بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر رابطه بین افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه

رافیک باغومیان[۱]
فرید غلامی حسن‌کیاده[۲]
آریا امین‌پور[۳]
سارا کریم پور[۴]

تاریخ دریافت:۹۶/۰۶/۱۱
تاریخ پذیرش:۹۷/۰۳/۶

چکیده:

تأثیر رویه‌ها و سیاســت‌های افشای اطلاعات بر هزینه سرمایه مالکانه و رفاه سرمایه‌گذاران، یکی از مســائل مهمی است که همواره در کانون توجه قرار دارد. یکی از این سیاست‌ها، افشای اختیاری اطلاعــات اســت که از عوامل مختلفی نظیر ســاختار مالکیت، نظام قانون‌گــذاری و اقتصادی تأثیر می‌پذیرد. نظر به متفاوت بودن ســاختار مالکیت در کشــورهای مختلف، هدف این تحقیق بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر رابطه افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. در این راستا تعداد ۶۱۰ مشاهده سال ـ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته شده در این بورس طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳، از طریق شیوه حذف نظام‌مند به عنوان نمونــه اتخاب گردیــد و داده‌های آنها از منابعی نظیر کدال، بانک مرکزی، ســازمان بورس، نرم‌افزار تی‌اس‌ای کلاینت و مرکز آمار ایران گردآوری شــد. پس از گــردآوری داده‌ها فرضیه‌های تحقیق با اســتفاده از هفت مدل رگرســیونی مورد آزمون قرار گرفت. شواهد حاصله ضمن تأیید وجود رابطه معنی‌دار متغیرهای افشای اختیاری، پراکندگی مالکیت، مالکیت مدیریتی و مالکیت دولتی با هزینه سرمایه مالکانه، نشان داد که ویژگی‌های ساختار مالکیت رابطه معکوس بین افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه را متأثر می‌سازد. به‌طوری‌که افزایش پراکندگی مالکیت و مالکیت مدیریتی، موجب تشدید و افزایش مالکیت دولتی، موجب تضعیف رابطه یادشده می‌شوند.

کلمات کلیدی: هزینه ســرمایه مالکانه، افشــای اختیاری، پراکندگــی مالکیت، مالکیت دولتی، مالکیت مدیریتی، تحلیل ضرایب رگرسیون.

۱- استادیار حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
۲- دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران – نویسنده مسئول
پست الکترونیک: Faridgholami92@gmail.com
۳- دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران
۴- دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، نور، ایران

۱- مقدمه

تأثیر رویه‌ها و سیاست‌های افشای اطلاعات بر رفاه سرمایه‌گذاران [۱]، یکی از مسائل مهمی است که همواره در کانون توجه نهادهای نظارتی و شرکت‌ها بوده و موضوع بسیاری از تحقیق‌های مالی و حسابداری قرار گرفته است. اما از آنجا که اندازه‌گیری رفاه سرمایه‌گذاران در عمل امر دشواری است، بخش عمده‌ای از تلاش‌های انجام‌شده برای شناخت مسئله مذکور، بر رابطه بین سیاست‌های افشای اطلاعات و هزینه سرمایه تاکید داشته‌اند (گو [۲]، ۲۰۱۰). این رویکرد از کارهای نظری ایزلی و اوهارا [۳] (۲۰۰۱) و دایمند و وِرّه‌کیا [۴] (۱۹۹۱)، اظهارات لویت [۵] (۱۹۹۸)، و ادعاهای فوستر [۶] (۲۰۰۳) نشات می‌گیرد و آزمون تجربی آن توسط محققانی چون اُرنس و همکاران [۷] (۲۰۱۰)، بوتوسان [۸] (۱۹۹۷)، ریچارسون و وِلکِر [۹] (۲۰۰۱)، داسکه [۱۰] (۲۰۰۶)، کریستَنسِن و بونتیس [۱۱] (۲۰۰۷)، لوپز و اِلنکار [۱۲] (۲۰۱۰)، هِیل [۱۳] (۲۰۰۲) و صورت پذیرفته‌است.

به طور کلی، مباحث نظری بر تأثیر معکوس افشای اطلاعات بر هزینه سرمایه تاکید دارد. اما یافته‌های تجربی کم‌وبیش متناقض است. این تناقض‌ها در محیط‌های اطلاعاتی شفاف همچون آمریکا (بوتوسان، ۱۹۹۷) و کانادا (ریچارسون و ولکر، ۲۰۰۱)، نمود پررنگ‌تری دارد. به همین دلیل لِئُوز و وره‌کیا [۱۴] (۲۰۰۰) پژوهشگران را به بررسی‌های دقیق‌تر رابطه افشای اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه در محیط‌های دارای کیفیت افشا و شفافیت اطلاعاتی پایین فرا خوانده‌اند. همچنین، ژانگ و دینگ [۱۵] (۲۰۰۶) نیز اظهار می‌دارند که مطالعه رابطه مذکور در کشورهای در حال توسعه، می‌تواند درک جامعه مالی و حسابداری را نسبت به مسئله افشا و هزینه سرمایه بهبود بخشد. این موارد، یکی از محرک‌های طراحی و اجرای پژوهش حاضر است.

انگیزه دیگر بررسی مسئله مذکور ویژگی‌های محیطی متفاوت اقتصاد و بورس ایران است. ساختار مالکیت شرکت‌های سهامی عام ایرانی تا حد زیادی بر نظام راهبری و کنترل درون‌سازمانی مغلوب مبتنی بوده و نفوذ سهامداران عمده (دولتی و شبه دولتی) بر کنترل این نوع شرکت‌ها مشهود است. همچنین سیاست‌های کلی نظام جمهوری اسلامی ایران بر عنصر عدالت تاکید دارد که این عدالت محوری در قوانین و مقررات آن نیز بروز می‌یابد و به‌طور مشخص به نظام قانون‌گذاری آن رنگ و بویی می‌بخشد که متمایز از نظام‌های قانون‌گذاری بسیاری از کشورهای دیگر خواهد بود (بدری، ۱۳۸۷). به اعتقاد سَماحَه [۱۶] (۲۰۱۵)، ساختار مالکیت شرکت‌ها، نظام قانون‌گذاری و اقتصادی کشور و همچنین افشای به‌موقع [۱۷] اطلاعات از جمله عواملی هستندکه رابطه افشای اختیاری اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه را متأثر می‌سازد. با توجه به مباحث پیش‌گفته، مسئله‌ای که شالوده تحقیق حاضر را تشکیل می‌دهد، بررسی برخی از عوامل تاثیرگذار بر رابطه افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه است.

رشد و توسعه اقتصادی، نیازمند برخورداری از بازارهای مالی گسترده و کارا و ایجاد سرمایه‌گذاری‌های کلان است. این سرمایه‌گذاری‌ها هیچ‌گاه نمی‌توانند براساس بازار منابع کوتاه‌مدت (بازارپول) تأمین مالی شوند. ایجاد یک بازار سرمایه قوی و کارآمد زیرساخت اساسی تأمین مالی بلندمدت طرح‌های اساسی هر کشور را تشکیل می‌دهد و امکان مبادله منابع را میان دارندگان مازاد منابع با متقاضیان

کسری منابع فراهم می‌آورد. بازار سرمایه مکانیزمی را فراهم می‌آورد تا براساس آن امکان تجهیز پس‌اندازهای اندک به سرمایه‌گذاری‌های کلان اقتصادی فراهم شود که این اقدام براساس تخصیص بهینه منابع امکان‌پذیر می‌شود. یکی از مؤلفه‌های مهم برای جذب و حفظ سرمایه در این بازار ایجاد اطمینان در سرمایه‌گذاران باالقوه و باالفعل بوده و یکی از عوامل حیاتی در برقراری این اطمینان، شفافیت اطلاعاتی است که به نوبه خود به افشای اطلاعات بستگی دارد (ذوالفقاری و همکاران، ۱۳۹۵). اطلاعات به دو گروه الزامی و اختیاری طبقه‌بندی می‌شود که طبق ادبیات نظری و تجربی افشای هر دو گروه از طریق ایجاد اطمینان در سرمایه‌گذاران موجب کاهش هزینه سرمایه می‌شوند. بورس ایران نیز بازاری در حال توسعه بوده و سطح شفافیت اطلاعاتی آن ایده‌آل نیست. بنابراین بررسی رابطه افشای اطلاعات با هزینه سرمایه و عوامل مؤثر بر این رابطه می‌تواند از این حیث حائز اهمیت است.

هزینه سرمایه یکی از مفاهیم بنیادین در ادبیات مالی است و در تصمیم‌های مربوط به تأمین مالی و سرمایه‌گذاری نقشی اساسی ایفا می‌کند (بوتوسان، ۱۹۹۷؛ دستگیر و بزاز زاده، ۱۳۸۲؛ مشایخی و فرهادی، ۱۳۹۲). شرکت‌ها باید معیار یادشده را در سطح معقولی نگه دارند (امبونگ و همکاران، ۲۰۱۲). واضح است که کنترل هزینه سرمایه و حفظ آن در سطحی معقول، مستلزم شناخت عواملی است که آن را متأثر می‌سازند. بنابراین، یکی از ضرورت‌ها و اهمیت‌های تحقیق حاضر فحوایی است که نتایج آن برای مدیران شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بر دارد.

از سوی دیگر، ساختار مالکیت یکی از مهمترین عناصر راهبری شرکتی است (باغومیان و نقدی، ۱۳۹۳). راهبری شرکتی مفهومی است که در تعریف محدود خود بر نظریه نمایندگی و حفظ حقوق سهامداران و در تعریف گسترده بر نظریه ذینفعان و حفظ حقوق ذینفعان، تاکید دارد (بدری، ۱۳۸۷). همانگونه که پیشتر عنوان شد، هدف غایی از بررسی رابطه افشا و هزینه سرمایه، درک تأثیر افشای اطلاعات بر رفاه سرمایه‌گذاران است. بنابراین هر آنچه که این رابطه را متأثر سازد، رفاه سرمایه‌گذاران را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با توجه به این موارد، درک تأثیر ساختار مالکیت بر رابطه مذکور می‌تواند کلیدهای راهنمایی در اختیار نهادهای نظارتی نظیر سازمان بورس اوراق بهادار قرار دهد تا به‌واسطه آنها در مسیر تدوین چارچوب مناسب راهبری شرکتی و حفظ منافع سهامدارن، آگاهانه‌تر گام نهد.

علاوه بر این، بررسی عوامل مؤثر بر رابطه افشای اطلاعات و هزینه سرمایه یکی از مسائل نظری است که پژوهشگران مختلف در محیط‌های اطلاعاتی متفاوت یافته‌های متناقضی در مورد آن کسب نموده‌اند. بنابراین، اهمیت تحقیق حاضر به لحاظ حل مسئله جاری نیز درخور توجه است.

هر چند در ادبیات پژوهشی حسابداری ایران مسائلی چون ویژگی‌های راهبری شرکتی تاثیرگذار بر میزان افشای اختیاری (باغومیان و نقدی، ۱۳۹۳)، تأثیر افشای اختیاری و اجباری بر ارزش شرکت (پورحیدری و حسین پور، ۱۳۹۱)، رابطه سطح افشای اختیاری بر مربوط بودن محتوای اطلاعاتی سود هر سهم (خدامی‌پور و محرومی، ۱۳۹۱)، تأثیر کیفیت افشا بر هزینه سرمایه (ستایش و همکاران، ۱۳۹۰) مورد بررسی قرار گرفته است، اما تا جایی که بررسی‌ها نشان می‌دهد از میان

عوامل مؤثر بر رابطه بین افشا و هزینه سرمایه، تنها عامل اندازه شرکت مطالعه شده است (پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۳؛ مشایخی و فرهادی، ۱۳۹۲).

به عبارت دیگر، تاثیری که ساختار مالکیت می‌تواند در محیط ایران بر ارتباط بین افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه داشته باشد تاکنون مورد بررسی قرار نگرفته است. در تحقیق حاضر تلاش شد که با مطالعه تاثیرات پراکندگی مالکیت، مالکیت دولتی و مالکیت مدیریتی بر رابطه افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه بخشی از این خلاء تحت پوشش قرار گیرد و در راستای غنای ادبیات حسابداری ایران گامی برداشته شود. نتایج این تحقیق نشان خواهد داد که پراکندگی مالکیت، مالکیت دولتی و مالکیت مدیریتی رابطه بین افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه را تشدید می‌کنند یا موجب تضعیف آن می‌شوند؟

در ادامه مبانی نظری، پیشینه تجربی و فرضیه‌ها، روش تحقیق و یافته‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد و در نهایت بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

❐ ۲- مبانی نظری تحقیق

۲-۱- افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه

هزینه سرمایه مفهومی اساسی در ادبیات مالی است که به بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران در سهام شرکت‌ها اشاره دارد و عوامل مختلفی نظیر اندازه، ریسک مالی و عملکرد مالی شرکت‌ها، کیفیت و میزان اطلاعات افشا شده توسط شرکت‌ها و غیره آن را تحت تأثیر قرار می‌دهند (گو، ۲۰۱۰). در حقیقت، هزینه سرمایه میانگینی از بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران فعال در بازار درون‌سازمانی و برون‌سازمانی است (جنسن [۱۸]، ۲۰۰۰).

افشای اطلاعات که یکی از عوامل تاثیرگذار روی هزینه سرمایه مالکانه است همواره مورد توجه محققین و متفکرین حوزه مالی و حسابداری قرار گرفته، به دو گروه اجباری و اختیاری طبقه‌بندی می‌شود. افشای اجباری اطلاعات به افشای اطلاعاتی اشاره دارد که نهادهای وضع‌کننده مقررات گزارش آنها به استفاده‌کنندگان برون‌سازمانی را الزام می‌دارند. اطلاعاتی که طبق استانداردهای حسابداری باید در مجموعه کامل صورت‌های مالی افشا گردد در زمره این گروه قرار می‌گیرد. از سوی دیگر افشای اختیاری معطوف به افشای اطلاعاتی است که واحدهای تجاری به صورت داوطلبانه و مازاد بر اطلاعات الزامی گزارش می‌کنند (امبونگ و همکاران [۱۹]، ۲۰۱۲).

داسکه (۲۰۰۶)، سه استدلال برای تاثیرگذای افشای اطلاعات روی هزینه سرمایه مالکانه ذکر می‌کند که ماحصل هر سه استدلال آن است که افشای اطلاعات (اعم از اختیاری و اجباری) می‌تواند موجب کاهش هزینه سرمایه مالکانه شود: ۱) کاهش ریسک برآورد [۲۰] ۲) کاهش ریسک نقدشوندگی [۲۱] و ۳) کاهش ریسک ناهمترازی [۲۲].

در استدلال اول فرض می‌شود که افشای اطلاعات بیشتر، توانایی سرمایه‌گذاران در برآورد میزان وجوه نقد حاصل از سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. در واقع اطلاعات بیشتر ریسک برآورد غیر قابل تنوع [۲۳] را کاهش خواهد داد و سرمایه‌گذاران نسبت به جریان‌های نقدی و سودآوری آتی با

عدم‌قطعیت کمتری مواجه خواهند بود. در نتیجه بازده مورد انتظار آنها کاهش می‌یابد (کلارکسون و همکاران [۲۴]، ۱۹۹۶).

استدلال دوم بر این عقیده استوار است که دستیابی بدون هزینه سرمایه‌گذاران به اطلاعات محرمانه می‌تواند منجر به کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی و افزایش نقدشوندگی بازار شود. در واقع، اعتقاد بر آن است که افشای اطلاعات بیشتر سرمایه‌گذاران بیشتری را به خرید سهام با قیمت‌های بالاتر سوق می‌دهد که این امر موجب کاهش ریسک نقدشوندگی شده و متعاقباً بازده مورد انتظار سهامداران کاهش می‌یابد (دایمند و وره‌کیا، ۱۹۹۱).

در استدلال سوم، اطلاعات مجموعه‌ای از علائم محرمانه و عام در نظر گرفته می‌شود که بخش عام آن در دسترس تمام سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد. در حالی که اطلاعات محرمانه فقط توسط افراد درون‌سازمانی دریافت می‌شود. چنانچه نسبت اطلاعات عام به اطلاعات محرمانه افزایش یابد ریسک ناهمترازی اطلاعاتی سرمایه‌گذاران برون‌سازمانی کاهش می‌یابد و توانایی آنها در برآورد آتیه شرکت هدف افزایش می‌یابد. نتیجه این امر کاهش بازده مورد انتظار سهامداران یا هزنه سرمایه مالکانه خواهد بود (ایزلی و اوهارا، ۲۰۰۱).

بنابراین به طور کلی و بر اساس مبانی نظری می‌توان انتظار داشت که افشای اطلاعات موجب کاهش بازده مورد انتظار سهامداران یا همان هزینه سرمایه مالکانه شود.

۲-۲- هزینه سرمایه مالکانه و تعامل سطح افشای اختیاری و ساختار مالکیت

ساختار مالکیت یا ترکیب سهامداری به معنی نحوه توزیع سهام و حقوق مالکیت به لحاظ حق رأی و سرمایه به‌علاوه ماهیت و موجودیت مالکان سهام است. ساختار مالکیت یک شرکت از ابعاد گوناگون قابل توجه است و در وهله اول بر حسب دو متغیر شامل سهامداران درونی یا سهام در اختیار سهامداران داخلی و سهامداران بیرونی تعریف می‌شود. بر این اساس، سهام در اختیار سهامداران نهادی و دولت از بخش‌های اصلی مالکیت بیرونی شرکت‌ها تلقی می‌شود. سهام در اختیار سهامداران داخلی بیانگر درصدی از سهام در دست سهامداران است که در تملک مدیران و کارکنان شرکت قرار دارد. بر این اساس از معیارهای متفاوتی چون پراکندگی مالکیت، مالکیت مدیریتی و مالکیت دولتی به عنوان شاخص‌های ساختار مالکیت استفاده می‌شود (سارین و همکاران [۲۵]، ۲۰۰۰).

پراکندگی مالکیت: پراکندگی مالکیت یکی از عواملی است که می‌تواند بر رابطه بین افشای اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه، تأثیر داشته باشد. در یک ساختار مالکیت متمرکز، اکثر سهامداران افرادی درون‌سازمانی هستند که به‌طور مستقیم به اطلاعات محرمانه دسترسی دارند. پراکندگی مالکیت می‌تواند به عنوان مکملی برای افشای اختیاری، هزینه سرمایه مالکانه را کاهش دهد. زیرا پراکندگی مالکیت موجب محدود شدن و کاهش یافتن توانایی سهامداران بلوکی در ممانعت از انتشار اطلاعات محرمانه شرکت می‌گردد (سماحه، ۲۰۱۵). بنابراین گمان می‌رود که بین پراکندگی مالکیت و هزینه سرمایه مالکانه رابطه‌ای معکوس وجود داشته باشد. علاوه بر آن، پیش‌بینی می‌شود

که تأثیر معکوس افشـای اختیاری بر هزینه سـرمایه مالکانه در شرکت‌های دارای پراکندگی بیشتر مالکیت، شدیدتر باشد.

مالکیت مدیریتی: مدیران صاحب سهم انگیزه زیادی برای کاهش هزینه تأمین مالی برون‌سازمانی دارند تا بدین‌واسـطه، ارزش سـهام و پاداش خـود را افزایش دهند. همچنین، آن‌هـا تمایل دارند با مخابره مهارت‌های مدیریتی خود بین سـرمایه‌گذاران، معتبرتر می‌شـوند (سماحه، ۲۰۱۵). در این رابطه، رملی و رشـید [۲۶] (۲۰۱۰) بیان می‌دارند که «چنانچه راهبران و مدیران مالک سـهام شرکت باشـند، ایـن امر کمک خواهد کرد که آنها نگرش خـود را از مدیریت محض به ذهنیت مدیرـ مالک تغییـر دهند». در واقع، مدیران برای انجام فعالیت‌های ایجادکننده ارزش، نظیر بهبود سیاسـت‌های گزارشـگری شرکت خواهند کوشـید. بنابراین انتظار می‌رود مدیرانِ صاحب سهام از افشای اختیاری جهت کاهش هزینه‌های نمایندگی و افزایش کارایی شـرکت استفاده خواهد نمود که این امر به نوبه خود منجر به کاهش هزینه سرمایه مالکانه می‌شود.

مالکیـت دولتـی: در ادبیـات مالکیت دولتی و خصوصی‌سـازی، تأثیر مالکیت دولتـی بر عملکرد شـرکت‌ها پس از خصوصی‌سـازی [۲۷] موضوعی جاری و بحث برانگیز اسـت (بن‌ناصر و همکاران [۲۸]، ۲۰۱۱). در رویکرد سیاسـی، چنین استدلال می‌شـود که بین مالکیت دولتی و مداخله سیاسی بعد از خصوصی‌سـازی، رابطه وجود دارد (بویکو و همکاران [۲۹]، ۱۹۹۶؛ اشـلایفِر و ویشـنی [۳۰]، ۱۹۹۴). حامیان این رویکرد معتقدند که در واحدهای تجاری تملک‌شده بوسیله دولت، این امکان وجود دارد کـه راهبران دولتی مدیران را به این امر وادارند که به جای دنبال کردن هدف حداکثرسـازی ثروت سـهامداران، اهداف سیاسـی خود را دنبال نمایند. نگهداری تعداد بالایی از کارکنان در شـرکت‌های یادشده می‌تواند نمونه‌ای از تعقیب اهداف سیاسی مذکور توسط مدیران این شرکت‌ها باشد (بن‌ناصر و همکاران، ۲۰۱۱).

نظر برخی از محققان دیگر که از جنبه‌ای دیگر این موضوع را تأیید می‌کند چنین است که تلاش برای نیل به کارایی و سـود بعد از خصوصی‌سـازی شرکت‌ها تنها در شـرایطی صورت می‌پذیرد که کنترل و مالکیت واحد تجاری از دولت به سـهامداران خصوصی انتقال یابد؛ سهامدارانی که هدفشان از مالکیت تلاش برای حداکثر کردن ارزش شـرکت اسـت؛ نه دسـتیابی به اهداف سیاسی (بویکو و همکاران، ۱۹۹۶).

برخی نیز معتقدند چنانچه دولت صرفاً نسبت اندکی از سرمایه خود در واحدهای تجاری را به بخش خصوصی واگذار نماید، احتمال مداخله دولت بعد از خصوصی‌سـازی یا ریسک دولتی‌سازی مجدد [۳۱] زیاد خواهد بود. با این تفاسـیر، می‌توان ادعا نمود که فرضیه مداخله سیاسـی بر این امر دلالت دارد که مالکیت دولتیِ بیشـتر با ریسـک نمایندگی بالاتر و متعاقب آن عملکرد شرکتی ضعیفتر و ارزش پایین‌تر شرکت رابطه خواهد داشت (پاودیال و همکاران [۳۲]، ۱۹۹۸).

بنابراین انتظار بر آن است که بین مالکیت دولتی و هزینه سرمایه مالکانه، رابطه‌ای مستقیم وجود داشـته باشد. همچنین، رابطه معکوس افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه در شرکت‌های دارای مالکیت دولتی بالاتر نسبت به شرکت‌های دارای مالکیت دولتی کمتر، خفیف‌تر باشد.

❑ ۳- پیشینه تجربی و فرضیه‌ها

۳-۱- پژوهش‌های خارجی

رابطه معکوس اشـاره شده در ادبیات نظری بین افشـای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه، توسط پژوهش‌های تجربی متعددی به صورت مستقیم و غیر مستقیم مورد بررسی قرار گرفته است. ولکر [۳۳] (۱۹۹۵)، با مد نظر قرار دادن اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش به عنوان شاخص نقدشوندگی رابطه بین افشای اطلاعات و نقدشوندگی را تجربی بررسی نمود. وی با آزمون این رابطه بدین نتیجه دسـت یافت که بین متغیرهای مذکور رابطه‌ای معکوس و معنی‌دار برقرار اسـت. با تکیه بر استدلال دومـی که در مبانی نظری در مورد اثر منفی افشـای اطلاعات بر هزینه سـرمایه مالکانه ذکر شـد، می‌توان گفت که احتمالاً افشای اطلاعات موجب کاهش هزینه سرمایه مالکانه می‌شود.

آزمون مستقیم رابطه بین افشای اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه توسط بوتوسان (۱۹۹۷) صورت گرفته اسـت. وی با بررسی این رابطه، بین افشای اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه رابطه‌ای معکوس و معنی‌دار مستند نمود. البته نقدی که می‌توان بر نتیجه تحقیق وی داشت این است که این نتیجه صرفاً برای شرکت‌های فعال در محیط با افشای اطلاعات محدود به ثبت رسیده است.

آنگ و همکاران [۳۴] (۲۰۰۰) در تحقیق خود شواهدی ارائه کرده‌اند که بر مبنای آن با افزایش مالکیت مدیـران، هزینه‌های نمایندگی متأثر از تضاد منافع بین مدیران مالک و سـهامداران برون‌سـازمانی، کاهش می‌یابد. کویی و مک [۳۵] (۲۰۰۲) در بررسی رابطه بین مالکیت مدیریت و عملکرد شرکت‌های تحقیق و توسعه به این نتیجه رسیدند که بین این دو متغیر، رابطه غیرخطی وجود دارد و با کاهش درصد مالکیت مدیریتی، هزینه‌های نظارتی دارندگان بدهی افزایش می‌یابد.

هفلین و شاو [۳۶] (۲۰۰۰) با انتخاب نمونه‌ای شامل ۲۶۰ شرکت از بورس سهام نیویورک [۳۷] به رابطه مسـتقیم بین درصد سـهام بلوکی در درست سـهامداران و اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام دسـت یافتند. ایشان بیان می‌دارند که در شرکت‌هایی که سـاختار مالکیتشان متمرکز است، سـهامداران بزرگ به اطلاعات خصوصی دسترسـی دارند. لذا در معاملاتی که این سهامداران دخیل می‌باشـند، طرف‌های معامله با خطر انتخاب نادرسـت مواجه هسـتند. این امر موجب می‌شـود تا طرف‌های معامله، قیمت پیشـنهادی خریدوفروش سـهام را به منظور کاهش خطر انتخاب نادرست، افزایش دهند. نتیجه آن که با افزایش اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام، معاملات در بازار کاهش و نقدشوندگی بازار سهام نیز کاهش می‌یابد.

نتایج دو تحقیق مشـابه در محیط‌های اطلاعاتی متفاوت در پیشـینه تحقیق جالب توجه اسـت. ریچارسون و ولکر (۲۰۰۱)، ارتباط بین افشای اطلاعات و هزینه سرمایه شرکت‌های کانادایی را مورد بررسی قرار دادند. شواهد ایشان نشان داد که بین افشای اطلاعات اجتماعی و هزینه سرمایه مالکانه رابطه مسـتقیم و معنی‌داری وجود دارد. از طرف دیگر، هیل (۲۰۰۲) در شـرکت‌های پذیرفته‌شـده در بورس اوراق بهادار سـویس بین متغیرهای مذکـور رابطه‌ای معکوس یافت. یکی از دلایل این امر می‌تواند ویژگی‌های محیطی متفاوت قلمروی مکانی دو تحقیق باشد.

گیتسـمان و آیرلند [۳۸] (۲۰۰۵) با بکارگیری شـاخصی از افشای اطلاعات که اطلاعات اجتماعی را

نیز در بر می‌گیرد، رابطه بین افشـــای اختیاری و هزینه ســـرمایه مالکانه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس سهام لندن را مورد بررسی قرار داد. نتایج تحقیق وی نتایج تحقیق بوتوسان را تأیید کرد.

به‌تازگی بررســـی تجربی موضوع مذکور در بازارهای نوظهور و در حال توسعه توجه زیادی به خود معطوف داشته است. ژانگ و دینگ (۲۰۰۶) طی تحقیق خود در چین بین افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه رابطه‌ای معکوس و معنادار یافتند؛ در حالی که حسن و همکاران [۳۹] (۲۰۰۹) در بورس اوراق بهادار مصر بین متغیرهای مورد بحث رابطه‌ای مســـتقیم اما به لحاظ آماری بی‌اهمیت مســـتند نمـــود. از ســـوی دیگر، نتایج پژوهش لوپز و اِلنـــکار (۲۰۱۰) در برزیل با نتایج پژوهش ژانگ و دینگ (۲۰۰۶) مطابقت دارد.

علاوه بر موارد یاد شده، لین و چانگ [۴۰] (۲۰۰۸) در واکاوی رابطه مالکیت مدیران با کارایی ایشان در بکارگیری دارایی‌ها و هزینه‌های نمایندگی در تایوان بدین نتیجه دست یافتند که چنانچه نسبت مالکیت مدیریت کمتر از ۳۶ درصد و یا بیشـــتر از ۵۶ درصد باشد، افزایش در نسبت مالکیت موجب کاهش کارایی آنها و افزایش هزینه‌های نمایندگی می‌شـــود؛ اما اگر نســـبت مذکور در بازه ۵۱ تا ۵۹ درصد باشد، این نتایج به طور برعکس خواهد بود.

وانگ و همکاران [۴۱] (۲۰۰۸) در تحقیق خود نشـــان دادند که یکی از ویژگی‌های واحدهای تجاری تملک‌شـــده به‌وســـیله دولت، فقدان اســـتقلال و انگیزه اندک مدیران چنیـــن واحدهایی برای بهبود سودآوری، دال بر هزینه‌های نمایندگی بیشتر این شرکت‌ها نسبت به شرکت‌های خصوصی است.

السِـــیّد و هوک [۴۲] (۲۰۱۰) نیز در تحقیق خود در مصر (کشـــوری با مالکیت دولتی بالا)، شواهدی از وجود رابطه‌ای معکوس بین مالکیت دولتی و میزان افشا مشاهده کردند که این شواهد نیز نشانگر مسائل و هزینه‌های نمایندگی بیشتر شرکت‌های مورد بحث در قیاس با همتاهایشان است. علاوه بر این، جاکوبی و ژِنگ [۴۳] (۲۰۱۰) با انتخاب نمونه‌ای شـــامل ۳۵۷۶ شرکت آمریکایی، رابطه پراکندگی مالکیت (درصد ســـهام بلوکی در دست سهامداران) و نقدشـــوندگی سهام را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آنها بیانگر آن اســـت که پراکندگی بیشـــتر مالکیت، منجر به بهبود نقدشوندگی سهام می‌شود.

همچنین، ســـماحه (۲۰۱۵) طبق بررســـی‌های خود در بورس اوراق بهادار مصر به نتیجه‌ای مغایر با تحقیق قبلی انجام‌شـــده در مصر دســـت یافت. به عبارتی، نتیجه پژوهش وی مؤید وجود رابطه‌ای معکوس بین افشـــای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه می‌باشد. علاوه برآن تحقیق وی نشان داد که مالکیت مدیرتی هزینه ســـرمایه مالکانه را می‌کاهد و تأثیر افشـــای اختیاری بر کاهش هزینه سرمایه مالکانه را تشـــدید می‌کند. همچنین وی به شـــواهدی از وجود تأثیر مستقیم مالکیت دولتی بر هزینه ســـرمایه مالکانه دســـت یافت. این تحقیق نشان داد که در شرکت‌های دارای مالکیت دولتی بالا، بین افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه رابطه‌ای وجود ندارد؛ در حالی که این رابطه برای شرکت‌های دارای مالکیت دولتی اندک، معکوس و معنی‌دار است. شواهد تحقیق وی در مورد پراکندگی مالکیت حاکی از آن است که پراکندگی مالکیت هزینه سرمایه مالکانه را می‌کاهد و تأثیر افشای اختیاری در کاهش هزینه سرمایه مالکانه را تشدید می‌کند.

۳-۲- پژوهش‌های داخلی

در ایران نیز تحقیق‌هایی در این حوزه صورت پذیرفته است. ایزدی‌نیا و رساییان (۱۳۸۹) تأثیر پراکندگی مالکیت بر نقدشوندگی سهام را مورد بررسی قرار دادند. ایشان شواهدی دال بر تأثیر پراکندگی مالکیت بر نقدشوندگی سهام نیافتند. به نظر می‌رسد دلیل این امر عدم‌توجه به این نکته باشد که نقش پراکندگی مالکیت، مکمل بودن برای افشای اختیاری است؛ یعنی باید تأثیر آن بر نقدشوندگی را در کنار افشای اختیاری مورد بررسی قرار داد.

ستایش و همکاران (۱۳۹۰) تأثیر کیفیت افشا بر نقدشوندگی و هزینه سرمایه سهام عادی جاری و آتی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آنها بیانگر آن است که بین کیفیت افشا و نقدشوندگی سهام شرکت رابطه معنی‌داری وجود ندارد. افزون بر این، بین کیفیت افشا و هزینه سرمایه سهام عادی جاری و آتی شرکت رابطه‌ای معکوس و معنی‌دار وجود دارد. مجتهدزاده (۱۳۹۰) با بررسی رابطه نظریه نمایندگی و مالکیت مدیریت، شواهدی دال بر نبود رابطه‌ای معنادار بین مالکیت مدیریت و هزینه‌های نمایندگی مستند نموده است.

دستگیر و همکاران (۱۳۹۱) نیز تأثیر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی نظیر مالکیت نهادی (معیاری برای تمرکز مالکیت) و ساختار هیئت مدیره بر عدم‌تقارن اطلاعاتی را بررسی کردند. نتایج تحقیق ایشان تأثیر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی و ساختار هیئت مدیره بر عدم تقارن اطلاعاتی را پشتیبانی نمی‌کند.

مشایخی و فرهادی (۱۳۹۲) به بررسی تأثیر اندازه شرکت بر رابطه افشا و هزینه سرمایه مالکانه در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج تحقیق ایشان نشان‌دهنده آن است که در شرکت‌های بزرگ، بین دو متغیر مذکور رابطه معکوس و معنی‌دار وجود دارد؛ در حالی که چنین رابطه‌ای در شرکت‌های کوچک مشهود نیست. پورحیدری و همکاران (۱۳۹۳) نیز تحقیق به نسبت مشابهی با محققان قبلی ارائه کرده‌اند که نتایج آن با پژوهش پیشین همخوانی دارد. تفاوت تحقیق اخیر آن است که بر بررسی رابطه افشا و هزینه سرمایه تاکید دارد.

خواجوی و علیزاده طلاتپه (۱۳۹۳) در تحقیق خود پیامدهای سطح افشای داوطلبانه بر عدم‌تقارن اطلاعاتی برای شرکت‌های بورس تهران را بررسی کردند. ایشان برای اندازه‌گیری سطح افشای داوطلبانه از چک‌لیست تعدیل‌شده بوتوسان استفاده نمودند و نشان دادند که بین سطح افشای داوطلبانه و عدم‌تقارن اطلاعاتی، رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در شرکت‌های مورد بررسی، افشای داوطلبانه اطلاعات به طور جدی از طرف سرمایه‌گذاران مورد توجه قرار نگرفته و یا به دلیل فقدان تحلیلگران مالی، میزان افشای داوطلبانه شرکت‌ها نتوانسته است میزان عدم‌تقارن اطلاعاتی را در بازار سرمایه به طور قابل توجهی تغییر دهد.

باغومیان و نقدی (۱۳۹۳) نیز در بخشی از تحقیق خود پیرامون تأثیر راهبری شرکتی بر میزان افشای اختیاری، به رابطه مالکیت مدیران و سطح افشای اختیاری پرداختند. بر اساس شواهد مندرج در پژوهش ایشان، بین متغیرهای مورد بحث رابطه‌ای یافت نشد.

نظر به مباحث مطرح شده در مبانی نظری و شواهد تجربی موجود در پیشینه تحقیق هفت فرضیه تدوین شد که در ادامه مورد نحوه آزمون و نتایج آن بررسی می‌شود.

۳-۳- فرضیه‌های تحقیق

فرضیه اول: بین میزان افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه رابطه معکوس و معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین پراکندگی مالکیت و هزینه سرمایه مالکانه رابطه معکوس و معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین مالکیت مدیریتی و هزینه سرمایه مالکانه رابطه معکوس و معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه چهارم: بین مالکیت دولتی و هزینه سرمایه مالکانه رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه پنجم: اثر تعاملی افشای اختیاری و پراکندگی مالکیت بر هزینه سرمایه مالکانه معکوس و معنی‌دار است.

فرضیه ششم: اثر تعاملی افشای اختیاری و مالکیت مدیریتی بر هزینه سرمایه مالکانه معکوس و معنی‌دار است.

فرضیه هفتم: اثر تعاملی افشای اختیاری و مالکیت دولتی بر هزینه سرمایه مالکانه مستقیم و معنی‌دار است.

❐ ۴- روش تحقیق

۴-۱- جامعه و نمونه

جامعه آماری تحقیق حاضر شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که مشابه اکثر پژوهش‌های مربوط در ایران و پس از اعمال شرایط و محدودیت‌هایی، حجم جامعه تعدیل و نمونه‌ای از کل جامعه فراهم شده است. این رویه در ادبیات پژوهشی مالی و حسابداری ایران تحت عنوان غربال‌گری یا حذف نظام‌مند شناخته می‌شود. قیود اعمال‌شده به شرح ذیل است:

الف) به دلیل تفاوت ساختار صورت‌های مالی، جزء شرکت‌های لیزینگ، بانک‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها، بیمه‌ها و امثالهم نباشند.

ب) قبل از سال ۸۹ در فهرست شرکت‌های بورسی پذیرفته شده باشند؛

ج) طی سال‌های ۸۹ تا ۹۴ از فهرست بورس خارج نشده باشند؛

د) طی سال‌های مزبور، صورت‌های مالی و سایر اطلاعات مورد نیاز آنها (نظیر گزارش عملکرد هیئت مدیره) در دسترس باشد؛

س) به منظور حذف آثار فصلی و مناسبتی، سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

لازم به ذکر است که قلمرو زمانی این پژوهش از سال ۸۹ تا سال ۹۳، یعنی ۵ سال است. با توجه به قیود اعمال‌شده، تعداد ۱۲۲ شرکت باقی ماند که با توجه به بازه ۵ ساله تحقیق، تعداد ۶۱۰ مشاهده سال-شرکت برای هر متغیر فراهم شد. دلیل آنکه در بند ج بازه شش ساله به عنوان قید اتخاذ شده،

آن است که برای محاسبه مقادیر برخی از متغیرها وجود داده‌های سال آتی ضروری است.

۴-۲- گردآوری داده‌ها

بـه طور خلاصه برای گردآوری داده‌های مورد نیاز برای محاسـبه متغیرهای پژوهش از بانک‌های اطلاعاتی مختلف استفاده شده است. بخش عمده داده‌ها از صورت‌های مالی شرکت‌ها و یادداشت‌های همراه آن و سایر گزارش‌های منتشرشده شرکت‌ها نظیر گزارش عملکرد هیئت مدیره از سایت کدال اسـتخراج گردید. همچنین، برای گردآوری داده‌های ارزش بازار سـهام از نرم‌افزار تی‌اس‌ای کلاینت ۱۲، متغیر صادرات از سـایت مرکز آمار ایران، نرخ سـود علی‌الحسـاب سپرده‌های مدت‌دار از سایت بانک مرکزی و شاخص بازار از سایت بورس استفاده شد.

۴-۳- مدل‌های استفاده‌شده برای آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل‌های رگرسـیونی (۱) تا (۷) استفاده شد (سماحه، ۲۰۱۵). اجزای این مدل‌ها در بخش ۴-۴ تشـریح و نحوه آزمون فرضیه‌ها از طریق مدل‌ها نیز در جدول (۲) خلاصه شده است.

مدل (۱)
$$COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DISC_{i,t} + \beta_2 MTOBV_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۲)
$$COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DISC_{i,t} + \beta_2 FF_{i,t} + \beta_3 MTOBV_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۳)
$$COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DISC_{i,t} + \beta_2 MO_{i,t} + \beta_3 MTOBV_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۴)
$$COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DISC_{i,t} + \beta_2 GO_{i,t} + \beta_3 MTOBV_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۵)
$$COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DISC_{i,t} + \beta_2 FF_{i,t} + \beta_3 DISC_FF_{i,t} + \beta_4 MTOBV_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۶)
$$COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DISC_{i,t} + \beta_2 MO_{i,t} + \beta_3 DISC_MO_{i,t} + \beta_4 MTOBV_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۷)
$$COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DISC_{i,t} + \beta_2 GO_{i,t} + \beta_3 DISC_GO_{i,t} + \beta_4 MTOBV_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} \quad \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۱) - نحوه آزمون فرضیه‌ها

فرضیه	مدل آزمون‌کننده	معیار پذیرش
اول	مدل (۱)	منفی و معنی‌داربودن ضریب DISC
دوم	مدل (۲)	منفی و معنی‌داربودن ضریب FF
سوم	مدل (۳)	منفی و معنی‌داربودن ضریب MO
چهارم	مدل (۴)	مثبت و معنی‌داربودن ضریب GO
پنجم	مدل (۵)	منفی و معنی‌داربودن ضریب DISC_FF
ششم	مدل (۶)	منفی و معنی‌داربودن ضریب DISC_MO
هفتم	مدل (۷)	منفی و معنی‌داربودن ضریب DISC_GO

منبع: سماحه (۲۰۱۵)

از آنجا که داده‌های مورد استفاده در پژوهش تلفیقی است، برای هر یک از مدل‌ها آزمون‌های F لیمر و هاسمن انجام و بر اساس آن یکی از روش‌های تلفیقی، اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی برای برآورد آنها انتخاب شد. همچنین برای بررسی فرض‌های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس رگرسیون‌ها باید از آزمون‌های خودهمبستگی ولدریج ۱۳ و نسبت درستنمایی (برای ناهمسانی واریانس) استفاده گردید. برای بررسی نرمال بودن توزیع خطاهای رگرسیون‌ها نیز از آزمون جارک ـ برا ۱۴ بهره گرفته شد. نتایج این آزمون‌ها در مکان مقتضی ارائه شده است.

۴-۴- متغیرهای تحقیق

در این تحقیق درمجموع از نه متغیر برای آزمون فرضیه‌ها استفاده گردید که ترکیب آنها شامل یک متغیر وابسته، چهار متغیر مستقل و چهار متغیر کنترلی می‌باشد. لازم به توضیح است که جمله‌های تعاملی، متغیرهای جدیدی نیستند، بلکه از حاصلضرب دو متغیر دیگر (به شرح یادشده) ایجاد شده‌اند. تعریف عملیاتی این نه متغیر به شرح ذیل است:

۴-۴-۱- متغیر وابسته هزینه سرمایه مالکانه (COST): به منظور اندازه‌گیری این متغیر از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تجدیدنظرشده استفاده شد. زیرا توان تبیین مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تجدیدنظرشده از سایر انواع مدل‌های قیمت‌گذاری بیشتر می‌باشد. این متغیر از طریق رابطه (۱) محاسبه می‌شود (رودپشتی و امیرحسینی، ۱۳۸۹):

$$COST_i = R_f + \beta^R(R_m - R_f)$$ رابطه (۱)

دراین رابطه R_f بازده بدون ریسک، β^R ضریب بتای مدل و R_m بازده بازار است. برای بازده بدون ریسک از نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های یکساله استفاده شده است. ضریب بتای مدل نیز از رابطه (۲) به‌دست می‌آید (همان):

$$\beta^R = (DEL)(DFL)(DOL)\beta_j^0$$ رابطه (۲)

در رابطه فوق DEL درجه اهرم اقتصادی، DFL درجه اهرم مالی، DOL درجه اهرم عملیاتی و β_j^0 ریسک ذاتی شرکت است. ریسک ذاتی شرکت از طریق رابطه (۳) بدست می‌آید (همان):

رابطه (۳)

$$\beta_j^0 = \frac{cov\left[\left(\frac{P_{j,t}}{Z_{j,t}}\right)\left(\frac{Z_{j,t+1}}{E_{j,t}}\right), R_{j,t+1}\right]}{\delta^2_{m,t+1}}$$

نمادهای رابطه (۳) عبارتند از: $P_{j,t}$ سود خالص دوره، $Z_{j,t}$ اختلال‌های اقتصادی دوره، $Z_{j,t+1}$ اختلال‌های اقتصادی دوره بعد، $E_{j,t}$ ارزش پایان دوره سهام، $R_{j,t+1}$ بازده بازار دوره بعد و $\delta^2_{m,t+1}$ واریانس شاخص بازار دوره بعد. منظور از اختلال‌های اقتصادی، یک متغیر اقتصادی نظیر صادرات، نرخ تورم، نرخ ارز و هزینه مالی است. در این تحقیق با اتکا برنتایج رهنمای رودپشتی و امیرحسینی (۱۳۸۹) متغیر صادرات استفاده شده است. درجه اهرم اقتصادی نیز عبارت است از درصد تغییرات فروش بر درصد تغییرات اختلال‌های اقتصادی (همان):

رابطه (۴)

$$DEL = \%\Delta S / \%\Delta Z$$

۴-۴-۲- میزان افشای اختیاری اطلاعات (DISC): به طور کلی در ادبیات ایران چک‌لیست‌های مختلفی برای سنجش سطح افشای اختیاری وجود دارد. در این تحقیق از چک‌لیست پورحیدری و حسین‌پور (۱۳۹۱) استفاده شد. نقاط قوت این چک‌لیست نسبت به همتاهای خود شامل تعداد اقلام مندرج و همچنین نظرسنجی‌شده بودن آن است. در این ابزار برای اندازه‌گیری امتیاز افشای هر شرکت ـ سال، اقلام مندرج در چک‌لیست برای آن شرکت ـ سال کنترل می‌شود و چنانچه هر قلمی افشا شده باشد، برای آن امتیاز یک و در غیراینصورت، امتیاز صفر منظور می‌شود. پس از بررسی تمامی اقلام چک‌لیست و امتیازدهی آنها، میانگین امتیازها معادل سطح افشای آن شرکت ـ سال خواهد بود.

۴-۴-۳- پراکندگی مالکیت (FF): در این تحقیق از نسبت سهام شناور آزاد به عنوان شاخصی برای پراکندگی مالکیت استفاده شده است. براساس ماده (۲) ضوابط محاسبه سهام شناور آزاد، مصوب شورای عالی بورس و اوراق بهادار در تاریخ ۱۳۸۹/۵/۱۱، نحوه محاسبه سهام شناور آزاد عبارتست از حاصلضرب ضریب شناوری در مجموع سهام سهامداران غیرمدیریتی ناشر در پایان دوره مالی که سهام شناور آزاد برای آن دوره محاسبه می‌گردد.

۴-۴-۴- مالکیت دولتی (GO): عبارت است از نسبت سهام در دست سرمایه‌گذاران دولتی یک شرکت به کل سهام در جریان آن (سماحه، ۲۰۱۵).

۴-۴-۵- مالکیت مدیریتی (MO): این متغیر مستقل از تقسیم سهام تحت تملک سهامدارن مدیریتی به کل سهام در جریان شرکت بدست می‌آید (سماحه، ۲۰۱۵).

۴-۴-۶- نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام (MTOBV): طبق ادبیات تحقیق، این نسبت

که شـاخصی برای فرصت‌های آتی رشد شرکت است با هزینه سرمایه مالکانه رابطه‌ای معکوس دارد (ارنس و همکاران، ۲۰۱۰؛ ایسـتون [۴۷]، ۲۰۰۴؛ عمران و پوینتون [۴۸]، ۲۰۰۴؛ گبهارت و همکاران [۴۹]، ۲۰۰۱؛ لوپز و النکار، ۲۰۱۰). بر این اساس، نسبت مذکور به عنوان متغیری کنترلی در مدل‌های ما به‌کار گرفته می‌شـود و همانگونه که از نام این متغیر پیداسـت، از تقسیم ارزش بازار سهام شرکت بر ارزش دفتری آن حاصل می‌گردد.

۴-۴-۷- نسـبت اهرمی (LEV): این متغیر که در این تحقیق به پیروی از سـماحه (۲۰۱۵) به وسـیله تقسـیم اسـتقراض (بدهی بهره‌دار) بلند مدت به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام محاسبه می‌گردد، توسط محققانی چون ارنس و همکاران (۲۰۱۰)، عمران و پوینتون (۲۰۰۴) و ریچاردسون و ولکر (۲۰۰۱) به عنوان یکی از عوامل مهم تاثیرگذار بر هزینه سـرمایه مالکانه معرفی شـده و طبق نظریه مالی موجب افزایش آن است. بنابراین، یکی از متغیرهای کنترلی تحقیق ما را تشکیل می‌دهد.

۴-۴-۸- بازده حقوق صاحبان سـهام (ROE): بر اسـاس ارنس و همکاران (۲۰۱۰)، گیتسـمان و آیرلند (۲۰۰۵) و هیل (۲۰۰۲)، از آنجا که سـود گزارش‌شـده عدم‌قطعیت مربوط به سـودآوری آتی را کاهش می‌دهد، این احتمال وجود دارد که موجب کاهش هزینه سـرمایه مالکانه شـود. با در نظر گرفتن این اسـتدلال، بازده حقوق صاحبان سـهام به عنوان شاخصی برای سودآوری، یکی دیگر از متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شـده اسـت. این نسـبت از تقسیم سود خالص بر مجموع حقوق صاحبان سهام شرکت محاسبه می‌گردد.

۴-۴-۹- جمله‌های تعاملی: عبارت اسـت از حاصلضرب دو متغیر موجود در یک مدل رگرسیونی کـه ضریـب آن اثرات متقابل آن دو متغیـر را اندازه‌گیری می‌کند (مونتگومـری [۵۰]، ۲۰۱۳). در این تحقیق از سـه جمله تعاملی برای درک تأثیر متغیرهای سـاختار مالکیت بر رابطه افشای اختیاری و هزینه سـرمایه مالکانه استفاده شده است. این سه جمله عبارتند از: DISC_MO، DISC_FF و DISC_GO که به ترتیب حاصل‌ضـرب متغیرهای پراکندگی مالکیت، مالکیت مدیریت و مالکیت دولتی با متغیر افشای اختیاری هستند.

❑ ۵- یافته‌های تحقیق

در این تحقیق تجزیه و تحلیل‌های آماری از طریق ایویوز ۱۸[۵۱] و استاتا ۱۲[۵۲] انجام شد که خلاصه‌ای از نتایج آن در چهار بخش، شاخص‌های توصیفی، همخطی و ماتریس همبستگی، آزمون‌های انتخاب رویه مناسب برآورد مدل‌ها و آزمون فرضیه‌ها به شرح ادامه ارائه شده است.

۵-۱- شاخص‌های توصیفی

جدول (۲) خلاصه‌ای از شاخص‌های توصیفی متغیرهای متغیر تحقیق را نشان می‌دهد. به منظور خنثی کردن اثر مشـاهده‌های پرت از فن وینزوریزه‌کردن [۵۳] در سطح ۲/۵ درصد استفاده شده است. اطلاعاتی که در این جدول نظر را به خود جلب می‌کند، میانگین متغیر افشـای اختیاری اسـت. این شـاخص نشان می‌دهد که ۱۶/۱ درصد از شرکت‌های نمونه به افشای اقلام اختیاری اقدام نموده‌اند.

میانه این متغیر ۰/۱۵۳ بدست آمده و نشان می‌دهد که امتیاز نیمی از شرکت‌های نمونه بزرگتر از ۰/۱۵۳ بوده و نیمی دیگر از شرکت‌های نمونه امتیاز افشای کمتر از ۰/۱۵۳ داشتند.

جدول (۲) - شاخص‌های توصیفی متغیرها

متغیرها								
آماره‌ها	COST	DISC	MO	GO	FF	LEV	ROE	MTOBV
میانگین	۰/۳۷۶	۰/۱۶۱	۰/۴۸۱	۰/۴۹۵	۰/۳۶۰	۰/۲۶۲	۰/۲۹۲	۰/۹۶۵
میانه	۰/۳۷۳	۰/۱۵۳	۰/۵۱۳	۰/۵۱۰	۰/۳۵۱	۰/۱۵۹	۰/۲۵۳	۰/۹۹۱
انحراف معیار	۰/۲۰۹	۰/۰۸۳	۰/۲۲۳	۰/۲۷۶	۰/۱۷۷	۰/۱۸۳	۰/۱۹۹	۰/۴۹۴
چولگی	۰/۱۰۹	۰/۸۲۲	-۰/۲۲۶	-۰/۰۷۲	۰/۵۳۹	۰/۸۶۹	۰/۴۲۲	۱/۳۴۲
کشیدگی	۱/۷۸۳	۲/۵۷۸	۱/۹۸۰	۱/۶۷۸	۴/۰۶۲	۲/۲۹۶	۲/۰۶۶	۲/۷۱۵
مشاهده	۶۱۰	۶۱۰	۶۱۰	۶۱۰	۶۱۰	۶۱۰	۶۱۰	۶۱۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲- ماتریس همبستگی و همخطی

یکی از شیوه‌های رایج تشخیص همخطی بین دو متغیر توضیحی یک رگرسیون، توجه به ضریب همبستگی بین متغیرهاست. برخی معتقدند که چنانچه این ضریب بزرگتر از ۰/۷ باشد (سوری، ۱۳۹۳). از آنجا که در ماتریس همبستگی ارائه‌شده در جدول (۳)، ضرایب همبستگی بین تمام متغیرهای توضیحی مدل‌های تحقیق بسیار کوچکتر از آستانه‌های یاد شده است، می‌توان ادعا کرد که در مورد این مدل‌ها نگرانی بروز چنین معضلی وجود ندارد.

	COST	DISC	MTOBV	LEV	ROE	FF	MO	GO
COST	۱							
DISC	-۰/۰۹۴	۱						
MTOBV	-۰/۱۲۷	۰/۰۱۴	۱					
LEV	۰/۰۹۴	۰/۰۰۲	-۰/۰۱۷	۱				
ROE	-۰/۰۹۶	-۰/۰۵۸	۰/۰۱۴	-۰/۰۷۱	۱			
FF	-۰/۱۱۷	-۰/۰۱۶	۰/۱۷۷	-۰/۰۶۸	۰/۰۶۶	۱		
MO	-۰/۰۹۰	۰/۰۸۰	-۰/۰۷۰	۰/۰۷۲	۰/۰۲۷	-۰/۰۲۲	۱	
GO	۰/۰۷۹	۰/۰۵۱	-۰/۰۱۲	۰/۰۲۶	-۰/۰۰۳	-۰/۰۴۵	۰/۰۲۶	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۳- مانایی متغیرها

به منظور بررسی مانایی متغیرها از چهار آزمون لوین ـ لین ـ چو [۵۴]، ایم ـ پسران ـ شین [۵۵]، دیکی فولر تعمیم یافته [۵۶] و فیلیپس ـ پرون [۵۷] استفاده شد. سطح معنی‌داری آماره هر چهار آزمون برای همه متغیرها از سطح احتمال ۰/۰۵ کوچک‌تر بدست آمد. بنابراین می‌توان با اطمینان ۹۵ درصد متغیرها را مانا پنداشت (برای جلوگیری از اطاله مقاله نتایج به صورت جدولی ارائه نگردید).

۵-۴- انتخاب روش مناسب برای برآورد مدل‌ها

همانطور که در جدول (۴) ملاحظه می‌شود احتمال آزمون F لیمر برای مدل‌های (۲)، (۳)، (۶) و (۷) از سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگتر است. بنابراین برای این مدل‌ها از شیوه تلفیقی (اثرات مشترک) استفاده شد. مقدار این احتمال برای سایر مدلها از سطح معنی‌داری مذکور کوچکتر بود. بنابراین روی آنها آزمون هاسمن انجام شد که نتایج این آزمون برای هر سه مدل (۱)، (۴) و (۵) دال بر استفاده از شیوه اثرات ثابت برای برآورد آنها بود. همانطور که در جدول مشاهده می‌شود احتمال آزمون هاسمن برای هر سه مدل از سطح معنی‌داری ۵ درصد کوچکتر است.

جدول (۴) – نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن

	آزمون F لیمر			آزمون هاسمن		
مدل	آماره	احتمال	نتیجه	آماره	احتمال	نتیجه
(۱)	۴/۷۴	۰/۰۰۱	آزمون هاسمن	۱۷/۸۸	۰/۰۰۳	اثرات ثابت
(۲)	۱/۳۷	۰/۲۴۳	مدل تلفیقی	–	–	–
(۳)	۱/۶۷	۰/۱۵۶	مدل تلفیقی	–	–	–
(۴)	۲/۵۸	۰/۰۳۷	آزمون هاسمن	۱۸/۸۶	۰/۰۰۴	اثرات ثابت
(۵)	۳/۷۴	۰/۰۰۵	آزمون هاسمن	۲۹/۸۸	۰/۰۰۰	اثرات ثابت
(۶)	۱/۳۵	۰/۲۵۰	مدل تلفیقی	–	–	–
(۷)	۱/۴۶	۰/۲۱۳	مدل تلفیقی	–	–	–

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۵- آزمون فرضیه‌ها

جدول (۵) نتایج برآورد مدل‌های (۱) تا (۴) و جدول (۶) نتایج برآورد مدل‌های (۵) تا (۷) را منعکس می‌کند. بخش اول این جداول اطلاعات مربوط به برآورد مدل‌ها و آزمون ضرایب آنها را دربر می‌گیرد. از طرف دیگر بخش دوم آن توان تبیین مدل‌ها، معنی‌داری آنها و اطلاعات آزمون فرض‌های رگرسیون‌ها را ارائه می‌کند. ذکر این نکته ضروری است که درجه آزادی مورد استفاده برای محاسبه مقدار آماره F، در دو روش تلفیقی و اثرات ثابت از دو طریق متفاوت بدست می‌آید. به همین دلیل

در مواردی که از روش تلفیقی استفاده می‌شود مقدار این آماره به مراتب بزرگ‌تر از روش اثرات ثابت خواهد بود. اختلاف این آماره بین مدل‌های برآوردشـــده با اســـتفاده از روش تلفیقی و اثرات ثابت در تحقیق حاضر نیز به همین دلیل است.

۵-۵-۱- فرضیـــه اول: طبق نتایج حاصل از برآورد مدل اول (جدول ۵)، ضرایب متغیرها معنی‌دار اســـت. به عبارتی، احتمال آزمون t آن‌ها کوچکتر از ســـطح معنی‌داری ۰/۰۵ است. همچنین به جز عرض از مبدأ و ضریب متغیر اهرم، سایر ضرایب منفی می‌باشد. ضریب تعیین تعدیل شده این مدل بیانگر توان تبیین ۲۲/۱۵ درصدی آن است. همچنین، آماره و احتمال F (به ترتیب ۸/۲۹۹ و صفر) نشـــان می‌دهد که این مدل در کل معنی‌دار اســـت. نظر به اینکه ضریب افشای اختیاری در این مدل منفی (۰/۲۰-) و معنی‌دار (احتمال = ۰/۰۱۱) شده، می‌توان با احتمال ۹۵٪ فرضیه اول را پذیرفت؛ بدین معنی که به احتمال ۹۵ درصد، بین افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه [۵۸] رابطه معکوس و معنـــی‌داری وجود دارد. در واقع می‌توان گفت که به احتمال ۹۵٪، افزایش در افشـــای اختیاری با فرض ثابت بودن سایر عوامل، موجب کاهش در هزینه سرمایه مالکانه می‌شود.

۵-۵-۲- فرضیـــه دوم: طبـــق نتایج حاصل از برآورد مدل دوم، ضرایب متغیرها معنی‌دار اســـت. به عبارتی، احتمال آزمون t آن‌ها کوچکتر از ســـطح معنی‌داری ۰/۰۵ اســـت. همچنین به جز عرض از مبدأ و ضریب متغیر اهرم، ســـایر ضرایب منفی می‌باشـــد. ضریب تعیین تعدیل شده این مدل بیانگر توان تبیین ۲۴/۱۶ درصدی آن اســـت. همچنین، آماره و احتمال F (به ترتیب ۲۰/۸۲ صفر) نشـــان می‌دهد که این مدل در کل معنی‌دار است. نظر به اینکه ضریب پراکندگی مالکیت منفی (۰/۰۹-) و معنی‌دار (احتمال = ۰/۰۳) بدست آمده، می‌توان با احتمال ۹۵٪ فرضیه دوم را پذیرفت؛ بدین معنی که به احتمال ۹۵ درصد، بین پراکندگی مالکیت و هزینه سرمایه مالکانه رابطه معکوس و معنی‌داری وجـــود دارد. در واقع می‌توان گفت کـــه به احتمال ۹۵٪، افزایش در پراکندگی مالکیت با فرض ثابت بودن سایر عوامل، موجب کاهش در هزینه سرمایه مالکانه می‌شود.

پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۵) - نتایج برازش مدل‌های اول تا چهارم

		مدل (۱) (اثرات ثابت)			مدل (۲) (تلفیقی)			مدل (۳) (تلفیقی)			مدل (۴) (اثرات ثابت)		
		مقدار	آماره	احتمال	مقدار	آماره	احتمال	مقدار	آماره	احتمال	مقدار	آماره	احتمال
برآورد مدل و آزمون ضرایب	عرض از مبدأ	۰/۴۳	۱۷/۹	۰/۰۰۰	۰/۴۶	۱۶/۶	۰/۰۰۰	۰/۴۷	۱۵/۷۰	۰/۰۰۰	۰/۳۹	۱۲/۸	۰/۰۰۰
	DISC	-۰/۲۰	-۲/۵۴	۰/۰۱۱	-۰/۱۹	-۲/۵۰	۰/۰۱۳	-۰/۱۸	-۲/۵۴	۰/۰۲۴	-۰/۲۱	-۲/۴۵	۰/۰۱۵
	FF	---	---	---	-۰/۰۹	-۲/۱۸	۰/۰۳۰	---	---	---	---	---	---
	MO	---	---	---	---	---	---	-۰/۰۹	-۲/۴۰	۰/۰۱۶	---	---	---
	GO	---	---	---	---	---	---	---	---	---	۰/۰۷	۲/۰۶	۰/۰۳۹
	MTOBV	-۰/۰۳	-۳/۱۹	۰/۰۰۱	-۰/۰۲	-۲/۶۷	۰/۰۰۸	-۰/۰۳	-۳/۲۷	۰/۰۰۱	-۰/۰۲	-۲/۵۱	۰/۰۱۲
	LEV	۰/۱۰	۲/۱۶	۰/۰۳۱	۰/۰۹	۲/۰۲	۰/۰۴۴	۰/۱۱	۲/۳۳	۰/۰۲۰	۰/۱۱	۲/۱۶	۰/۰۳۱
	ROE	-۰/۰۹	-۲/۳۳	۰/۰۲۰	-۰/۰۸	-۲/۲۲	۰/۰۲۶	-۰/۰۹	-۲/۲۷	۰/۰۲۴	-۰/۱۱	-۲/۶۰	۰/۰۰۹
		آماره	احتمال		آماره	احتمال		آماره	احتمال		آماره	احتمال	
توان، معنی‌داری و فرض‌ها رگرسیون	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۲۱۵	---		۰/۲۴۱۶	---		۰/۲۴۳۱	---		۰/۲۴۹۴	---	
	آزمون F	۸/۲۹۹	۰/۰۰۰		۲۰/۸۲	۰/۰۰۰		۱۹/۹۸	۰/۰۰۰		۹/۲۸۹	۰/۰۰۰	
	خودهمبستگی	۱۲/۵۲	۰/۵۴۷		۱/۱۰۲	۰/۶۸۱		۵/۴۲۱	۰/۵۷۹		۳/۱۰۱	۰/۶۰۵	
	نرمال بودن	۵/۳۰۹	۰/۰۷۱		۵/۲۹۸	۰/۰۸۱		۳/۳۲۱	۰/۱۹۰		۵/۳۹۱	۰/۰۶۷	
	ناهمسانی واریانس	۸۹/۰۳	۰/۹۸۷		۱۲۰/۷	۰/۴۹۱		۹۰/۱۴	۰/۹۸۴		۱۱۰/۳	۰/۷۴۷	

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۵-۳- فرضیه سوم: نتایج حاصل از برآورد مدل سوم در مورد ضرایب متغیرها، مشابه مدل‌های پیشین است. ضریب تعیین تعدیل شده این مدل بیانگر توان تبیین ۲۴/۳۱ درصدی آن است. همچنین، آماره و احتمال F (به ترتیب ۱۹/۹۸ و صفر) نشان می‌دهد که این مدل نیز در کل معنی‌دار است. از آنجا که ضریب مالکیت مدیریتی منفی (۰/۰۹-) و معنی‌دار (احتمال = ۰/۰۱۶) بدست آمده، می‌توان با احتمال ۹۵٪ فرضیه سوم را پذیرفت؛ بدین معنی که به احتمال ۹۵، درصد بین مالکیت مدیریتی و هزینه سرمایه مالکانه رابطه معکوس و معنی‌داری وجود دارد. در واقع می‌توان گفت که به احتمال ۹۵٪، افزایش در مالکیت مدیریتی با فرض ثابت بودن سایر عوامل، موجب کاهش در هزینه سرمایه مالکانه می‌شود.

۵-۵-۴- فرضیه چهارم: نتایج حاصل از برآورد مدل چهارم نیز گویای شواهد مشابهی در مورد ضرایب متغیرها است. همچنین، ضریب تعیین تعدیل شده مربوط بیانگر آن است که این مدل ۲۴/۹۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کند. علاوه بر آن، آماره و احتمال F (به ترتیب

۹/۲۸۹ و صفر) نشان می‌دهد که این مدل نیز در کل معنی‌دار است. از آنجا که ضریب مالکیت دولتی مثبت (۰/۰۷) و معنی‌دار (احتمال = ۰/۰۳۹) بدست آمده، می‌توان با احتمال ۹۵٪ فرضیه چهارم را پذیرفت؛ بدین معنی که به احتمال ۹۵، درصد بین مالکیت دولتی و هزینه سرمایه مالکانه رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. در واقع می‌توان گفت که به احتمال ۹۵٪، افزایش در مالکیت دولتی با فرض ثابت بودن سایر عوامل، موجب افزایش در هزینه سرمایه مالکانه می‌شود.

۵-۵-۵- فرضیه پنجم: به منظور بررسی این فرضیه باید به اطلاعات مدل (۵) و ضریب جمله تعاملی افشای اختیاری و پراکندگی مالکیت (DISC_FF) در جدول (۶) توجه نمود.

جدول (۶) – نتایج برازش مدل‌های پنجم تا هفتم

		مدل (۵) (اثرات ثابت)			مدل (۶) (تلفیقی)			مدل (۷) (تلفیقی)		
		مقدار	آماره	احتمال	مقدار	آماره	احتمال	مقدار	آماره	احتمال
برآورد مدل و آزمون ضرایب	عرض از مبدأ	۰/۵۳	۱۳/۰۷	۰/۰۰۰	۰/۵۱	۱۲/۹	۰/۰۰۰	۰/۴۳	۱۴/۱۵	۰/۰۰۰
	DISC	-۰/۵۴	-۳/۱۳	۰/۰۰۲	-۰/۳۴	-۲/۰۷	۰/۰۳۹	-۰/۳۵	-۳/۴۳	۰/۰۰۰
	FF	-۰/۲۶	-۳/۱۶	۰/۰۰۲	---	---	---	---	---	---
	DISC_FF	-۰/۹۷	-۲/۲۸	۰/۰۲۳	---	---	---	---	---	---
	MO	---	---	---	-۰/۱۴	-۲/۳۳	۰/۰۲۰	---	---	---
	DISC_MO	---	---	---	۰/۳۱	۱/۱۱	۰/۲۶۹	---	---	---
	GO	---	---	---	---	---	---	۰/۰۲	۰/۴۶	۰/۰۴۷
	DISC_GO	---	---	---	---	---	---	۰/۴۹	۲/۲۸	۰/۰۲۳
	MTOBV	-۰/۰۳	-۲/۸۱	۰/۰۰۵	-۰/۰۳	-۳/۲۷	۰/۰۰۱	-۰/۰۳	-۳/۰۷	۰/۰۰۲
	LEV	۰/۱۰	۱/۹۳	۰/۰۵۴	۰/۱۰	۲/۲۹	۰/۰۲۲	۰/۱۰	۲/۲۰	۰/۰۲۸
	ROE	-۰/۱۰	-۲/۳۶	۰/۰۱۸	-۰/۰۹	-۲/۲۰	۰/۰۲۸	-۰/۰۹	-۲/۳۲	۰/۰۲۱
		آماره	احتمال		آماره	احتمال		آماره	احتمال	
توان، معنی‌داری و فرض‌ها رگرسیون	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۵۶۳	---		۰/۲۴۹۵	---		۰/۲۵۴۲	---	
	آزمون F	۸/۳۴۰	۰/۰۰۰		۱۸/۶۱	۰/۰۰۰		۱۸/۱۷	۰/۰۰۰	
	خودهمبستگی	۴/۱۳۲	۰/۵۹۰		۲/۹۱۰	۰/۶۲۹		۳/۵۴۱	۰/۶۰۵	
	نرمال بودن	۵/۵۵۱	۰/۰۶۲		۴/۸۸۰	۰/۰۸۷		۴/۴۹۱	۰/۰۸۶	
	ناهمسانی واریانس	۹۹/۵۲	۰/۹۲۳		۸۷/۵۱	۰/۹۹۱		۹۲/۳۳	۰/۹۷۶	

منبع: یافته‌های پژوهش

همانگونـه که ملاحظه می‌گردد، ضمن توان ۲۵/۶۳ درصدی و معنـی‌داری مدل مذکور (آماره F = ۸/۳۴ و احتمـال = صفر)، ضریب جملـه تعاملی DISC_FF منفی (۰/۹۷-) و معنی‌دار (۰/۰۲۳) بدست آمده است. این موضوع بر معنی‌داربودن اثر تعاملی منفی دو متغیر افشای اختیاری و پراکندگی مالکیت بر هزینه سـرمایه مالکانه دلالت دارد. به عبارت دیگر، فرضیه پنجم در سـطح احتمال ۹۵٪ پذیرفته می‌شـود؛ یعنی به احتمال مفروض، تأثیر کاهنده افشـای اختیاری بر هزینه سرمایه مالکانه در شـرکت‌های برخوردار از پراکندگی مالکیت بیشتر، البته با فرض ثابت بودن سایر عوامل، شدیدتر است. با توجه به معنی‌داری ضرایب متغیر DISC و جمله تعاملی DISC_FF در مدل (۵)، اثر کل متغیر سطح افشا بر هزینه سرمایه مالکانه برابر است با (۰/۹۷-*FFi,t) + ۰/۵۴-.

۵-۵-۶- فرضیه ششـم: اطلاعات ارائه‌شـده در جدول (۶) برای مدل (۶)، نشـان می‌دهد که توان تبییـن این مـدل ۲۴/۹۵ درصد بـوده و این مدل معنی‌دار اسـت (آمـاره F = ۱۸/۶۱ و احتمال = صفر). ضریب جمله تعاملی DISC_MO که مبنای آزمون فرضیه ششـم می‌باشد، معنی‌دار نیست (احتمـال = ۰/۲۶۹). ایـن موضوع بـر معنی‌دارنبودن اثر تعاملی منفی دو متغیر افشـای اختیاری و مالکیت مدیریتی بر هزینه سرمایه مالکانه دلالت دارد. به عبارت دیگر، فرضیه ششم در سطح احتمال ۹۵٪ پذیرفته نمی‌شود.

۵-۵-۷- فرضیه هفتم: اطلاعات ارائه شـده در جدول (۵) برای مدل (۷) نشـان می‌دهد که توان تبییـن ایـن مدل ۲۵/۴۲ درصـد بوده و این مدل معنـی‌دار (آمـاره F = ۱۸/۱۷ و احتمال = صفر) اسـت. ضریب جمله تعاملی DISC_GO که مبنای آزمون فرضیه هفتم می‌باشـد، مثبت (۰/۴۹) و معنی‌دار (۰/۰۲۳) محاسـبه شـده اسـت. این موضوع بر معنی‌داربودن اثر تعاملی مثبت دو متغیر افشـای اختیاری و مالکیت دولتی بر هزینه سرمایه مالکانه دلالت دارد. به عبارت دیگر، فرضیه هفتم در سطح احتمال ۹۵٪ پذیرفته می‌شود. این یعنی به احتمال مفروض، تأثیر کاهشی افشای اختیاری بر هزینه سـرمایه مالکانه در شـرکت‌های برخوردار از مالکیت دولتی بیشتر، البته با فرض ثابت بودن سایر عوامل، ضعیف‌تر است. در این مدل اثر کل متغیر سطح افشا بر هزینه سرمایه مالکانه برابر است با (۰/۴۹*GOi,t) + ۰/۳۵-.

❐ ۶ - بحث و نتیجه‌گیری

طبق آنچه که در ادبیات پژوهش عنوان شد، به طور خلاصه افشای اختیاری اطلاعات از سه طریق می‌تواند هزینه سرمایه مالکانه را کاهش دهد: ۱) کمک به سرمایه‌گذاران در برآورد متغیرهای توزیع وجه نقد؛ ۲) دستیابی بدون هزینه به اطلاعات محرمانه و در پی آن افزایش نقدشوندگی سهام؛ و ۳) افزایش نسبت اطلاعات عمومی به خصوصی و توان سرمایه‌گذاران برون‌سازمانی در برآورد جریان‌های نقدی آتی شرکت (ایزلی و اوهارا، ۲۰۰۱).

بـه جـز تعداد اندکی از پژوهش‌هـای برون‌مرزی، نتایـج اکثر آنها نظیر بوتوسـان (۱۹۹۷)، هیل (۲۰۰۲) و گیتسـمان و آیرلند (۲۰۰۵) این دلایل نظری را پشتیبانی می‌کند. شواهد به دست آمده در بازارهـای نوظهور نظیر چیـن (ژانگ و دینگ، ۲۰۰۶)، برزیل (لوپـز و دی‌النکار، ۲۰۱۰) و مصر

(سماحه، ۲۰۱۵) نیز پشتیبان این رابطه معکوس است. تا آنجا که گستره بررسی‌های انجام شده بدان دست یافته، در ایران نیز دو در تحقیق مشایخی و فرهادی (۱۳۹۳) و ستایش و همکاران (۱۳۹۰)، رابطه بین افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه بررسی شده است که نتایج آنها نیز با پژوهش‌های برون‌مرزی یادشده انطباق دارد. نتایج حاصل از فرضیه اول تحقیق حاضر نیز موید آن است که افشای اختیاری موجب کاهش هزینه سرمایه مالکانه می‌شود و با پژوهش‌های پیشین سازگار است.

از آنجا که پژوهش‌های داخلی یا موید نبود رابطه معنی‌دار بین افشای اختیاری و نقدشوندگی سهام‌اند (ستایش و همکاران، ۱۳۹۰؛ خواجوی و علی‌زاده، ۱۳۹۳)، به نظر می‌رسد این استدلال که افشای اختیاری اطلاعات دستیابی بدون هزینه به اطلاعات محرمانه را رقم می‌زند و درنتیجه نقدشوندگی سهام افزایش و درنهایت هزینه سرمایه مالکانه کاهش می‌یابد، در محیط ایران خیلی قابل قبول نباشد. در عوض، نظر محققان بر این عقیده استوار است که دلیل معنی‌داری رابطه یادشده را باید در دو استدلال دیگر جست.

درمورد پراکندگی مالکیت عنوان شد که این متغیر توان سرمایه‌گذاران بلوکی در ممانعت از انتشار اطلاعات را می‌کاهد؛ لذا انتشار اطلاعات بیشتر می‌تواند از طریق همان سه مجرای یادشده بر هزینه سرمایه مالکانه تاثیرگذار باشد (سماحه، ۲۰۱۵). در مورد رابطه پراکندگی مالکیت با نقدشوندگی، شواهد تجربی خوبی وجود دارد. شواهد پژوهش‌های هفلین و شاو (۲۰۰۰) و جاکوبی و ژانگ (۲۰۱۰) بر تأثیر مستقیم پراکندگی مالکیت بر نقدشوندگی دلالت دارند. اما در ایران پژوهش‌های ایزدی نیا و رساییان (۱۳۸۹) و دستگیر و همکاران (۱۳۹۱) موید نبود چنین رابطه‌ای در بازار سرمایه ایران است. بنابراین به نظر می‌رسد در این مورد نیز استدلال وجود رابطه معکوس بین پراکندگی مالکیت و هزینه سرمایه مالکانه در بورس تهران به دلیل تأثیر افزایشی پراکندگی مالکیت بر نقدشوندگی، منتفی است. در عوض، احتمال دارد این اثر از طریق دو استدلال دیگر قابل توجیه باشد. شواهد حاصل از فرضیه‌های دوم و پنجم این پژوهش مشابه نتایج پژوهش سماحه (۲۰۱۵) نشان می‌دهد ضمن آنکه بین پراکندگی مالکیت و هزینه سرمایه مالکانه رابطه معکوس وجود دارد، اثر تعاملی پراکندگی مالکیت و افشای اختیاری بر هزینه سرمایه مالکانه نیز معکوس و معنی‌دار است.

پیش از این نیز عنوان گردید که مدیر مالک برای کاهش هزینه‌های نمایندگی و افزایش کارایی، اقدام به افشای اطلاعات اختیاری بیشتر کرده و از این طریق احتمالاً کاهش هزینه سرمایه مالکانه نیز رقم می‌خورد (سماحه، ۲۰۱۵). در پژوهش سماحه (۲۰۱۵) با چنین عقیده‌ای و با اتکا بر شواهد تجربی حاصل از پژوهش‌های آنگ و همکاران (۲۰۰۰) مبنی بر وجود رابطه‌ای معکوس بین مالکیت مدیریتی و هزینه‌های نمایندگی، و نتایج پژوهش‌های کویی و مک (۲۰۰۲) و لین و چانگ (۲۰۰۸) مبنی بر وجود روابط مستقیم بین این ویژگی ساختار مالکیت با بهبود عملکرد و کارایی، رابطه مالکیت مدیریتی و هزینه سرمایه مالکانه مورد واکاوی قرار گرفت. شواهد این واکاوی حاکی از معکوس بودن رابطه بین مالکیت مدیریتی و هزینه سرمایه مالکانه، همچنین اثر تعاملی این ویژگی ساختار سرمایه و افشای اختیاری بر هزینه سرمایه مالکانه بود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها سوم حاضر با این شواهد مطابقت دارد.

این در حالی است که در ایران طبق تحقیق مجتهد زاده (۱۳۹۰)، بین مالکیت مدیریتی و هزینه‌های نمایندگی رابطه‌ای وجود ندارد. شاید دلیل حصول نتیجه فرضیه سوم ششم اطمینان صاحبان سهام نسبت به عملکرد شرکت‌های دارای مالکیت مدیریتی بیشتر باشد؛ بدین معنی که سهامداران تصور می‌کنند چنانچه مدیر خود مالک سهام شرکت باشد، در جهت افزایش ثروت خود تلاش می‌کند و با افشای بیشتر اطلاعات، خبر چنین تلاشی را مخابره می‌کند. نتیجه فرضیه ششم نشان داد که بین مالکیت مدیریتی و افشای اختیاری اثر تعاملی وجود ندارد. با ترکیب این شواهد می‌توان اشعار داشت که هرچند با افزایش سطح مالکیت مدیریتی احتمالاً هزینه سرمایه مالکانه کاهش می‌یابد، اما اثر افشای اختیاری بر هزینه سرمایه مالکانه نه تشدید و نه تضعیف می‌شود.

در مورد مالکیت دولتی عنوان گردید که احتمال زیادی وجود دارد واحدهای تملک‌شده به وسیله دولت به جای تمرکز بر حداکثرسازی ثروت سهامدارن، اهداف سیاسی را مرکز توجه خود قرار دهند. به همین دلیل، سهامداران ریسک سرمایه‌گذاری در چنین شرکتی را بیشتر از شرکت‌های دارای مالکیت دولتی اندک ارزیابی کرده و انتظار بازده بیشتری خواهند داشت (بن ناصر و همکاران، ۲۰۱۲). سماحه (۲۰۱۵) در تحقیق خود نشان داد که مالکیت دولتی از یکسو موجب افزایش هزینه سرمایه مالکانه شده و از سوی دیگر، اثر کاهنده افشای اختیاری بر این هزینه را تضعیف می‌کند. شواهد حاصل آزمون فرضیه‌های چهارم و هفتم پژوهش حاضر نیز با مطالب و شواهد یادشده سازگار است. بنابراین با توجه به بحث‌های ارائه شده، شواهد حاصل از این تحقیق، پشتیبان چهار نتیجه‌گیری مختصر زیر است:

۱) افزایش افشای اختیاری موجب کاهش هزینه سرمایه مالکانه می‌شود.

۲) افزایش پراکندگی مالکیت: اول موجب کاهش هزینه سرمایه مالکانه می‌شود و دوم، اثر کاهنده افشای اختیاری بر هزینه سرمایه مالکانه را تشدید می‌کند.

۳) مالکیت مدیریتی احتمالاً موجب کاهش هزینه سرمایه مالکانه می‌شود، اما رابطه افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه را تحت‌الشعاع قرار نمی‌دهد.

۴) مالکیت دولتی هزینه سرمایه مالکانه را افزایش می‌دهد و همچنین، موجب تنزل اثر کاهنده افشای اختیاری بر هزینه سرمایه مالکانه می‌شود.

۶-۱- پیشنهادهای کاربردی

با توجه به شواهد بدست آمده به مدیران پیشنهاد می‌شود تا جایی که قاعده فزونی منفعت بر هزینه اجازه می‌دهد سطح افشای اطلاعات اختیاری شرکت‌های خود را افزایش دهند تا هزینه سرمایه مالکانه و در نتیجه هزینه تأمین مالی برون‌سازمانی آنها کاهش یابد. نتایج این تحقیق برای واضعان، ناظران و ناظمان قواعد و مقررات بازار سرمایه گویای آن است که وجود سطح بالایی از مالکیت دولتی می‌تواند هزینه سرمایه را افزایش دهد و به دلیل کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران تأثیر کاهنده افشای اختیاری بر هزینه سرمایه را تضعیف کند. از سوی دیگر، پراکندگی مالکیت می‌تواند اثری معکوس با آنچه که برای مالکیت دولتی عنوان شد، داشته باشد. بنابراین به ایشان توصیه

می‌شـود با وضع قوانین و مقررات و فراهم کردن بسترهای مربوطه در راستای کاهش سطح مالکیت دولتی و افزایش خصوصی‌سازی گام بردارند.

۶-۲- پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

الف) بررسی رابطه نقدشوندگی سهام با هزینه سرمایه مالکانه.

ب) بررسی تأثیر افشای به موقع اطلاعات بر رابطه افشای اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه.

ج) بررسی تأثیر شفافیت اطلاعاتی بازار بر رابطه افشای اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه (در سطح بین‌المللی).

د) پیمایش دیدگاه صاحبان سـهام و سرمایه‌گذاران بالقوه این اوراق بهادار در مورد تلاش مدیران مالک برای حداکثر کردن حقوق صاحبان سهام و انگیزه آنها از افشای اطلاعات اختیاری.

پی‌نوشت‌ها:

1) Investors' welfare
2) Gao
3) Easley et al
4) Diamond and Verrecchia
5) Levitt
6) Foster
7) Orens et al
8) Botosan
9) Richardson and Welker
10) Daske
11) Kristandl and Bontis
12) Lopes and Alencar
13) Hail
14) Leuz and Verrecchia
15) Zhang and Ding
16) Samaha
17) Timely disclosure
18) Jensen
19) Embong
20) Estimation risk
21) Liquidity risk
22) Misalignment risk
23) Non-diversifiable estimation risk
24) Clarkson et al
25) Sarin et al
26) Ramly and Rashid
27) post-privatization performance
28) Ben Nasr et al
29) Boycko et al

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

30) Shleifer and Vishny
31) Renationalization risk
32) Paudyal et al
33) Welker
34) Ang et al
35) Cui and Mak
36) Heflin and Shaw
37) The New York Stock Exchange
38) Gietzmann and Ireland
39) Hassan et al
40) Lin and Cheng
41) Wang et al
42) Elsayed and Hoque
43) Jacoby and Zheng
44) TSE Client
45) Wooldridge
46) Jarque-Bera
47) Easton
48) Omran and Pointon
49) Gebhardt et al
50) Montgomery
51) EViews 8
52) Stat 12
53) winsorization
54) Levin, Lin & Chui
55) Im, Pesaran & Shin
56) Augmented Dicky Fuller
57) Phillips - Praon
58) Cost of equity capital

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱- ایزدی نیا، ناصر و رسـاییان، امیر (۱۳۸۹)، پراکندگی سـهام و نقدشوندگی سهام، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۷، شماره ۶۰، صص ۲۲-۳.

۲- باغومیـان، رافیک و نقدی، سـجاد (۱۳۹۳)، تأثیر سـازوکارهای حاکمیت شـرکتی بر میزان افشـای اختیاری در گزارشگری سالانه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابداری، سال ۵، شماره ۱۶، صص ۱۳۶-۱۱۹.

۳- بـدری، احمد (۱۳۸۷)، مبانی و ضرورت حاکمیت شـرکتی، مجموعه مقالات همایش راهبری شرکتی، تهران.

۴- پورحیدری، امید و حسین‌پور، همزه (۱۳۹۱)، بررسی رابطه افشای اجباری و اختیاری با ارزش سهام، چشم‌انداز مدیریت مالی، شماره ۵، صص ۲۸-۹.

۵- پورحیدری، امید، یوسف‌زاده، نسرین و اعظمی، زینب (۱۳۹۳)، بررسی تأثیر اندازه افشا بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابداری، سال ۵، شماره ۱۸، صص ۱۱۱-۹۱.

۶- خدامی‌پور، احمد و محرومی، رامین (۱۳۹۱)، تأثیر افشای داوطلبانه بر مربوط بودن سود هر سهم، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت، سال ۵، شماره ۱۴، صص ۱۲-۱.

۷- خواجوی، شکرا... و علیزاده طلاتپه، وحید (۱۳۹۳)، بررسی اثرات سطح افشای داوطلبانه بر عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۴۲، صص ۱۱۶-۸۹.

۸- دستگیر، محسن، آقاخانی، جواد و رساییان، امیر (۱۳۹۱)، تأثیر برخی از ابزارهای حاکمیت شرکتی بر عدم تقارن اطلاعاتی پیرامون اعلام سود فصلی با استفاده از روش خودبازگشت‌برداری، پژوهش‌های مالی و حسابداری، دوره ۴، شماره ۱۵.

۹- دستگیر، محسن و بزاز زاده، حمیدرضا (۱۳۸۲)، تأثیر میزان افشاء بر هزینه سرمایه، تحقیقات مالی، شماره ۱۶، صص ۱۰۳-۸۳.

۱۰- رهنمای رودپشتی، فریدون و امیرحسینی، زهرا، (۱۳۸۹)، تبیین قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای: مقایسه تطبیقی مدل‌ها، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۶۲، ۶۸-۴۹.

۱۱- ستایش، محمدحسین، کاضم‌نژاد، مصطفی و ذوالفقاری، مهدی (۱۳۹۰)، بررسی تأثیر کیفیت افشاء بر نقدشوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های حسابداری مالی، سال ۳، شماره ۳، صص ۷۴-۵۵.

۱۲- سوری، علی (۱۳۹۳) اقتصادسنجی (جلد ۲)، تهران، نشر فرهنگ شناسی.

۱۳- مجتهدزاده، ویدا (۱۳۹۰)، رابطه نظریه نمایندگی و مالکیت مدیریت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، شماره ۱۰.

۱۴- مشایخی، بیتا و فرهادی، سوران (۱۳۹۲)، تأثیر اندازه شرکت بر رابطه بین کیفیت افشا و هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت، سال ۶، شماره ۱۹، صص ۱۱۵-۱۰۱.

1.Ang, J. S., R. A. Cole and J. Woh Lin, (2000), “Agency Cost and Ownership Structure”, The Journal of Finance, LII (4), pp. 1141-1438.

2.Ben Nasr, H., N. Boubakri, and J. Cosset, (2011), “The Political Determinants of the Cost of Equity: Evidence from Newly Privatized Firms”, Journal of Accounting Research, Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=1952666

3.Botosan, C. A. (1997), “Disclosure Level and the Cost of Equity

Capital", The Accounting Review, Vol. 72, No.3, pp. 323–349.

4.Boycko, M., A. Shleiser, and R. Vishny, (1996) "A Theory of Privatization". The Economic Journal, pp. 309-319.

5.Clarkson, P., J. Guedes, and R. Thompson, (1996), "On the Diversifiability, Observability, and Measurement of Estimation Risk", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 31, pp. 69–84.

6.Cui, H. and Y. T. Mak, (2002) "The Relationship between Managerial Ownership and Firm Performance in High R&D Firms", Journal of corporate finance, Vol. 8, pp. 313- 336.

7.Daske, H. (2006), "Economic Benefits of Adopting IFRS or US-GAAP-Have the Expected Cost of Equity Capital Really Decreased", Journal of Business Finance & Accounting, Vol. 33, No. (3 & 4), pp. 329-373.

8.Diamond, D. and R. Verrecchia, (1991), "Disclosure, Liquidity and the Cost of Equity Capital", The Journal of Finance, (September), pp. 1325–60.

9.Easley, D. and M. O'Hara, (2001), "Information and the Cost of Capital", Journal of Finance, Vol. LIX (4), pp. 1553–83.

10.Easton, P. D. (2004), "PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital", The Accounting Review, Vol. 79, No. 1, pp. 73–95.

11.Elsayed, M.O. and Z. Hoque, (2010), "Perceived International Environmental Factors and Corporate Voluntary Disclosure Practices: an Empirical Study", The British Accounting Review, Vol. 42, pp. 17-35.

12.Embong, Z., N. Mohd-Saleh, and M. S. Hassan, (2012), "Firm Size, Disclosure and Cost of Equity Capital", Asian Review of Accounting, Vol. 20, No. 2, pp.119 – 139.

13.Foster, N. (2003), The FASB and the Capital Markets, The FASB Report (June 2003).

14.Gao, P. (2010), "Disclosure Quality, Cost of Capital, and Investor Welfare", The AccountingReview, Vol. 85, No. 1, pp. 1-29.

15.Gebhardt, W. R., M. C. M. Lee and B. Swaminathan. (2001), "Toward an Implied Cost of Capital", Journal of Accounting Research, Vol. 39, No. 1, pp. 135–76.

16.Gietzmann, M. and J. Ireland, (2005), "Cost of Capital, Strategic

Disclosures and Accounting Choice", Journal of Business Finance and Accounting, Vol. 32, No. (3 & 4), pp. 559-634.

17.Hail, L. (2002), "The Impact of Voluntary Corporate Disclosures on the Ex-Ante Cost of Capital for Swiss Firms", The European Accounting Review, Vol. 11, No. 4, pp. 741–773.

18.Hassan O.A.G., P. Romilly, G. Giorgioni and D. Power (2009), "The Value Relevance of Disclosure: Evidence from the Emerging Capital Market of Egypt", The International Journal of Accounting, Vol. 44, No.1, pp. 79–102.

19.Heflin, F. and K Shaw, (2000). "Blockholder Ownership and Market Liquidity". Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 35, pp. 621-633.

20.Jacoby, G. and S. X. Zheng, (2010), "Ownership dispersion and market liquidity", International Review of Financial Analysis, Vol. 19, pp. 81–88.

21.Jensen, M (2000), "A Theory of the Firm: Governance, Residual Claims, and Organizational Form", Cambridge: Harv. Univ. Press.

22.Kristandl, G. and N. Bontis, (2007), "The Impact of Voluntary Disclosure on Cost of Equity Capital Estimates in a Temporal Setting", Journal of Intellectual Capital, Vol. 8, No. 4, pp. 577-594.

23.Leuz, C. and R. E. Verrecchia (2000), "The Economic Consequences of Increased Disclosure" Journal of Accounting Research, Vol. 38, pp. 91-124.

24.Levitt, A., (1998), "The Importance of High Quality Accounting Standards", Accounting Horizons 12 (1):79–82.

25.Lin, F. L. and T. Cheng, (2008), "Does Managerial Ownership Reduce Agency Cost in Taiwan? A Panel Threshold Regression Analysis", Corporate Ownership and Control, 5(4), pp. 119-127.

26.Lopes, A. B. and R. C. Alencar, (2010), "Disclosure and Cost of Equity Capital in Emerging Markets: The Brazilian Case", The International Journal of Accounting, Vol. 45, pp. 443–464.

27.Montgomery, D. C. (2013), "Design and Analysis of Experiments", New York, United States و John Wiley & Sons, Inc.

28.Omran, M. and J. Pointon, (2004), "The Determinants of the Cost of Capital by Industry within an Emerging Economy: Evidence from Egypt",

International Journal of Business, Vol. 9, No. 3, pp. 237-258.

29.Orens, R., W. Aerts and D. Cormier, (2010), "Web-based Non-financial Disclosure and Cost of Finance", Journal of Business Finance & Accounting, pp. 1-37.

30.Paudyal, K., B. Saadouni and R. Briston. (1998), "Privatisation Initial Public Offerings in Malaysia: Initial Premium and Long-Term Performance", Pacific-Basin Finance Journal, Vol. 6, pp. 1-25.

31.Ramly, Z. and H. M. A. Rashid, (2010), "Critical Review of Literature on Corporate Governance and the Cost of Capital: the Value Creation Perspective", African Journal of Business Management, Vol. 4, No. 11, pp. 2198-2204.

32.Richardson, A.J. and M. Welker, (2001), "Social Disclosure, Financial Disclosure and the Cost of Equity Capital", Accounting, Organisations and Society, Vol. 26, No. (7-8), pp. 597-616.

33.Samaha, K. (2015), "Disclosure, Ownership Structure, Earnings Announcement Lag and Cost of Equity Capital in Emerging Markets: the Case of the Egyptian Stock Exchange", Journal of Applied Accounting Research, Vol. 16 Iss 1, pp. 28–57.

34.Sarin, A., Shastri, K. A. & Shastri, K. (2000). Ownership structure and market liquidity. Working paper, Santa Clara University.

35.Shleifer, A. and R. Vishny. (1994), "Politicians and Firms", Quarterly Journal of Economics, Vol. 109, pp. 995–1025.

36.Welker, M. (1995), "Disclosure policy, information asymmetry and liquidity in equity markets", Contemporary Accounting Research, Vol. 11, No. 3, pp. 801–828.

37.Wang, K., O. Sewon and M. C. Claiborne, (2008), "Determinants and Consequences of Voluntary Disclosure in an Emerging Market: Evidence from China", Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, Vol. 17, pp. 14–30.

38.Zhang, L. and S. Ding, (2006), "The Effect of Increased Disclosure on Cost of Capital: Evidence from China", Review of Quantitative Finance and Accounting, Vol. 27, No. 4, pp. 383-401.