

## بررسی تاثیر پراکندگی مالکیت بر رابطه بین افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه

فریدون رهنمای رودپشتی<sup>۱</sup>  
فرید غلامی حسن کیاده<sup>۲</sup>  
آریا امین پور<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۱/۲۱

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۱/۲۵

### چکیده

تاثیر رویه‌ها و سیاست‌های افشای اطلاعات بر هزینه سرمایه مالکانه، یکی از مسایل مهمی است که همواره در کانون توجه نهادهای نظارتی، شرکت‌ها و محققان مالی و حسابداری بوده است. یکی از این سیاست‌ها، افشای اختیاری اطلاعات است. ساختار مالکیت شرکت‌ها، نظام قانون‌گذاری و اقتصادی کشور و ... ویژگی‌های محیطی هستند که رابطه افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه را تحت تاثیر قرار می‌دهند. هدف این پژوهش بررسی تاثیر پراکندگی مالکیت بر رابطه افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه است. در راستای نیل به هدف، داده‌های مورد نیاز ۶۱۰ مشاهده سال - شرکت (۵ سال و ۱۲۲ شرکت) حاصل از فرایند غربال‌گری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، از منابعی نظیر کدال، بانک مرکزی، سازمان بورس، نرم‌افزار تی‌اس‌ای کلاینت و مرکز آمار ایران گردآوری و با مدل‌های رگرسیونی تجزیه و تحلیل شد. شواهد حاکی از آن است که افشای اختیاری، پراکندگی مالکیت و جمله تعامل آنها با هزینه سرمایه مالکانه رابطه معکوس و معنی‌دار دارند. این یافته‌ها بیانگر آن است که با افزایش سطح افشای اختیاری و پراکندگی مالکیت، هزینه سرمایه مالکانه کاهش می‌یابد. همچنین، پراکندگی مالکیت موجب آن می‌شود که تاثیر معکوس افشای اختیاری بر هزینه سرمایه مالکانه تشدید گردد.

**واژه‌های کلیدی:** هزینه سرمایه مالکانه، افشای اختیاری، ساختار مالکیت، پراکندگی مالکیت.

۱- استاد مالی و حسابداری، واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

۲- دانشجوی دکترا حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول): faridghlami92@gmail.com

۳- دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی - واحد کرج، کرج، ایران

## ۱- مقدمه

(باغومیان و نقدی، ۱۳۹۳)، تاثیر افشای اختیاری و اجباری بر ارزش شرکت (پورحیدری و حسین پور، ۱۳۹۱)، رابطه سطح افشای اختیاری بر مربوط بودن محتوای اطلاعاتی سود هر سهم (خدای پور و محرومی، ۱۳۹۱)، تاثیر کیفیت افشا بر هزینه سرمایه (ستایش و همکاران، ۱۳۹۰) و مسائل مشابه دیگر صورت پذیرفته است، اما به نظر می‌رسد که تنها دو پژوهش وجود دارد که به موشکافی یکی از عوامل موثر بر رابطه بین افشا و هزینه سرمایه، یعنی اندازه شرکت، پرداخته‌اند (مشایخی و فرهادی، ۱۳۹۲؛ پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۳).

هزینه سرمایه، یکی از مفاهیم بنیادین در ادبیات مالی است و در تصمیم‌های مربوط به تامین مالی و سرمایه‌گذاری نقشی اساسی ایفا می‌کند (بوتوسان<sup>۹</sup>، ۱۹۹۷؛ مشایخی و فرهادی، ۱۳۹۲). یکی از اهداف اصلی مدیر باید حداقل کردن هزینه تامین مالی باشد. بدیهی است که هزینه سرمایه مالکانه جزئی از این هزینه می‌باشد (مشایخی و فرهادی، ۱۳۹۲). به طور مشخص، کنترل هزینه سرمایه مالکانه و حفظ آن در سطحی معقول، مستلزم شناخت عواملی است که آن را متاثر می‌سازند.

با توجه موارد یادشده، در پژوهش حاضر تلاش شده است تا تاثیر یکی از عوامل ساختار مالکیت بر رابطه میزان افشای اختیاری اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه مورد بررسی قرار گیرد.

## ۲- ادبیات پژوهش

### ۲-۱- افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه

در مورد چگونگی کاهش بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران بواسطه انتشار اطلاعات، سه گروه آثار نظری وجود دارد: (۱) ریسک برآورد<sup>۱۰</sup> (۲) ریسک نقدشوندگی<sup>۱۱</sup> و (۳) ریسک ناهمترازی<sup>۱۲</sup> (داسکه<sup>۱۳</sup>، ۲۰۰۶).

شاخه اول بر این فرض مبتنی است که افشای بیشتر اطلاعات می‌تواند سرمایه‌گذاران را در برآورد

تاثیر رویه‌ها و سیاست‌های افشای اطلاعات بر رفاه سرمایه‌گذاران<sup>۱</sup>، یکی از مسایل مهمی است که همواره در کانون توجه نهادهای نظارتی و شرکت‌ها بوده و موضوع بسیاری از پژوهش‌های مالی و حسابداری قرار گرفته است. اما از آنجا که اندازه‌گیری رفاه سرمایه‌گذاران در عمل امری بس دشوار بوده، بخش عمده‌ای از تلاش‌های انجام‌شده برای شناخت مسئله مذکور، بر رابطه بین سیاست‌های افشای اطلاعات و هزینه سرمایه<sup>۲</sup> تاکید داشته‌اند (گو<sup>۳</sup>، ۲۰۱۰). به اعتقاد سَمَاحه<sup>۴</sup> (۲۰۱۵)، ساختار مالکیت شرکت‌ها، نظام قانون‌گذاری و اقتصادی کشور و همچنین افشای به-موقع<sup>۵</sup> اطلاعات از جمله عوامل تاثیرگذار بر رابطه افشای اختیاری اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه است. ساختار مالکیت شرکت‌های سهامی عام ایرانی تا حد زیادی بر نظام راهبری کنترل درون سازمانی مغلوب منطبق بوده و نفوذ سهامداران عمده (دولتی و شبه‌دولتی) در کنترل این شرکت‌ها مشهود است. حتی با توجه به روند خصوصی‌سازی نیز به نظر نمی‌رسد که در آینده‌ای نزدیک این وضعیت چندان تغییر یابد. از سوی دیگر، سیاست‌های کلی نظام جمهوری اسلامی ایران بر عنصر عدالت تاکید دارد که این عدالت‌محوری در قوانین و مقررات آن نیز بروز می‌یابد و به طور مشخص به نظام قانون‌گذاری آن رنگ و بویی می‌بخشد که متمایز از نظام‌های قانون‌گذاری بسیاری از کشورهای دیگر خواهد بود (بدری، ۱۳۸۷).

در عمق ادبیات به نسبت کهن و غنی مربوط به بحث جاری، لُئوز و وره‌کیا<sup>۶</sup> (۲۰۰۰) و ژانگ و دینگ<sup>۷</sup> (۲۰۰۶) به امید کسب شناخت عمیق‌تر نسبت به مسئله افشا و هزینه سرمایه، پژوهشگران را به بررسی-های دقیق‌تر رابطه افشای اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه<sup>۸</sup> در محیط‌های دارای شفافیت اطلاعاتی پایین و کشور های در حال توسعه فراخوانده‌اند.

در ادبیات پژوهشی حسابداری ایران پژوهش‌های مختلفی در زمینه بررسی مسائلی چون ویژگی‌های راهبری شرکتی تاثیرگذار بر میزان افشای اختیاری

متغیرهای توزیع وجه نقد حاصل از اوراق بهادار، یاری رساند. همچنین، اطلاعات بیشتر ریسک برآورد غیرقابل تنوع<sup>۱۴</sup> را کاهش خواهد داد که به نوبه خود از سوی سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز، با ارزش تلقی می‌شود. با کاهش بازده مورد انتظار، سرمایه‌گذاران با عدم-قطعیت کمتری نسبت به جریان‌های نقدی و سودآوری آتی مواجه می‌شوند (کلارکسون<sup>۱۵</sup> و همکاران ۱۹۹۶).

شاخه دوم، افشای اختیاری اطلاعات را به ریسک نقدشوندگی مربوط می‌نمایند. در این مدل استدلال می‌شود که دستیابی بدون هزینه سرمایه‌گذاران به اطلاعات محرمانه می‌تواند به کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی و افزایش نقدشوندگی بازار منجر شود. بنابراین، بهبود کیفیت افشا سرمایه‌گذاران زیادی را به خرید سهام با قیمت‌های بالاتر سوق می‌دهد که این امر حاکی از هزینه سرمایه مالکانه کم‌تر و نقدشوندگی بیشتر بازار است (دایمند و وره‌کیا<sup>۱۶</sup>، ۱۹۹۱).

شاخه تحلیلی سوم توسط ایزلی و اوهارا<sup>۱۷</sup> (۲۰۰۱) ارائه شده شد. این محققان نشان دادند که اطلاعات، مجموعه‌ای از علائم محرمانه یا عمومی است. علائم عمومی در بازار توسط تمام سرمایه‌گذاران شناسایی می‌شود؛ در حالی که علائم محرمانه فقط توسط افراد درون‌سازمانی دریافت می‌شود. ایزلی و اوهارا (۲۰۰۱) اشعار می‌دارند که افزایش نسبت اطلاعات عمومی به اطلاعات خصوصی، سرمایه‌گذاران برون‌سازمانی را قادر می‌سازد تا جریان‌های نقدی آتی شرکت را به نحوی دقیق‌تر برآورد کنند. از آنجایی که هزینه سرمایه مالکانه، میانگینی از بازده مورد انتظار همه سرمایه‌گذاران فعال در بازار را نشان می‌دهد، بنابراین هرگونه بهبود افشای اطلاعات می‌تواند ریسک ناهمترازی و در نتیجه هزینه سرمایه سهام را کاهش دهد.

رابطه بین افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه، توسط پژوهش‌های تجربی متعددی مورد بررسی قرار گرفته است. بوتوسان (۱۹۹۷)، یک رابطه معکوس و معنی‌دار بین افشای اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه مستند نمود. نتیجه پژوهش وی فقط برای شرکت‌های

فعال در محیط افشای محدود به ثبت رسیده است. ریچارسون و ولکر<sup>۱۸</sup> (۲۰۰۱) نیز ارتباط بین افشای اطلاعات اجتماعی و هزینه سرمایه مالکانه شرکت‌های کانادایی را مورد بررسی قرار دادند و رابطه مستقیم و معنی‌داری بین افشای اطلاعات اجتماعی و هزینه سرمایه مالکانه یافتند. از سوی دیگر، هیل<sup>۱۹</sup> (۲۰۰۲) بین متغیرهای مذکور در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار سوئیس، رابطه‌ای معکوس گزارش نمود. گیتسمان و آیرلند<sup>۲۰</sup> (۲۰۰۵) نیز بین افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس سهام لندن، رابطه‌ای معکوس یافتند. پوشاک‌ویل و کورتیس<sup>۲۱</sup> (۲۰۰۵)، رابطه‌ی یادشده را برای صنعت بانکداری بررسی کردند و بین آن دو رابطه‌ای معکوس یافتند. نتیجه پژوهش ایشان به بانک‌های اروپایی منحصر می‌باشد. اسپینوزا و ترومبتا<sup>۲۲</sup> (۲۰۰۷) نیز بین افشای اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه در بورس سهام اسپانیا، رابطه‌ای معکوس گزارش کردند.

به تازگی، مسئله مذکور در بازارهای نوظهور و در حال توسعه نیز توجه زیادی را به خود معطوف داشته است. ژانگ و دینگ (۲۰۰۶) طی پژوهش خود در چین، بین افشای اختیاری و هزینه سرمایه مالکانه رابطه‌ای معکوس و معنادار یافتند؛ در حالی که حسن<sup>۲۳</sup> و همکاران (۲۰۰۹) در بورس اوراق بهادار مصر، بین متغیرهای مورد بحث رابطه‌ای مستقیم اما به لحاظ آماری بی‌اهمیت مشاهده کردند. از سوی دیگر، نتایج پژوهش لویز و دی‌الِنکار<sup>۲۴</sup> (۲۰۱۰) در برزیل با نتایج پژوهش ژانگ و دینگ (۲۰۰۶) مطابقت دارد. همچنین، سماحه (۲۰۱۵) طبق بررسی‌های خود در بورس اوراق بهادار مصر به نتیجه‌ای مشابه با نتیجه ژانگ و دینگ (۲۰۰۶) دست یافتند.

در ایران نیز در حوزه مدل‌های نظری یادشده و بررسی ارتباط بین افشای اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه پژوهش‌هایی انجام شده است. فخاری و فلاح محمدی (۱۳۸۸) به بررسی تأثیر افشای اطلاعات بر نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس

## ۲-۲- هزینه سرمایه مالکانه و تعامل افشای اختیاری و پراکندگی مالکیت

ساختار مالکیت می‌تواند بر رابطه بین افشا و هزینه سرمایه مالکانه، تاثیر داشته باشد. در یک ساختار مالکیت متمرکز، اکثر سهامداران افرادی درون‌سازمانی هستند که به‌طور مستقیم به اطلاعات محرمانه دسترسی دارند. بنابراین، می‌توان چنین ادعا کرد که ساختار مالکیت شرکت می‌تواند هزینه سرمایه مالکانه را متاثر سازد. به‌عنوان مثال، پراکندگی زیاد مالکیت می‌تواند به‌عنوان مکملی برای افشای اختیاری، هزینه سرمایه مالکانه را کاهش دهد. دلیل این امر، اثر پراکندگی مالکیت بر انتشار اطلاعات محرمانه است. پراکندگی زیاد مالکیت موجب محدود شدن و کاهش یافتن توانایی سهامداران بلوکی در ممانعت از انتشار اطلاعات محرمانه شرکت می‌گردد (سماحه، ۲۰۱۵).

چنین به‌نظر می‌رسد که به‌جز یک مورد، در حوزه رابطه پراکندگی مالکیت و هزینه سرمایه مالکانه پژوهش تجربی خاصی انجام نشده است؛ اما تاثیر پراکندگی مالکیت بر عدم تقارن اطلاعات و نقدشوندگی سهام، بارها مورد آزمون قرار گرفته است. یکی از این پژوهش‌ها توسط کینی و میان<sup>۲۵</sup> (۱۹۹۵) انجام شده است. ایشان با انتخاب نمونه‌ای شامل ۱۰۶۳ شرکت از بورس اوراق بهادار آمریکا، به بررسی رابطه پراکندگی مالکیت و اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام پرداختند و رابطه معناداری بین این دو متغیر نیافتند. بُلتون و فُن‌تادن<sup>۲۶</sup> (۱۹۹۸) نشواهدی ثبت کردند که تمرکز مالکیت باعث کاهش تعداد سهامدارانی می‌شود که می‌توانند به معامله سهام بپردازند که البته این امر به نوبه خود، سرمایه‌گذاری مؤثر بازار و نقدشوندگی بازار سهام را کاهش می‌دهد. همچنین، هفلین و شاو<sup>۲۷</sup> (۲۰۰۰) با انتخاب نمونه‌ای شامل ۲۶۰ شرکت از بورس سهام نیویورک به رابطه معکوس بین پراکندگی مالکیت و اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش<sup>۲۸</sup> سهام دست یافتند.

علاوه بر این، جاکوبی و ژنگ<sup>۲۹</sup> (۲۰۱۰) با انتخاب نمونه‌ای شامل ۳۵۷۶ شرکت آمریکایی، رابطه

اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های بررسی نمونه ۱۱۲ شرکتی ایشان حاکی از وجود رابطه معکوس و معناداری بین افشای اطلاعات و شاخص نقدشوندگی سهام بوده است که با شاخه نظری دوم، همخوانی ندارد.

ستایش و همکاران (۱۳۹۰) تاثیر 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؛ اما بین کیفیت افشا و هزینه سرمایه سهام عادی جاری و آتی شرکت، رابطه‌ای معکوس و معنی‌داری وجود دارد.

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

خواجهی و عزیزاده طلائی (۱۳۹۳) در پژوهش خود پیامدهای سطح افشای داوطلبانه بر عدم تقارن اطلاعاتی برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران را بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در شرکت‌های مورد بررسی، افشای داوطلبانه اطلاعات به‌طور جدی از طرف سرمایه‌گذاران مورد توجه قرار نگرفته و یا به دلیل فقدان تحلیلگران مالی، میزان افشای داوطلبانه شرکت‌ها نتوانسته است میزان عدم تقارن اطلاعاتی را در بازار سرمایه به‌طور قابل‌توجهی کاهش دهد. با مروری بر ادبیات پیش-گفته، فرضیه اول پژوهش به صورت زیر تدوین شده است:

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

- به دلیل تفاوت ساختار و صورت‌های مالی، شرکت‌هایی که در نمونه جای گرفتند که جزء شرکت‌های لیزینگ، بانک‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها، بیمه‌ها و شرکت‌های مشابه نباشند؛
- قبل از سال ۸۹ در فهرست شرکت‌های بورسی پذیرفته شده باشند؛
- طی سال‌های ۸۹ تا ۹۴، از فهرست شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس خارج نشده باشند؛
- طی سال‌های مزبور، صورت‌های مالی و سایر اطلاعات مورد نیاز آنها (نظیر گزارش عملکرد هیئت‌مدیره) در دسترس باشد؛ و
- به‌منظور حذف آثار فصلی و مناسبتی، سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد.
- لازم به ذکر است که قلمرو زمانی این پژوهش از سال ۱۳۸۹ تا سال ۱۳۹۳، یعنی ۵ سال است؛ اما از آنجا که برای محاسبه مقادیر برخی از متغیرها، وجود داده‌های سال آتی ضروری بود، در قید سوم یک بازه شش‌ساله اتخاذ شده است.

داده‌های مورد نیاز محاسبه متغیرها از منابعی چون کدال، نرم‌افزار تی‌اس‌ای کلاینت<sup>۳۰</sup> و پایگاه‌های اینترنتی مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و بورس گردآوری شد. پس از گردآوری تمام داده‌های مورد نیاز، محاسبه متغیرهای پژوهش طبق تعاریف عملیاتی و با استفاده از نرم‌افزار اکسل صورت پذیرفته است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل‌های رگرسیونی (۱) تا (۳) به شرح زیر بهره‌برداری شده است. شماره مدل‌ها منطبق با شماره فرضیه‌هاست. به عبارت دیگر برای آزمون فرضیه‌های اول تا سوم به ترتیب از مدل‌های (۱) تا (۳) استفاده شده است:

$$COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DISC_{i,t} + \beta_2 MTOBV_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROE_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۱)}$$

$$COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DISC_{i,t} + \beta_2 FF_{i,t} + \beta_3 MTOBV_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROE_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۲)}$$

پراکندگی مالکیت و نقدشوندگی سهام را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آنها بیانگر آن است که پراکندگی بیشتر مالکیت، منجر به بهبود نقدشوندگی سهام می‌شود. نتایج پژوهش سماحه (۲۰۱۵)، که تاثیر پراکندگی مالکیت بر هزینه سرمایه مالکانه در بورس اوراق بهادار مصر را مورد بررسی قرار داده، بیانگر آن است که پراکندگی مالکیت، هزینه سرمایه مالکانه را می‌کاهد. درضمن، وی نشان می‌دهد که این متغیر تاثیر افشای اختیاری در کاهش هزینه سرمایه مالکانه را تشدید می‌کند.

در ایران نیز پژوهش‌هایی در این حوزه انجام شده است. پژوهش ایزدی‌نیا و رساییان (۱۳۸۹) و دستگیر و همکاران (۱۳۹۱) در زمره این پژوهش‌ها جای می‌گیرند. پژوهش اول، تاثیر پراکندگی مالکیت بر نقدشوندگی سهام و پژوهش دوم تاثیر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی نظیر مالکیت نهادی (معیاری برای تمرکز مالکیت) و ساختار هیئت مدیره بر عدم‌تقارن اطلاعاتی را مورد بررسی قرار داده است. در هر دو پژوهش، تاثیر از متغیرهای مستقل بر متغیرهای وابسته مشاهده نشده است. با توجه به مباحث نظری و شواهد تجربی، فرضیه‌های دوم و سوم پژوهش به صورت زیر تنظیم گردید:

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

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

### ۳- روش پژوهش

جامعه آماری پژوهش حاضر شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد، که با روش حذف نظام‌مند بخشی از آن، شامل ۶۱۰ مشاهده سال - شرکت (۵ سال و ۱۲۲ شرکت)، به عنوان نمونه انتخاب گردید. قیود اعمال‌شده در فرآیند حذف نظام‌مند به شرح زیر است:

$$\beta_j^0 = \frac{COV\left[\left(\frac{P_{j,t}}{Z_{j,t}}\right)\left(\frac{Z_{j,t+1}}{E_{j,t}}\right)R_{j,t+1}\right]}{\delta_{m,t+1}^2} \quad \text{رابطه (۳)}$$

$$DEL = \% \Delta S / \% \Delta Z \quad \text{رابطه (۴)}$$

جدول (۲) - نمادهای روابط محاسبه هزینه سرمایه مالکانه

نماد	مفهوم	نماد	مفهوم
$R_f$	بازده بدون ریسک	$P_{j,t}$	سود خالص دوره جاری
$\beta^R$	ضریب بتای مدل	$Z_{j,t}$	صادرات دوره جاری
$R_m$	بازده بازار	$E_{j,t}$	ارزش پایان دوره سهام
$DEL$	درجه اهرم اقتصادی	$R_{j,t+1}$	بازده بازار دوره آتی
$DFL$	درجه اهرم مالی	$\delta_{m,t+1}^2$	واریانس شاخص بازار دوره آتی
$DOL$	درجه اهرم عملیاتی	$\% \Delta S$	درصد تغییرات فروش
$\beta_j^0$	ریسک ذاتی شرکت	$\% \Delta Z$	درصد تغییرات صادرات

نکته: برای بازده بدون ریسک از نرخ سود علی الحساب سپرده‌های یک‌ساله استفاده شده است.

$$COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DISC_{i,t} + \beta_2 FF_{i,t} + \beta_3 DISC\_FF_{i,t} + \beta_4 MTOBV_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROE_{i,t} + \beta_7 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۳)}$$

جدول (۱) نشان می‌دهد که هر یک از علائم اختصاری بکار رفته در این مدل‌ها نماینده چه متغیری است. لازم به ذکر است که برای هر یک از مدل‌ها آزمون‌های F لیمبر و هاسمن انجام شد. همچنین برای بررسی فرض‌های نرمال بودن، خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس خطاهای هر یک از مدل‌ها، به ترتیب آزمون‌های جاک-برا<sup>۳۱</sup>، ولدریج<sup>۳۲</sup> و نسبت درست‌نمایی<sup>۳۳</sup> انجام شد. نتایج این آزمون‌ها در مکان مقتضی ارائه شده است. در این پژوهش در مجموع از ۷ متغیر برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شد که ترکیب آنها شامل یک متغیر وابسته، دو متغیر مستقل و چهار متغیر کنترلی بود و در ادامه تعریف عملیاتی آنها ذکر می‌شود.

جدول (۱) - نمادهای بکار رفته در مدل‌های رگرسیونی

نماد	متغیر	نماد	متغیر
$COST$	هزینه سرمایه مالکانه	$ROE$	بازده صاحبان سهام
$DISC$	سطح افشای اختیاری	$SIZE$	اندازه شرکت
$MTOBV$	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام	$FF$	پراکندگی مالکیت
$LEV$	اهرم مالی	$DISC \times FF$	$DISC\_FF$

**هزینه سرمایه مالکانه (COST):** برای محاسبه این متغیر از مدلی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تجدیدنظر شده با متغیر صادرات استفاده شده است. در مدلی مورد نظر، هزینه سرمایه مالکانه (بازده مورد انتظار) از طریق روابط زیر محاسبه می‌شود. مفهوم نمادهای این چهار رابطه در جدول (۲) ذکر شده است (رودپشتی و امیرحسینی، ۱۳۸۹).

$$COST_i = R_f + \beta^R (R_m - R_f) \quad \text{رابطه (۱)}$$

$$\beta^R = (DEL)(DFL)(DOL)\beta_j^0 \quad \text{رابطه (۲)}$$

**میزان افشای اختیاری اطلاعات (DISC):** به‌طور کلی، در ادبیات ایران چکلیست‌های مختلفی برای سنجش سطح افشای اختیاری وجود دارد. در این پژوهش از چکلیست پورحیدری و حسین‌پور (۱۳۹۱) استفاده شده است. نقاط قوت این چکلیست نسبت سایر چکلیست‌های موجود در ایران، تعداد اقلام مندرج و همچنین نظرسنجی‌شده بودن آن است. **پراکندگی مالکیت (FF):** طبق سماحه (۲۰۱۵)،

در این پژوهش از نسبت سهام شناور آزاد به‌عنوان شاخصی برای پراکندگی مالکیت استفاده شده است. طبق ماده (۳) ضوابط محاسبه سهام شناور آزاد (۱۳۸۹/۵/۱۱)، سازمان بورس موظف است در پایان مقاطع هر فصل نسبت به محاسبه سهام شناور آزاد ناشر اقدام نموده و نتایج محاسبات را حداکثر تا یک ماه پس از آنها به اطلاع عموم برساند.

**متغیرهای کنترلی:** به منظور جلوگیری از اطاله کلام، نحوه اندازه‌گیری متغیرهای کنترلی و تاثیر مورد انتظار آنها بر متغیر وابسته، در جدول (۳) خلاصه شده است.

جدول (۳) - متغیرهای کنترلی

منبع	تاثیر مورد انتظار	نحوه اندازه‌گیری	نماد	متغیر
ارنس و همکاران (۲۰۱۰)	منفی	ارزش بازار سهام ارزش دفتری سهام	MTOBV	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام
سماحه (۲۰۱۵)	مثبت	بدهی بلندمدت بهره‌دار ارزش بازار حقوق صاحبان	LEV	نسبت اهرمی
ارنس و همکاران (۲۰۱۰)	منفی	سود خالص ارزش دفتری حقوق صاحبان	ROE	بازده حقوق صاحبان سهام
مشایخی و فرهادی (۱۳۹۲)	منفی	لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام	SIZE	اندازه شرکت

#### ۴- تجزیه و تحلیل نتایج آزمون فرضیه‌ها

در این پژوهش، تمام تجزیه و تحلیل‌های آماری از طریق نرم‌افزار استاتا (۱۲) انجام شده 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.

#### ۴-۲- ماتریس همبستگی و همخطی

یکی از معضلاتی که می‌تواند در یک رگرسیون چندمتغیره بروز یابد، پدیده همخطی است. همخطی به معنای وجود رابطه خطی شدید بین دو یا چند متغیر توضیحی یک رگرسیون چندگانه است که در صورت وجود، می‌تواند موجب تورش ضرایب رگرسیون، تحریف آزمون‌های معنی‌داری این ضرایب و در نتیجه نادرستی استنباط در مورد آنها گردد. یکی از شیوه‌های رایج تشخیص همخطی بین دو متغیر توضیحی یک رگرسیون، ضریب همبستگی بین متغیرهاست.

#### ۴-۱- شاخص‌های توصیفی

در جدول (۴)، خلاصه‌ای از شاخص‌های توصیفی ۷ متغیر پژوهش نشان داده شده است. به‌منظور خنثی کردن اثر مشاهده‌های پرت، از روش وینزوریزه کردن<sup>۳۵</sup> در سطح ۱٪ استفاده شده است.

جدول (۴) - شاخص‌های توصیفی متغیرها

متغیرها							آماره‌ها
MTOBV	SIZE	ROE	LEV	FF	DISC	COST	
۰/۹۶۵	۱۳/۴۳۹	۰/۲۹۲	۰/۲۶۲	۰/۳۶۰	۰/۱۶۱	۰/۳۷۶	میانگین
۰/۹۹۱	۱۳/۱۴۳	۰/۲۵۳	۰/۱۵۹	۰/۳۵۱	۰/۱۵۳	۰/۳۷۳	میانه
۰/۹۱۹	۱۸/۹۹۴	۰/۷۹۳	۰/۸۳۶	۰/۶۹۸	۰/۳۱۴	۰/۷۵۰	صدک ۹۹
۰/۱۰۵	۷/۰۰۵	-۰/۰۰۲	۰/۰۱۴	۰/۰۰۴	۰/۰۳۰	۰/۰۵۱	صدک ۱
۰/۴۹۴	۴/۳۳۷	۰/۱۹۹	۰/۱۸۳	۰/۱۷۷	۰/۰۸۳	۰/۲۰۹	انحراف معیار
۶۱۰	۶۱۰	۶۱۰	۶۱۰	۶۱۰	۶۱۰	۶۱۰	مشاهده

جدول (۵)، ضرایب همبستگی بین تمام متغیرهای توضیحی مدل‌های پژوهش بسیار کوچکتر از آستانه-های یاد شده است، می‌توان ادعا کرد که در مورد این مدل‌ها نگرانی بروز چنین معضلی وجود ندارد.

برخی معتقدند که چنانچه این ضریب بزرگتر از ۰/۸ باشد، در رگرسیون مشکل همخطی وجود خواهد داشت. همخطی یک مشکل درون‌نمونه‌ای است و تشخیص آن نیازی به استنباط آماری ندارد (سوری، ۱۳۹۳). از آنجا که در ماتریس همبستگی ارائه‌شده در

جدول (۵) - ماتریس همبستگی متغیرها

FF	SIZE	ROE	LEV	MTOBV	DISC	COST	
						۱	COST
					۱	-۰/۰۹۴	DISC
				۱	۰/۰۱۴	-۰/۱۲۷	MTOBV
			۱	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۲	۰/۰۹۴	LEV
		۱	-۰/۰۷۱	۰/۰۱۴	-۰/۰۵۸	-۰/۰۹۶	ROE
	۱	۰/۰۹۵	۰/۰۲۸	۰/۱۰۸	۰/۰۰۹	-۰/۰۹۵	SIZE
۱	۰/۰۳۸	۰/۰۶۶	-۰/۰۶۸	۰/۱۷۷	-۰/۰۱۶	-۰/۱۱۷	FF

اثرات تصادفی برازنده تلقی می‌گردد (سوری، ۱۳۹۳). در جدول (۶)، اطلاعات آزمون‌های یادشده برای سه مدلی پژوهش و شیوه برآورد انتخاب‌شده برای هر یک از آنها به تصویر کشیده شده است. همانطور که در این جدول مشاهده می‌شود آماره آزمون F لیمر برای مدل‌های (۱) و (۳) معنی‌دار است. بنابراین انجام آزمون هاسمن برای آنها ضروری بود. در مورد مدل (۲) آماره ایت آزمون معنی‌دار نبود. بنابراین مدل (۲) از طریق شیوه تلفیقی برآورد شد. آماره آزمون هاسمن برای مدل‌های (۱) و (۳) معنی‌دار بود. بنابراین این دو مدل از طریق شیوه اثرات تصادفی برآورد شدند.

#### ۴-۳- انتخاب روش مناسب برای برآورد مدل‌ها

به‌منظور انتخاب شیوه مناسب از برآورد رگرسیون روی داده‌های سال - شرکت به‌طور معمول از دو آزمون F لیمر و هاسمن استفاده می‌شود. چنانچه آماره آزمون F لیمر معنی‌دار نباشد، فرض بر آن خواهد بود که شیوه تلفیقی، رویه مناسبی است؛ اما در صورت معنی‌داری آماره این آزمون، لازم است آزمون هاسمن انجام شود تا از بین دو روش اثرات ثابت و تصادفی، رویه مناسب اتخاذ گردد. نحوه تصمیم‌گیری در آزمون هاسمن بدین‌ترتیب است که در صورت معنی‌داری آماره آن، روش اثرات ثابت و در غیر این‌صورت، روش

جدول (۶) - نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن

آزمون هاسمن			آزمون F لیمر			
نتیجه	احتمال	آماره	مدل	نتیجه	احتمال	آماره
اثرات ثابت	۰/۰۰۳	۱۷/۸۸	(۱)	مدل ترکیبی با اثرات ثابت	۰/۰۰۱	۱/۵۱
-	-	-	(۲)	مدلی تلفیقی	۰/۲۴۳	۱/۱۱
اثرات ثابت	۰/۰۰۰	۲۹/۸۸	(۳)	مدل ترکیبی با اثرات ثابت	۰/۰۰۵	۱/۴۳



#### ۴-۴- آزمون فرضیه‌ها

دو روش تلفیقی و اثرات ثابت درجه آزادی مورد استفاده برای محاسبه مقدار آماره آزمون F، از دو طریق متفاوت به دست می‌آید. به همین دلیل در مواردی که از روش تلفیقی استفاده می‌شود، مقدار این آماره به مراتب بزرگ‌تر از روش اثرات ثابت خواهد بود. برای مطالعه بیشتر، می‌توان به سوری (۱۳۹۳) رجوع کرد.

جدول (۷)، نتایج برآورد مدل‌های (۱) تا (۳) را منعکس می‌کند. بخش اول این جدول، 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 رگرسیون-ها را ارائه می‌کند. ذکر این نکته ضروری است که در

جدول (۷) - نتایج برازش مدل‌های اول تا سوم

مدل (۳) (اثرات ثابت)			مدل (۲) (تلفیقی)			مدل (۱) (اثرات ثابت)					
احتمال	آماره	مقدار	احتمال	آماره	مقدار	احتمال	آماره	مقدار			
۰/۰۰۰	۱۱/۸	۰/۵۸	۰/۰۰۰	۱۳/۶	۰/۵۱	۰/۰۰۰	۱۳/۸	۰/۴۹	عرض از مبدا	برآورد مدل و آزمون ضرایب	
۰/۰۰۲	-۳/۰۸	-۰/۵۳	۰/۰۱۴	-۲/۴۸	-۰/۳۰	۰/۰۱۲	-۲/۵۲	-۰/۳۰	DISC		
۰/۰۰۲	-۳/۱۷	-۰/۲۶	۰/۰۳۲	-۲/۱۵	-۰/۱۰	---	---	---	FF		
۰/۰۲۴	-۲/۲۷	-۰/۹۵	---	---	---	---	---	---	DISC_FF		
۰/۰۰۸	-۲/۶۶	-۰/۰۳	۰/۰۱۴	-۲/۴۷	-۰/۰۲	۰/۰۰۳	-۲/۹۷	-۰/۰۳	MTOBV		
۰/۰۴۴	۲/۰۲	۰/۱۰	۰/۰۳۷	۲/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۲۶	۲/۲۳	۰/۱۰	LEV		
۰/۰۴۱	-۲/۰۵	-۰/۰۹	۰/۰۴۲	-۲/۰۴	-۰/۰۸	۰/۰۳۴	-۲/۱۲	-۰/۰۸	ROE		
۰/۰۴۴	-۲/۰۲	-۰/۰۱	۰/۰۶۲	-۱/۸۷	-۰/۰۱	۰/۰۵۱	-۱/۹۵	-۰/۰۱	SIZE		
احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	توان، معنی‌داری و فرض‌ها	
---	۰/۱۶۲	---	۰/۱۵۲۲	---	۰/۱۴۷۶	---	۰/۱۴۷۶	---	۰/۱۴۷۶		ضریب تعیین تعدیل شده
۰/۰۰۰	۵/۴۶۱	۰/۰۰۰	۱۹/۲۲	۰/۰۰۰	۶/۲۸۰	۰/۰۰۰	۶/۲۸۰	۰/۰۰۰	۶/۲۸۰		آزمون F
۰/۳۴۶	۰/۸۹۴	۰/۱۵۲	۲/۰۷۹	۰/۱۴۱	۲/۱۹۷	۰/۱۴۱	۲/۱۹۷	۰/۱۴۱	۲/۱۹۷		خودهمبستگی
۰/۰۶۲	۵/۵۵۱	۰/۰۸۱	۵/۲۹۸	۰/۰۷۱	۵/۳۰۹	۰/۰۷۱	۵/۳۰۹	۰/۰۷۱	۵/۳۰۹		نرمال بودن
۰/۵۲۱	۱۱۹/۵۰	۰/۱۰۳	۱۴۱/۰۰	۰/۱۲۵	۱۳۹/۰۴	۰/۱۲۵	۱۳۹/۰۴	۰/۱۲۵	۱۳۹/۰۴	ناهمسانی واریانس	

با احتمال ۹۵٪ فرضیه اول را پذیرفت. در واقع، می‌توان گفت که به احتمال ۹۵٪، افزایش در افشای اختیاری با فرض ثابت بودن سایر عوامل، موجب کاهش در هزینه سرمایه مالکانه می‌شود. این نتیجه با شواهد پژوهش‌های پیشین سازگار و گویای آن است که افشای اختیاری می‌تواند سرمایه‌گذاران را در برآورد متغیرهای توزیع وجه نقد یاری رساند و با افزایش نسبت اطلاعات عمومی به خصوصی توان سرمایه-گذاران برون‌سازمانی در برآورد جریان‌های نقدی آتی

**فرضیه اول:** طبق نتایج حاصل از برآورد مدلی اول (جدول ۷)، ضرایب اکثر متغیرها به جز متغیر اندازه، معنی‌دار است. همچنین به جز عرض از مبدا و ضریب متغیر اهرم، سایر ضرایب منفی می‌باشد. ضریب تعیین این مدل بیانگر توان تبیین ۱۴/۷۶ درصدی آن است. همچنین، آماره و احتمال F (به ترتیب ۶/۲۸ و صفر) نشان می‌دهد که این مدل در کل معنی‌دار است. نظر به اینکه ضریب افشای اختیاری در این مدل منفی (-۰/۲۰) و معنی‌دار (احتمال = ۰/۰۱۲) است، می‌توان

که پراکندگی مالکیت بیشتر باشد، احتمالاً به دلیل توان کمتر سرمایه‌گذار بلوکی برای ممانعت از انتشار اطلاعات، افشای اطلاعات اختیاری از کیفیت و وضوح بالاتری برخوردار است و این امر باعث می‌شود تاثیر کاهنده افشای اختیاری بر هزینه سرمایه مالکانه تشدید شود.

#### ۵- نتیجه‌گیری

طبق آنچه که در ادبیات پژوهش عنوان شد، به‌طور 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).

به‌جز تعداد اندکی از پژوهش‌های برون‌مرزی، نتایج اکثر آنها نظیر بوتوسان (۱۹۹۷)، هیل (۲۰۰۲)، گیتسمان و آیرلند (۲۰۰۵)، پوشاک‌ویل و کوریتس (۲۰۰۵) و اسپینوزا و ترومبتا (۲۰۰۷) دلایل نظری بالا را پشتیبانی می‌کنند. شواهد به‌دست آمده در بازارهای نوظهور نظیر چین (ژانگ و دینگ، ۲۰۰۶)، برزیل (لوپز و دی‌النکار، ۲۰۱۰) و مصر (سماحه، ۲۰۱۵) نیز پشتیبان این رابطه معکوس است. تا آنجا که بررسی‌های انجام‌شده نشان می‌دهد، در ایران نیز در دو پژوهش 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 پژوهش 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،

شرکت را کاهش دهد. این امر به نوبه خود موجب تعدیل و کاهش هزینه سرمایه مالکانه (بازده مورد انتظار سهامدارن) می‌شود.

**فرضیه دوم:** طبق نتایج حاصل از برآورد مدلی دوم، مشابه مدلی (۱) ضرایب اکثر متغیرها به‌جز متغیر اندازه، معنی‌دار است. همچنین به‌جز عرض از مبدا و ضریب متغیر اهرم، سایر ضرایب منفی می‌باشد. ضریب تعیین این مدل بیانگر توان تبیین ۱۵/۲۲ درصدی آن است. همچنین، آماره و احتمال F (به ترتیب ۱۹/۲۲ و صفر) نشان می‌دهد که این مدل در کل معنی‌دار است. نظر به اینکه ضریب پراکندگی مالکیت منفی (۰/۱۰-) و معنی‌دار (احتمال = ۰/۰۳۲) به‌دست آمده، می‌تواند با احتمال ۹۵٪ فرضیه دوم را پذیرفت. به عبارت دیگر می‌توان گفت که به احتمال ۹۵٪، افزایش در پراکندگی مالکیت با فرض ثابت بودن سایر عوامل، موجب کاهش در هزینه سرمایه مالکانه می‌شود. در واقع می‌توان ادعان داشت که این متغیر توان سرمایه‌گذاران بلوکی در ممانعت از انتشار اطلاعات را می‌کاهد و از این طریق بازده مورد انتظار سهامداران را کاهش دهد.

**فرضیه سوم:** به‌منظور بررسی این فرضیه باید به اطلاعات حاصل از برآورد مدلی (۳) و ضریب جمله تعاملی افشای اختیاری و پراکندگی مالکیت (DISC\_FF)، توجه نمود. این اطلاعات در جدول (۵) ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، ضمن توان ۱۶/۲ درصدی و معنی‌داری مدلی مذکور (آماره F = ۵/۴۶۱ و احتمال = صفر)، ضریب جمله تعاملی DISC\_FF منفی (۰/۹۵-) و معنی‌دار (۰/۰۲۴) به‌دست آمده است. این موضوع بر معنی‌دار بودن اثر تعاملی منفی دو متغیر افشای اختیاری و پراکندگی مالکیت بر هزینه سرمایه مالکانه دلالت دارد. به عبارت دیگر، فرضیه سوم در سطح احتمال ۹۵٪ پذیرفته می‌شود؛ یعنی به احتمال مفروض، تاثیر کاهنده افشای اختیاری بر هزینه سرمایه مالکانه در شرکت‌های برخوردار از پراکندگی مالکیت بیشتر، البته با فرض ثابت بودن سایر عوامل، شدیدتر است. یعنی در صورتی

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

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

### پیشنهاد‌های کاربردی

نتایج این پژوهش برای مدیران حاوی این پیام است که آنها با افزایش سطح افشای اختیاری می‌توانند هزینه سرمایه مالکانه و در نتیجه هزینه تامین مالی برون‌سازمانی را کاهش دهند. از سوی دیگر، برای واضعان، ناظران و ناظران قواعد و مقررات بازار سرمایه (نظیر سازمان بورس)، حاوی این نکته می‌باشد که پراکندگی مالکیت می‌تواند اثری معکوس با آنچه که برای مالکیت دولتی عنوان شد، داشته باشد و به کارایی بازار کمک نماید.

### پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

- بررسی رابطه نقدشوندگی سهام با هزینه سرمایه مالکانه.
- بررسی تاثیر افشای به موقع اطلاعات بر رابطه افشای اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه.
- بررسی تاثیر شفافیت اطلاعاتی بازار بر رابطه افشای اطلاعات و هزینه سرمایه مالکانه (در سطح بین‌المللی).
- پیمایش دیدگاه صاحبان سهام و سرمایه‌گذاران بالقوه این اوراق بهادار در مورد تلاش مدیران مالک برای حداکثر کردن حقوق صاحبان سهام و انگیزه آنها از افشای اطلاعات اختیاری

### فهرست منابع

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

۱۳۹۳)، و یا بین این دو متغیر یک رابطه معکوس و معنی‌دار نشان می‌دهند (فخاری و فلاح محمدی، ۱۳۸۸)، به نظر می‌رسد این استدلال که افشای اختیاری اطلاعات دستیابی بدون هزینه به اطلاعات محرمانه را رقم می‌زند و در نتیجه نقدشوندگی سهام افزایش و در نهایت 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. در مورد 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 کینی و میان (۱۹۹۵)، بلتون و فن‌تادن (۱۹۹۸) و هفلین و شاو (۲۰۰۰) بر تاثیر مسقیم 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 چنین به نظر می‌رسد در این مورد نیز استدلال وجود رابطه معکوس بین پراکندگی مالکیت و هزینه سرمایه مالکانه در بورس تهران، به دلیل تاثیر 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 سوم این پژوهش مشابه نتایج پژوهش سماحه (۲۰۱۵)، نشان می‌دهد ضمن اینکه بین پراکندگی مالکیت و هزینه سرمایه مالکانه رابطه معکوسی وجود دارد، اثر تعاملی پراکندگی مالکیت و افشای اختیاری بر هزینه سرمایه مالکانه نیز معکوس و معنی‌دار است. بنابراین با توجه به بحث‌های ارائه‌شده، شواهد حاصل از این پژوهش به‌طور خلاصه پشتیبان نتایج زیر است:

- \* باغومیان، رافیک و نقدی، سجاد (۱۳۹۳)، تاثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر میزان افشای اختیاری در گزارشگری سالانه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابداری، سال ۵، شماره ۱۶، صص ۱۳۶-۱۱۹.
- \* بدری، احمد (۱۳۸۷)، مبانی و ضرورت حاکمیت شرکتی، مجموعه مقالات همایش راهبری شرکتی، تهران.
- \* پورحیدری، امید و حسین‌پور، همزه (۱۳۹۱)، بررسی رابطه افشای اجباری و اختیاری با ارزش سهام، چشم‌انداز مدیریت مالی، شماره ۵، صص ۹-۲۸.
- \* پورحیدری، امید، یوسف‌زاده، نسرين و اعظمی، زینب (۱۳۹۳)، بررسی تاثیر اندازه افشا بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابداری، سال ۵، شماره ۱۸، صص ۹۱-۱۱۱.
- \* خدای‌پور، احمد و محرومی، رامین (۱۳۹۱)، تاثیر افشای داوطلبانه بر مربوط بودن سود هر سهم، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت، سال ۵، شماره ۱۴، صص ۱-۱۲.
- \* خواجوی، شکر... 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 ۸۹-۱۱۶.
- \* دستگیر، محسن، آقاخانی، جواد و رسایان، امیر (۱۳۹۱)، تاثیر 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.
- \* رهنمای رودپشتی، فریدون و امیرحسینی، زهرا (۱۳۸۹)، تبیین قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای: مقایسه تطبیقی مدل‌ها، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۷، شماره ۶۲، صص ۴۹-۶۸.
- \* ستایش، محمدحسین، کاضم‌نژاد، مصطفی و ذوالفقاری، مهدی (۱۳۹۰)، بررسی تاثیر 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.
- \* سوری، علی (۱۳۹۳) اقتصادسنجی (جلد ۲)، تهران، نشر فرهنگ شناسی.
- \* فخاری، حسین و فلاح‌محمدی، نرگس (۱۳۸۸)، بررسی تاثیر افشای اطلاعات بر نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهشات حسابداری، دوره ۱، شماره ۴، صص ۱۶۳-۱۴۸.
- \* مشایخی، بیبا و فرهادی، سوران (۱۳۹۲)، تاثیر 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 ۱۰۱-۱۱۵.
- \* Bolton, P. and E. Von Thadden, (1998). "Block, Liquidity, and Corporate Control". *Journal of Finance*, Vol. 53, pp. 1-25.
- \* Botosan, C. A. (1997), "Disclosure Level and the Cost of Equity Capital", *The Accounting Review*, Vol. 72, No.3, pp. 323-349.
- \* 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.
- \* 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.
- \* Diamond, D. and R. Verrecchia, (1991), "Disclosure, Liquidity and the Cost of Equity Capital", *The Journal of Finance*, (September), pp. 1325-60.
- \* Easley, D. and M. O'Hara, (2001), "Information and the Cost of Capital", *Journal of Finance*, Vol. LIX (4), pp. 1553-83.

- Organisations and Society, Vol. 26, No. (7-8), pp. 597-616.
- \* 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.
  - \* 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
  - \* Espinosa, M. and M. Trombetta, (2007), "Disclosure Interactions and the Cost of Equity Capital: Evidence from the Spanish Continuous Market", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 34, No. (9-10), pp. 1371-1392.
  - \* Gao, P. (2010), "Disclosure Quality, Cost of Capital, and Investor Welfare", *The Accounting Review*, Vol. 85, No. 1, pp. 1-29.
  - \* 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.
  - \* 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.
  - \* 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.
  - \* Heflin, F. and K Shaw, (2000). "Blockholder Ownership and Market Liquidity". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 35, pp. 621-633.
  - \* Kini, O. and S. Mian, (1995). "Bid-Ask Spread and Ownership Structure". *Journal of Financial Research*, Vol. 18, pp. 401-414.
  - \* Leuz, C. and R. E. Verrecchia (2000), "The Economic Consequences of Increased Disclosure" *Journal of Accounting Research*, Vol. 38, pp. 91-124.
  - \* 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.
  - \* 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.
  - \* Poshakwale, S. and K. J. Courtis, (2005), "Disclosure Level and Cost of Equity Capital: Evidence from the Banking Industry", *Managerial and Decision Economic*, Vol. 26, No. 7, pp. 431-444.
  - \* Richardson, A.J. and M. Welker, (2001), "Social Disclosure, Financial Disclosure and the Cost of Equity Capital", *Accounting*

### یادداشت‌ها

- <sup>1</sup> Investors' Welfare
- <sup>2</sup> Cost of Capital
- <sup>3</sup> Gao
- <sup>4</sup> Samaha
- <sup>5</sup> Timely Disclosure
- <sup>6</sup> Leuz and Verrecchia
- <sup>7</sup> Zhang and Ding
- <sup>8</sup> Cost of Equity Capital
- <sup>9</sup> Botosan
- <sup>10</sup> Estimation Risk
- <sup>11</sup> Liquidity risk
- <sup>12</sup> Misalignment Risk
- <sup>13</sup> Daske
- <sup>14</sup> Non-Diversifiable Estimation Risk
- <sup>15</sup> Clarkson
- <sup>16</sup> Diamond, and Verrecchia
- <sup>17</sup> Easley and O'Hara
- <sup>18</sup> Richardson and Welker
- <sup>19</sup> Hail
- <sup>20</sup> Gietzmann and Ireland
- <sup>21</sup> Poshakwale and Courtis
- <sup>22</sup> Espinosa and Trombetta
- <sup>23</sup> Hassan
- <sup>24</sup> Lopes and Alencar
- <sup>25</sup> Kini and Mian
- <sup>26</sup> Bolton and Von Thadden
- <sup>27</sup> Heflin and Shaw
- <sup>28</sup> Bid-Ask Spread
- <sup>29</sup> Jacobi and Zheng
- <sup>30</sup> TSE Client
- <sup>31</sup> Jarque-Bera
- <sup>32</sup> Wooldridge
- <sup>33</sup> Likelihood Ratio
- <sup>34</sup> Stata 12
- <sup>35</sup> Winsorization

