۶. شاخص هرفیندال- هیرشمن

شاخص هرفیندال-هیرشمن از حاصل جمع توان دوم سهم بازار تمامی بنگاه‌های فعال در صنعت به‌صورت فرمول زیر به‌دست می‌آید (چن و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۹۶):

$$HHI = \sum_{i=1}^{k} S_i \wedge 2 \qquad (۱)$$

که در آن HHI شاخص هرفیندال هیرشمن، k تعداد بنگاه‌های فعال در بازار و S_i سهم بازار شرکت i ام است که از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$S_i = X_j / \sum_{l=1}^{n} X_j \qquad (۲)$$

که در آن X_j نشان‌دهنده فروش شرکت j ام و l نشان‌دهنده نوع صنعت است. شاخص هرفیندال هیرشمن، میزان تمرکز صنعت را اندازه‌گیری می‌کند. هر چه این شاخص بزرگ‌تر باشد، میزان تمرکز بیشتر بوده و رقابت کمتری در صنعت وجود دارد و بالعکس. لازم به‌ذکر است که این شاخص در پژوهش‌های چن و همکاران (۲۰۱۲)، چنگ و همکاران (۲۰۱۳)، نمازی و ابراهیمی (۱۳۹۱)، خواجوی و همکاران (۱۳۹۲) و نمازی و رضایی (۱۳۹۳) نیز استفاده شده است.

۲-۱-۶. شاخص لرنر

شاخص لرنر برابر است با قیمت محصولات شرکت منهای هزینه‌های نهایی تولید. این شاخص به‌صورت مستقیم نشان‌دهنده ویژگی قدرت بازار، یعنی توانایی شرکت برای منظور کردن قیمتی بیشتر از هزینه نهایی است (نمازی وابراهیمی، ۱۳۹۱: ۱۵). چالش پیش‌روی استفاده از شاخص لرنر در پژوهش‌های تجربی این است که هزینه‌های نهایی قابل مشاهده نیستند. بنابراین، معمولاً پژوهشگران شاخص لرنر را به‌وسیله حاشیه قیمت - هزینه تخمین می‌زنند (بوث و ژو[۳۹]، ۲۰۰۹). به پیروی از گاسپر و ماسا[۴۰] (۲۰۰۶)، کال و لون[۴۱] (۲۰۱۱) و بوث و ژو (۲۰۰۹)، شاخص لرنر بر حسب سود عملیاتی تقسیم بر فروش تعریف می‌شود. این شاخص با استفاده از معادله زیر به‌صورت تقریبی نیز برآورد می‌شود (شارما[۴۲]، ۲۰۱۰: ۲۸۷):

$$LI = (Sale - Cogs - SG \& A) / Sale \qquad (۳)$$

در معادله بالا LI نشان‌دهنده شاخص لرنر، Sale نشان‌دهنده فروش، Cogs نشان‌دهنده بهای تمام شده کالای فروش رفته و SG & A نشان‌دهنده هزینه‌های عمومی، اداری و فروش است.

۳-۱-۶. شاخص لرنر تعدیل شده

اگر چه شاخص لرنر برای تعیین قدرت بازار محصول شرکت مورد استفاده قرار گرفته است، اما این معیار عوامل ویژه شرکت نظیر تأثیر قدرت قیمت‌گذاری بازار محصول را از عوامل سطح صنعت تفکیک نمی‌کند. از این‌رو، در این پژوهش مشابه پژوهش‌های شارما (۲۰۱۰)، پیرس[۴۳] (۲۰۱۰)، گاسپر و ماسا (۲۰۰۶)، نمازی و ابراهیمی (۱۳۹۱)، خواجوی و همکاران (۱۳۹۲) و نمازی و رضایی (۱۳۹۳) از نسخه تعدیل شده شاخص لرنر استفاده شده است. نحوه محاسبه شاخص لرنر تعدیل شده به‌شرح زیر است (شارما، ۲۰۱۰: ۲۸۷):

$$LI_{IA} = LI_i - \sum_{i=1}^{N} \omega i \, LIi \qquad (۴)$$

در معادله بالا LI_{IA} نشان‌دهنده شاخص لرنر تعدیل شده بر مبنای صنعت، LI_i نشان‌دهنده شاخص لرنر شرکت i، ω_i نشان‌دهنده نسبت فروش شرکت i به کل فروش صنعت است.

۲-۶. متغیر وابسته

در این پژوهش، کیفیت اطلاعات حسابداری متغیر وابسته پژوهش را نشان می‌دهد. در همین راستا، از شاخص‌های کیفیت اقلام تعهدی (کیفیت سود) و کیفیت افشاء به‌عنوان معیارهای کیفیت اطلاعات حسابداری استفاده شده است. مشابه پژوهش‌های پیشین (مانند چوآنگ و همکاران[۴۴]، ۲۰۱۰) از کیفیت سود اندازه‌گیری شده به‌وسیله مدل دیچاو و دیچو[۴۵] (۲۰۰۲) به‌عنوان کیفیت اقلام تعهدی استفاده شده است. مدل مورد استفاده به‌وسیله دیچاو و دیچو (۲۰۰۲) برای اندازه‌گیری کیفیت اقلام تعهدی به‌شرح زیر است:

$$TCA_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1(CFO_{i,t-1} / Asset_{i,t}) + \varphi_2(CFO_{i,t} / Aseet_{i,t}) + \varphi_3(CFO_{i,t+1} / Asset_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (۵)$$

که در آن:

Φ: ضرایب رگرسیون

TCA: کل اقلام تعهدی تقسیم شده بر میانگین کل دارایی‌ها.

CFO: جریان نقدی خالص ناشی از فعالیت‌های عملیاتی[۴۶].

Asset: میانگین کل دارایی‌ها.

ε: مقدار باقیمانده مدل.

مقدار باقیمانده (ε) در مدل رگرسیون شماره ۵ نشان‌دهنده کیفیت اقلام تعهدی است. بنابراین، در این پژوهش از قدرمطلق مقدار باقیمانده رگرسیون بالا به‌عنوان معیار کیفیت اقلام تعهدی استفاده شده است. مقدار بالاتر باقیمانده، نشان‌دهنده کیفیت پایین‌تر اقلام تعهدی است. لازم به‌ذکر است که در مدل رگرسیون بالا کل اقلام تعهدی از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$TCA_{i,t} = (OP_{i,t} - CFO_{i,t}) / Asset_{i,t} \quad (۶)$$

که در آن OP عبارت است از سود عملیاتی و مابقی متغیرها مانند قبل است.

در خصوص اندازه‌گیری کیفیت افشای شرکت‌ها نیز در این پژوهش مشابه پژوهش ستایش و همکاران (۱۳۹۰)، از امتیازهای تعلق گرفته به هر شرکت که توسط سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و از طریق اطلاعیه «رتبه‌بندی شرکت‌ها از نظر کیفیت افشا و اطلاع رسانی

مناسب» منتشر می‌شود، استفاده شده است[۴۷]. امتیاز اطلاع رسانی ناشران، براساس زمان ارائهٔ اطلاعات مربوط به پیش‌بینی درآمد هر سهم، صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای حسابرسی نشده ۳، ۶ و ۹ ماهه، اظهارنظر حسابرس نسبت به پیش‌بینی درآمد هرسهم اولیه و ۶ ماهه، اظهار نظر حسابرس نسبت به صورت های مالی میان‌دوره‌ای ۶ ماهه، صورت‌های مالی حسابرسی نشده‌ی پایان سال و تفاوت بین پیش بینی‌ها و عملکرد واقعی حسابرسی شده، محاسبه شده است. لازم به‌ذکر است که شاخص کیفیت افشای مورد استفاده در این پژوهش از دو زیرمجموعه قابلیت اتکا و به‌موقع بودن تشکیل شده است. امتیاز کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها حداکثر ۱۰۰ می‌باشد. با این وجود، کیفیت افشا ممکن است یک عدد منفی باشد، زیرا در صورت عدم ارائه به‌موقع صورت‌های مالی حسابرسی شده پایان سال و زمان‌بندی پرداخت سود سهام‌داران، امتیاز منفی به ازای هر روز تأخیر در نظر گرفته شده است.

۳-۶. متغیرهای کنترلی

به‌منظور کنترل سایر متغیرهایی که به‌نحوی در تجزیه و تحلیل مسئله پژوهش مؤثرند، متغیرهای کنترلی لازم با توجه به مرور متون تعیین شدند. متغیرهای کنترلی این پژوهش عبارتند از:

۱. *اندازه شرکت‌ها:* کوک[۴۸](۱۹۹۱) و فرث[۴۹] (۱۹۹۷) نشان داده‌اند که شرکت‌های بزرگ‌تر دارای کیفیت گزارش‌های مالی بهتری نسبت به شرکت‌های کوچک‌تر هستند؛ بنابراین، در این پژوهش نیز مشابه پژوهش چنگ و همکاران (۲۰۱۳) از متغیر اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام) به‌عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است.

۲. *نسبت بدهی:* فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) نیز نشان داده‌اند شرکت‌هایی که از کیفیت اطلاعات پایین‌تری برخوردارند، نسبت بدهی پایین‌تری دارند. بنابراین، در این پژوهش مشابه چنگ و همکاران (۲۰۱۳) از نسبت بدهی که از تقسیم بدهی به کل دارایی‌ها حاصل می‌شود به‌عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است.

۷. یافته‌های پژوهش

۱-۷. آمار توصیفی

نگاره شماره ۱ آمار توصیفی برای همه‌ی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. همان‌گونه

که نگاره پایین نشان می‌دهد، کیفیت افشاء دارای بیشترین میزان انحراف معیار و کمترین میانگین می‌باشد. افزون‌بر این، میانگین نسبت بدهی نیز نشان‌دهنده آن است که در حدود بیش از نیمی از دارایی‌های شرکت‌ها از محل بدهی تأمین شده است.

نگاره ۱: آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

آماره / متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
کیفیت اقلام تعهدی	۰/۹۱۰	۰/۱۵۰	۲/۲۶۴	۰/۰۰۰۴
کیفیت افشاء	۶۲/۳۷۶	۲۴/۲۵۷	۹۶	-۷
هرفیندال هیرشمن	۰/۱۱۵	۰/۲۲۸	۱	۰/۰۰۰۰۱
لرنر	۰/۲۴۴	۰/۲۸۵	۰/۹۸۸	-۱/۴۱۳
لرنر تعدیل شده	۰/۱۸۶	۰/۲۶۱	۰/۷۷۴	-۱/۶۳۸
اندازه شرکت	۲۶/۲۷۰	۱/۴۳۰	۳۰/۹۶۴	۱۴/۲۱۸
نسبت بدهی	۰/۶۵۸	۰/۱۶۸	۱/۳۶۵	۰/۱۰۳

۲-۷. ایستایی (پایایی) متغیرهای پژوهش

به‌منظور اطمینان از غیرکاذب بودن مدل رگرسیونی به بررسی ایستایی متغیرهای پژوهش پرداخته شده است. نتایج حاصل از بررسی پایایی متغیرهای پژوهش با استفاده از این آزمون در نگاره شماره ۲ ارائه شده است. طبق اطلاعات این نگاره، در کلیه متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی سطح معناداری در آزمون‌های ریشه واحد لوین، لین و چو، ایم، پسران و شین، دیکی فولر تعدیل شده و فیلیپس پرون کوچک‌تر از ۰/۰۵ است که نشان‌دهنده این است که متغیرها پایا هستند.

نگاره ۲: نتایج حاصل از آزمون پایایی متغیرهای پژوهش

	آزمون لوین، لین و چو		آزمون ایم، پسران و شین		آزمون دیکی فولر تعدیل شده		آزمون فیلیپس پرون	
متغیرها	آماره آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	سطح معناداری
کیفیت اقلام تعهدی	-۲۴/۳۱۴	۰/۰۰۰۰۱	-۹/۸۱۷	۰/۰۰۰۰۱	۳۸۲/۷۵۷	۰/۰۰۰۰۱	۳۶۵/۶۹۱	۰/۰۰۰۰۱
کیفیت افشاء	-۲۳/۲۲۲	۰/۰۰۰۰۱	-۵/۵۶۶	۰/۰۰۰۰۱	۲۶۶/۵۶۸	۰/۰۰۰۰۱	۳۴۵/۲۰۷	۰/۰۰۰۰۱
هرفیندال هیرشمن	-۲۶۶/۳۰۶	۰/۰۰۰۰۱	-۳۷/۵۲۷	۰/۰۰۰۰۱	۳۲۵/۷۸۸	۰/۰۰۰۰۱	۳۲۴/۲۳۸	۰/۰۰۰۰۱
لرنر	-۶۱/۵۳۳	۰/۰۰۰۰۱	-۱۱/۴۹۲	۰/۰۰۰۰۱	۳۲۱/۴۹۲	۰/۰۰۰۰۱	۳۶۶/۹۲۰	۰/۰۰۰۰۱
لرنر تعدیل شده	-۵۶/۳۳۹	۰/۰۰۰۰۱	-۱۷/۵۹۴	۰/۰۰۰۰۱	۳۳۸/۳۱۵	۰/۰۰۰۰۱	۳۳۱/۸۱۴	۰/۰۰۰۰۱
اندازه	-۳۸/۷۲۷	۰/۰۰۰۰۱	-۸/۹۴۱	۰/۰۰۰۰۱	۳۰۹/۱۷۰	۰/۰۰۰۰۱	۲۸۰/۸۹۹	۰/۰۰۰۰۱
نسبت بدهی	-۲۳/۸۳۴	۰/۰۰۰۰۱	-۶/۸۴۳	۰/۰۰۰۰۱	۳۰۴/۰۵۶	۰/۰۰۰۰۱	۲۶۲/۲۵۹	۰/۰۰۰۰۱

۳-۷. آمار استنباطی

به‌منظور دست‌یابی به اهدف پژوهش، فرضیه‌های پژوهش طراحی و مورد آزمون قرار گرفت. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، از روش داده‌های ترکیبی (تلفیقی و تابلویی) و جهت آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون حداقل مربعات عادی و آزمون تحلیل واریانس استفاده شد. نتایج آماری حاصل از آزمون این فرضیه‌ها در نگاره‌های شماره ۳ تا ۱۸ ارائه شده است. مدل‌های مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌های پژوهش در این مقاله به‌شرح زیر می‌باشد:

مدل ۱. در خصوص آزمون فرضیه‌های فرعی اول تا سوم پژوهش از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود:

$$AQ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PMC\ Index_{i,t} + \alpha_2 SIZE_{i,t} + \alpha_3 Debt_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل ۲. در خصوص آزمون فرضیه‌های فرعی چهارم تا ششم پژوهش، نیز از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود:

$$Dis_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PMC\ Index_{i,t} + \alpha_2 SIZE_{i,t} + \alpha_3 Debt_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در مدل‌های بالا:

PMC Index: شاخص‌های رقابت در بازار محصول (هرفیندال هیرشمن، لرنر و لرنر تعدیل شده)

AQ: کیفیت اقلام تعهدی

Dis: کیفیت افشاء

Size: اندازه شرکت

Debt: نسبت بدهی

***فرضیه اصلی اول*: رقابت در بازار محصولات تأثیر معناداری بر کیفیت اطلاعات حسابداری دارد.**

در نگاره شماره ۳ نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی اول عرضه شده است. طبق اطلاعات این نگاره (نتایج آزمون چاو و آزمون هاسمن)، مدل اثرات ثابت برای فرضیه فرعی اول انتخاب می‌شود. با توجه به مقدار آماره F مندرج در نگاره شماره ۳، در سطح همه‌ی شرکت‌ها، که برابر با ۱۶/۵۶۶ است، بیانگر معنادار بودن مدل در سطح ۹۵ درصد است. افزون‌بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون ارائه شده در نگاره شماره ۳ در سطح همه شرکت‌ها که برابر با ۱/۹۹۷ است، وجود خود همبستگی پی‌درپی را در اجزای اخلال رگرسیون رد می‌کند. مقدار R^2_{adj} برابر با ۰/۰۷۴ است؛ بنابراین، با توجه به این مقدار می‌توان ۷/۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی پیش‌بینی کرد. نگاره شماره ۳ ضرایب مربوط به مدل رگرسیونی حاصل از آزمون فرضیه فرعی اول و سطح معناداری مربوط را نیز نشان می‌دهد. طبق این نگاره، سطح معناداری مربوط به متغیر شاخص هرفیندال هیرشمن نشان‌دهنده آن است که بین شاخص هرفیندال هیرشمن و کیفیت اقلام تعهدی رابطه مثبت معناداری وجود دارد.

نگاره ۳: خلاصه نتایج آزمون فرضیه فرعی اول

متغیر وابسته: کیفیت اقلام تعهدی				
متغیرها	ضرائب	آماره t	خطای استاندارد	سطح معناداری
شاخص هرفیندال	۰/۱۳۰	۶/۷۲۷	۰/۰۱۹	۰/۰۰۰۵*
اندازه شرکت	۰/۰۰۴	۱/۴۳۰	۰/۰۰۳	۰/۱۵۳۱
نسبت بدهی	۰/۰۴۸	۲/۰۱۰	۰/۰۲۳	۰/۰۴۴۸*
مقدار ثابت	-۰/۰۷۸	-۰/۹۵۰	۰/۰۸۲	۰/۳۴۲۱
R^2	R^2_{adj}	آماره دوربین واتسن	آماره F	سطح معناداری
۰/۰۷۹	۰/۰۷۴	۱/۹۹۷	۱۶/۵۶۶	۰/۰۰۰۵*
آزمون چاو		۹/۶۹۹۳	سطح معناداری	۰/۰۰۰۵*
آزمون هاسمن		۱۲/۰۰۷۳	سطح معناداری	۰/۰۰۰۵*

*سطح معناداری ۹۵٪ **سطح معناداری ۹۰٪

نگاره ۴: خلاصه نتایج آزمون فرضیه فرعی دوم

متغیر وابسته: کیفیت اقلام تعهدی				
متغیرها	ضرائب	آماره t	خطای استاندارد	سطح معناداری
شاخص لرنر	-۰/۱۴۰	-۹/۶۳۵	۰/۰۱۴	۰/۰۰۰۵*
اندازه شرکت	۰/۰۱۰	۳/۴۸۹	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۵*
نسبت بدهی	۰/۰۲۰	۰/۹۰۳	۰/۰۲۲	۰/۳۶۶۷
مقدار ثابت	-۰/۱۴۲	-۱/۸۱۰	۰/۰۷۸	۰/۰۷۰۷**
R^2	R^2_{adj}	آماره دوربین واتسن	آماره F	سطح معناداری
۰/۱۴۴	۰/۱۴۰	۱/۸۷۰	۳۲/۶۸۰	۰/۰۰۰۵*
آزمون چاو		۱۱/۶۰۸	سطح معناداری	۰/۰۰۰۵*
آزمون هاسمن		۱۰/۳۸۱	سطح معناداری	۰/۰۰۰۵*

*سطح معناداری ۹۵٪ **سطح معناداری ۹۰٪

نگاره شماره ۴ خلاصه نتایج تحلیل رگرسیونی حاصل از آزمون فرضیه فرعی دوم پـژوهش

را نشان می‌دهد. طبق اطلاعات این نگاره (نتایج آزمون چاو و آزمون هاسمن)، مدل اثرات ثابت برای فرضیه فرعی دوم انتخاب می‌شود. با توجه به مقدار آماره F مندرج در نگاره شماره ۴، در سطح همه شرکت‌ها، که برابر با ۳۲/۶۸۰ است، مدل در سطح ۹۵ درصد معنادار است. افزون‌بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون ارائه شده در نگاره شماره ۴، در سطح همه شرکت-ها، که برابر با ۱/۸۷۰ است، خود همبستگی پی‌درپی در اجزای اخلال رگرسیون وجود ندارد. مقدار R^2_{adj} برابر با ۰/۱۴۰ است؛ بنابراین، با توجه به این مقدار می‌توان ۱۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی پیش‌بینی کرد.

نگاره شماره ۴ ضرایب مربوط به مدل رگرسیونی حاصل از آزمون فرضیه فرعی دوم و سطح معناداری مربوط را نیز نشان می‌دهد. طبق این نگاره، سطح معناداری مربوط به متغیر شاخص لرنر نشان‌دهنده آن است که بین شاخص لرنر و کیفیت اقلام تعهدی رابطه منفی معناداری وجود دارد.

نگاره شماره ۵ خلاصه نتایج تحلیل رگرسیونی حاصل از آزمون فرضیه فرعی سوم پژوهش را نشان می‌دهد. طبق اطلاعات این نگاره (نتایج آزمون چاو و آزمون هاسمن)، مدل اثرات ثابت برای فرضیه فرعی سوم انتخاب می‌شود. با توجه به مقدار آماره F مندرج در نگاره شماره ۵، در سطح همه شرکت‌ها، که برابر با ۲۲/۳۷۴ است، مدل در سطح ۹۵ درصد معنادار است. افزون‌بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون ارائه شده در نگاره شماره ۵ در سطح همه شرکت‌ها، که برابر با ۱/۹۲۱ است، خود همبستگی پی‌درپی در اجزای اخلال رگرسیون وجود ندارد. مقدار R^2_{adj} برابر با ۰/۰۹۹ است؛ بنابراین، با توجه به این مقدار می‌توان ۹/۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته را به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی پیش‌بینی کرد.

نگاره شماره ۵ ضرایب مربوط به مدل رگرسیونی حاصل از آزمون فرضیه فرعی سوم و سطح معناداری مربوط را نیز ارائه نشان می‌دهد. طبق این نگاره، سطح معناداری مربوط به متغیر شاخص لرنر تعدیل شده نشان‌دهنده آن است که بین شاخص لرنر تعدیل شده و کیفیت اقلام تعهدی رابطه منفی معناداری وجود دارد.

نگاره ۵: خلاصه نتایج آزمون فرضیه فرعی سوم

متغیر وابسته: کیفیت اقلام تعهدی				
متغیرها	ضرائب	آماره t	خطای استاندارد	سطح معناداری
شاخص لرنر تعدیل شده	-۰/۱۲۲	-۷/۸۹۴	۰/۰۱۵	۰/۰۰۰۵*
اندازه شرکت	۰/۰۰۷	۲/۴۴۸	۰/۰۰۳	۰/۰۱۴۶*
نسبت بدهی	۰/۰۲۰	۰/۸۷۱	۰/۰۲۳	۰/۳۸۴۱
مقدار ثابت	-۰/۱۵۷	-۱/۸۹۴	۰/۰۸۲	۰/۰۵۸۶**
R^2	R^2_{adj}	آماره دوربین واتسن	آماره F	سطح معناداری
۰/۱۰۳	۰/۰۹۹	۱/۹۲۱	۲۲/۳۷۴	۰/۰۰۰۵*
آزمون چاو		۱۳/۷۰۲	سطح معناداری	۰/۰۰۰۵*
آزمون هاسمن		۸/۵۱۶	سطح معناداری	۰/۰۰۰۵*

*سطح معناداری ۹۵٪ **سطح معناداری ۹۰٪

نگاره شماره ۶ خلاصه نتایج تحلیل رگرسیونی حاصل از آزمون فرضیه فرعی چهارم پژوهش را نشان می‌دهد. طبق اطلاعات این نگاره (نتایج آزمون چاو و آزمون هاسمن)، مدل اثرات تصادفی برای فرضیه فرعی چهارم انتخاب می‌شود. با توجه به مقدار آماره F مندرج در نگاره شماره ۶، در سطح همه شرکت‌ها، که برابر با ۲/۵۳۲ است، مدل در سطح ۹۵ درصد معنادار است. افزون‌بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون ارائه شده در نگاره شماره ۶ در سطح همه شرکت‌ها، که برابر با ۱/۹۲۴ است، خود همبستگی پی‌درپی در اجزای اخلال رگرسیون وجود ندارد. مقدار R^2_{adj} برابر با ۰/۰۴۹ است؛ بنابراین، با توجه به این مقدار می‌توان ۴/۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته را به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی پیش‌بینی کرد.

نگاره شماره ۶ ضرایب مربوط به مدل رگرسیونی حاصل از آزمون فرضیه فرعی چهارم و سطح معناداری مربوط را نیز نشان می‌دهد. طبق این نگاره، سطح معناداری مربوط به متغیر شاخص هرفیندال هیرشمن نشان‌دهنده آن است که بین شاخص هرفیندال هیرشمن و کیفیت افشاء رابطه منفی معناداری وجود دارد.

نگاره ۶: خلاصه نتایج آزمون فرضیه فرعی چهارم

متغیر وابسته: کیفیت افشاء				
متغیرها	ضرائب	آماره t	خطای استاندارد	سطح معناداری
شاخص هرفیندال	-۹/۶۷۷	-۱/۹۹۷	۴/۸۴۵	۰/۰۴۱۷*
اندازه شرکت	۲/۳۰۷	۲/۸۴۶	۰/۸۱۰	۰/۰۰۴۶*
نسبت بدهی	۱/۴۲۷	۰/۲۲۲	۶/۴۱۵	۰/۸۲۴۰
مقدار ثابت	۳/۵۹۹	۰/۱۶۶	۲۱/۵۹۵	۰/۸۶۷۷
R^2	R^2_{adj}	آماره دوربین واتسن	آماره F	سطح معناداری
۰/۰۵۶	۰/۰۴۹	۱/۹۲۴	۲/۵۳۲	۰/۰۰۳۶*
آزمون چاو		۷/۲۴۲	سطح معناداری	۰/۰۰۰۰۵*
آزمون هاسمن		۱/۵۵۷	سطح معناداری	۰/۶۶۹۱

*سطح معناداری ۹۵٪ **سطح معناداری ۹۰٪

نگاره شماره ۷ خلاصه نتایج تحلیل رگرسیونی حاصل از آزمون فرضیه فرعی پنجم پژوهش را نشان می‌دهد. طبق اطلاعات این نگاره (نتایج آزمون چاو)، مدل داده‌های تلفیقی برای فرضیه فرعی پنجم انتخاب می‌شود. با توجه به مقدار آماره F مندرج در نگاره شماره ۷، در سطح همه شرکت‌ها، که برابر با ۱۲/۵۰۷ است، مدل در سطح ۹۵ درصد معنادار است. افزون‌بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون ارائه شده در نگاره شماره ۷ در سطح همه شرکت‌ها، که برابر با ۱/۹۹۴ است، خود همبستگی پی‌درپی در اجزای اخلال رگرسیون وجود ندارد. مقدار R^2_{adj} برابر با ۰/۰۵۵ است؛ بنابراین، با توجه به این مقدار می‌توان ۵/۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی پیش‌بینی کرد.

نگاره ۷: خلاصه نتایج آزمون فرضیه فرعی پنجم

متغیر وابسته: کیفیت افشاء				
متغیرها	ضرائب	آماره t	خطای استاندارد	سطح معناداری
شاخص لرنر	۲۰/۷۸۳	۵/۱۹۲	۴/۰۰۲	۰/۰۰۰۰۵*
اندازه شرکت	۱/۲۰۲	۱/۴۵۹	۰/۸۲۳	۰/۱۴۴۹
نسبت بدهی	۴/۳۴۷	۰/۶۹۴	۶/۲۶۱	۰/۴۸۷۸
مقدار ثابت	۱۹/۷۷۴	۰/۹۲۹	۲۱/۲۷۸	۰/۳۵۳۱
R^2	R^2_{adj}	آماره دوربین واتسن	آماره F	سطح معناداری
۰/۰۶۰	۰/۰۵۵	۱/۹۹۴	۱۲/۵۰۷	۰/۰۰۰۰۵*
آزمون چاو		۰/۳۳۴	سطح معناداری	۰/۹۳۸۰

*سطح معناداری ۹۵٪ **سطح معناداری ۹۰٪

نگاره شماره ۷ ضرایب مربوط به مدل رگرسیونی حاصل از آزمون فرضیه فرعی پنجم و سطح معناداری مربوط را نیز نشان می‌دهد. طبق این نگاره، سطح معناداری مربوط به متغیر شاخص لرنر نشان‌دهنده آن است که بین شاخص لرنر و کیفیت افشاء رابطه مثبت معناداری وجود دارد.

نگاره شماره ۸ خلاصه نتایج تحلیل رگرسیونی حاصل از آزمون فرضیه فرعی ششم پژوهش را نشان می‌دهد. طبق اطلاعات این نگاره (نتایج آزمون چاو)، مدل داده‌های تلفیقی برای فرضیه فرعی ششم انتخاب می‌شود. با توجه به مقدار آماره F مندرج در نگاره شماره ۸، در سطح همه شرکت‌ها، که برابر با ۸/۸۱۴ است، مدل در سطح ۹۵ درصد معنادار است. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون ارائه شده در نگاره شماره ۸ در سطح همه شرکت‌ها، که برابر با ۱/۹۴۴ است، خود همبستگی پی‌درپی در اجزای اخلال رگرسیون وجود ندارد. مقدار R^2_{adj} برابر با ۰/۰۳۸ است؛ بنابراین، با توجه به این مقدار می‌توان ۳/۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته را به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی پیش‌بینی کرد.

نگاره ۸: خلاصه نتایج آزمون فرضیه فرعی ششم

متغیر وابسته: کیفیت افشاء				
متغیرها	ضرائب	آماره t	خطای استاندارد	سطح معناداری
شاخص لرنر تعدیل شده	۱۶/۸۴۹	۴/۰۰۸	۴/۲۰۳	۰/۰۰۰۱*
اندازه شرکت	۱/۷۱۳	۲/۰۹۹	۰/۸۱۵	۰/۰۳۶۲
نسبت بدهی	۳/۹۹۰	۰/۶۳۱	۶/۳۲۳	۰/۵۲۸۲
مقدار ثابت	۲۰/۲۱۳	۰/۹۲۷	۲۱/۷۹۸	۰/۳۵۴۲
R^2	R^2_{adj}	آماره دوربین واتسن	آماره F	سطح معناداری
۰/۰۴۳	۰/۰۳۸	۱/۹۴۴	۸/۸۱۴	۰/۰۰۰۰۱*
آزمون چاو		۰/۲۷۰	سطح معناداری	۰/۹۶۵۲

*سطح معناداری ۹۵٪ **سطح معناداری ۹۰٪

نگاره شماره ۸ ضرایب مربوط به مدل رگرسیونی حاصل از آزمون فرضیه فرعی ششم و سطح معناداری مربوط را نیز نشان می‌دهد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، سطح معناداری مربوط به متغیر شاخص لرنر تعدیل شده نشان‌دهنده آن است که بین شاخص لرنر تعدیل شده و کیفیت افشاء رابطه مثبت معناداری وجود دارد.

فرضیه اصلی دوم: **بین میزان کیفیت اطلاعات مالی شرکت‌های فعال درصنایع مختلف تفاوت معناداری وجود دارد.**

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی اول در نگاره شماره ۹ نشان داده شده است. با توجه به مقدار آماره F درج در نگاره شماره ۹، که برابر با ۷/۷۵۰ است، کیفیت اقلام تعهدی در شرکت‌های موجود در صنایع مختلف، یکسان نیست.

نگاره ۹: نتایج تحلیل واریانس فرضیه فرعی اول

	مجموع مربعات	درجه آزادی	میانگین مجموع مربعات	آماره F	سطح معناداری
بین گروه‌ها	۲/۰۲۲	۱۴	۰/۱۴۴	۷/۷۵۰	۰/۰۰۰۵*
درون گروه‌ها	۱۰/۶۰۶	۵۶۹	۰/۰۱۹		
کل	۱۲/۶۲۹	۵۸۳	-		

نتایج آزمون توکی نیز نشان داد که شاخص کیفیت اقلام تعهدی را بر حسب میانگین‌ها در سطح هر یک از صنایع را می‌توان در دو گروه همگن طبقه‌بندی کرد. به‌عبارت دیگر، آزمون توکی صنایع محصولات فلزی، لاستیک، کشاورزی، خودرو، کانی غیرفلزی، چوب، استخراج معادن، مواد شیمیایی، انتشار، رادیو، رایانه، فرآورده‌های غذایی، فلزات اساسی و فرآورده‌های نفتی را در گروه اول و صنعت ماشین‌آلات را در گروه دوم طبقه‌بندی کرده است.

نگاره ۱۰: نتایج آزمون توکی برای فرضیه فرعی اول

نوع صنعت	فراوانی صنعت	زیر مجموعه‌های همگون (در سطح خطای ۵٪)	
		۱	۲
محصولات فلزی	۸	۰/۰۲۵	
لاستیک	۸	۰/۰۵۲	
کشاورزی	۱۶	۰/۰۶۱	
خودرو	۸۰	۰/۰۶۳	
کانی غیرفلزی	۱۰۴	۰/۰۶۴	
چوب	۱۶	۰/۰۶۵	
استخراج معادن	۴۰	۰/۰۶۶	
مواد شیمیایی	۱۷۶	۰/۰۷۱	
انتشار	۱۶	۰/۰۷۸	
ساخت رادیو	۸	۰/۰۸۳	
رایانه	۱۶	۰/۰۸۵	
غذایی	۴۸	۰/۰۹۰	
فلزات اساسی	۱۶	۰/۰۹۳	
نفتی	۸	۰/۱۳۳	
ماشین‌آلات	۲۴		۰/۳۶۰
معناداری	-	۰/۶۱۹	۱

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی دوم در نگاره شماره ۱۱ نشان داده شده است. با توجه

به مقدار آماره F، مندرج در نگاره شماره ۱۱ که برابر با ۸/۶۰۷ است، کیفیت افشای اطلاعات در شرکت‌های موجود در صنایع مختلف، یکسان نیست.

نگاره ۱۱: نتایج تحلیل واریانس فرضیه فرعی دوم

	مجموع مربعات	درجه آزادی	میانگین مجموع مربعات	آماره F	سطح معناداری
بین گروه‌ها	۶۱۹۴۲/۱۸۸	۱۴	۴۴۲۴/۴۴۲	۸/۶۰۷	۰/۰۰۰۵*
درون گروه‌ها	۲۹۲۴۹۶/۹۲۸	۵۶۹	۵۱۴/۰۵۴		
کل	۳۵۴۴۳۹/۱۱۶	۵۸۳	-		

مطابق نگاره شماره ۱۲، نتایج آزمون توکی نیز نشان داد که می‌توان شاخص کیفیت افشا را بر حسب میانگین‌ها در سطح هر یک از صنایع به پنج زیرگروه همگن تقسیم کرد. به‌عبارت دیگر، آزمون توکی صنایع چوب، محصولات فلزی، رایانه، فرآورده‌های غذایی، ساخت رادیو، انتشار، کشاورزی، خودرو و مواد شیمیایی را در گروه اول، صنایع چوب، محصولات فلزی، رایانه، فرآورده‌های غذایی، ساخت رادیو، انتشار، کشاورزی، خودرو، مواد شیمیایی، ماشین‌آلات و استخراج معادن را در گروه دوم، صنایع فرآورده‌های غذایی، ساخت رادیو، انتشار، کشاورزی، خودرو، مواد شیمیایی، ماشین‌آلات، استخراج معادن، لاستیک و فلزات اساسی را در گروه سوم، صنایع ساخت رادیو، انتشار، کشاورزی، خودرو، مواد شیمیایی، ماشین‌آلات، استخراج معادن، لاستیک، فلزات اساسی و کانی غیرفلزی را در گروه چهارم و در نهایت صنایع مواد شیمیایی، ماشین‌آلات، استخراج معادن، لاستیک، فلزات اساسی، کانی غیرفلزی و فرآورده‌های نفتی را در گروه پنجم طبقه‌بندی کرده است.

نگاره ۱۲: نتایج آزمون توکی برای فرضیه فرعی دوم

نوع صنعت	فراوانی صنعت	زیر مجموعه‌های همگون (در سطح خطای ۵٪)				
		۱	۲	۳	۴	۵
چوب	۱۶	۲۲/۸۴				
محصولات فلزی	۸	۳۰/۲۵	۳۰/۲۵			
رایانه	۱۶	۳۱/۲۲	۳۱/۲۲			
غذایی	۴۸	۳۶/۴۰	۳۶/۴۰	۳۶/۴۰		
ساخت رادیو	۸	۴۲/۲۵	۴۲/۲۵	۴۲/۲۵	۴۲/۲۵	
انتشار	۱۶	۴۵/۳۴	۴۵/۳۴	۴۵/۳۴	۴۵/۳۴	
کشاورزی	۱۶	۵۵/۴۴	۵۵/۴۴	۵۵/۴۴	۵۵/۴۴	
خودرو	۸۰	۴۶/۲۵	۴۶/۲۵	۴۶/۲۵	۴۶/۲۵	
مواد شیمیایی	۱۷۶	۴۸/۸۶	۴۸/۸۶	۴۸/۸۶	۴۸/۸۶	۴۸/۸۶
ماشین‌آلات	۲۴		۵۰/۸۸	۵۰/۸۸	۵۰/۸۸	۵۰/۸۸
استخراج معادن	۴۰		۵۲/۹۰	۵۲/۹۰	۵۲/۹۰	۵۲/۹۰
لاستیک	۸			۵۸/۹۴	۵۸/۹۴	۵۸/۹۴
فلزات اساسی	۱۶			۶۰/۵۳	۶۰/۵۳	۶۰/۵۳
کانی غیرفلزی	۱۰۴				۶۴/۶۲	۶۴/۶۲
نفتی	۸					۷۵/۰۶
معناداری	-	۰/۰۷۷	۰/۲۲۸	۰/۱۴۶	۰/۲۴۷	۰/۰۷۲

***فرضیه اصلی سوم*: بین میزان رقابت دربازار محصولات در صنایع مختلف تفـاوت معناداری وجود دارد.**

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی اول در نگاره شماره ۱۳ نشان داده شده است. با توجه به مقدار آماره F مندرج در نگاره شماره ۱۳، که برابر با ۹/۵۹۷ است، میزان میـانگین شـاخص هرفیندال هیرشمن در شرکت‌های موجود در صنایع مختلف، یکسان نیست.

نگاره ۱۳: نتایج تحلیل واریانس فرضیه فرعی اول

	مجموع مربعات	درجه آزادی	میانگین مجموع مربعات	آماره F	سطح معناداری
بین گروه‌ها	۵/۸۳۷	۱۴	۰/۴۱۷	۹/۵۹۷	۰/۰۰۰۵*
درون گروه‌ها	۲۴/۷۲۰	۵۶۹	۰/۰۴۳		
کل	۳۰/۵۵۷	۵۸۳	-		

مطابق نگاره شماره ۱۴، نتایج آزمون توکی نیز نشان داد که می‌توان شاخص هرفیندال هیرشمن را بر حسب میانگین‌ها در سطح هر یک از صنایع به سه زیرگروه همگن تقسیم کرد. به‌عبارت دیگر، آزمون توکی صنایع کشاورزی، محصولات فلزی، فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی، انتشار، ساخت رادیو، چوبی، کانی غیرفلزی، فرآورده‌های غذایی، مواد شیمیایی، رایانه، خودرو و استخراج معادن را در گروه اول، صنایع استخراج معادن و ماشین‌آلات را در گروه دوم و در نهایت صنایع ماشین‌آلات و لاستیک را در گروه سوم طبقه‌بندی کرده است.

نگاره ۱۴: نتایج آزمون توکی برای فرضیه فرعی اول

نوع صنعت	فراوانی صنعت	زیر مجموعه‌های همگون (در سطح خطای ۵٪)		
		۱	۲	۳
کشاورزی	۱۶	۰/۰۱۷		
محصولات فلزی	۸	۰/۰۳۲		
نفتی	۸	۰/۰۳۳		
فلزات اساسی	۱۶	۰/۰۳۴		
انتشار	۱۶	۰/۰۳۸		
ساخت رادیو	۸	۰/۰۵۲		
چوب	۱۶	۰/۰۵۳		
کانی غیرفلزی	۱۰۴	۰/۰۷۰		
غذایی	۴۸	۰/۰۸۰		
مواد شیمیایی	۱۷۶	۰/۰۸۷		

نوع صنعت	فراوانی صنعت	زیر مجموعه‌های همگون (در سطح خطای ۵٪)		
		۱	۲	۳
رایانه	۱۶	۰/۱۱۰		
خودرو	۸۰	۰/۱۳۳		
استخراج معادن	۴۰	۰/۲۶۲	۰/۲۶۲	
ماشین‌آلات	۲۴		۰/۳۹۱	۰/۳۹۱
لاستیک	۸			۰/۶۳۴
معناداری	-	۰/۰۶۱	۰/۹۱۱	۰/۰۶۷

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی دوم در نگاره شماره ۱۵ نشان داده شده است. با توجه به مقدار آماره F مندرج در نگاره شماره ۱۵، که برابر با ۱۱/۶۳۱ است، میزان میانگین شاخص لرنر در شرکت‌های موجود در صنایع مختلف، یکسان نیست.

نگاره ۱۵: نتایج تحلیل واریانس فرضیه فرعی دوم

	مجموع مربعات	درجه آزادی	میانگین مجموع مربعات	آماره F	سطح معناداری
بین گروه‌ها	۶/۱۷۳	۱۴	۰/۴۴۱	۱۱/۶۳۱	۰/۰۰۰۵*
درون گروه‌ها	۲۱/۵۷۰	۵۶۹	۰/۰۳۸		
کل	۲۷/۷۴۳	۵۸۳	-		

مطابق نگاره شماره ۱۶، نتایج آزمون توکی نیز نشان داد که می‌توان شاخص لرنر را بر حسب میانگین‌ها در سطح هر یک از صنایع به پنج زیرگروه همگن تقسیم کرد. به‌عبارت دیگر، آزمون توکی صنایع فرآورده‌های غذایی، چوب، رایانه، ساخت رادیو، کشاورزی، ماشین‌آلات و استخراج معادن را در گروه اول، صنایع چوب، رایانه، ساخت رادیو، کشاورزی، ماشین‌آلات، استخراج معادن، کانی غیرفلزی، انتشار، خودرو، مواد شیمیایی و فرآورده‌های نفتی را در گروه دوم، صنایع ساخت رادیو، کشاورزی، ماشین‌آلات، استخراج معادن، کانی غیرفلزی، انتشار،

خودرو، مواد شیمیایی، فرآورده‌های نفتی و لاستیک را در گروه سوم، صنایع ماشین‌آلات، استخراج معادن، کانی غیرفلزی، انتشار، خودرو، مواد شیمیایی، فرآورده‌های نفتی، لاستیک و محصولات فلزی را در گروه چهارم و در نهایت صنایع محصولات فلزی و فلزات اساسی را در گروه پنجم طبقه‌بندی کرده است.

نگاره ۱۶: نتایج آزمون توکی برای فرضیه فرعی دوم

نوع صنعت	فراوانی صنعت	زیر مجموعه‌های همگون (در سطح خطای ۵٪)				
		۱	۲	۳	۴	۵
غذایی	۴۸	-۰/۰۲۲				
چوب	۱۶	۰/۰۷۹	۰/۰۷۹			
رایانه	۱۶	۰/۰۸۱	۰/۰۸۱			
ساخت رادیو	۸	۰/۱۲۱	۰/۱۲۱	۰/۱۲۱		
کشاورزی	۱۶	۰/۱۳۹	۰/۱۳۹	۰/۱۳۹		
ماشین‌آلات	۲۴	۰/۱۶۹	۰/۱۶۹	۰/۱۶۹	۰/۱۶۹	
استخراج معادن	۴۰	۰/۱۸۸	۰/۱۸۸	۰/۱۸۸	۰/۱۸۸	
کانی غیرفلزی	۱۰۴		۰/۲۱۲	۰/۲۱۲	۰/۲۱۲	
انتشار	۱۶		۰/۲۲۸	۰/۲۲۸	۰/۲۲۸	
خودرو	۸۰		۰/۲۳۰	۰/۲۳۰	۰/۲۳۰	
مواد شیمیایی	۱۷۶		۰/۲۳۸	۰/۲۳۸	۰/۲۳۸	
نفتی	۸		۰/۳۱۲	۰/۳۱۲	۰/۳۱۲	
لاستیک	۸			۰/۳۳۵	۰/۳۳۵	
محصولات فلزی	۸				۰/۴۰۲	۰/۴۰۲
فلزات اساسی	۱۶					۰/۵۷۹
معناداری	-	۰/۱۳۰	۰/۰۵۲	۰/۱۱۲	۰/۰۵۲	۰/۳۸۲

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی سوم در نگاره شماره ۱۷ نشان داده شده است. با توجه به مقدار آماره F مندرج در نگاره شماره ۱۷، که برابر با ۱۰/۸۶۱ است، میزان میانگین

شاخص لرنر تعدیل شده در شرکت‌های موجود در صنایع مختلف، یکسان نیست.

نگاره ۱۷: نتایج تحلیل واریانس فرضیه فرعی سوم

	مجموع مربعات	درجه آزادی	میانگین مجموع مربعات	آماره F	سطح معناداری
بین گروه‌ها	۵/۰۶۱	۱۴	۰/۳۶۲	۱۰/۸۶۱	۰/۰۰۰۵*
درون گروه‌ها	۱۸/۹۴۰	۵۶۹	۰/۰۳۳		
کل	۲۴/۰۰۱	۵۸۳	-		

مطابق نگاره شماره ۱۸، نتایج آزمون توکی نیز نشان داد که می‌توان شاخص لرنر تعدیل شده را بر حسب میانگین‌ها در سطح هر یک از صنایع به چهار زیرگروه همگن تقسیم کرد. به‌عبارت دیگر، آزمون توکی صنایع غذایی، چوب، ماشین‌آلات، رایانه، ساخت رادیو، لاستیک، کشاورزی و استخراج معادن را در گروه اول، صنایع چوب، ماشین‌آلات، رایانه، ساخت رادیو، لاستیک، کشاورزی، استخراج معادن، کانی غیرفلزی، انتشار، خودرو، مواد شیمیایی و فرآورده‌های نفتی را در گروه دوم، صنایع خودرو، مواد شیمیایی، فرآورده‌های نفتی و محصولات فلزی را در گروه سوم و نهایتاً صنایع فرآورده‌های نفتی، محصولات فلزی و فلزات اساسی را در گروه چهارم طبقه‌بندی کرده است.

نگاره ۱۸: نتایج آزمون توکی برای فرضیه فرعی سوم

نوع صنعت	فراوانی صنعت	زیر مجموعه‌های همگون (در سطح خطای ۵٪)			
		۱	۲	۳	۴
غذایی	۴۸	-۰/۱۳۷			
چوب	۱۶	-۰/۰۱۷	-۰/۰۱۷		
ماشین‌آلات	۲۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱		
رایانه	۱۶	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲		
ساخت رادیو	۸	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹		

نوع صنعت	فراوانی صنعت	زیر مجموعه‌های همگون (در سطح خطای ۵٪)			
		۱	۲	۳	۴
لاستیک	۸	۰/۰۲۰	۰/۰۲۰		
کشاورزی	۱۶	۰/۰۵۰	۰/۰۵۰		
استخراج معادن	۴۰	۰/۰۶۷	۰/۰۶۷		
کانی غیرفلزی	۱۰۴		۰/۰۹۲		
انتشار	۱۶		۰/۰۹۵		
خودرو	۸۰		۰/۰۹۶	۰/۰۹۶	
مواد شیمیایی	۱۷۶		۰/۱۳۱	۰/۱۳۱	
نفتی	۸		۰/۱۵۶	۰/۱۵۶	۰/۱۵۶
محصولات فلزی	۸			۰/۳۱۳	۰/۳۱۳
فلزات اساسی	۱۶				۰/۳۶۶
معناداری	-	۰/۰۹۳	۰/۳۰۵	۰/۰۵۰	۰/۰۷۳

۸. بحث و نتیجه‌گیری

این مقاله شواهدی را در این خصوص فراهم می‌کند که آیا رابطه‌ای بین میـزان رقابـت در بازار محصولات و کیفیت اطلاعات مالی گزارش شده از سوی شرکت‌هـا وجـود دارد. در همـین راستا این پژوهش با استفاده از داده‌های مربوط به ۶۷ شـرکت پذیرفتـه شـده در بـورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ به‌دنبال یافتن پاسخ این سؤال بود کـه: آیـا سـاختار رقابتی صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران بر کیفیت اطلاعات مالی منتشر شده بـه‌وسـیله شرکت‌ها تأثیری دارد؟ بنابراین، از شاخص‌های هرفیندال هیرشمن، لرنر و لرنر تعدیل شده بـه-عنوان معیارهای اندازه‌گیری رقابت در بازار محصول استفاده شد. هم‌چنین، در خصوص انـدازه-گیری کیفیت اطلاعات مالی از معیارهـای کیفیـت اقـلام تعهـدی و کیفیـت افشـای اطلاعـات استفاده به‌عمل آمد.

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل آماری اطلاعات جمع آوری شده، با اسـتفاده از رگرسـیون خطی چند متغیره، نشان‌دهنده آن است که به‌طور کلی بین شاخص‌های هرفیندال هیرشمن، لرنر و لرنر تعدیل شده و کیفیت افشای اطلاعات مالی ارائه شده شرکت‌های بورس اوراق بهـادار

تهران رابطه مستقیم معناداری وجود دارد. هم‌چنین، نتایج پژوهش نشان داد که بین کیفیت سود (کیفیت اقلام تعهدی) و شاخص‌های هرفیندال هیرشمن، لرنر و لرنر تعدیل شده رابطه مستقیم معناداری وجود دارد. در مجموع، این نتایج با مبانی نظری پژوهش سازگاری کامل دارد. هم‌چنین، در خصوص مقایسه نتایج پژوهش حاضر با نتایج سایر پژوهش‌های صورت پذیرفته در خارج از کشور، می‌توان بیان نمود که نتایج این پژوهش با نتایج پژوهش‌های مارکاریان و سنتالو (۲۰۰۹)، بالاکریشنان و کوهن (۲۰۱۱) و چنگ و همکاران (۲۰۱۳) مطابقت دارد. نتایج حاصل از آزمون تحلیل واریانس نیز نشان داد که بین میانگین شاخص‌های کیفیت اطلاعات مالی و رقابت در بازار محصولات در صنایع مختلف تفاوت معناداری وجود دارد.

شواهد این مقاله همانند پژوهش چنگ و همکاران (۲۰۱۳) نشان داد که رقابت در بازار محصولات به‌عنوان یکی از عوامل مهم در تصمیم‌های افشای داوطلبانه مدیران، نقش بسزایی ایفا می‌کند؛ بنابراین، رقابت در بازار محصولات که خود یکی از ساز و کارهای برون سازمانی حاکمیت شرکتی است، می‌تواند به‌عنوان جانشینی در خصوص ساز و کارهای داخلی حاکمیتی استفاده شود. در این راستا، افزایش رقابت در بازار با اعمال فشار بر مدیران در مورد ارائه به‌موقع و با قابلیت اتکای بالای اطلاعات، منجر به بهبود کیفیت اطلاعات مالی می‌شود. به عبارت دیگر، رقابت در بازار به‌عنوان یک نیروی انضباطی و نظم‌دهنده عمل نموده و در مدیران در خصوص ارائه اطلاعات مالی با کیفیت بالا انگیزه ایجاد می‌نماید.

۹. پیشنهادها

با تکیه بر نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش حاضر پیشنهادهای ذیل ارائه می‌شود:

۱. فراهم آوردن زیرساخت‌های لازم جهت ایجاد فضایی رقابتی در بازار محصولات از طریق ویژگی‌های صنعت، می‌تواند از سوی نهادهای تعیین‌کننده سیاست‌های اقتصادی و نهادهای قانون‌گذاری به‌عنوان ایده‌ای در خصوص ایجاد انگیزه و محرکی در مدیران برای افشای داوطلبانه و با کیفیت بالای اقلام تعهدی، برای افزایش رشد و رونق اقتصادی صنایع و در نهایت کمک به بهبود وضعیت اقتصادی کشور، استفاده شود.

۲. با توجه به رابطه مستقیم بین کیفیت افشای اطلاعات و رقابت در بازار محصولات، سازمان بورس اوراق بهادار می‌تواند به همراه سایر نهادهای دولتی مانند وزارت امور اقتصاد و

دارایی و وزارت صنایع و معادن، با تمرکززدایی از صنایع و افزایش رقابت منجر به ارائه به‌موقع‌تر اطلاعات مالی و هم‌چنین اطلاعات دارای قابلیت اتکای بالاتر گردد.

با توجه به نتایج حاصل از پژوهش، پیشنهادها برای پژوهش‌های بعدی عبارتند از:

۱. به سایر پژوهش‌گران پیشنهاد می‌شود که در پژوهشی مشابه از شاخص‌های دیگری برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات مالی (به‌عنوان نمونه، مربوط بودن اطلاعات، پایداری سود و محافظه‌کاری) و رقابت در بازار محصولات (به‌عنوان نمونه، نسبت کیوتوبین، نسبت تمرکز n بنگاه و تعداد شرکت‌های فعال در صنعت)، برای افزایش روایی پژوهش حاضر و روشن شدن رابطه بین جنبه‌های دیگر کیفیت اطلاعات با شاخص‌های رقابت در بازار محصولات، استفاده کنند.

۲. با توجه به این که در پژوهش حاضر ریسک مورد توجه قرار نگرفته است؛ بنابراین، به پژوهش‌گران آینده پیشنهاد می‌شود که در پژوهشی مشابه با توجه به ریسک بازار رابطه بین رقابت در بازار محصول و کیفیت اطلاعات مالی را مورد بررسی قرار دهند.

۳. هم‌چنین به پژوهش‌گران آینده پیشنهاد می‌شود که در پژوهشی مشابه با پژوهش حاضر، موضوع مورد بحث را در سطح هر یک از صنایع مورد بررسی قرار داده و با نتایج پژوهش حاضر مقایسه کنند.

یادداشت‌ها

1. Bushman and Smith
2. Shleifer and Vishny
3. Product Market Competition
4. Clarke
5. Gal-Or
6. Darrough
7. Ali et al.
8. Schmidt
9. Rennie
10. Karuna
11. Dhaliwal et al.
12. Giroud and Mueller
13. Gertner et al.
14. Stoughton
15. Cheng et al.
16. Enron, Worldcom & Parmalat
17. Healy and Palepu
18. Verrecchia
19. Balakrishnan and Cohen
20. Proprietary Costs
21. Agency Costs
22. Political Costs
23. Industrial Organization Theory
24. Bain
25. Brozen
26. Demsetz

27. Hart
28. Guadalupe and Pérez-González
29. Cahan
30. Accruals Quality
31. Francis et al.
32. Disclosure Quality
33. Harris
34. Botosan and Stanford
35. Markarian and Santaló
36. Frankel et al.
37. Berger and Hann
38. Herfindahl-Hirschman
39. Booth and Zhou
40. Gaspar and Massa
41. Kale and Loon
42. Sharma
43. Peress
44. Chuang et al.
45. Dechow & Dichev

۴۶. در ایران به‌علت تفاوت در نحوه تهیه صورت جریان وجوه نقد طبق استاندارد حسابداری شماره ۲ ایران با استاندارد ۹۵ هیئت استانداردهای حسابداری مالی آمریکا، مشابه پژوهش‌های خواجوی و رضایی (۱۳۹۱) و مهدوی و رضایی (۱۳۹۲)، در خصوص CFOit تعدیل روبه‌رو انجام شده است: جریان نقد عملیاتی طبق صورت جریان وجوه نقد + سود سهام پرداختی + جریان نقد مرتبط با بازده سرمایه گذاری‌ها و سود پرداختی بابت تامین مالی - جریان‌های نقدی مرتبط با مالیات.

۴۷. برای بررسی مزایا و دلایل استفاده از این معیار سنجش کیفیت افشا به ستایش و همکاران (۱۳۹۰) رجوع شود.

48. Cooke
49. Firth

منابع

الف. فارسی

خواجوی، شکرالله، محسنی‌فرد، غلامعلی، رضایی و حسینی‌راد، غلامرضا (۱۳۹۲). بررسی اثرهای رقابت در بازار محصول بر مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصل‌نامه مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۱(۳): ۱۱۷-۱۳۲.

ستایش، محمدحسین و کارگرفرد جهرمی، محدثه (۱۳۹۰). بررسی تأثیر رقابت در بازار محصول بر ساختار سرمایه. *فصل‌نامه پژوهش‌های تجربی حسابدرای مالی*، ۱(۱): ۹-۳۱.

ستایش، محمدحسین، کاظم‌نژاد، مصطفی و ذوالفقاری، مهدی (۱۳۹۰). بررسی تأثیر کیفیت افشاء بر نقدشوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳: ۵۵-۷۴.

محمودآبادی، حمید و رضایی، غلامرضا (۱۳۹۱). بررسی اثرات مدیریت سود بر کیفیت

گزارش‌گری مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *اولین همایش منطقه‌ای رویکردهای نوین حسابداری و حسابرسی*. دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندر گز، ۱۲۸-۱۱۳.

نمازی، محمد (۱۳۸۲). نقش پژوهش‌های کیفی در علوم انسانی. *مجله جغرافیا و توسعه*،۱: ۸۷-۶۳.

نمازی، محمد، ابراهیمی، شهلا (۱۳۹۱). بررسی ارتباط بین ساختار رقابتی بازار محصول و بازده سهام. *فصل‌نامه پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی*، ۲ (۱): ۹-۲۷.

نمازی، محمد و رضایی، غلامرضا (۱۳۹۲). بررسی اثرات رقابت در بازار محصول بر سیاست تقسیم سود نقدی شرکت‌ها. *مجله راهبرد مدیریت مالی*، ۱(۳): ۱-۲۴.

ب) انگلیسی

Ali, A., Klasa, S., & Yeung, E. (2009). Product market competition and corporate disclosure policy. Retrieved from SSRN: http://ssrn.com/ abstract=1231465.

Bain, J. S. (1956). *Barriers to New Competition*. Cambridge: Harvard University Press.

Balakrishnan, K., & Cohen, D. A. (2011). Product market competition and financial accounting misreporting. Retrieved from http://ssrn.com/ abstract=1927427.

Berger, P. G., & Hann, R. N. (2007). Segment profitability and the proprietary and agency costs of disclosure. *The Accounting Review,* 82, 869-906.

Booth, L., & Zhou, J. (2009). Market power and dividend policy: A risk-based perspective. Retrieved from SSRN http://papers.ssrn.com /sol3/papers.cfm?abstract_id =129694.

Botosan, C. A., & Stanford, M. (2005). Managers' motives to withhold segment disclosures and the effect of SFAS No. 131 on analysts' information environment. *The Accounting Review*, 80, 751–771.

Brozen, Y. (1971a). Bain's concentration and rates of return revisited. *Journal of Law and Economics*, 14, 351-369.

Brozen, Y. (1971b). The persistence of high rates in high stable concentration industries. *Journal of Law and Economics*, 14, 501-512.

Bushman, R., & Smith, A. (2001). Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics*, 32, 237-333.

Cahan, S. F. (1992). The effect of antitrust investigations on discretionary accruals: A refined test of the political-cost hypothesis. *The Accounting Review*, 67, 77-95.

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

Cheng, P., Man, P., & Yi, C. H. (2013). The impact of product market competition on earnings quality. *Accounting and Finance*, 53,137-162.

Chuang, L., Xiuhong, L., & Zhang, L. (2010). Earnings quality and the agency costs of controlling shareholder. *International Conference on E-Business and E-Government*, 5132-5135.

Clarke, R. (1983). Collusion and the incentives for information sharing. *Bell Journal of Economics*, 14, 383-394.

Cooke, T. E. (1991). An assessment of voluntary disclosure in the annual reports of Japanese corporations. *The International Journal of Accounting*, 26, 174-189.

Darrough, M. N. (1993). Disclosure policy and competition: Cournot vs. Bertrand. *The Accounting Review*, 68, 534-561.

Darrough, M. N., & Stoughton, N. M. (1990). Financial disclosure policy in an entry game. *Journal of Accounting and Economics,* 12, 219-243.

Dechow, P., & Dichev, I. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review,* 77, 35-59.

Demsetz, H. (1973). Industry structure, market rivalry and public policy. *Journal of Law and Economics*, 16, 1-9.

Dhaliwal, D., Huang, S., Khurana, I. K., & Pereira, R. (2008). Product market competition and accounting conservatism. Retrieved from SSRN: http://ssrn.com/abstract=1266754.

Diamond, D. W., & Verrecchia, R. E. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *Journal of Finance*, 46, 1325-59.

Firth, M. (1979). The impact of size, stock market and auditors on voluntary disclosure in corporate annual reports. *Accounting and Business Research*, 9, 273-280.

Francis, J., Lofond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39, 295-327.

Frankel, R., McNichols, M., & Wilson, P. (1995). Discretionary disclosure and external financing. *The Accounting Review,* 70, 135-150.

Gal-Or, E. (1985). Information sharing in oligopoly. *Econometrica*, 53, 329-43.

Gaspar, J. M., & Massa, M. (2006). Idiosyncratic volatility and product market competition. *Journal of Business*, 79, 3125-3152.

Gertner, R., Gibbons, R., & Scharfstein, D. S. (1988). Simultaneous signaling to the capital and product markets. *Rand Journal of Economics*, 19, 173-190.

Giroud, X., & Mueller, H. M. (2010). Does corporate governance matter in competitive industries? *Journal of Financial Economics*, 95, 312-331.

Guadalupe, M., & Pérez-González, F. (2005). The Impact of Product Market Competition on Private Benefits of Control. Working Paper, Columbia University.

Harris, M. S. (1998). The association between competition and managers' business segment reporting decisions. *Journal of Accounting Research*, 36, 111-128.

Hart, O. D. (1983). The market mechanism as an incentive scheme. *Bell Journal of Economics,* 14, 366-382.

Healy, P. M., & Palepu, K. G. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics*, 31, 405-440.

Januszewski, S. I., Köke, J., & Winter, J. K. (2002). Product market competition, corporate governance and firm performance: An empirical analysis for Germany. *Research in Economics*, 56, 299-332.

Kale, J. R., & Loon, Y. C. (2011). Product market power and stock market liquidity. *Journal of Financial Markets*, 14, 376-410

Karuna, C. (2007). Industry Product market competition and managerial incentives. *Journal of Accounting and Economics*, 43, 275-297.

Markarian, G., & Santaló, J. (2009). Product market competition, information and earnings management. Retrieved from SSRN: http://ssrn.com/abstract=1634800.

Peress, J. (2010). Product market competition, insider trading, and stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 65, 1-43.

Rennie, C. G. (2006). Governance structure changes and product market competition: Evidence from US electric utility deregulation. *Journal of Business*, 79, 1989-2017.

Schmidt, K. M. (1997). Managerial incentives and product market competition. *Review of Economics Studies*, 64, 191-213.

Sharma, V. (2010). Stock returns and product market competition: Beyond industry concentration. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 37, 283-299.

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

Verrecchia, R. (2001). Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, 32, 97-180.