

فصلنامه علمی-پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال سوم، شماره اول، شماره پایی (هشتم) بهار ۱۳۹۴
تاریخ دریافت: ۹۲/۹/۶ تاریخ پذیرش: ۹۳/۹/۴
صف: ۴۱-۵۴

مطالعه رابطه بین سطح افشاری داوطلبانه و هزینه‌های نمایندگی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

شکرالله خواجه‌جوی^{۱*}، وحید علیزاده طلاوچه^۲

۱- هیأت علمی گروه حسابداری دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
shkhajavi@rose.shirazu.ac.ir
۲- کارشناس ارشد حسابداری دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
vahid_alizadeh7@yahoo.com

چکیده

در این پژوهش، رابطه بین سطح افشاری داوطلبانه و هزینه‌های نمایندگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است. در این راستا، تأثیر اندازه شرکت، نسبت بدھی، نسبت اعضای غیر موظف هیأت مدیره و تمرکز مالکیت نیز کنترل شده است. برای اندازه گیری متغیر سطح افشاری داوطلبانه، چک لیست بوتوسان (۱۹۹۷) که توسط کاشانی‌پور و همکاران (۱۳۸۸) تعدل شده، استفاده شده که شامل ۷۱ شاخص در شش بخش کلی پیشینه اطلاعاتی، خلاصه‌ای از نتایج مهم تاریخی، آماره‌های کلیدی غیر مالی، اطلاعات بخش‌ها، اطلاعات پیش‌بینی و بحث و تحلیل مدیریت است. همچنین، از نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش، نسبت گردش دارایی‌ها و نسبت کیوتوبین به عنوان معیارهای هزینه‌های نمایندگی استفاده شده است. برای آزمون فرضیه اصلی پژوهش، رگرسیون چند متغیره با استفاده از داده‌های ترکیبی استفاده شده است. یافته‌های حاصل از بررسی ۶۷ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۰ بیانگر آن است که بین نسبت هزینه عملیاتی به فروش و نسبت کیوتوبین با سطح افشاری داوطلبانه به ترتیب رابطه منفی و مثبت معناداری وجود دارد؛ ولی بین نسبت گردش دارایی‌ها و سطح افشاری داوطلبانه شرکت‌ها رابطه معناداری مشاهده نشد.

واژه‌های کلیدی: سطح افشاری داوطلبانه، نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش، نسبت گردش دارایی‌ها، نسبت کیوتوبین.

مقدمه

خواهد بود و این هزینه‌ها نیز بر هزینه پاداش مدیران تأثیر خواهد گذاشت [۲۸]. بنابراین، مدیرانی که پیش‌بینی می‌کنند سهامداران از طریق افزایش فعالیت‌های نظارتی، الگوهای تصمیم‌گیری آنان را کنترل خواهند کرد، با هدف مقاعده کردن سرمایه‌گذاران به این که اقداماتشان در جهت مطلوب است، دست به افشاءی داوطلبانه خواهند زد [۳۵]. در نتیجه، به دلیل کاهش ریسک سوءاستفاده از منابع شرکت به وسیله مدیران، افشاءی داوطلبانه می‌تواند مشکل نمایندگی را تا حد زیادی حل کند و باعث کاهش هزینه‌های نمایندگی شرکت‌ها شود.

مبانی نظری پژوهش

میک^۶ و همکاران (۱۹۹۵) افشاءی داوطلبانه را اینگونه تعریف کردند: افشاءی مازاد بر الزام اطلاعاتی که نشان‌دهنده انتخاب‌های آزاد بخشن مدیریت در مورد ارایه اطلاعات حسابداری و سایر اطلاعاتی از شرکت است که مربوط به نیازهای تصمیم‌گیری استفاده کنندگان از گزارشات مالی پنداشته می‌شود. معمولاً، افشاءی داوطلبانه از طریق گزارش‌های سالانه ارایه می‌شود، اما دیگر منابع ارتباطی مانند اخبار منتشر شده در مطبوعات، سایتهاي اينترنتي و كفرانس‌ها و همايش‌ها نيز موجب افشاءی داوطلبانه را فراهم می‌کند [۲۰]. افشاءی داوطلبانه اساساً در راستای منافع سهامداران، بانک‌ها و دیگر تأمین کنندگان سرمایه صورت می‌گیرد که معمولاً شامل اطلاعات در مورد استراتژی شرکت، مسایل رقابتی، فعالیت‌های تولیدی، استراتژی بازاریابی و مسایل مربوط به سرمایه انسانی است. حتی با افزایش الزام‌های افشاءی اجباری،

به منظور به دست آوردن اعتماد سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه، شرکت‌ها نیاز به افزایش شفافیت^۱ در ارایه اطلاعات (اعم از مالی و غیرمالی) دارند. به منظور افزایش شفافیت، شرکت‌ها می‌توانند تصمیم به گسترش سیاست‌های افشاءی^۲ خود و به تبع آن افشاءی داوطلبانه^۳ به عنوان یک ابزار مهم اقتصادی، بگیرند. همانطور که هیلی و پالپو^۴ (۲۰۰۱) بیان کردند: افشا و گزارشگری مالی ابزار مهمی برای مدیران، در راستای برقراری ارتباط بین حاکمیت و عملکرد شرکت با سرمایه‌گذاران خارجی، هستند.

با توجه به تضاد منافع در رابطه مدیر-مالک، مسئله نمایندگی مطرح می‌شود. از آنجا که سرمایه‌گذاران پول‌های خود را صرف فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌کنند و هیچ نقشه‌ای برای مشارکت فعال در مدیریت آن ندارند؛ این مسئله باعث به وجود آمدن انگیزه برای مدیران به اتخاذ تصمیم‌های خود محور و در نتیجه استفاده نادرست از سرمایه‌های سرمایه‌گذاران می‌شود. استفاده از قراردادها، یکی از راههایی است که می‌تواند مشکلات مرتبط با موضوع نمایندگی را کاهش دهد. این قراردادها مدیران را ملزم به افشاءی اطلاعات مربوط به نیازهای اطلاعاتی مالکان و اعتباردهنده‌گان می‌کند. در نتیجه، ذی‌نفعان شرکت می‌توانند به بررسی پیروی مدیر از توافق به عمل آمده در قراردادها و نیز همسو بودن تصمیم‌های مدیر با منافع آنان، بپردازنند. با این حال، همانطور که جنسن و مکلینگ^۵ (۱۹۷۶) بیان کردند، نظارت بر مدیران به وسیله قراردادها، هزینه‌بر

-
1. Transparency
 2. Disclosure Policies
 3. Voluntary Disclosure
 4. Healy & Palepu
 5. Jensen & Meckling

ابزار در اختیار سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل در مورد ارزیابی عملکرد مدیریت و شرکت تشخیص داده شده است و تصمیم‌گیری درست برای سرمایه‌گذاری در سطح بنگاه‌های اقتصادی و تخصیص بهینه منابع کمیاب در جامعه، مستلزم وجود اطلاعات مالی شفاف و قابل مقایسه است [۸]. طبق نظر واتز و زیمرمن^۷ (۱۹۸۶)، صورت‌های مالی به دلیل اهمیت و نقش گزارشگری مالی در قراردادهای برنامه‌ریزی شده^۸ در خصوص ارزیابی عملکرد مدیریت، دارای نقش کارایی در کاهش هزینه‌های نمایندگی هستند.

در بسیاری از پژوهش‌های پیشین [۱۱، ۱۹، ۳۴] نشان داده شده است که در صورت وجود مشکلات نمایندگی، امکان اتخاذ تصمیم‌های عملیاتی از سوی مدیران که در راستای حداکثر کردن منافع سهامداران و شرکت باشد، وجود ندارد. بنابراین، بر اساس نظریه نمایندگی باید در خصوص محافظت سهامداران از تضاد منافع، ساز و کار کنترلی یا نظارتی کافی ایجاد شود. در این راستا، موضوع شفافیت صورت‌های مالی و سطح افشاری اطلاعات ارایه شده در آن، به عنوان یک راهکار عملی مورد توجه قرار گرفته است [۲۷، ۲، ۴]. در این راستا، برخی از پژوهشگران حسابداری مدیریت [۳۰، ۳۱] سعی نموده‌اند با ارایه مدل‌های ریاضی، شرایطی را تعیین کنند که ارزش افشاری داوطلبانه مدیر از نظر اقتصادی، مثبت باشد. پترسن و پلنبرگ^۹ (۲۰۰۶) (۲۰۰۶) به بررسی تأثیر افشاری داوطلبانه بر عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌های صنعتی بورس کپنهایگ پرداختند. تجزیه و تحلیل و نتایج گزارش شده در این پژوهش بر مبنای یک صنعت برای دوره ۴ ساله از سال ۱۹۹۷ تا

شرکت‌ها باز هم به فراهم کردن اطلاعات داوطلبانه ادامه می‌دهند. به این ترتیب، انگیزه چنین رفتارهایی، توجه زیادی را به سمت خود معطوف ساخته، که در نتیجه باعث جذاب شدن موضوع افشاری داوطلبانه شده است. از یک طرف، افشاری داوطلبانه می‌تواند از طریق بهبود اعتبار و تکمیل افشاری اجباری، آن را دقیق‌تر و عمیق‌تر کند [۳۲]. از طرفی دیگر، می‌تواند با به وجود آوردن مزایایی مانند ارایه اطلاعات بیشتر، متنوع و منظم، به تکمیل و بهبود افشاری اجباری کمک کند؛ اما در پژوهشی، پورحیدری و حسین‌پور (۱۳۹۱) نشان دادند که تأثیر افشاری اجباری و افشاری داوطلبانه بر تصمیم‌گیری سهامداران و سایر ذی‌نفعان و در نتیجه تأثیر آنها بر ارزش شرکت می‌تواند متفاوت از هم باشد.

هیل و جونز^۱ (۱۹۹۲) با معرفی نظریه نمایندگی - سهامدار^۲ مکانیزم‌های نظارتی را شامل ساختارهای قانونی^۳ افشاگری سالانه مورد نیاز، سازمان‌های فروشنده اطلاعات^۴ مانند خدمات تحلیل گران بازار سهام و گزارش‌های مشتریان و سازمان‌های نظارتی غیرانتفاعی^۵ غیرانتفاعی^۶ مانند اتحادیه‌های کارگری می‌دانند^۹. بنابراین، از دیدگاه نظریه نمایندگی - سهامدار، اطلاعات به عنوان اصلی‌ترین مکانیزم کنترل مدیریت در خصوص جدایی نقش مالکیت از مدیریت و کاهش تعارض نمایندگی استفاده می‌شود. بنابراین، اطلاعات مالی منتشر شده به وسیله شرکت‌ها به عنوان مهمترین

1. Hill & Jones

2. Stakeholder-Agency Theory

3. Legislative Structures

4. Information-Selling Organizations

5. Non-Profit Monitoring Organizations

6. نظریه نمایندگی - سهامدار دارای یک دیدگاه گستره‌تری نسبت به نظریه نمایندگی و نظریه سهامدار (Stakeholder Theory) است. برای بررسی این نظریه به هیل و جونز (۱۹۹۲) رجوع شود.

7. Watts & Zimmerman

8. Ex-Ante Contracting

9. Petersen & Plenborg

است؛ بنابراین، پژوهش حاضر سعی بر آن دارد تا رابطه بین سطح افشاری داوطلبانه و هزینه‌های نمایندگی را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مورد بررسی قرار دهد.

فرضیه‌های پژوهش

به منظور بررسی رابطه بین سطح افشاری داوطلبانه و هزینه‌های نمایندگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، یک فرضیه اصلی و سه فرضیه فرعی طراحی و مورد آزمون قرار گرفت.

فرضیه اصلی پژوهش: بین سطح افشاری داوطلبانه و هزینه‌های نمایندگی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه منفی معناداری وجود دارد.

فرضیه‌های فرعی: ۱- بین سطح افشاری داوطلبانه و نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه منفی وجود دارد؛ ۲- بین سطح افشاری داوطلبانه و نسبت گردش دارایی‌هادر شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه مثبت وجود دارد؛ ۳- بین سطح افشاری داوطلبانه و نسبت کیوتوبین در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه مثبت وجود دارد.

روش پژوهش

این پژوهش کاربردی است. طرح پژوهش آن از نوع شبه تجربی و با استفاده از رویکرد پس رویدادی (از طریق اطلاعات گذشته) است. از روش پس رویدادی زمانی استفاده می‌شود که پژوهشگر پس از وقوع رویدادها به بررسی موضوع می‌پردازد. افزون بر این،

۲۰۰۰ بود. نتایج پژوهش آنها نشان داد که بین افشاری داوطلبانه و معیارهای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی رابطه منفی وجود دارد. ایدلن^۱ و همکاران^۲ (۲۰۱۱) به بررسی نقش افشاری اطلاعات در حل تعارض نمایندگی ناشی از واگذاری مدیریت سرمایه‌گذاری‌ها پرداختند. نتایج پژوهش آنان با استفاده از اطلاعات مربوط به شرکت‌های آمریکایی در بازه زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۹ نشان داد که شفافیت در ارایه اطلاعات مالی در برآورد هزینه‌های نمایندگی ناشی از واگذاری مدیریت سرمایه‌گذاری‌ها عامل بسیار مهمی است. هوآنگ و ژانگ^۳ (۲۰۱۲) به بررسی این سؤال پرداختند که: آیا افزایش افشار واقعاً به کاهش هزینه‌های نمایندگی منجر می‌شود؟ نتایج پژوهش آنان نشان داد که سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی که به کاهش ارزش شرکت منجر می‌شود در شرکت‌های با سیاست‌های افشاری مبهم وجود دارد. همچنین، نتایج پژوهش هوآنگ و ژانگ نشان داد که افشار گسترده اطلاعات، توان استفاده افراد درون‌سازمانی (مدیران) برای استفاده از منابع شرکت به نفع خود را کاهش می‌دهد.

با توجه به مطالب ذکر شده و نتایج جستجوها ملاحظه می‌شود که پژوهش‌های تجربی بسیار اندکی در زمینه بررسی رابطه بین سطح افشاری داوطلبانه و هزینه‌های ناشی از تفکیک مالکیت از مدیریت (هزینه‌های نمایندگی) در خارج از کشور انجام شده است و این در حالی است که در داخل با توجه به پژوهش‌های انجام شده، تاکنون پژوهشی که بیانگر رابطه بین سطح افشاری داوطلبانه و هزینه‌های نمایندگی باشد در ادبیات مالی و حسابداری مشاهده نگردیده

1. Edelen

2. Huang & Zhang

متغیرهای پژوهش

متغیرهای این پژوهش، به سه گروه متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی تقسیم می‌شوند که در ادامه کلیه این متغیرها تشریح می‌شود.

متغیر وابسته این پژوهش، هزینه‌های نمایندگی است. برای اندازه‌گیری هزینه‌های نمایندگی از معیارهای زیر استفاده شده است:

نسبت‌های کارایی - این نسبت‌ها برای اولین بار توسط آنگ^۱ و همکاران (۲۰۰۰) برای اندازه‌گیری هزینه‌های نمایندگی مورد استفاده قرار گرفت. نسبت‌های مطرح شده توسط آنگ و همکاران (۲۰۰۰) عبارتند از:

۱- نسبت هزینه عملیاتی به فروش، که معیاری از افراط‌گرایی مدیریت در انجام مخارج اختیاری است. آن‌ها معتقد هستند که نسبت هزینه عملیاتی به فروش، چگونگی کنترل هزینه‌های عملیاتی توسط مدیران را اندازه‌گیری می‌کند و به عنوان معیار مستقیم هزینه‌های نمایندگی بکار می‌رود؛ به این معنا که هر چه این نسبت بالاتر باشد، هزینه‌های نمایندگی بالاتر خواهد بود.

۲- نسبت گردش دارایی‌ها، که معیاری از کیفیت مدیریت دارایی‌های شرکت‌هاست. این نسبت از تقسیم فروش سالانه به مجموع دارایی‌ها بدست می‌آید. این نسبت چگونگی بهره‌وری و استفاده از دارایی‌های شرکت توسط مدیران برای ایجاد فروش بیشتر را اندازه‌گیری می‌کند و به عنوان معیار معکوسی برای هزینه‌های نمایندگی بکار می‌رود. به این معنا که هر چه این نسبت بالاتر باشد، هزینه‌های نمایندگی پایین‌تر خواهد بود.

امکان دستکاری متغیرهای مستقل وجود ندارد [۶]. در این پژوهش برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات، از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. برای گردآوری داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز از صورت‌های مالی و غیرمالی منتشر شده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، گزارش‌های منتشر شده در سایت بورس اوراق بهادار، ماهنامه بورس و نرم‌افزارهای صحرا و تدبیر پرداز ۲ استفاده شده است. دوره مورد مطالعه از سال ۱۳۸۲ تا پایان ۱۳۹۰ است و نمونه شامل شرکت‌هایی است که: به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی آنها منتهی به پایان اسفندماه باشد؛ صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه شرکت‌ها در بازه زمانی مذکور به گونه کامل در سایت بورس اوراق بهادار موجود باشد؛ صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه شرکت اصلی در بازه زمانی مورد بررسی، به گونه مجزا از صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه شرکت تلفیقی موجود باشد؛ جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ و بانک‌ها نباشند و معاملات سهام آن‌ها طی دوره پژوهش بیش از سه ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.

بر اساس معیارهای بالا، نمونه آماری پژوهش ۶۷ شرکت را در بر می‌گیرد. برای تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها و آزمون فرضیه‌های پژوهش حاضر از آمار توصیفی و آمار استنباطی استفاده شده است. لازم به ذکر است که متغیرهای این پژوهش با نرم‌افزار Excel نسخه ۲۰۰۷ محاسبه و سپس تجزیه و تحلیل و آزمون فرضیه‌های پژوهش، به همراه نتایج آن با توجه به Minitab خروجی‌های به دست آمده از نرم‌افزارهای Eviews نسخه ۱۶ و نسخه ۷، انجام شده است.

در این معادله، MVOCE ارزش بازار سهام عادی در پایان سال، PSLV ارزش نقدشوندگی سهام ممتاز در پایان سال^۷، BVOLTD ارزش دفتری بدھی‌های غیرجاری در پایان سال، BVOSHTA ارزش دفتری دارایی‌های جاری در پایان سال، BVOSHTL ارزش دفتری بدھی‌های جاری در پایان سال و BVOTA ارزش دفتری کل دارایی‌ها در پایان سال است.

متغیر مستقل این پژوهش، سطح افشاری داوطلبانه است. سطح افشاری داوطلبانه بر اساس شاخص‌های پیشنهادی توسط بوتوسان^۸ (۱۹۹۷) که برگرفته از نظرات کمیته جنکیتز بود، اندازه‌گیری می‌شود. در مدل بوتوسان، شاخص‌های مورد استفاده از طریق گزارش‌های راهبری شرکتی و نیز ارقام رتبه‌بندی شرکت‌های آمریکایی استخراج شده بود. به دلیل فقدان موارد مذکور در ایران و با توجه به اینکه سازمان حسابرسی کتابچه‌ای با عنوان فرمت نمونه گزارشگری منتشر نموده و شرکت‌ها در تهیه و گزارش اطلاعات به شاخص‌های مندرج در آن تکیه می‌کنند، این امر امکان افشاری داوطلبانه اطلاعات در متن صورت‌های مالی را محدود نموده است. لذا برای استخراج شاخص‌های افشاری داوطلبانه اطلاعات به گزارش فعالیت هیأت مدیره شرکت‌ها اتکا شد [۳]. نهایتاً، برای اندازه‌گیری سطح افشاری داوطلبانه، پرسشنامه تعديل شده بوتوسان که توسط کاشانی پور و همکاران (۱۳۸۸) تنظیم شده بود، استفاده شد. شاخص‌ها پس از بررسی از نظر الزامی نبودن مطابق استانداردهای حسابداری یا قانونی در شش بخش کلی پیشنهاد اطلاعاتی، خلاصه‌ای از نتایج تاریخی

نسبت کیوتوبین (فرصت‌های رشد)- این نسبت عموماً به عنوان معیاری از عملکرد مدیریت بکار می‌رود. این تکنیک به منظور اهداف زیر بکار گرفته می‌شود [۷]:

بررسی تفاوت مقطوعی در سرمایه‌گذاری و تسوء تصمیم‌ها؛ بررسی رابطه بین حقوق مالکیت و ارزش شرکت؛ بررسی رابطه عملکرد مدیریت و سودهای پیشنهاد شده و فرصت‌های سرمایه‌گذاری؛ بررسی تامین مالی، تقسیم سود و سیاست‌های پرداخت پول. روش‌های مختلف محاسبه Q توبین عبارتند از: (۱) Q ساده، (۲) Q استاندارد، (۳) Q لیندنبرگ و راس^۱، (۴) Q لیندنبرگ و راس تعديل شده، (۵) Q لی وی لن و بادرنت^۲، (۶) Q چانگ و پرویت^۳.

اعتقاد بر این است که عملکرد ضعیف مدیریت، احتمالاً باعث اخذ تصمیم‌هایی می‌شود که هزینه‌های نمایندگی را افزایش خواهد داد. از این رو، نسبت کیوتوبین پایین‌تر که بیانگر عملکرد ضعیف مدیران است، نشان‌دهنده وجود مشکلات نمایندگی است. در این پژوهش مطابق با پژوهش‌های دوکاس^۴ و همکاران (۲۰۰۰)، جرکوس^۵ و همکاران (۲۰۱۱)، مهدوی و منفرد مهارلویی (۱۳۹۰)، نسبت Q- توبین از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود^۶:

$$Q-Tobin's = [MVOCE + PSLV + \text{مدل (۱)} \\ BVOLTD - (BVOSHTA - BVOSHTL)] / BVOTA$$

1. Lindbergh & Ross
2. Leewillen & Badernet
3. Chung & Pruitt
4. Doukas
5. Jurkus

۶. برای بررسی روش‌های مختلف محاسبه نسبت Q- توبین به نمازی و زراعت‌گری (۱۳۸۸) رجوع شود.

۷. با توجه به اینکه در بورس اوراق بهادار تهران سهام ممتاز منتشر نمی‌شود، در رابطه (۱) عملکرد ارزش نقدشوندگی سهام ممتاز در پایان سال حذف می‌شود.
8. Botosan

مطالعه استقلال هیأت مدیره از طریق نسبت اعضای غیر موظف به کل اعضای هیأت مدیره اندازه‌گیری می‌شود؛^۴ چوآنگ و همکاران (۲۰۱۰a) بیان کرده‌اند که در صد سهام نگهداری شده توسط اولین سهامدار عمدۀ (تمرکز مالکیت)، از طریق کارایی حاکمیت شرکتی بر هزینه‌های نمایندگی شرکت‌ها تأثیر دارد. بنابراین در این پژوهش نیز مشابه چوآنگ و همکاران (۲۰۱۰b) از متغیر در صد سهام نگهداری شده توسط بزرگ‌ترین سهامدار (تمرکز مالکیت) به عنوان متغیر کترلی استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی و تجزیه و تحلیل اولیه داده‌ها، آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه محاسبه شده و در جدول ۱ ارایه شده است. طبق اطلاعات این جدول متغیر تمرکز مالکیت دارای بالاترین میزان پراکندگی در بین متغیرهای پژوهش است. میانگین سطح افشای داوطلبانه نشان‌دهنده آن است که به‌طور میانگین، شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران به لحاظ سطح افشای داوطلبانه در حدود ۳۴ درصد از کل نمره‌های سطح افشای داوطلبانه (حداکثر ۱۳۴ امتیاز) را کسب می‌کنند. علاوه بر این، میانگین متغیر نسبت گردش داری‌ها نشان‌دهنده آن است که در شرکت‌های مورد مطالعه به‌طور میانگین نسبت گردش دارایی‌ها از یک بالاتر است. میزان آماره‌های مربوط به متغیر تمرکز مالکیت (در صد سهام اولین سهامدار عمدۀ)، نشان‌دهنده آن است که در بورس اوراق بهادار تهران تمرکز مالکیت بالا و به طور میانگین بیش از نیمی از سهام شرکت‌ها متعلق به یک شخص حقیقی یا حقوقی است.

مهم، آماره‌های کلیدی غیر مالی، اطلاعات بخش‌ها، اطلاعات پیش‌بینی، بحث و تحلیل مدیریت (شامل ۷۱ شاخص) تعیین شدند. امتیاز افشای داوطلبانه از تقسیم مجموع امتیاز حاصل از ۶ بخش بر کل امتیاز قابل دریافت؛ یعنی ۱۳۴ به دست می‌آید.

به منظور کنترل سایر متغیرهایی که به نحوی در تجزیه و تحلیل مسئله پژوهش مؤثرند، متغیرهای کترلی لازم با توجه به مرور متن به شرح زیر تعیین شدند:

۱- دوکاس و همکاران (۲۰۰۳) نشان دادند که شرکت‌های بزرگ‌تر با توجه به پیچیدگی بیشتر و مشکلات بیشتری که مالکان آنها در به دست آوردن اطلاعات شرکت دارند، احتمالاً دارای هزینه‌های نمایندگی بالاتری هستند. در پژوهش حاضر اندازه شرکت به وسیله لگاریتم طبیعی کل فروش محاسبه شده است؛^۲ نیکادانو^۱ و سمنبلی^۲ (۲۰۰۰) بیان کرده‌اند که نسبت بدھی می‌تواند بر مشکلات نمایندگی اثر بگذارد. بنابراین، در این پژوهش نیز از نسبت بدھی که از تقسیم ارزش دفتری کل بدھی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی‌ها [۳۷] حاصل می‌شود، به عنوان متغیر کترلی استفاده شده است؛^۳ فاما^۳ و جنسن (۱۹۸۳) نشان داده‌اند که انگیزه مدیران غیر موظف برای کسب شهرت، باعث بهبود نظارت بر مدیریت شرکت به دلیل حضور مدیران غیر موظف در هیأت مدیره می‌گردد و در نتیجه کاهش مشکلات نمایندگی را نیز در پی خواهد داشت. از این‌رو، در این پژوهش نیز از متغیر استقلال هیأت مدیره به عنوان متغیر کترلی استفاده شده است. لازم به ذکر است که در این

1. Nicodano

2. Sembenelli

3. Fama

جدول (۱) آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش	۰/۰۸۷۸	۰/۰۶۷۶	۰/۳۹۴	۰/۰۱	۰/۰۹۴۰۳
نسبت گردش دارایی‌ها (نسبت فروش سالانه به مجموع دارایی‌ها)	۱/۰۶۲۰	۱/۰۷۷۰	۲/۴۹	۰/۱۱	۰/۴۶۶۱
نسبت کیوتوبین	۳/۴۴۵۱	۳/۴۴۳۱	۱۱/۱۲	۰/۲۳	۱/۰۲۶
سطح افشاری داوطلبانه	۰/۳۴۲۴	۰/۳۲۸۴	۰/۵	۰/۱۸	۰/۰۷۱۴
اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی کل فروش)	۱۲/۸۶۴۰	۱۲/۸۳۶۶	۱۹/۳۰	۵/۰۸	۱/۵۵۷۹
نسبت بدھی (ارزش دفتری کل بدھی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی‌ها)	۰/۶۵۷۰	۰/۶۶۱۹	۱/۳۶	۰/۱۰	۰/۱۶۴۹
استقلال هیأت مدیره (نسبت اعضای غیر موظف به کل اعضای هیأت مدیره)	۰/۶۲	۰/۶	۱	۰	۰/۱۸۹۷
تمرکز مالکیت (درصد سهام نگهداری شده توسط بزرگ‌ترین سهامدار)	۵۶/۳۵۵۱	۵۳/۳	۹۸/۸	۱۴/۴۶	۱۸/۰۴۷۷

جانسون^۱ در نرم‌افزار Minitab16، به ترتیب به ۰/۴۷۲، ۰/۳۹۱ و ۰/۶۱۳ افزایش یافت، که فرضیه مبنی بر نرمال بودن جمله خطأ و متغیر وابسته پذیرفته می‌شود. بر اساس آزمون‌های ریشه واحد تلفیقی، چنانچه معناداری آماره آزمون کمتر از ۰/۰۵ باشد، متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی طی دوره پژوهش در سطح پایا هستند. نتایج حاصل از بررسی پایایی متغیرهای پژوهش با استفاده از آزمون لوین، لین و چو در جدول شماره ۲ ارایه شده است.

به منظور آزمون نرمال بودن متغیرهای وابسته و جمله خطأ از آزمون Jarque-Bera در نرم‌افزار Eviews7 استفاده شده است. اگر سطح معناداری آزمون کمتر از ۵٪ باشد، فرضیه H_0 مبنی بر نرمال بودن جمله خطأ و متغیر وابسته رد می‌شود. سطح معناداری در داده‌های اولیه کمتر از ۵٪ به دست آمد و حاکی از نرمال نبودن متغیرهای وابسته نسبت هزینه عملیاتی به فروش، نسبت گردش دارایی‌ها و نسبت کیوتوبین بود که احتمال این آماره با نرمال‌سازی با استفاده از تبدیل

جدول (۲) نتایج آزمون لوین، لین و چو

متغیر	آماره آزمون	سطح معناداری
نسبت هزینه عملیاتی به فروش	-۲۸/۷۷۴۵۷	۰/۰۰۰
نسبت گردش دارایی‌ها	-۲۷/۰۴۵۰	۰/۰۰۰
نسبت کیوتوبین	-۲۳/۴۶۸۱	۰/۰۰۰
سطح افشاری داوطلبانه	-۱۰/۲۱۶۸	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۴۰/۰۷۸۴	۰/۰۰۰
نسبت بدھی	-۵۵/۹۷۰۶	۰/۰۰۰
استقلال هیأت مدیره	-۲۴/۶۳۸۲	۰/۰۰۰
تمرکز مالکیت	-۱۰۴/۵۸۲	۰/۰۰۰

بین روش داده‌های تلفیقی و روش اثرات ثابت، آزمون بروش پاگان^۲، برای تعیین وجود اثر تصادفی در داده‌ها یا استفاده از روش داده‌های تلفیقی و آزمون هاسمن برای انتخاب از بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی، اجرا شد. نتایج به دست آمده از این آزمون‌ها و نوع مدل برآشش شده برای هریک از فرضیه‌های پژوهش در جدول شماره ۳ ارایه شده است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، همه متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی در دوره پژوهش پایا هستند. این بدان معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه، شرکت‌های مورد بررسی تغییرات ساختاری نداشته و استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. سپس به ترتیب، آزمون چاو^۱، برای انتخاب از

جدول (۳) نتایج حاصل از آزمون انتخاب نوع مدل فرضیه‌های فرعی

فرضیه	هاسمن	بروش پاگان	چاو		نوع آزمون‌ها	
					نوع مدل برآشش شده	
۱	۲/۰۶۴۱۴۷	۶۷/۴۲۷۸۰	۰/۸۴۰۴۲۵	آماره آزمون	اثرات تصادفی	
	۰/۸۴۰۲	۰/۰۰۰۰	۰/۵۲۱۶	معناداری		
۲	۳/۵۸۹۹۲۳	۱۰۹/۲۷۹۶	۱/۴۰۷۰۶۶	آماره آزمون	اثرات تصادفی	
	۰/۶۰۹۸	۰/۰۰۰۰	۰/۲۲۰۷	معناداری		
۳	۸۵/۷۶۷	۱۱۸/۰۷۸۸	۴/۵۹۱۴۳۸	آماره آزمون	اثرات ثابت	
	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۴	معناداری		

نمی‌شود. بنابراین، فرضیه فرعی دوم پژوهش پذیرفته نمی‌شود؛ ولی فرضیه‌های فرعی اول و سوم پذیرفته می‌شوند. افرون بر این، سطح معناداری آماره F مربوط به متغیرهای کنترلی نیز، بیانگر این است که بین اندازه شرکت‌ها و نسبت هزینه عملیاتی به فروش رابطه منفی معنادار و بین اندازه شرکت‌ها و نسبت گرددش داری‌ها رابطه مثبت معناداری وجود دارد، اما بین اندازه و نسبت کیوتوبین رابطه معناداری مشاهده نمی‌شود. همچنین، نتایج مربوط به متغیرهای کنترلی نشانمی‌دهد که بین نسبت بدھی با نسبت هزینه عملیاتی به فروش و نسبت گرددش دارایی‌ها رابطه معناداری وجود ندارد، اما بین نسبت بدھی و نسبت کیوتوبین رابطه منفی معناداری

جدول ۴ نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های فرعی ۱ تا ۳ را با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش برآشش شده در جدول ۳، نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر معنادار بودن کلی مدل رگرسیون است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطابی با استفاده از آماره دوربین-واتسون نیز بیانگر نبود خطاهای خود همبستگی مدل است. با توجه به نتایج حاصل از بررسی ضرایب متغیرها که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود، سطح معناداری آماره t (در سطح اطمینان ۰/۹۵) مربوط به متغیر مستقل بیانگر این است که بین سطح افشاری داوطلبانه با نسبت هزینه عملیاتی به فروش و نسبت کیوتوبین به ترتیب رابطه منفی و مثبت معناداری وجود دارد، اما بین سطح افشاری داوطلبانه و نسبت گرددش دارایی‌ها رابطه معناداری مشاهده

1. Chow Test

2. Breusch-Pagan Test

وجود دارد. رابطه بین استقلال هیأت مدیره و معیارهای هزینه‌های نمایندگی از لحاظ آماری معنادار نیست.

جدول (۴) نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های فرعی با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های توکیبی

نسبت کیوتوبین		نسبت گردش دارایی‌ها		نسبت هزینه عملیاتی به فروش		متغیرهای وابسته متغیرهای توضیعی
آماره t (سطح معناداری)	ضرایب	آماره t (سطح معناداری)	ضرایب	آماره t (سطح معناداری)	ضرایب	
۲/۴۱۵۲۱۹ (۰/۰۱۶۲)	۲/۰۲۱۷۵۶	۰/۳۲۶۱۲۸ (۰/۰۷۴۵)	۰/۱۳۳۱۰۳	-۲/۰۸۳۹۷۲ (۰/۰۳۷۸)	-۰/۱۰۲۴۱۲	سطح افشاری داوطلبانه
-۰/۰۱۳۶۴ (۰/۰۸۰۵)	-۰/۰۰۳۵۶۶	۲/۵۵۵۴۹۳ (۰/۰۱۱۰)	۰/۰۲۸۰۵۳	-۴/۴۴۵۷۲۰ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۰۰۶۶۲۸	اندازه شرکت
-۲/۹۹۴۱۶۱ (۰/۰۰۸)	-۰/۷۵۸۹۲۴	۱/۱۰۸۸۴۳ (۰/۰۶۸۲)	۰/۰۶۹۴۱۹	-۱/۱۲۵۱۸۰ (۰/۰۲۶۱۲)	-۰/۰۲۵۰۸۴	نسبت بدھی
-۱/۵۸۵۵۱ (۰/۱۱۳۷)	-۰/۳۵۴۲۳۲	-۰/۲۵۱۰۵۰ (۰/۰۸۰۱۹)	-۰/۰۲۴۷۹۴	۱/۶۴۴ (۰/۰۱۰)	۰/۰۳۴۲۵۴	استقلال هیأت مدیره
۱/۷۲۵۹۹۳ (۰/۰۰۸۵۱)	۰/۰۰۱۹۴۴	۶/۳۲۷۳۳۱ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۰۳۶۹۵	۲/۷۱۹۵۷۹ (۰/۰۰۶۸)	۰/۰۰۰۵۰۳	تمرکز مالکیت
۸/۱۹۸۹۰۲ (۰/۰۰۰۰)	۳/۴۰۷۵۳۱	۱/۷۲۴۴۲۶ (۰/۰۰۸۵۴)	۰/۴۱۷۱۵۸	۶/۵۱۸۲۰۷ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۷۵۰۵۳	مقدار ثابت
۰/۰۷۵۹۴	۰/۱۰۰۵۹۶	۰/۰۱۵۴۳۸	۰/۰۲۷۷۱۴	۰/۰۲۹۸۹۹	۰/۰۴۱۹۹۵	$R_{2\text{adj}}$ و R_2
۰/۰۰۰۰	۴/۳۷۳۲۴۵	۰/۰۴۸۰۷۸	۲/۲۵۷۵۳۲	۰/۰۰۴۴	۳/۴۷۱۷۹۳	آماره F و سطح معناداری
۱/۸۵۲۶۳۶		۱/۷۶۴۴۳۵		۱/۱۸۳۰۸۴۱		آماره دورین واتسون

قرار گیرند. نتایج حاصل از فرضیه فرعی اول نشان می‌دهد که رابطه منفی معناداری بین سطح افشاری داوطلبانه و نسبت هزینه عملیاتی به فروش وجود دارد. به عبارت دیگر، مدیران شرکت‌هایی که مالکانشان در راستای اعمال مکانیزم‌های کنترلی در شرکت، آنها را ملزم به افشاری اطلاعاتی فراتر از افشاری اجرایی می‌کنند، در انجام مخارج اختیاری، کمتر تصمیم‌های خود محورانه اتخاذ می‌کنند و با افزایش سطح افشاری داوطلبانه شرکت‌ها، مدیران کنترل بیشتری بر هزینه‌های عملیاتی شرکت اعمال می‌کنند و در نتیجه هزینه‌های نمایندگی شرکت، کاهش می‌یابد.

نتایج حاصل از فرضیه فرعی دوم حاکی از آن است که رابطه معناداری بین سطح افشاری داوطلبانه و نسبت

در نهایت، بین تمرکز مالکیت با نسبت هزینه عملیاتی به فروش و نسبت گردش دارایی‌ها رابطه مشت معناداری وجود دارد، اما بین تمرکز مالکیت و نسبت کیوتوبین رابطه معناداری مشاهده نمی‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی از انجام این پژوهش که در قالب فرضیه اصلی مطرح شد، بررسی رابطه بین سطح افشاری داوطلبانه و هزینه‌های نمایندگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. با توجه به اینکه در روابط نمایندگی، اطلاعات نقش اساسی ایفا می‌کنند؛ بنابراین، باید نقش اطلاعات مالی و سطح افشاری داوطلبانه از جنبه‌های مختلف و اثرات آن بر هزینه‌های نمایندگی به خوبی شناسایی و مورد توجه

بهادر تهران پیشنهاد می‌شود که با ایجاد انگیزه در شرکت‌ها و از طریق ایجاد سیستم‌های تشویقی، در خصوص انتشار اطلاعات داوطلبانه توسط شرکت‌ها و ایجاد ساز و کارهای مناسب برای ارایه اطلاعات آگاهی‌بخش به سرمایه‌گذاران، به کاهش هزینه‌های نمایندگی شرکت‌ها کمک کرده و از این طریق به رشد اقتصادی کشور کمک نماید. علاوه بر این، با توجه به این که افزایش سطح افشاری داوطلبانه باعث کاهش هزینه‌های نمایندگی (نسبت هزینه عملیاتی به فروش و نسبت کیوتوبین) شرکت‌ها و در نتیجه رشد و رونق اقتصادی کشور می‌شود، بنابراین، به دولت و مخصوصاً وزارت امور اقتصاد و دارایی پیشنهاد می‌شود که از طریق تبلیغات و فرهنگ‌سازی در میان مدیران شرکت‌ها در مورد افزایش در سطح اطلاعات داوطلبانه، باعث کاهش هزینه‌های نمایندگی شرکت‌ها و در نتیجه رونق اقتصادی کشور گردد.

در انجام هر پژوهش، ابعاد جدید و گستردۀ تری از موضوع نمایان می‌شود که می‌تواند نقطه آغازی برای پژوهش‌های بعدی باشد. بنابراین، پیشنهادهای زیر برای پژوهش‌های آتی ارایه می‌شود: انجام این پژوهش با دیگر معیارهای سطح افشاری داوطلبانه مانند معیار جنسن (۲۰۰۲) که برخلاف بوتسان (۱۹۹۷) از معیار وزنی برای امتیازدهی استفاده نمی‌کند و امتیاز افشاری داوطلبانه هر شرکت، تنها با توجه به تعداد موارد افشاری داوطلبانه‌ای که انجام داده است، محاسبه می‌شود؛ بررسی مقایسه‌ای موضوع پژوهش، در نمونه‌های تفکیک شده بر اساس نوع صنعت؛ نسبت گردن

دارایی‌ها به ارزش بازاری، آزمون شود.

پژوهش حاضر دارای محدودیت‌هایی است که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: این پژوهش به بررسی رابطه بین سطح افشاری داوطلبانه و هزینه‌های

گردن دارایی‌های شرکت وجود ندارد. نسبت گردن دارایی‌ها معیاری از کیفیت مدیریت دارایی‌های شرکت است و معنadar نشدن رابطه آن با سطح افشاری داوطلبانه بیانگر این واقعیت است که میزان ارایه اطلاعات داوطلبانه توسط مدیر، عامل تعیین کننده‌ای در چگونگی بهره‌وری و استفاده از دارایی‌های شرکت توسط وی در راستای فروش بیشتر، نیست.

همچنین، طبق نتایج حاصل از فرضیه فرعی سوم، بین سطح افشاری داوطلبانه و نسبت کیوتوبین رابطه مثبت معنadar وجود دارد، به عبارت دیگر با افزایش سطح افشاری داوطلبانه شرکت‌ها، نسبت کیوتوبین نیز، افزایش می‌یابد. افزایش در نسبت کیوتوبین نشان از عملکرد صحیح مدیریت و توانایی او در اخذ تصمیماتی دارد که باعث کاهش هزینه‌های نمایندگی شرکت می‌شود؛ که این نتیجه گیری می‌تواند مؤیدی بر فرضیه آشکار کردن توانایی و استعداد مدیریت^۱ باشد. طبق این فرضیه، مدیران با استعداد، گرایش به فراهم کردن افشاری داوطلبانه و به ویژه افشا در مورد پیش‌بینی سود دارند، تا این طریق قریحه مدیریتی خود را به سهامداران و یا سایر ذی‌نفعان شرکت نشان دهند. ترومن^۲ (۱۹۸۶) نشان داد که ارزش بازار یک شرکت به عنوان تابعی از شناخت سرمایه‌گذاران از ظرفیت مدیریت در پیش‌بینی صحیح تغییرات مؤثر در آینده شرکت در محیط اقتصادی و جایگاه تجاری است و مدیران با استعداد برای اثبات عملکرد مناسب و قریحه مدیریتی خود دست به افشاری داوطلبانه اطلاعات، می‌زنند.

با توجه به وجود رابطه معکوس بین سطح افشاری داوطلبانه و هزینه‌های نمایندگی (نسبت هزینه عملیاتی به فروش و نسبت کیوتوبین)، به سازمان بورس و اوراق

1. Management Talent Signaling Hypothesis
2. Trueman

- [۴] کردستانی، غلامرضا؛ موسویان خلیل‌آباد، سید حمیدرضا. (۱۳۹۲). رقابت بین سرمایه‌گذاران آگاه برای کسب اطلاعات محترمانه و قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی، *فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۲، ۱۲۷-۱۴۴.
- [۵] مهدوی، غلامحسین؛ مهارلویی منفرد، محمد. (۱۳۹۰). ترکیب هیأت مدیره و هزینه‌های نمایندگی (بررسی مفروضات تئوری مباشرت در شرکت‌های ایرانی)، *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱۰، ۱-۱۹.
- [۶] نمازی، محمد. (متترجم). (۱۳۸۹). *پژوهش‌های تجربی در حسابداری: دیدگاه روش‌شنختی*، چاپ دوم، شیراز: انتشارات دانشگاه شیراز.
- [۷] نمازی، محمد؛ زراعت‌گری، رامین. (۱۳۸۸). بررسی کاربرد نسبت Q-توبیین و مقایسه آن با سایر معیارهای ارزیابی عملکرد مدیران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله پیشرفت‌های حسابداری*، ۱، ۲۳۱-۲۶۲.
- [۸] ولی‌زاده لاریجانی، اعظم؛ مجتبه‌زاده، ویدا؛ حجازی، رضوان. (۱۳۹۲). تأثیر کیفیت افشا بر رابطه ارزشی اقلام صورت‌های مالی، *فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۱، ۱۳-۲۶.
- [۹] Aburaya, R. K. (2012). The Relationship between Corporate Governance and Environmental Disclosure: UK Evidence. *Ph.D Dissertation*, Durham University.
- [۱۰] Ang, J.; Cole, R.; and J. Lin. (2000). Agency Costs and Ownership Structure. *The Journal of Finance*, 55(1), 81-106.
- [۱۱] Booth, P. and A. K. D. Schulz. (2004). the Impact of an Ethical Environment on Managers' Project Evaluation Judgments Under Agency Problem Conditions. *Accounting, Organizations and Society*, 29(5-6), 473-488.
- [۱۲] Botosan, C. (1997). Disclosure Level and The Cost of Equity Capital. *Accounting Review*, 72, 323-349.
- نمایندگی پرداخته است. بدین منظور اثر برخی از متغیرها توسط پژوهشگر کنترل شد. لذا تأثیر سایر متغیرهای احتمالی مانند عمر شرکت، نوع صنعت و غیره بر نتایج پژوهش در استفاده از یافته‌های پژوهش باید در نظر گرفته شود؛ عدم سابقه زیاد شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران به محدودیت نمونه آماری منجر شد؛ در دسترس نبودن داده‌های مورد نیاز و قابل اتکا برای محاسبه متغیرهای پژوهش در مورد برخی از شرکت‌ها، موجب حذف آنها از نمونه آماری شد که این امر بر قابلیت تعمیم نتایج به جامعه آماری تاثیر می‌گذارد. اگر این محدودیت وجود نداشت امکان بررسی شرکت‌های بیشتری میسر می‌شد و با اطمینان بیشتری نتایج حاصل بر کل جامعه قابل تعمیم بود؛ داده‌ای که از صورت‌های مالی استخراج شده با نسبت تورم تعديل نشده است. با توجه به متفاوت بودن نرخ تورم در سال‌های مورد بررسی، در صورتی که داده‌های مورد استفاده از این بابت تعديل می‌شد، ممکن بود نتایج متفاوتی از نتایج فعلی حاصل شود.
- ## منابع
- [۱] پورحیدری، امید؛ حسین‌پور، حمزه. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین افشاء اجباری و اختیاری با ارزش سهام شرکت‌ها، *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۵، ۹-۲۸.
- [۲] حساس‌یگانه، یحیی؛ خیرالله‌ی، مرشد. (۱۳۸۷). حاکمیت شرکتی و شفافیت، *حسابدار*، ۲۰۳، ۷۴-۷۶.
- [۳] کاشانی پور، محمد؛ رحمانی، علی؛ پارچینی پارچین، سید مهدی. (۱۳۸۸). رابطه بین افشاء اختیاری و مدیران غیرموظف، *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۵۷، ۸۵-۱۰۰.

- [24] Jensen, M. A. (2002). Disclosure Level and Cost of Capital: Evidences from Danish Financial Market. Master Thesis, Supervisor: Thomas Plenborg, Copenhagen Business School.
- [25] Jensen, M. C. and W. H. Meckling. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.
- [26] Jurkus, A. F.; Park, J. C.; and L. S. Woodard. (2011). Women in Top Management and Agency Costs. *Journal of Business Research*, 64(2), 180-186.
- [27] Karamanou, I. and N. Vafeas. (2005). The Association between Corporate Boards, Audit Committees, and Management Earning Forecasts: An Empirical Analysis. *Journal of Accounting Research*, 43(3), 453-486.
- [28] Meek, G.K.; Roberts, C.B.; and S.J. Gray. (1995), Factors Influencing Voluntary Annual Reports Disclosures by U.S., U.K and Continental European Multinationals Corporations, *Journal of International Business Studies*, 26(3), 555-572.
- [29] Nicodano, G. and A. Sembelli. (2000). Private Benefits, Block Transaction Premiums and Ownership Structure. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=212248>, Available online 3 April 2000.
- [30] Penno, M. (1984). Asymmetry of Pre-Decision Information and Management Accounting. *Journal of Accounting Research*, Spring, 22(1), 177-91.
- [31] Petersen, C., and T. Plenborg. (2006). Voluntary Disclosure and Information Asymmetry in Denmark. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 15, 127-149.
- [32] Tian, Yu and J. Chen. (2009). Concept of Voluntary Information Disclosure and Review of Relevant Studies, *International Journal of Economics and Finance*, 1(2).
- [33] Trueman, B. (1986). Why Do Managers Voluntarily Release Earnings Forecasts? *Journal of Accounting and Economics*, 8, 53-71.
- [34] Tuttle, B.; Harrell, A.; and P. D. Harrison. (1997). Moral Hazard, Ethical Considerations, and the Decision to
- [13] Chuang, L.; Xiuhong, L.; and L. Zhang (2010a). Earnings Quality and the Agency Costs of Controlling Shareholder. *International Conference on E-Business and E-Government*, 5132-5135.
- [14] Chuang, L.; Xiuhong, L.; and L. Zhu (2010b). Earnings Quality and the Agency Costs of Managerial Discretion—the Corporate Governance Effect of Accounting Information. *International Conference on E-Business and E-Government*, 3924-3927.
- [15] Doukas, J. A. and C. Pantzalis (2003). Geographic Diversification and Agency Costs of Debt of Multinational Firms. *Journal of Corporate Finance*, 9(1), 59-92.
- [16] Doukas, J. A.; Kim, C.; and C. Pantzalis (2000). Security Analysis, Agency Costs and Company Characteristics. *Financial Analysts Journal*, 56(6), 54-63.
- [17] Edelen, R. M.; Evans, R.; and G. B. Kadlec. (2011). Disclosure and Agency Conflict in Delegated Investment Management: Evidence from Mutual Fund Commission Bundling. Available at: <http://ssrn.com/abstract=1108768>. Available online 26 March 2008.
- [18] Fama, E. F. and M. C. Jensen. (1983). The Separation of Ownership and Control. *The Journal of Law and Economics*, 26(2), 25-301.
- [19] Harrison, P. D. and A. Harrell. (1993). “Impact of “Adverse Selection” on Managers’ Project Evaluation Decisions”. *Academy of Management Journal*, 36(3), 635-643.
- [20] Healy, P.M. and K.G. Palepu. (2001). Information Assymetry, Corporate Disclosure, and The Capital Markets: A Review of The Empirical Disclosure Literature. *Journal of Accounting & Economics*, 31, 405-440.
- [21] Hill, C. W. and T. M. Jones. (1992). Stakeholder-Agency Theory. *Journal of Management Studies*, 29(2), 131-154.
- [22] Holmstrom, B. R. (1979). Moral Hazard and Observability. *The Bell Journal of Economics*, 10(1), 74-91.
- [23] Huang, P. and Y. Zhang. (2012). Does Enhanced Disclosure Really Reduce Agency Costs? Evidence from the Diversion of Corporate Resources. *The Accounting Review*, 87(1), 199-229.

- [37] Xiaobo, D.; Lin, K.; and K. Yingxu. (2014). Are Inter-Segment Revenues Informative About Future Performance? *Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting*, Article in press.
- Implement an Information System. *Journal of Management Information Systems*. 13(4), 7-27.
- [35] Watson, A.; Shrives, P.; and C. Marston. (2002). Voluntary Disclosure of Accounting Ratios in the UK. *British Accounting Review*, 34(4), 289-313.
- [36] Watts, R. and J. Zimmerman. (1986). Positive Accounting Theory. Englewood Cliffs, N. J., Prentice-Hall.