

مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز

دوره‌ی چهارم، شماره‌ی اول، بهار و تابستان ۱۳۹۱، پیاپی ۶۲/۳، صفحه‌های ۴۹-۷۹
(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

شناسایی و تبیین عوامل مؤثر بر کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

دکتر محمدحسین ستایش* مصطفی کاظم نژاد**

دانشگاه شیراز

چکیده

هدف این پژوهش، شناسایی و تبیین عوامل مؤثر بر کیفیت افشای اطلاعات، در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. در این راستا، ۱۴۹ شرکت در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۷ بررسی شد. نتایج رگرسیونی حاکی از آن است که کیفیت افشا، رابطه‌ی مستقیم و معناداری با سابقه، نقدینگی، سودآوری و اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی و هم‌چنین رابطه‌ی معکوس و معناداری با اهرم مالی و مالکیت خانوادگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد. براساس نتایج آزمون مقایسه‌ی زوجی، تصویب "دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت شده نزد سازمان" تأثیر معناداری بر کیفیت افشای اطلاعات توسط شرکت‌ها داشته و باعث بهبود آن شده است. افزون بر این، بر اساس آزمون تحلیل واریانس، نوع صنعت بر کیفیت افشا مؤثر است. با این وجود، شواهدی دال بر وجود رابطه‌ی معنادار، بین کیفیت افشا با اندازه‌ی شرکت و ترکیب هیات مدیره یافت نشد.

واژه‌های کلیدی: کیفیت افشا، ویژگی‌های ساختاری شرکت‌ها، ویژگی‌های مالی شرکت‌ها.

* استادیار گروه حسابداری (نویسنده مسئول) email: setayesh@shirazu.ac.ir

** دانشجوی دکتری حسابداری

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۲/۹

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۹/۲۳

۱. مقدمه

هسته‌ی اصلی تئوری نمایندگی، بر این فرض استوار است که مدیران به‌عنوان نمایندگان سهام‌داران ممکن است به‌گونه‌ای عمل نمایند یا تصمیم‌هایی را اتخاذ کنند که لزوماً در راستای به حداکثر رساندن ثروت سهام‌داران نباشد. مطابق این تئوری باید ساز و کار کنترلی یا نظارتی کافی برای محافظت سهام‌داران از تضاد منافع ایجاد شود. موضوع شفافیت^۱ صورت‌های مالی و کیفیت افشای اطلاعات^۲ ارائه شده در آن، به‌عنوان یک راهکار عملی، مورد توجه قرار گرفته است. (کارامونو^۳ و وافیز^۴، ۲۰۰۵: ۴۵۳)

اغلب چنین استدلال می‌شود که جریان شفاف و با کیفیت اطلاعات، موجب کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی می‌گردد. عدم‌تقارن اطلاعاتی، به وضعیتی اطلاق می‌شود که آگاهی مدیران از فعالیت‌های شرکت نسبت به سهام‌داران و سرمایه‌گذاران بالقوه و سایر ذی‌نفعان بیش‌تر است. چنین عدم‌تقارن اطلاعاتی، موجب بروز مشکلاتی نظیر مخاطره اخلاقی و انتخاب نادرست می‌شود. بنابراین، به منظور حفظ منافع سهام‌داران و سایر افراد ذی‌نفع، افشای عمومی و با کیفیت اطلاعات ضروری است. (حساس‌یگانه و نادى‌قمی، ۱۳۸۵: ۳۷)

وجود اطلاعات مالی شفاف و قابل‌مقایسه، هم‌چنین رکن رکین پاسخ‌گویی و تصمیم‌گیری‌های اقتصادی آگاهانه و از ملزومات بی‌بدیل توسعه اقتصادی (کمیته تدوین استانداردهای حسابداری، ۱۳۸۵: پیشگفتار) و دستیابی به یک بازار سرمایه‌ی کارا، به‌شمار می‌رود. (فاستر^۵، ۱۹۸۶: ۳۰۰)

با توجه به مطالب پیش‌گفته مبنی بر اهمیت کیفیت افشا، پژوهش حاضر، به بررسی تجربی عوامل مؤثر بر کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

۲. مبانی نظری پژوهش

۲-۱. عوامل مؤثر بر کیفیت افشا

۲-۱-۱. اندازه‌ی شرکت

به دلایل زیر، انتظار می‌رود که شرکت‌های بزرگ‌تر، اطلاعات را با کیفیت بهتری افشا

کنند:

۱. شرکت‌های بزرگ، دارای منابع کافی به‌منظور جمع‌آوری، تحلیل و ارائه‌ی حجم وسیعی از داده‌ها با حداقل هزینه هستند (اوسه-آنسه^۶، ۲۰۰۰: ۲۴۳ و السعید^۷، ۲۰۰۵: ۳۱۳). افزون بر این، در شرکت‌های بزرگ، اطلاعات تفصیلی برای گزارشگری داخلی به مدیران ارشد گردآوری می‌شود. بنابراین، افشای چنین اطلاعاتی چندان هزینه‌بر نیست. (سینقاوی^۸ و دسای^۹، ۱۹۷۱: ۱۳۱ و بازبی^{۱۰}، ۱۹۷۵: ۱۸)

۲. شرکت‌های بزرگ، به دلیل نیازمندی به منابع تأمین مالی بیشتر، اطلاعات را با کیفیت بهتری افشا می‌کنند (سینقاوی و دسای، ۱۹۷۱: ۱۳۱). مباحث نظری و شواهد تجربی حاکی از آن است که رابطه‌ی منفی و معناداری، بین کیفیت افشا و هزینه‌ی سرمایه‌ی ناشی از تأمین مالی وجود دارد. (دالیوال و همکاران^{۱۱}، ۱۹۷۹: ۲۶۱ و دستگیر و بزاززاده، ۱۳۸۲: ۹۳)

۳. شرکت‌های کوچک، بیش‌تر احساس می‌کنند که افشای کامل اطلاعات می‌تواند موقعیت رقابتی آن‌ها را با خطر مواجهه کند. بنابراین، اطلاعات کم‌تر و با کیفیت پایین‌تری را افشا می‌کنند. (سینقاوی و دسای، ۱۹۷۱: ۱۳۱؛ رافورنیر^{۱۲}، ۱۹۹۵: ۲۶۲ و بازبی، ۱۹۷۵: ۱۹)

۴. شرکت‌های بزرگ، به هزینه‌های سیاسی، حساس‌ترند. (واتز^{۱۳} و زیمرمن^{۱۴}، ۱۹۸۶: ۲۳۵) یافته‌های پژوهش تجربی زیمرمن (۱۹۸۳) این ادعا را تأیید می‌کند. شرکت‌های بزرگ، اطلاعات بیش‌تر و با کیفیت‌تری افشا می‌کنند تا انتقادهای عمومی یا دخالت دولت در فعالیت‌هایشان را کاهش دهند. (رافورنیر، ۱۹۹۵: ۲۶۳)

۵. شرکت‌های بزرگ، تمایل بیش‌تری به استفاده از سیستم‌های کنترل داخلی قوی و حسابرسان داخلی دارند. بنابراین، صورت‌های مالی با کیفیت‌تری ارائه و حسابرسان مستقل، زمان کم‌تری صرف اجرای آزمون‌های رعایت و محتوا می‌کنند. در نتیجه، تأخیر در ارائه‌ی گزارش حسابرسی، حداقل شده و شرکت‌ها می‌توانند به‌موقع اطلاع‌رسانی کنند. (اوسه-آنسه، ۲۰۰۰: ۲۴۴)

۲-۱-۲. نوع صنعت

به دلیل ویژگی‌های منحصر به فرد شرکت‌های یک صنعت خاص، ممکن است رویه-

های افشای متفاوتی، نسبت به شرکت‌های سایر صنایع اتخاذ شود. این اقتباس رویه‌های افشای خاص برای صنایع مختلف، ممکن است بر کیفیت و میزان افشای آن‌ها مؤثر باشد. (والاس و همکاران^{۱۵}، ۱۹۹۴: ۴۷) واتز و زیمرمن (۱۹۸۶: ۲۳۹) پیشنهاد می‌کنند که عضویت در یک صنعت (نوع صنعت)، حساسیت سیاسی یک شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. افزون بر این، فاستر (۱۹۸۶: ۳۷) معتقد است که "ملاحظات هزینه‌های سیاسی می‌تواند تصمیمات افشای شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار دهد". بنابراین، انتظار می‌رود شرکت‌های موجود در یک صنعت که در معرض هزینه‌های سیاسی، مشابهی قرار دارند، سیاست و راهبرد افشای مشابهی را اتخاذ کنند. مؤید این مطلب، وضع مالیات بر سود مازاد شرکت‌های نفتی ایالات متحده آمریکا در اواخر دهه‌ی ۱۹۷۰ است که تاحدودی به دلیل مبالغ هنگفتی بود که شرکت‌های نفتی، به‌عنوان افزایش سود در سال‌های قبل از تصویب این قانون، گزارش کرده بودند. در این شرایط، شرکت‌های نام‌برده روش‌های حسابداری انتخاب می‌کردند که سود را کم‌تر نشان دهد و آن را به تعویق بیندازد. این امر بر زمان‌بندی و کیفیت افشای شرکت‌های نفتی مؤثر بود. اینچاستی^{۱۶} (۱۹۹۷: ۵۶) مدعی است که بر اساس تئوری پیام‌رسانی^{۱۷}، اگر شرکتی راهبرد گزارشگری مشابهی سایر شرکت‌های موجود در صنعت مشابهی خود را اتخاذ نکند، بازار این امر را به‌عنوان یک "خبر بد" مخابره می‌کند. بنابراین، انتظار می‌رود که شرکت‌های یک صنعت، رویه‌ها و راهبردهای گزارشگری مشابهی اتخاذ کنند.

۳-۱-۲. سابقه‌ی شرکت

شرکت‌ها، رویه‌های گزارشگری و کیفیت افشای اطلاعات خود را در طول زمان بهبود می‌بخشند. (السعید، ۲۰۰۵: ۳۱۳)

اوسه-آنسه (۲۰۰۰: ۲۴۶) ادعا می‌کند که به‌موقع بودن و در نتیجه کیفیت افشای اطلاعات یک شرکت، تحت تأثیر سابقه‌ی آن است. وی براساس نظریه‌ی منحنی یادگیری، چنین استدلال می‌کند که با افزایش تعداد گزارش‌های سالانه‌ی ارائه شده توسط یک شرکت، زمان تأخیر گزارشگری، کاهش (به‌موقع بودن افزایش) می‌یابد. با افزایش یادگیری حسابداران و تهیه و ارائه‌کنندگان اطلاعات در طول زمان، مشکلاتی که باعث تأخیر در

گزارشگری می‌شود، به حداقل ممکن می‌رسد. بنابراین، یک شرکت با سابقه‌ی بیش‌تر در جمع‌آوری، پردازش و ارائه‌ی اطلاعات، به موقع‌تر عمل می‌کند و اطلاعات را با کیفیت و شفافیت بیش‌تری افشا می‌کند.

۴-۱-۲. اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی

به‌طور کلی، اعتقاد بر آن است که گزارش‌های سالانه نه تنها حسابرسی می‌شود، بلکه محتوای آن، تحت تأثیر حسابرسان قرار می‌گیرد. با فرض وجود چنین تأثیری و اعتقاد حسابرسان، مبنی بر این‌که عملکردشان از طریق کیفیت گزارش‌های سالانه توسط آن‌ها مورد قضاوت قرار می‌گیرد، احتمال زیادی وجود دارد که مؤسسه‌های بزرگ حسابرسی (که وابستگی کم‌تری به یک یا چندین صاحبکار خود دارند) پیشنهاد کنند که اطلاعات بیش‌تر و با کیفیت‌تری در گزارش‌های سالانه‌ی صاحبکاران‌شان ارائه شود. افزون بر این، احتمال بیش‌تری وجود دارد که صاحبکاران حسابرسی با عقاید و نظرات شرکت‌های حسابرسی بزرگ، بیش‌تر موافقت کنند. در مقابل، مؤسسه‌های حسابرسی کوچک، توانایی تأثیرگذاری بر رویه‌های افشای صاحبکار خود را ندارند و تلاش می‌کنند تا نیازهای صاحبکاران را به‌منظور حفظ آن‌ها، برآورده کنند. (والاس و همکاران، ۱۹۹۴: ۴۷)

۵-۱-۲. اهرم مالی

تامین مالی از طریق استقراض، حداقل به دو صورت زیر، به‌عنوان یک ساز و کار کاهنده‌ی هزینه‌های نمایندگی به حل مشکل نمایندگی کمک می‌کند: (نوروش و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۱)

۱. با انتشار سهام جدید، درصد مالکیت مدیران کاهش می‌یابد. بنابراین، تأمین مالی از طریق استقراض، در مقایسه با انتشار سهام جدید، مانع از کاهش درصد مالکیت و در نتیجه افزایش هم‌سوئی منافع مدیران و مالکان می‌شود.
۲. افزایش بدهی با کاهش جریان‌های نقد در اختیار مدیریت، باعث کاهش هزینه‌ی نمایندگی جریان‌های نقد آزاد می‌گردد. رابطه‌ی مدیران و اعتباردهندگان متفاوت از رابطه آن‌ها با سهام‌داران است. بدین معنی که میزان و زمان پرداخت اصل و فرع بدهی، توسط مدیران تعهد شده است، در صورتی که آن‌ها تعهدی مبنی بر توزیع میزان معینی از سود در

زمان‌های از پیش تعیین شده به سهام‌داران ندارند. استقراض با خروج وجوه نقد به صورت منظم و از پیش تعیین شده، منجر به کاهش جریان‌های نقدی آزاد شده و این امر امکان سرمایه‌گذاری چنین وجوهی را در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی منفی، کاهش می‌دهد. در نتیجه با افزایش استقراض، هزینه‌ی نمایندگی جریان‌های نقد آزاد کاهش می‌یابد. افزون بر این، با توجه به این که شفافیت صورت‌های مالی و کیفیت افشای اطلاعات ارائه شده در آن، به‌عنوان یک راهکار عملی برای کاهش هزینه‌های نمایندگی، مورد توجه قرار گرفته است (کارامونو و وافیز، ۲۰۰۵: ۴۵۳)، انتظار می‌رود که شرکت‌های اهرمی (با هزینه‌های نمایندگی کم‌تر)، تعهد کم‌تری در قبال افشای اطلاعات با کیفیت بالا داشته باشند و در نتیجه اطلاعات کم‌تر یا با کیفیت پایین‌تری را افشا کنند. به عبارت دیگر، انتظار می‌رود رابطه‌ی اهرم مالی و میزان افشا معکوس باشد.

۶-۱-۲. سودآوری

یک شرکت با اخبار خوب (عملکرد مساعد)، افزایش در ارزش بازار سهام و اعتبار مدیریت را تجربه می‌کند. نقطه‌ی مقابل این امر برای شرکت با اخبار بد (عملکرد منفی) صادق است (اوسه-آنسه، ۲۰۰۰: ۲۴۴).

سینقاوی و دسای (۱۹۷۱: ۱۳۴) بر این عقیده‌اند که سودآوری، معیاری از مدیریت مناسب و شایسته است. مدیریت شرکت سودآور، به‌منظور تشریح توانایی‌اش در حداکثر کردن ثروت سهام‌داران و حمایت از موقعیت‌ها و پاداش‌هایش، اطلاعات را تفصیلی و با کیفیت بهتری ارائه می‌کند. در مقابل، زمانی که سودآوری پایین است، مدیریت ممکن است به منظور پنهان کردن دلایل زیان یا کاهش سود، اطلاعات کم‌تری افشا کند. مدیریت شرکت، تمایلی به ارائه‌ی اطلاعات مربوط به کاهش فروش و سود بخش‌ها، به‌ویژه زمانی که یک یا چند بخش زیان‌ده است، ندارد. در مقابل، مدیر کل سود را افشا می‌کند تا روندهای نزولی بخش‌های فرعی در رقم کل، مخفی شود.

اینچاستی (۱۹۹۷: ۵۴) معتقد است که شرکت‌های سودآورتر، اطلاعات بیش‌تر و با کیفیت‌تری ارائه می‌کنند. وی چنین استدلال می‌کند که بر اساس تئوری نمایندگی، مدیران شرکت‌های سودآور، از افشای اطلاعات به‌منظور دستیابی به مزایای شخصی استفاده می‌-

کنند. بنابراین، آن‌ها اطلاعات تفصیلی و با کیفیت، ارائه می‌کنند تا از تداوم موقعیت‌ها و قراردادهای پاداش خود حمایت کنند. بر اساس تئوری پیام‌رسانی، مالکان به‌منظور اجتناب از ارزش‌یابی شدن کم‌تر از واقع سهام خود، نسبت به ارائه‌ی اخبار خوب به بازار سرمایه، راغب هستند. بر اساس تئوری فرآیندهای سیاسی، شرکت‌های سودآورتر به افشای بیش‌تر و با کیفیت‌تر اطلاعات علاقمندند تا سطح سود را توجیه کنند.

۷-۱-۲. ساختار مالکیت

به‌طور کلی، شرکت‌ها را می‌توان به دو دسته‌ی خانوادگی و غیرخانوادگی طبقه‌بندی کرد. شرکت‌های خانوادگی، با افق سرمایه‌گذاری طولانی‌تر، هزینه‌های بالقوه بیش‌تری در مقایسه با مزایای افشای به‌موقع و با کیفیت اطلاعات، متحمل می‌شوند و در نتیجه افشای کم‌تر را ترجیح می‌دهند. چنین استدلال می‌شود که شرکت‌های خانوادگی، انگیزه یا پاسخ-گویی چندانی، در برابر هزینه‌های اطلاعاتی سرمایه‌گذاران عمومی ندارند، زیرا سهام‌داران عمده، به اطلاعات مورد نیاز خود دسترسی دارند. افزون بر این، مالکان خانوادگی، در مقایسه با سایر مالکان به‌طور معمول، بیش‌تر در عرصه‌ی مدیریت شرکت، به‌عنوان مدیران اجرایی و یا هیئت مدیره دخالت می‌کنند. بنابراین، مالکان خانوادگی، دسترسی بهتری به اطلاعات دارند و بهتر می‌توانند بر مدیریت نظارت داشته باشند و در نتیجه، مسائل و مشکلات نمایندگی بین مدیریت و سهام‌داران، کاهش می‌یابد و به‌دلیل نقش جایگزینی (جان‌شینی) نظارت مستقیم و افشای اطلاعات توسط شرکت، سایر سهام‌داران از نظارت مالکان خانوادگی بر مدیران، به‌طور مجانی استفاده می‌کنند. در نتیجه، تقاضای کم‌تری برای اطلاعات عمومی وجود دارد. بنابراین، شرکت‌های خانوادگی، اطلاعات را با حجم و کیفیت پایین‌تری افشا می‌کنند. (چن و همکاران^{۱۸}، ۲۰۰۸: ۵۰۵)

۸-۱-۲. نقدینگی

نقدینگی، توان ایفای تعهدات مالی شرکت را نشان می‌دهد و احتمال ورشکستگی و بحران مالی، در شرکت‌های با نسبت‌های نقدینگی پایین، بیش‌تر است. بنابراین، انتظار می‌رود شرکت‌های برخوردار از یک وضعیت مالی سالم، اطلاعات بیش‌تر و با کیفیت‌تری در مقایسه با شرکت‌هایی که از کمبود نقدینگی رنج می‌برند، افشا کنند. این موضوع در شرایط

رکود اقتصادی، مصداق بیش‌تری دارد (السعید، ۲۰۰۵: ۳۱۴).

۹-۱-۲. ترکیب هیات مدیره

آجین‌کیا و همکاران^{۱۹} (۲۰۰۵: ۳۴۴) ادعا می‌کنند که اعضای غیرموظف هیات‌مدیره، علاوه بر نظارت بر کیفیت اطلاعات مالی، نقش با اهمیتی در تعیین و نظارت بر سیاست‌های افشای اختیاری، ایفا می‌کنند. با توجه به نقش امانی (معتمدانه)^{۲۰} اعضای غیرموظف نسبت به سهام‌داران، این اعضا مسئولیت دارند تا زمانی که افشای بیش‌تر به نفع سهام‌داران است، نسبت به افشای بیش‌تر و باکیفیت‌تر اطلاعات، اطمینان حاصل کنند. با توجه به موقعیت خاص و استقلال فرضی اعضای غیرموظف، انتظار می‌رود که این اعضا انگیزه‌ی بیش‌تری برای حصول اطمینان از کیفیت افشا و شفافیت اطلاعاتی داشته باشند. افزون بر این، تا حدودی که مدیران غیرموظف بر سیاست افشا و بهبود شفافیت اطلاعاتی نظارت دارند، انتظار می‌رود که افشا دقیق‌تر و از خوش‌بینی کم‌تری برخوردار باشد.

۱۰-۱-۲. دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت‌شده نزد سازمان:

در راستای اجرای بندهای ۱۱ و ۱۸ ماده‌ی ۷ و ماده‌ی ۴۵ قانون بازار اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران، مصوب آذرماه ۱۳۸۴ مجلس شورای اسلامی، این دستورالعمل در ۳ فصل، ۲۱ ماده و ۹ تبصره در تاریخ ۱۳۸۶/۰۵/۰۳ به تصویب هیات مدیره‌ی سازمان بورس و اوراق بهادار و در تاریخ ۱۳۸۶/۰۵/۲۸ ابلاغ گردیده است. فصل اول به تعاریف و اصطلاحات، فصل دوم به کلیات و فصل سوم به موارد افشا، اختصاص دارد.

۳. پیشینه‌ی پژوهش

۱-۳. پژوهش‌های خارجی

سینقاوی و دسای (۱۹۷۱) به بررسی تأثیر تعداد سهام‌داران، وضعیت پذیرش^{۲۱}، اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی، نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و حاشیه سود بر کیفیت افشا پرداختند. یافته‌های پژوهش، حاکی از آن است که متغیرهای اندازه (مجموع دارایی‌ها و تعداد سهام‌داران)، پذیرش در بورس، حسابرسی شدن توسط مؤسسه‌های حسابرسی بزرگ و سودآوری، تأثیر مثبت و معناداری بر کیفیت افشا دارد.

یافته‌های پژوهش کوک^{۲۲} (۱۹۸۹) حاکی از آن است که شرکت‌های غیرتجاری در مقایسه با شرکت‌های تجاری، اطلاعات بیش‌تری را افشا می‌کنند. افزون بر این، رابطه‌ی مثبت و معناداری، بین نقدینگی و کیفیت افشا وجود دارد.

یافته‌های پژوهش والاس و همکاران (۱۹۹۴) مؤید آن است که جامعیت گزارش‌های سالانه در اسپانیا، با اندازه و پذیرش در بورس‌های مادرید یا والنسیا، رابطه‌ی مستقیم و با نقدینگی، رابطه‌ی معکوس دارد.

یافته‌های پژوهش زارزسکی^{۲۳} (۱۹۹۶) حاکی از آن است که با افزایش فروش‌های خارجی و اندازه‌ی شرکت و هم‌چنین کاهش نسبت بدهی، کیفیت و میزان افشا افزایش می‌یابد.

پیتون^{۲۴} و زلنکا^{۲۵} (۱۹۹۷) عوامل مؤثر، بر حدود افشا را بررسی کردند. نتایج رگرسیون ساده، حاکی از وجود رابطه‌ی معنادار، بین حدود افشا در گزارش‌های سالانه با اندازه، سودآوری، اهرم مالی، وضعیت پذیرش در بورس، اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی و تعداد کارکنان است.

اوسه-آنسه (۲۰۰۰) عوامل مؤثر بر به‌موقع بودن گزارشگری مالی را بررسی کرد. یافته‌های رگرسیون حاکی از آن است که اندازه، سودآوری و سابقه‌ی شرکت، رابطه‌ی معناداری با به‌موقع بودن گزارش‌های سالانه‌ی آن دارد. هو^{۲۶} و وانگ^{۲۷} (۲۰۰۱) ارتباط ویژگی‌های حاکمیت شرکتی و حدود افشای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس هنگ‌کنگ را بررسی کردند. نتایج پژوهش بیانگر آن است که وجود کمیته حسابرسی به‌طور مثبت و معنادار و نسبت اعضای خانوادگی به کل اعضای هیات مدیره، به‌طور معکوسی به میزان افشای اختیاری مرتبط است. یافته‌های پژوهش چوا^{۲۸} و گری^{۲۹} (۲۰۰۲) حاکی از آن است که میزان مالکیت غیرخانوادگی، به‌طور مستقیم (هم‌جهت) و میزان مالکیت خانوادگی، به‌طور معکوسی به سطح افشای اطلاعات، مربوط است. یافته‌های پژوهش لیو^{۳۰} و سان^{۳۱} (۲۰۱۰) حاکی از آن است که کیفیت افشا در شرکت‌هایی که در نهایت توسط کنترل کنندگان خصوصی کنترل می‌شوند، نسبت به شرکت‌هایی که در نهایت، توسط دولت کنترل می‌شوند، پایین‌تر است.

۲-۳. پژوهش‌های داخلی

ثقفی و ملکیان (۱۳۷۷) ارتباط جامعیت گزارش‌های سالیانه و ویژگی‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. در این پژوهش، با مقایسه‌ی مواردی که در هر شرکت افشا شده و مواردی که باید افشا شود، امتیاز جامعیت هر شرکت مشخص شد. یافته‌های پژوهش، بیانگر آن است که بین اندازه‌ی شرکت، نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، فروش خالص و نسبت سود قبل از مالیات به فروش خالص با افشای کامل گزارش‌های سالانه، رابطه‌ی معناداری وجود دارد. نتایج پژوهش کاشانی‌پور و همکاران (۱۳۸۸) حاکی از آن است که مدل پژوهش، ۲۰ درصد از تغییرات افشای اختیاری را تبیین می‌کند. با این وجود، رابطه‌ی معناداری بین افشای اختیاری و مدیران غیرموظف یافت نشد. نتایج پژوهش مهدوی و قاسمی (۱۳۸۸) حاکی از آن است که سازه‌های اجتماعی قانون‌گرایی، اطمینان‌طلبی و فردگرایی، بر افشاگری مالی شرکت‌های مورد بررسی، تأثیر معنادار و مستقیمی دارد. یافته‌های پژوهش مهدوی‌پور و همکاران (۱۳۸۹) حاکی از آن است که بین افشای اطلاعات مالی از طریق اینترنت (متغیر وابسته) با اندازه، اهرم و نوع صنعت، رابطه‌ی معناداری وجود دارد. با این وجود، ارتباطی بین افشای اطلاعات مالی از طریق اینترنت و سودآوری، مشاهده نشد.

۴. فرضیه‌های پژوهش

بر اساس مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش، فرضیه‌های زیر تدوین و آزمون شده است:

۱. رابطه‌ی معناداری، بین ویژگی‌های ساختاری شرکت‌ها و کیفیت افشای اطلاعات

آن‌ها، وجود دارد.

۱.۱. رابطه‌ی معناداری، بین اندازه و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد.

۱.۲. رابطه‌ی معناداری، بین سابقه و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد.

۱.۳. رابطه‌ی معناداری، بین ساختار مالکیت و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها

وجود دارد.

۱.۴. رابطه‌ی معناداری، بین ترکیب هیئت‌مدیره و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها

وجود دارد.

۵. ۱. رابطه‌ی معناداری، بین نوع صنعت و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود

دارد.

۲. رابطه‌ی معناداری، بین ویژگی‌های مالی شرکت‌ها و کیفیت افشای اطلاعات آن‌ها،

وجود دارد.

۱. ۲. رابطه‌ی معناداری، بین سودآوری و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود

دارد.

۲. ۲. رابطه‌ی معناداری، بین اهرم مالی و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود

دارد.

۳. ۲. رابطه‌ی معناداری، بین نقدینگی و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد.

۳. ۳. رابطه‌ی معناداری، بین اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی و کیفیت افشای اطلاعات

شرکت‌ها وجود دارد.

۴. کیفیت افشا و شفافیت، پس از تصویب "دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات

شرکت‌های ثبت شده نزد سازمان" تغییر یافته است.

۵. متغیرهای پژوهش

۵-۱. متغیرهای مستقل:

متغیرهای مستقل این پژوهش، عوامل مؤثر بر کیفیت افشای اطلاعات است که در

بخش مبانی نظری، به تشریح ماهیت و چگونگی تأثیر آن‌ها بر کیفیت افشا، پرداخته شد.

اندازه‌ی شرکت: به دلیل وجود وقفه‌های معاملاتی طولانی مدت یا اندک بودن حجم

مبادلات انجام شده بر روی سهام، بسیاری از شرکت‌های مورد بررسی و هم‌چنین ناکارایی

بورس اوراق بهادار تهران، به نظر می‌رسد که کاربرد معیار ارزش بازار، از قابلیت اتکای

کافی برخوردار نیست. استفاده از معیار فروش، نسبت به معیار مجموع دارایی‌ها مزیت

دارد. زیرا رقم فروش، نسبت به مجموع دارایی‌ها مربوط‌تر است. بنابراین، لگاریتم طبیعی

فروش به عنوان معیار اندازه‌ی شرکت انتخاب شد.

سابقه‌ی شرکت: سابقه‌ی شرکت، بیانگر سال‌هایی است که از زمان درج نام شرکت در بورس اوراق بهادار تهران گذشته است.

ساختار مالکیت (خانوادگی در مقابل غیرخانوادگی): بر اساس استاندارد حسابداری شماره‌ی ۲۰ ایران، "در غیاب شواهد نقض‌کننده، در مواردی که واحد سرمایه‌گذار (به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم از طریق واحدهای تجاری فرعی) حداقل ۲۰ درصد از قدرت رأی در واحد سرمایه‌پذیر را داشته باشد، دارای نفوذ قابل‌ملاحظه در واحد سرمایه‌پذیر است." بنابراین، مشابه پژوهش محمدی (۱۳۸۸) شرکت‌های خانوادگی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

شرکت‌هایی که یا حداقل بیست درصد از سهام آن‌ها، به‌صورت فردی یا گروهی در دست اعضای خانواده باشد و یا حداقل یکی از اعضای نسبی یا سببی خانواده، عضو هیات مدیره و یا مدیر اجرایی بوده و به‌طور فعال در هیات مدیره شرکت مشارکت داشته باشد. ترکیب هیئت‌مدیره: ترکیب هیات مدیره، نسبت اعضای غیرموظف به کل اعضای هیات مدیره است.

نوع صنعت: نوع صنعت، بیانگر صنعتی است که شرکت در آن فعالیت می‌کند. با توجه به محدودیت‌های اعمال شده در نمونه‌ی آماری، تعداد شرکت‌های انتخابی برخی از صنایع اندک بوده و بنابراین، با صنایع مشابه ترکیب گردیده است. در نهایت، ۱۰ گروه صنعت بررسی شد.

سودآوری: در این پژوهش، برای سنجش سودآوری از بازده مجموع دارایی‌ها استفاده می‌شود. دلیل انتخاب بازده دارایی‌ها به‌عنوان متغیری برای سنجش سودآوری شرکت، این است که نسبت نام‌برده با راهبرد شرکت و عملکرد مدیریت رابطه‌ی مستقیم دارد. به‌عنوان مثال، ۸۰ درصد پژوهش‌هایی که به بررسی عملکرد شرکت‌ها پرداخته‌اند، بازده دارایی‌ها را به‌عنوان یک معیار مهم ارزیابی عملکرد انتخاب کرده‌اند. (ولف، ۲۰۰۳: ۱۵۶)

اهرم مالی: یکی از مهم‌ترین مقیاس‌های اهرم، نسبت بدهی است که از تقسیم بدهی‌ها به دارایی‌ها به‌دست می‌آید (فاستر، ۱۹۸۶).

نقدینگی: با توجه به وجود روش‌های مختلف، برای محاسبه‌ی بهای تمام شده

موجودی کالا (شناسایی ویژه، اولین صادره از اولین وارده و میانگین موزون)، در این پژوهش، ترجیح داده شد که از نسبت سریع برای سنجش نقدینگی شرکت‌ها استفاده شود. دلیل دیگر استفاده از نسبت سریع برای سنجش نقدینگی، احتمال وجود موجودی مواد و کالاهایی است که قابلیت تبدیل آن‌ها به وجه نقد اندک است.

اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی: برای سنجش اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی، از متغیرهای مجازی استفاده شده است. اگر شرکتی توسط سازمان حسابرسی، حسابرسی شده باشد عدد یک و در غیر این صورت، عدد صفر به آن اختصاص می‌یابد.

"دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت شده نزد سازمان": این دستورالعمل در ۳ فصل، ۲۱ ماده و ۹ تبصره در تاریخ ۱۳۸۶/۰۵/۰۳ به تصویب هیات مدیره‌ی سازمان بورس و اوراق بهادار و در تاریخ ۱۳۸۶/۰۵/۲۸ ابلاغ گردیده است.

۲-۵. متغیر وابسته

در این پژوهش، کیفیت افشا، به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. شاخص کیفیت در پژوهش حاضر، امتیازهای تعلق گرفته به هر شرکت است که توسط سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و از طریق اطلاعیه‌ی "رتبه‌بندی شرکت‌ها، از نظر کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی مناسب" منتشر می‌شود. "امتیاز اطلاع‌رسانی ناشران، بر اساس زمان ارائه‌ی اطلاعات مربوط به پیش‌بینی درآمد هر سهم، صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای حسابرسی نشده ۳، ۶ و ۹ ماهه، اظهارنظر حسابرس نسبت به پیش‌بینی درآمد هر سهم اولیه و ۶ ماهه، اظهارنظر حسابرس نسبت به صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای ۶ ماهه، صورت‌های مالی حسابرسی نشده‌ی پایان سال و تفاوت بین پیش‌بینی‌ها و عملکرد واقعی حسابرسی شده، محاسبه شده است. ضمناً در صورت عدم ارائه‌ی به‌موقع صورت‌های مالی حسابرسی شده پایان سال و زمان‌بندی پرداخت سود سهام‌داران، امتیاز منفی به ازای هر روز تاخیر در نظر گرفته شده است." (سازمان بورس و اوراق بهادار، ۱۳۸۶: ۱)

۶. روش انجام پژوهش

۶-۱. جامعه و نمونه‌ی آماری

جامعه‌ی آماری این پژوهش، کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۷ است. شرکت‌های مورد بررسی، به روش حذفی و بر اساس معیارهای زیر انتخاب شده است:

۱. تا پایان اسفند ماه سال ۱۳۸۱ در بورس اوراق بهادار تهران، پذیرفته شده باشد.
 ۲. سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد و در دوره زمانی مورد بررسی، تغییری در آن ایجاد نشده باشد.
 ۳. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آن‌ها در دوره‌ی مورد بررسی، مثبت باشد.
 ۴. به دلیل ماهیت متفاوت، جزء مؤسسه‌های مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها نباشد.
 ۵. اطلاعات مالی مورد نیاز برای انجام این پژوهش را در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۷ به طور کامل ارائه کرده باشد.
- با توجه به بررسی‌های انجام شده، تعداد ۱۴۹ شرکت در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۷ حائز شرایط فوق بوده و بررسی شده است.

۶-۲. روش تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه‌های پنجم و دهم، به ترتیب از تحلیل واریانس و آزمون مقایسه‌ی زوجی استفاده شده است. در آزمون سایر فرضیه‌ها، از ضریب همبستگی و رگرسیون $(y=a+bx+\epsilon)$ استفاده شد. در نهایت، به منظور ارائه‌ی مدل جامعی از عوامل مؤثر بر کیفیت افشا، از مدل رگرسیونی چندگانه استفاده شده است. برای ورود متغیرهای مستقل در رگرسیون چندگانه، از روش گام به گام استفاده گردید. در تحلیل رگرسیون چندگانه، متغیرهای پیش‌بینی کننده، بر اساس اهمیت آن‌ها در تبیین متغیر وابسته، وارد معادله می‌شوند. در رگرسیون چندگانه، به روش گام به گام تا جایی متغیرها وارد معادله می‌شوند که دیگر کمکی به پیش‌بینی نکنند و عدم ورود به معادله، بیانگر معنادار نبودن رابطه نیست.

۷. تجزیه و تحلیل نتایج

۷-۱. آمار توصیفی

در ابتدا و قبل از آزمون فرضیه‌ها، آماره‌های توصیفی محاسبه شده شامل میانگین، میانه و انحراف معیار متغیرهای مورد بررسی، در نگاره‌ی شماره‌ی ۱ نشان داده شده است.

نگاره‌ی ۱: آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

انحراف معیار	میانگین	آماره متغیر	انحراف معیار	میانگین	آماره متغیر
۰/۱۵	۰/۶۷	نسبت بدهی	۱/۴۱	۱۲/۶۵	اندازه‌ی شرکت
۰/۴۴	۰/۷۲	نسبت آنی	۸/۸۹	۱۴/۱۲	سابقه‌ی شرکت
۲۲/۶۹	۴۴/۵۳	کیفیت افشا	۰/۱۹	۰/۶۴	ترکیب هیئت مدیره
			۰/۲۵	۰/۱۴	بازده دارایی‌ها

افزون بر این، ۳۱ شرکت (از ۱۴۹ شرکت مورد بررسی) دارای مالکیت خانوادگی و مالکیت ۱۱۸ شرکت، غیرخانوادگی است.

۷-۲. تحلیل تک متغیره

فرضیه‌ی اول: رابطه‌ی معناداری، بین اندازه و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد.

نگاره‌ی شماره‌ی ۲ خلاصه‌ی اطلاعات مدل رگرسیونی برازش شده، برای متغیرهای اندازه و کیفیت افشا را نشان می‌دهد:

نگاره ۲: نتایج رگرسیونی فرضیه‌ی اول

نام متغیر	a	b	R	R ²	آماره t	آماره F	مقدار احتمال	نتیجه‌ی فرضیه
اندازه‌ی شرکت	۵۵/۶۲۹	-۰/۸۷۸	-۰/۰۵۵	۰/۰۰۳۰	-۱/۶۳۵	۲/۶۷۴	۰/۱۰۲	پذیرش H ₀

با توجه به منفی بودن ضریب متغیر مستقل در نگاره‌ی ۲، رابطه‌ی معکوسی بین اندازه و کیفیت افشا وجود دارد که با توجه به مقدار احتمال ($p\text{-value} > 0/05$)، این رابطه از لحاظ آماری، معنادار نیست. بنابراین، فرض H_0 مبنی بر صفر بودن ضریب متغیر اندازه را نمی‌توان رد کرد. به عبارت دیگر، فرضیه‌ی پژوهش رد شده و رابطه‌ی معناداری بین اندازه و کیفیت افشا وجود ندارد.

فرضیه‌ی دوم: رابطه‌ی معناداری، بین سابقه و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد.

نگاره‌ی شماره‌ی ۳ خلاصه‌ی اطلاعات مدل رگرسیونی برازش شده، برای متغیرهای سابقه و کیفیت افشا را نشان می‌دهد:

نگاره ۳: نتایج رگرسیونی فرضیه‌ی دوم

نام متغیر	a	b	R	R ²	آماره t	آماره F	مقدار احتمال	نتیجه‌ی فرضیه
سابقه	۳۶/۴۳۵	۰/۴۹۷	۰/۱۸۴	۰/۰۳۳۸	۵/۶	۳۱/۳۶۳	۰/۰۰۰	رد H_0

با توجه به مثبت بودن ضریب متغیر مستقل در نگاره‌ی ۳، رابطه‌ی مستقیمی بین سابقه و کیفیت افشا وجود دارد که با توجه به مقدار احتمال ($p\text{-value} < 0/05$) محاسبه شده توسط نرم‌افزار، این رابطه از لحاظ آماری، معنادار است. بنابراین، فرض H_0 مبنی بر صفر بودن ضریب متغیر سابقه‌ی شرکت رد می‌شود. به عبارت دیگر، فرضیه‌ی پژوهش تأیید شده و رابطه‌ی مستقیم و معناداری، بین سابقه‌ی شرکت و کیفیت افشای آن وجود دارد. با توجه به مقدار ضریب تعیین، متغیر سابقه ۳/۳۸ درصد از تغییرات کیفیت افشا را تبیین می‌کند. این رابطه نیز ضعیف است.

فرضیه‌ی سوم: رابطه‌ی معناداری، بین ساختار مالکیت و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد.

نگاره‌ی شماره‌ی ۴ خلاصه‌ی اطلاعات مدل رگرسیونی برازش شده، بین متغیرهای

ساختار مالکیت و کیفیت افشا را نشان می‌دهد. بدین منظور، از متغیر مجازی استفاده شده است. متغیر کیفی ساختار مالکیت، دارای دو سطح (خانوادگی در مقابل غیرخانوادگی) است. بنابراین، استفاده از یک متغیر مجازی کفایت می‌کند. در این راستا، به شرکت‌های خانوادگی، عدد یک و به شرکت‌های غیرخانوادگی، صفر اختصاص داده شده است. در این فرضیه، با توجه به ثابت بودن وضعیت ساختار مالکیت شرکت‌های مورد بررسی در دوره پژوهش، میانگین کیفیت افشا در طول دوره پژوهش (۱۳۸۷-۱۳۸۲) به‌عنوان متغیر وابسته، در نظر گرفته شده است.

نگاره ۴: نتایج رگرسیونی فرضیه‌ی سوم

نام متغیر	a	b	R	R ²	آماره t	آماره F	مقدار احتمال	نتیجه‌ی فرضیه
ساختار مالکیت	۵۴/۰۷۸	-۸/۴۳۳	-۰/۱۸	۰/۰۳۲۴	-۲/۲۱۳	۴/۸۹۹	۰/۰۲۸	رد H ₀

با توجه به منفی بودن ضریب متغیر مستقل در نگاره‌ی ۴، رابطه‌ی معکوسی بین مالکیت خانوادگی و کیفیت افشا در دوره‌ی مورد بررسی، وجود دارد که با توجه به مقدار احتمال ($p\text{-value} < ۰/۰۵$) محاسبه شده توسط نرم‌افزار، این رابطه از لحاظ آماری، معنادار است. بنابراین، فرض H_0 مبنی بر صفر بودن ضریب متغیر ساختار مالکیت، رد می‌شود. به عبارت دیگر، فرضیه پژوهش تأیید شده و رابطه‌ی معناداری، بین ساختار مالکیت و کیفیت افشا وجود دارد. در نتیجه، کیفیت افشا در شرکت‌های خانوادگی به طور معناداری پایین‌تر از شرکت‌های غیرخانوادگی است. با توجه به مقدار ضریب تعیین، متغیر ساختار مالکیت ۳/۲۴ درصد از تغییرات کیفیت افشا را تبیین می‌کند. این رابطه نیز ضعیف است.

فرضیه‌ی چهارم: رابطه‌ی معناداری، بین ترکیب هیئت‌مدیره و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد.

نگاره‌ی شماره‌ی ۵ خلاصه‌ی اطلاعات مدل رگرسیونی برازش شده، برای متغیرهای

ترکیب هیات مدیره و کیفیت افشا را نشان می‌دهد:

نگاره ۵: نتایج رگرسیونی فرضیه‌ی چهارم

نام متغیر	a	b	R	R ²	آماره t	آماره F	مقدار احتمال	نتیجه‌ی فرضیه
ترکیب هیات مدیره	۴۳/۲۷۳	۱/۹۳	۰/۰۱۶	۰/۰۰۰۰۲	۰/۴۹۲	۰/۲۴۲	۰/۶۲۳	پذیرش H ₀

با توجه به مثبت بودن ضریب متغیر مستقل در نگاره‌ی ۵، رابطه‌ی مستقیمی بین ترکیب هیات مدیره و کیفیت افشا، وجود دارد که با توجه به مقدار احتمال ($p\text{-value} > 0.05$) محاسبه شده توسط نرم‌افزار، این رابطه از لحاظ آماری، معنادار نیست. بنابراین، فرض H_0 مبنی بر صفر بودن ضریب متغیر، ترکیب هیات مدیره را نمی‌توان رد کرد. به عبارت دیگر، فرضیه‌ی پژوهش رد شده و رابطه‌ی معناداری، بین ترکیب هیات مدیره و کیفیت افشا وجود ندارد.

فرضیه‌ی پنجم: رابطه‌ی معناداری، بین نوع صنعت و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد.

برای آزمون فرضیه‌ی پنجم، از تحلیل واریانس یک طرفه استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی پنجم، در نگاره‌ی شماره‌ی ۶ نشان داده شده است:

نگاره ۶: نتایج تحلیل واریانس فرضیه‌ی پنجم

نتیجه‌ی فرضیه	مقدار احتمال	آماره F	میانگین مجموع مربعات	درجه‌ی آزادی	مجموع مربعات	
رد H ₀	۰/۰۰۰	۸/۳۳۴	۱۶۰۶/۸۰۵	۹	۱۴۴۶۱/۲۴۵	بین گروه‌ها
			۱۹۲/۷۹۱	۱۳۹	۲۶۷۹۷/۹۷۳	درون گروه‌ها
				۱۴۸	۴۱۲۵۹/۲۱۸	کل

با توجه به مقدار احتمال ($p\text{-value} < 0/05$) در نگاره ۶، فرض H_0 مبنی بر یکسان بودن کیفیت افشای اطلاعات در شرکت‌های موجود در صنایع مختلف، رد می‌شود. بنابراین، کیفیت افشای اطلاعات در شرکت‌های موجود در صنایع مختلف، یکسان نیست. با این وجود، با استفاده از تحلیل واریانس، نمی‌توان قضاوت کرد که این تفاوت بین کدام یک از صنایع است. به همین دلیل، برای تعیین محل تفاوت‌ها در بین صنایع مختلف، از آزمون توکی استفاده شده است. نتایج آزمون توکی بیانگر آن است که تفاوت معناداری بین میانگین کیفیت افشای صنعت دارویی با صنایع منسوجات، خودرو، غذایی، شیمیایی، الکترونیکی، ماشین‌آلات، فلزات و کاشی وجود دارد. افزون بر این، تفاوت معناداری بین میانگین کیفیت افشا در صنعت سیمان و الکترونیکی، وجود دارد.

فرضیه‌ی ششم: رابطه‌ی معناداری، بین سودآوری و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد.

نگاره‌ی شماره‌ی ۷ خلاصه‌ی اطلاعات مدل رگرسیونی برازش شده، برای متغیرهای بازده دارایی‌ها و کیفیت افشا را نشان می‌دهد:

نگاره ۷: نتایج رگرسیونی فرضیه‌ی ششم

نام متغیر	a	b	R	R^2	آماره t	آماره F	مقدار احتمال	نتیجه‌ی فرضیه
بازده دارایی‌ها	۴۱/۹۰۳	۱۸/۳۰۲	۰/۲۰۵	۰/۰۴۲۰	۶/۲۴۹	۳۹/۰۵۲	۰/۰۰۰	رد H_0

با توجه به مثبت بودن ضریب متغیر مستقل در نگاره‌ی ۷، رابطه‌ی مستقیمی، بین بازده دارایی‌ها و کیفیت افشا، وجود دارد که با توجه به مقدار احتمال ($p\text{-value} < 0/05$) محاسبه شده توسط نرم‌افزار، این رابطه از لحاظ آماری، معنادار است. بنابراین، فرض H_0 مبنی بر صفر بودن ضریب متغیر بازده دارایی‌ها، رد می‌شود. به عبارت دیگر، فرضیه‌ی پژوهش تأیید شده و رابطه‌ی مستقیم و معناداری بین بازده دارایی‌های شرکت و کیفیت افشای آن

وجود دارد. با توجه به مقدار ضریب تعیین، متغیر بازده دارایی‌ها ۴/۲ درصد از تغییرات کیفیت افشا را تبیین می‌کند ولی این رابطه ضعیف است.

فرضیه‌ی هفتم: رابطه‌ی معناداری، بین اهرم مالی و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد.

نگاره‌ی شماره‌ی ۸ خلاصه‌ی اطلاعات مدل رگرسیونی برازش شده، برای متغیرهای اهرم مالی و کیفیت افشا را نشان می‌دهد:

نگاره‌ی ۸: نتایج رگرسیونی فرضیه‌ی هفتم

نام متغیر	a	b	R	R ²	آماره t	آماره F	مقدار احتمال	نتیجه‌ی فرضیه
اهرم مالی	۶۹/۳۸۵	-۳۷/۰۲۳	-۰/۲۵۷	۰/۰۶۶	-۷/۹۴۱	۶۳/۰۵۸	۰/۰۰۰	رد H ₀

با توجه به منفی بودن ضریب متغیر مستقل در نگاره‌ی ۸، رابطه‌ی معکوسی، بین اهرم مالی و کیفیت افشا، وجود دارد که با توجه به مقدار احتمال ($p\text{-value} < ۰/۰۵$) محاسبه شده توسط نرم‌افزار این رابطه از لحاظ آماری، معنادار است. بنابراین، فرض H_0 مبنی بر صفر بودن ضریب متغیر اهرم مالی شرکت، رد می‌شود. به عبارت دیگر، فرضیه‌ی پژوهش تأیید شده و رابطه‌ی معکوس و معناداری بین اهرم مالی شرکت و کیفیت افشای آن وجود دارد. با توجه به مقدار ضریب تعیین، متغیر اهرم مالی ۶/۶ درصد از تغییرات کیفیت افشا را تبیین می‌کند. این رابطه نیز ضعیف است.

فرضیه‌ی هشتم: رابطه‌ی معناداری، بین نقدینگی و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد.

نگاره‌ی شماره‌ی ۹ خلاصه‌ی اطلاعات مدل رگرسیونی برازش شده، برای متغیرهای نسبت سریع و کیفیت افشا را نشان می‌دهد:

نگاره ۹: نتایج رگرسیونی فرضیه‌ی هشتم

نام متغیر	a	b	R	R ²	آماره t	آماره F	مقدار احتمال	نتیجه‌ی فرضیه
نسبت سریع	۳۶/۳۳۵	۱۱/۲۸۵	۰/۲۱۶	۰/۰۴۶۶	۶/۶۱۲	۴۳/۷۲۳	۰/۰۰۰	رد H ₀

با توجه به مثبت بودن ضریب متغیر مستقل در نگاره‌ی ۹، رابطه‌ی مستقیمی، بین نسبت سریع و کیفیت افشا، وجود دارد که با توجه به مقدار احتمال ($p\text{-value} < ۰/۰۵$) محاسبه شده توسط نرم‌افزار، این رابطه از لحاظ آماری، معنادار است. بنابراین، فرض H_0 مبنی بر صفر بودن ضریب متغیر نسبت سریع، رد می‌شود. به عبارت دیگر، فرضیه‌ی پژوهش تأیید شده و رابطه‌ی مستقیم و معناداری، بین نسبت سریع شرکت و کیفیت افشای آن وجود دارد. با توجه به مقدار ضریب تعیین، متغیر نسبت سریع ۴/۶۶ درصد از تغییرات کیفیت افشا را تبیین می‌کند. این رابطه نیز ضعیف است.

فرضیه‌ی نهم: رابطه‌ی معناداری، بین اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد.

نگاره‌ی شماره‌ی ۱۰ خلاصه‌ی اطلاعات مدل رگرسیونی برازش شده، برای متغیرهای اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی و کیفیت افشا را نشان می‌دهد. متغیر کیفی اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی دارای دو سطح است. به شرکت‌های حسابرسی شده توسط سازمان حسابرسی، عدد یک و به شرکت‌های حسابرسی شده توسط سایر مؤسسه‌های حسابرسی، عدد صفر اختصاص داده شد.

نگاره ۱۰: نتایج رگرسیونی فرضیه‌ی نهم

نام متغیر	a	b	R	R ²	آماره t	آماره F	مقدار احتمال	نتیجه‌ی فرضیه
اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی	۴۱/۸۱۱	۸/۲۷۱	۰/۱۷۲	۰/۰۲۹۵	۵/۲۰۶	۲۷/۱۰۵	۰/۰۰۰	رد H ₀

با توجه به مثبت بودن ضریب متغیر مستقل در نگاره‌ی ۱۰، رابطه‌ی مستقیمی، بین اندازه مؤسسه حسابداری و کیفیت افشا، وجود دارد که با توجه به مقدار احتمال ($p\text{-value} < 0/05$) محاسبه شده توسط نرم‌افزار، این رابطه از لحاظ آماری، معنادار است. بنابراین، فرض H_0 مبنی بر صفر بودن ضریب متغیر اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابداری، رد می‌شود. به عبارت دیگر، فرضیه‌ی پژوهش تأیید شده و رابطه‌ی مستقیم و معناداری، بین اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابداری و کیفیت افشای آن وجود دارد. در نتیجه، شرکت‌های حسابداری شده توسط سازمان حسابداری، دارای کیفیت افشای بالاتری نسبت به شرکت‌های حسابداری شده توسط سایر مؤسسه‌های حسابداری هستند. با توجه به مقدار ضریب تعیین، متغیر اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابداری ۲/۹۵ درصد از تغییرات کیفیت افشا را تبیین می‌کند. این رابطه نیز ضعیف است.

فرضیه‌ی دهم: کیفیت افشای اطلاعات توسط شرکت‌ها، پس از تصویب "دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت شده نزد سازمان" تغییر یافته است.

برای آزمون فرضیه دهم، از آزمون مقایسه‌ی زوجی استفاده شده است. در این پژوهش، میانگین داده‌های کیفیت افشا قبل از سال ۸۶ (تاریخ تصویب و ابلاغ این دستورالعمل) و بعد از آن سال، محاسبه و سپس با استفاده از آزمون مقایسه‌ی زوجی، به بررسی تأثیر آن دستورالعمل پرداخته می‌شود. اگر آزمون نشان دهد که داده‌های قبل و بعد از دوره، دارای تفاوت معناداری هستند، در این صورت دستورالعمل نام‌برده، مؤثر بوده است. نگاره‌ی شماره‌ی ۱۱ شاخص‌های آمار توصیفی دو جامعه را نشان می‌دهد:

نگاره ۱۱: شاخص‌های آمار توصیفی کیفیت افشا قبل و بعد از تصویب دستورالعمل

میانگین	فراوانی	انحراف معیار	خطای معیار میانگین
۴۸/۸۷۲	۱۴۹	۲۲/۴۱۸	۱/۸۳۶
۴۲/۵۹۲	۱۴۹	۱۶/۲۶۸	۱/۳۳۲

نگاره‌ی شماره‌ی ۱۲ نتایج آزمون t را نشان می‌دهد. با توجه به مقدار احتمال

($p\text{-value} < 0/05$) فرض H_0 مبنی بر نبود تفاوت معنادار، بین کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها قبل و بعد از تصویب دستورالعمل، رد می‌شود. به عبارت دیگر، تفاوت معناداری، بین کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها قبل و بعد از تصویب دستورالعمل اجرایی در سطح خطای ۵٪ وجود دارد. اختلاف میانگین و انحراف معیار اختلاف کیفیت افشا بعد و قبل از دستورالعمل، به ترتیب ۶/۲۸۰ و ۱۷/۷۳۶ است. فاصله‌ی اطمینان برای اختلاف میانگین کیفیت افشا بعد و قبل از دستورالعمل، به صورت [۳/۴۰۸ و ۹/۱۵۱] است. با توجه به مثبت بودن حد پایین و بالا، میانگین کیفیت افشا پس از دستورالعمل از میانگین کیفیت افشا قبل از دستورالعمل، بیش‌تر است که با توجه به مقدار احتمال ($p\text{-value} < 0/05$) این اختلاف از لحاظ آماری، معنادار است.

نگاره ۱۲: نتایج آزمون t برای فرضیه‌ی دهم

مقدار احتمال	t آماره	فاصله‌ی اطمینان ۹۵ درصدی برای اختلاف میانگین		انحراف معیار اختلاف	اختلاف میانگین	متغیرهای زوجی
		حد بالا	حد پایین			
۶/۲۸۰	۱۷/۷۳۶	۳/۴۰۸	۹/۱۵۱	۴/۳۲۲	۰/۰۰۰	کیفیت افشا بعد و قبل از دستورالعمل

۷-۳. تحلیل چند متغیره

به منظور ارائه‌ی مدل جامعی از عوامل مؤثر بر کیفیت افشا، از مدل رگرسیونی چندگانه استفاده شده است. در این راستا، هشت متغیر مستقل اندازه‌ی شرکت، سابقه‌ی شرکت، ساختار مالکیت، ترکیب هیئت‌مدیره، سودآوری، اهرم مالی، نقدینگی و اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی، وارد معادله رگرسیون شد. برای ورود متغیرهای مستقل در رگرسیون چندگانه، از روش گام به گام استفاده گردید. در تحلیل رگرسیون چندگانه، متغیرهای پیش‌بینی کننده بر اساس اهمیت آن‌ها در تبیین متغیر وابسته، وارد معادله می‌شوند. در رگرسیون چندگانه به روش گام به گام، تا جایی متغیرها وارد معادله می‌شوند که دیگر کمکی به پیش‌بینی نکنند و عدم ورود به معادله، بیانگر معنادار نبودن رابطه نیست. نگاره‌ی

شماره‌ی ۱۳ خلاصه‌ی نتایج حاصل از برازش معادله رگرسیونی چندگانه را نشان می‌دهد:

نگاره ۱۳: نتایج رگرسیون چندگانه به روش گام به گام

گام	متغیر وارد شده	R	R ²	R ² افزوده شده	b	Beta	آماره t	معناداری
۱	اهرم مالی	۰/۲۵۸	۰/۰۶۷	-	-۲۹/۳۴۹	-۰/۲۰۵	-۶/۲۰۹	۰/۰۰۰
۲	اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی	۰/۳۰۴	۰/۰۹۲	۰/۰۲۵	۷/۹۳۳	۰/۱۶۵	۵/۰۹۶	۰/۰۰۰
۳	نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۳۳۵	۰/۱۱۲	۰/۰۲	۱۳/۷۰۷	۰/۱۵۴	۴/۷۰۷	۰/۰۰۰
۴	اندازه	۰/۳۴۲	۰/۱۱۷	۰/۰۰۵	-۱/۲۱۲	-۰/۰۷۶	-۲/۳۰۳	۰/۰۲۲

$$a=۷۵/۰۱۴ \quad R^2=۰/۱۱۷ \quad R=۰/۳۴۲ \quad F=۲۹/۴۱۵ \quad Sig=۰/۰۰۰$$

با توجه به نتایج نگاره‌ی ۱۳، چهار متغیر اهرم مالی، اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی، نرخ بازده دارایی‌ها و اندازه‌ی شرکت در معادله باقی مانده‌اند. با توجه به مقدار ضریب تعیین، این متغیرها در نهایت حدود ۱۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. این رابطه نیز ضعیف است.

۸. بحث و نتیجه‌گیری

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌ی اول، حاکی از آن است که رابطه‌ی معناداری، بین اندازه‌ی شرکت و کیفیت افشا وجود ندارد. نتایج به دست آمده در زمینه‌ی بررسی رابطه‌ی بین اندازه و کیفیت افشا، برخلاف یافته‌های حاصل از پژوهش‌های سینقاوی و دسای (۱۹۷۱)، والاس و همکاران (۱۹۹۴)، زارزسکی (۱۹۹۶)، پیتون و زلنکا (۱۹۹۷) و اوسه-آنسه (۲۰۰۰) است که وجود رابطه‌ی مستقیم و معنادار را تأیید کردند. با این وجود، بر اساس پژوهش حاضر، رابطه‌ی معکوس و ضعیفی (غیرمعنادار) بین اندازه و کیفیت افشا وجود دارد. رابطه‌ی معکوس (اما ضعیف) بین اندازه و کیفیت افشا را می‌توان چنین توجیه کرد که شرکت‌های بزرگ به هزینه‌های سیاسی، حساس‌ترند و اطلاعات کم‌تر و با کیفیت پایین‌تری ارائه می‌کنند. (واتز و زیمرمن، ۱۹۸۶: ۲۳۵)

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌ی دوم، حاکی از آن است که رابطه‌ی مستقیم و

معنادار و ضعیفی، بین سابقه و کیفیت افشا وجود دارد. وجود چنین رابطه‌ای، مطابق انتظار و مبانی نظری پژوهش است. این نتیجه با یافته‌های پژوهش اوسه-آنسه (۲۰۰۰) منطبق است.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه سوم، حاکی از آن است که رابطه‌ی معنادار و ضعیفی، بین ساختار مالکیت و کیفیت افشا وجود دارد. کیفیت افشا در شرکت‌های خانوادگی، به طور معناداری پایین‌تر از شرکت‌های غیرخانوادگی است. وجود چنین رابطه‌ای، مطابق انتظار و مبانی نظری پژوهش است. نتیجه‌ی حاصل از آزمون این فرضیه، در راستای نتایج پژوهش انجام شده به وسیله‌ی چوا و گری (۲۰۰۲) است.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌ی چهارم، حاکی از آن است که رابطه‌ی معنادار و ضعیفی، بین ترکیب هیات مدیره و کیفیت افشا وجود ندارد. وجود چنین رابطه‌ای، برخلاف انتظار و مبانی نظری پژوهش است. این نتیجه، با یافته‌های پژوهش هو و وانگ (۲۰۰۱) منطبق است و تا حدودی یافته‌های پژوهش کاشانی پور و همکاران (۱۳۸۸) مبنی بر نبود رابطه‌ی معنادار، بین افشای اختیاری و مدیران غیرموظف را تأیید می‌کند. کاشانی-پور و همکاران (۱۳۸۸: ۹۶) دلایل عدم تأثیرگذاری مدیران غیرموظف، بر میزان افشای اختیاری اطلاعات را به شرح زیر بیان می‌کنند:

۱. وجود روابط خاص، بین مدیران غیرموظف و مدیران موظف.
 ۲. مدیران غیرموظف، نماینده‌ی یک خانواده یا سهامدار عمده در هیات مدیره هستند.
 ۳. عضو هیئت مدیره شرکت‌های زیرگروه بوده و دارای سمت اجرایی هستند.
 ۴. تعدادی از اعضای موظف و غیرموظف، نماینده‌ی یک شخصیت حقوقی است.
- به نظر می‌رسد که دلایل ذکر شده، در توجیه نبود رابطه‌ی معنادار، بین ترکیب هیات مدیره (نسبت اعضای غیرموظف به کل اعضای هیات مدیره) و کیفیت افشا، مصداق دارد. یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌ی پنجم، حاکی از آن است که کیفیت افشای اطلاعات در شرکت‌های موجود در صنایع مختلف، با هم متفاوت است. به عبارت دیگر، صنعتی که شرکت در آن فعالیت دارد، تأثیر با اهمیتی بر کیفیت افشای اطلاعات آن دارد. وجود چنین رابطه‌ای، مطابق انتظار و مبانی نظری پژوهش است. این نتیجه، با یافته‌های

پژوهش کوک (۱۹۸۹) و هو و وانگ (۲۰۰۱) منطبق است و بر خلاف یافته‌های پژوهش والاس و همکاران (۱۹۹۴) است که در آن شواهدی، دال بر وجود رابطه‌ی معنادار، بین نوع صنعت و کیفیت افشا مشاهده نشد.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌ی ششم، حاکی از آن است که رابطه‌ی مستقیم و معناداری، بین بازده دارایی‌ها و کیفیت افشا وجود دارد. وجود چنین رابطه‌ای، مطابق انتظار و مبانی نظری پژوهش است. یافته‌های بررسی رابطه‌ی بین بازده دارایی‌ها و کیفیت افشا با یافته‌های پژوهش‌های سینقاوی و دسای (۱۹۷۱)، پیتون و زلنکا (۱۹۹۷) و اوسه-آنسه (۲۰۰۰) منطبق است. با این وجود، نتیجه آزمون این فرضیه بر خلاف یافته‌های پژوهش والاس و همکاران (۱۹۹۴) است که در آن شواهدی دال بر وجود رابطه‌ی معنادار، بین سودآوری و کیفیت افشا مشاهده نشد.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌ی هفتم، حاکی از آن است که رابطه‌ی معکوس و معناداری، بین اهرم مالی و کیفیت افشا وجود دارد. نتیجه‌ی بررسی رابطه‌ی بین اهرم مالی و کیفیت افشا (وجود رابطه‌ی منفی و معنادار) با یافته‌های پژوهش زارزسکی (۱۹۹۶) هماهنگ است. با این وجود نتیجه‌ی نام‌برده برخلاف یافته‌های پژوهش‌های والاس و همکاران (۱۹۹۴) و اوسه آنسه (۲۰۰۰) است که شواهدی دال بر وجود رابطه‌ی معنادار، مشاهده نکردند.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌ی هشتم، حاکی از آن است که رابطه‌ی مستقیم و معنادار ضعیفی، بین نسبت سریع و کیفیت افشا وجود دارد. وجود چنین رابطه‌ای، مطابق انتظار و مبانی نظری پژوهش است. نتیجه‌ی این فرضیه، با یافته‌های پژوهش کوک (۱۹۸۹) منطبق است. با این وجود با یافته‌های پژوهش والاس و همکاران (۱۹۹۴) متناقض است.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌ی نهم، حاکی از آن است که رابطه‌ی مستقیم و معنادار ضعیفی، بین اندازه‌ی مؤسسه‌ی حسابرسی و کیفیت افشا وجود دارد. وجود چنین رابطه‌ای، مطابق انتظار و مبانی نظری پژوهش است. نتیجه‌ی این فرضیه، با یافته‌های پژوهش‌های سینقاوی و دسای (۱۹۷۱) و پیتون و زلنکا (۱۹۹۷) منطبق است و با یافته‌های پژوهش والاس و همکاران (۱۹۹۴) مبنی بر نبود رابطه‌ی معنادار، بین اندازه‌ی مؤسسه‌ی

حسابرسی و کیفیت افشا، متناقض است.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌ی دهم، حاکی از آن است که تفاوت معناداری، بین کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها، قبل و بعد از تصویب دستورالعمل اجرایی وجود دارد. به عبارت دیگر، دستورالعمل اجرایی، تأثیر مثبت و معناداری بر کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها داشته است. تأثیر معنادار و مثبت دستورالعمل اجرایی، بر کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها، مطابق انتظار و مبانی نظری پژوهش است.

یادداشت‌ها

- | | |
|-----------------------|-----------------------|
| 1. Transparency | 2. Disclosure Quality |
| 3. Karamanou | 4. Vafeas |
| 5. Foster | 6. Owusu-Ansah |
| 7. Alsaeed | 8. Singhavi |
| 9. Desai | 10. Buzby |
| 11. Dhaliwal et al. | 12. Raffournier |
| 13. Watts | 14. Zimmerman |
| 15. Wallace et al. | 16. Inchausti |
| 17. Signalling Theory | 18. Chen et al. |
| 19. Ajinkya et al. | 20. Fiduciary |
| 21. Listing Status | 22. Cooke |
| 23. Zarzeski | 24. Patton |
| 25. Zelenka | 26. Ho |
| 27. Wong | 28. Chau |
| 29. Gray | 30. Liu |
| 31. Sun | |

منابع

الف. فارسی

- تقفی، علی و ملکیان، اسفندیار (۱۳۷۷). جامعیت گزارش‌های سالانه و ویژگی‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در سازمان بورس اوراق بهادار تهران. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۲ و ۲۳: ۳۴-۷.
- حساس‌یگانه، یحیی و خیرالهی، مرشد (۱۳۸۷). حاکمیت شرکتی و شفافیت. حسابدار، ۲۰۳: ۲۰۳.

۷۴-۷۹.

حساس یگانه، یحیی و نادى قمى، ولى (۱۳۸۵). نقش شفافیت در اثربخشی حاکمیت شرکتی. *حسابدار*، ۱۷۹: ۳۲-۳۷.

دستگیر، محسن و بزاززاده، حمیدرضا (۱۳۸۲). تأثیر میزان افشاء بر هزینه‌ی سهام عادی. *تحقیقات مالی*، ۱۶: ۸۳-۱۰۳.

سازمان بورس و اوراق بهادار (۱۳۸۶). کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی مناسب. *سایت بورس اوراق بهادار تهران*.

کاشانی‌پور، محمد؛ رحمانی، علی و پارچینی پارچین، سید مهدی. (۱۳۸۸). رابطه‌ی بین افشای اختیاری و مدیران غیرموظف. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۵۷: ۱۰۰-۸۵.

کمیته تدوین استانداردهای حسابداری (۱۳۸۵). *استانداردهای حسابداری*. چاپ هشتم، تهران: انتشارات سازمان حسابرسی.

محمدی، محمد (۱۳۸۸). بررسی کیفیت سود شرکت‌های خانوادگی و غیرخانوادگی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه شیراز.

مهدوی، غلامحسین و میثم قاسمی (۱۳۸۸). تأثیر سازه‌های اجتماعی قانون‌گرایی، اطمینان طلبی، سطح تحصیلات، فردگرایی، جنسیت، رشته‌ی تحصیلی و سابقه‌های کاری بر افشاگری مالی. *مجله پیشرفت‌های حسابداری*، ۱: ۱۹۱-۲۱۵.

مهدوی‌پور، علی؛ موسوی شیری، محمود و کریمی ریابی، علی‌رضا (۱۳۸۹). قدرت عوامل مؤثر بر افشای اطلاعات مالی از طریق اینترنت در وب سایت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات حسابداری*، ۵: ۱۶۰-۱۴۲.

نوروش، ایرج؛ کرمی، غلامرضا و وافى ثانی، جلال (۱۳۸۸). بررسی رابطه‌ی ساز و کارهای نظام راهبری شرکت و هزینه‌های نمایندگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات حسابداری*، ۱: ۲۷-۴.

هیات مدیره‌ی سازمان بورس و اوراق بهادار (۱۳۸۶). *دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت‌شده نزد سازمان*.

ب. انگلیسی

- Ajinkya, B., Bhojraj, S., and Sengupta, P. (2005). The association between outside directors, institutional investors and the properties of management earning forecast. *Journal of Accounting Research*, 43(3): 343-376.
- Alsaeed, K. (2005). The association between firm characteristics and disclosure. *Journal of American Academy of Business*, 7(1): 310-321.
- Buzby, S. L. (1975). Company size, listed versus unlisted stocks, and the extent of financial disclosure. *Journal of Accounting Research*, 13(1): 16-37.
- Chau, G. k. and Gray, S. J. (2002). Ownership structure and corporate voluntary disclosure in Hong Kong and Singapore. *The International Journal of Accounting*, 37: 247-265.
- Chen, S., Chen, X., and Cheng, Q. (2008). Do family firms provide more or less voluntary disclosure?. *Journal of Accounting Research*, 46 (3): 499-536.
- Cooke, T. E. (1989). Voluntary corporate disclosure by Swedish companies. *Journal of International Financial Management and Accounting*, 2: 113-124.
- Dhaliwal, D. S., Spicer, B. H., and Vickrey, D. (1979). The quality of disclosure and the cost of capital. *Journal of Business Finance & Accounting*, 6 (2): 245-266.
- Forker, J. J. (1992). Corporate governance and disclosure quality. *Accounting and Business Research*, 22: 111-124.
- Foster, G. (1986). *Financial Statement Analysis*. New Jersey: Prentice-Hall. Inc.
- Francis, J. R. and Wilson, E. R. (1988). Auditor changes: A joint test of theories relating to agency cost and auditor differentiation. *The Accounting Review*, 63 (4): 663-682.
- Ho, S. S. M. and Wong, K. S. (2001). A study of the relationship between corporate governance structures and the extent of voluntary disclosure. *Journal of International Accounting, Auditing & Taxation*, 10: 139-156.

- Inchausti, B. J. (1997). The influence of company characteristics and accounting regulation on information disclosed by spanish firms. *European Accounting Review*, 6 (1): 45-68.
- Karamanou, I. and Vafeas, N. (2005). The association between corporate boards, audit committees, and management earnings forecasts: An empirical analysis. *Journal of Accounting Research*, 43 (3): 453-486.
- Liu, G. and Sun, J. (2010). Ultimate ownership structure and corporate disclosure quality: Evidence from China. *Managerial Finance*, 36 (5): 452-467.
- Owusu-Ansah, S. (2000). Timeliness of corporate financial reporting in emerging capital markets: Empirical evidence from the zimbabwe stock exchange. *Accounting and Business Research*, 30 (3): 241-254.
- Patton, J. and Zelenka, I. (1997). An empirical analysis of the determinants of the extent of disclosure in annual reports of joint stock companies in the Czench Republic. *European Accounting Review*, 6 (4): 605-626.
- Pownall, G. and Schipper, K. (1999). Implications of accounting research for the sec's consideration of international accounting standards for U.S. securities offerings. *Accounting Horizons*, 13 (3): 259-280.
- Raffournier, B. (1995). The determinants of voluntary financial disclosure by swiss listed companies. *European Accounting Review*, 4 (2): 261-280.
- Singhavi, S. S. and Desai, H. B. (1971). An empirical analysis of the quality of corporate financial disclosure. *The Accounting Review*, 46 (1): 129-138.
- Wallace, R. S. O., Naser, k., and Mora, A. (1994). The relationship between the comprehensiveness of corporate annual reports and firm Characteristics in Spain. *Accounting and Business Research*, 25: 41-53.
- Watts, R. and Zimmerman, J. L. (1986). *Positive Accounting Theory*. United States of America: Prentice-Hall Inc.
- Wolfe, J. (2003). The Tobin's Q as a company performance indicator. *Developments in Business Simulation and Experimental Learning*, 30: 155-160.

Zarzeski, M. T. (1996). Spontaneous harmonization effects of culture and market forces on accounting disclosure practice. *Accounting Horizons*, 10 (1): 18-37.