

اثر تعاملی صرف ریسک نقد شوندگی بر ارتباط بین کیفیت اطلاعات و هزینه سرمایه

مسعود طاهری نیا *

چکیده

تغییرات در توان نقدشوندگی سهام منجر به نوسان در انتظارات سهامداران می‌شود و تقاضای سرمایه‌گذار برای سهامی که با عدم قطعیت نقدشوندگی مواجه است کمتر می‌شود. هدف این مقاله بررسی اثر تعاملی صرف ریسک نقد شوندگی بر ارتباط بین کیفیت اطلاعاتی و هزینه سرمایه است. به همین منظور، با استفاده از روش غربالگری تعداد شرکت‌های نمونه آماری انتخاب شد و داده‌های مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای بازه زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ استخراج و از الگوی رگرسیونی داده‌های مقطعی و ترکیبی برای آزمون فرضیه‌های تحقیق استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان‌دهنده رابطه معکوس بین کیفیت اطلاعات و هزینه سرمایه است. همچنین، نتایج تحقیق حاکی از آن است که تاثیر کیفیت اطلاعات بر هزینه سرمایه با توجه به صرف ریسک تغییر کرده و تحت تاثیر قرار می‌گیرد، یعنی هرچه قدر کیفیت اطلاعاتی افزایش یابد ریسک نقدینگی کمتر شده و کاهش هزینه سرمایه نیز محقق می‌شود.

واژه‌های کلیدی: ریسک نقد شوندگی، کیفیت اطلاعات، هزینه سرمایه

مقدمه

جریان اطلاعات، پارامتر کلیدی در یک فعالیت اقتصادی است و به عنوان یک عامل اصلی در ظهور، ثبات و کارایی بازارهای سرمایه عمل می‌کند (استیگلیتز، ۲۰۰۴). جریان اطلاعات در محیط بازار، رفتار فعالان بازار را تحت تاثیر قرار می‌دهد. طبیعی است که افراد فعال در بازار، سهم متفاوتی از گردش اطلاعات داشته باشند. به لحاظ تجربی نیز واضح است که افراد، اطلاعات متفاوت دارند. اطلاعاتی که آنها دارند، رفتارشان را در بسیاری از مواقع تحت تاثیر قرار می‌دهد. این خود گویای عدم تقارن اطلاعاتی بین دو طرف یک معامله است (لائوری، ۲۰۰۳). این عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از گردش متفاوت اطلاعات در میان فعالان بازار است.

محیط اطلاعاتی که سرمایه‌گذاران در آن داد و ستد می‌کنند، پیوسته با انتشار (جریان) اطلاعات تغییر می‌یابد. این تغییر در جریان اطلاعات، منجر به تجدید ارزیابی ریسک توسط سرمایه‌گذاران می‌شود. ریسک اطلاعات ناشی از عوامل مختلفی است. آنچه بیش از پیش اهمیت می‌یابد، وجود محیط اطلاعاتی است که ابهام و عدم اطمینان را کاهش و در نتیجه توان پیش‌بینی و تحلیل سرمایه‌گذار را افزایش دهد. استفاده از اطلاعات مالی و حسابداری به منظور برقراری توازن بین ریسک و بازده، منجر به بهبود تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران می‌شود. زیرا اغلب تصمیمات مالی در حالت عدم اطمینان اتخاذ می‌شود و اطلاعات در این موارد، نقش مهمی در کاهش عدم اطمینان خواهد داشت.

طبق مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، نقدشوندگی کامل به این معناست که همواره فعالانی در عرصه بازار وجود دارند که به عنوان طرف معامله مایل به داد و ستد سهام به قیمت‌های جاری باشند. در نتیجه قیمت سهام یک شرکت تابعی از انتظارات درباره جریانهای نقدی شرکت خواهد بود. در شرایط نقدشوندگی ناقص، عرضه و تقاضا سهام توسط برخی فعالان بازار در شرایطی که دیگران تمایل به داد و ستد سهام به قیمت‌های جاری ندارند، می‌تواند بر قیمت‌ها اثر بگذارد. هر چند ریسک بازار در بازارهای با نقدشوندگی کامل و ناقص وجود دارد، اما ریسک نقدشوندگی، یک ریسک سیستماتیک با اهمیت به شمار می‌رود که سرمایه‌گذاران در مواردی با آن سروکار خواهند داشت که بازار دارای نقدشوندگی ناقص است (ان جی، ۲۰۱۱).

زمانی که نقدشوندگی بازار کاهش می‌یابد، سهام شرکت‌های مختلف درجات متفاوتی

از خروج بازارسازان و سرمایه‌گذاران را تجربه می‌کند. به احتمال زیاد جریان خروج آنها برای سهامی که کیفیت پایین تری (با عدم قطعیت و موارد ابهام بیشتری در نقدشوندگی دارد، به طور قابل ملاحظه‌ای بیشتر است، زیرا تقاضای سرمایه‌گذاران برای این گونه سهام دارای افت بیشتری خواهد بود. بازارسازان نیز تمایل کمتری خواهند داشت تا نقدینگی را به سوی چنین سهامی هدایت کنند، زیرا نگران پیامدهای انتخاب غلط هستند. این مسأله به نوبه خود تقاضای سرمایه‌گذاران را برای این گونه سهام کاهش می‌دهد (آکینس، ۲۰۱۱).

چنین سهامی در مواردی که نقدشوندگی بازار کاهش می‌یابد، عملکرد ضعیف‌تری خواهند داشت. در مقابل، زمانی که نقدشوندگی بازار افزایش می‌یابد، ورود سرمایه‌گذاران و بازارسازان به بازار آغاز، و سبب می‌شود تقاضا و نقدشوندگی سهامی که قبلاً با موارد ابهام و عدم قطعیت بیشتری روبرو بودند، افزایش یابد. در نتیجه، انتظار می‌رود حساسیت بازده سهام شرکت‌هایی که کیفیت اطلاعات آنها پایین تر (یا ریسک اطلاعاتی آنها بالاتر) است به تغییرات در نقدشوندگی بازار بیشتر باشد. به عبارت دیگر، انتظار می‌رود کیفیت اطلاعات بر ریسک نقدشوندگی تاثیر گذارد.

در خصوص پیامدهای اقتصادی محیط اطلاعاتی حسابداری تحقیق‌های زیادی صورت گرفته است که عمدتاً با هدف تسهیل پیش‌بینی و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران، افزایش اطمینان و کاهش ابهام بوده است. هنوز محققان به طور واضح به این پاسخ نرسیده‌اند که اطلاعات حسابداری یا محیط اطلاعاتی شرکت تا چه حد ریسک‌های غیر قابل متنوع ساز (در اقتصاد دارای اوراق بهادار متنوع) را کاهش می‌دهند (آمیهود و مندلسون، ۲۰۰۸). مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی از قبیل CAPM و تئوری پرتفوی بر اهمیت تمایز بین ریسک‌هایی که قابل متنوع‌سازی هستند و ریسک‌هایی که غیر قابل متنوع‌سازی هستند، تاکید دارند. بنابراین چالش محققان حسابداری این است که مشخص کنند آیا و چگونه ویژگی‌های محیط اطلاعات حسابداری در قیمت‌ها، هزینه سرمایه، یا دیگر پیامدها، علی‌رغم نیروهای متنوع‌سازی، بازتاب می‌یابند. در ادامه تحقیق ابتدا، مبانی نظری و پیشینه تحقیقات انجام شده، فرضیه‌ها و سپس، مدل‌ها و روش‌های تحقیق و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌شود.

مبانی نظری و پیشینه

تدوین‌کنندگان استانداردها اغلب به نقش اطلاعات حسابداری در هزینه سرمایه اذعان داشته‌اند. مثلاً آرتور لویت، رئیس سابق کمیسیون بورس و اوراق بهادار امریکا، عنوان داشته است که "استانداردهای با کیفیت بالا ... هزینه‌های سرمایه را کاهش می‌دهند" (لویت، ۱۹۹۸). به طور مشابه، نیل فوستر، عضو سابق هیات استانداردهای حسابداری مالی امریکا مدعی است که "اطلاعات بیشتر همواره به ابهام کمتر می‌انجامد و ... مردم به اطمینان و عدم ابهام توجه بیشتری می‌کنند. در زمینه اطلاعات مالی، نتیجه نهایی این است که افشای بهتر منجر به کاهش هزینه سرمایه می‌شود" (فوستر، ۲۰۰۳).

ایسلی و اوهارا (۲۰۰۴) یک مدل انتظارات عقلایی ارائه می‌دهند که در آن هزینه سرمایه به شکاف بین مقدار اطلاعات عمومی و اطلاعات خصوصی و نیز به چگونگی انتشار اطلاعات بستگی دارد. در مدل آنها، معامله‌گران مطلع و نامطلع سیگنال‌هایی را درباره ارزش‌های دارایی دریافت می‌کنند و از این سیگنال‌ها برای قیمت‌گذاری اوراق بهادار در بازار سرمایه استفاده می‌کنند. ایده اصلی این است که افزایش حدود انتشار اطلاعات، هزینه سرمایه را از طریق افزایش اطلاع‌دهندگی قیمت سهم کاهش می‌دهد، که این خود ریسک سرمایه‌گذاران نامطلع را کاهش و بازده مورد تقاضای آنها را نیز کاهش خواهد داد. با این حال اگر اطلاعاتی که قبلاً عمومی بودند، خصوصی شوند، بازده مورد انتظار افزایش می‌یابد. علت آن است که سرمایه‌گذاران مطلع می‌توانند از مزیت اطلاعات اضافی خود برای معامله با سرمایه‌گذاران نامطلع استفاده کنند و پرتفوی‌هایی را نگهداری کنند که در آن وزن زیادی به سهام دارای اطلاعات خصوصی مثبت و وزن کمی به سهام دارای اطلاعات خصوصی منفی داده است. عدم تقارن اطلاعاتی، ریسک سرمایه‌گذاران نامطلع را افزایش می‌دهد، سرمایه‌گذاران نامطلع در واقع نمی‌توانند پرتفوی‌های خود را طوری تعدیل کنند که اطلاعات خصوصی را لحاظ کنند.

در حقیقت ایسلی و اوهارا (۲۰۰۴) نشان دادند که بازده مورد انتظار سهام در حالت عدم تقارن اطلاعاتی افزایش و با انتشار اطلاعات کاهش می‌یابد. ایده رابطه‌ی بین عدم تقارن اطلاعاتی و بازده مورد انتظار این است که وقتی سرمایه‌گذاران نامطلع با عدم تقارن اطلاعاتی روبه‌رو هستند، انتظار دارند که به سرمایه‌گذاران مطلع ببازند. در این مدل، سرمایه‌گذار نامطلع نمی‌تواند این ریسک را متنوع‌سازی کند، زیرا سرمایه‌گذاران مطلع به

طور اثربخشی به سرمایه‌گذاران نامطلع فشار می‌آورند و بنابراین تقاضای نامطلعی برای جبران این فشار تحمیلی (از طریق افزایش بازده مورد انتظار) ارائه می‌شود.

تحقیقات تجربی و تحلیلی قبلی از جمله بوتاسان (۱۹۹۷) اشاره دارند که اطلاعات عمومی دقیق‌تر، هزینه سرمایه را از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و برآورد ریسک کاهش می‌دهد. با این حال مطالعات گذشته نتایج متناقضی راجع به اثر دقت اطلاعات خصوصی بر هزینه سرمایه دارند. یک دسته از تحقیقات اشاره دارند که اطلاعات خصوصی دقیق‌تر، هزینه سرمایه را از طریق کاهش ریسک برآورد کاهش می‌دهد، هر چند این اثر وقتی سطح اطلاعات عمومی پایین است وجود دارد، یعنی اطلاعات خصوصی بیشتر، بهتر از نبود اطلاعات است (مثل ایسلی و اوهارا، ۲۰۰۴). با این حال دسته‌ای دیگر از تحقیقات اشاره دارند که اطلاعات خصوصی دقیق‌تر هزینه سرمایه را بواسطه‌ی عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر، افزایش می‌دهد (مثل لمبرت و همکاران، ۲۰۱۰). به طور خلاصه، ادبیات هزینه سرمایه از رابطه‌ی منفی نسبت به دقت اطلاعات عمومی پشتیبانی می‌کنند، اما رابطه جهت‌دار نسبت به اطلاعات خصوصی وجود ندارد. نتایج بارون و همکاران (۲۰۱۲) نشان داد که دقت اطلاعات عمومی با هزینه سرمایه پایین‌تر مرتبط است، برای اطلاعات خصوصی نیز همین نتیجه بدست آمد اما به لحاظ اقتصادی پشتیبانی محدودی برای این فرضیه که دقت اطلاعات خصوصی بیشتر، هزینه سرمایه را افزایش می‌دهد، فراهم می‌سازد. بارون و همکاران (۱۹۹۸) در توجیه این نتیجه اشاره می‌کنند که این نتیجه ممکن است به دلیل اثر دوگانه بالقوه‌ی دقت اطلاعات خصوصی بر هزینه سرمایه باشد. از یک سو، اطلاعات خصوصی دقیق‌تر ممکن است منجر به عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر شود، لذا با هزینه سرمایه بالاتر مرتبط است. از سوی دیگر، ایسلی و اوهارا (۲۰۰۴) بحث می‌کنند که دقت بالاتر اطلاعات خصوصی ممکن است هزینه سرمایه را کاهش دهد، بویژه وقتی اطلاعات عمومی محدودی وجود دارد. بنابراین اثر دقت اطلاعات خصوصی بر هزینه سرمایه ممکن است به مقدار اطلاعات عمومی بستگی داشته باشد.

یکی از کانال‌هایی که اطلاعات خصوصی از طریق آن آشکار می‌شوند، اثر قیمتی است، با این حال معامله‌گران مطلع با خرد کردن سهام خود از طریق معاملاتشان، تلاش می‌کنند این اثر را کمینه‌سازند (کیلی، ۱۹۸۵). مطابق با مدل کیلی (۱۹۸۵)، معاملات مطلع موجب ناتعادلی سفارش و در نتیجه تحرک قیمت‌ها می‌شود. به طور مشابه، فرنچ و رول

(۱۹۸۶) عمده نوسان‌پذیری بازده مشاهده شده را به معاملات مبتنی بر اطلاعات نسبت می‌دهند که این به نوبه خود موجب می‌شود تا مین‌کننده نقدشوندگی، دامنه خرید-فروش خود را افزایش دهد. معامله‌گران مطلع برای حداکثر ساختن سود دادوستد خود، به افزایش دامنه‌های ایجاد شده از طریق تعویق معامله خود تا زمانی که عمق بازار برگشت شود، واکنش نشان می‌دهند. ممکن است اطلاعات حسابداری با کیفیت بالا هیچ اثری بر جریان‌های نقدی نداشته باشند اما ارزیابی فعالان بازار از توزیع جریان‌های نقدی را تحت تاثیر قرار دهد. در این حالت اطلاعات حسابداری با کیفیت بالا، کوواریانس ارزیابی شده جریان نقد شرکت را کاهش می‌دهد. با این حال، مشابه با ماهیت CAPM، این اثر در اقتصادهای بزرگ قابل متنوع‌سازی است. علاوه بر این، افزایش در کیفیت اطلاعات شرکت درباره جریان‌های نقد آتی آن، اثر مستقیم بر کوواریانس‌های ارزیابی شده با سایر جریان‌های نقدی شرکت دارند. در حالت دیگر، اطلاعات حسابداری با کیفیت بالا بر تصمیمات واقعی یک شرکت اثر می‌گذارد و این به نوبه خود بر ارزش مورد انتظار و کوواریانس جریان‌های نقدی اثر می‌گذارد (آرمسترانگ و همکاران، ۲۰۱۲)..

کیفیت اطلاعات حسابداری بر هزینه سرمایه شرکت از طریق اثر آن بر تصمیمات واقعی شرکت، تاثیر می‌گذارد. اگر اطلاعات بهتر، مقدار جریان نقدی شرکت را که مدیران برای خودشان مناسب است، کاهش دهد، بهبود در نقدشوندگی سهام نه تنها قیمت شرکت را بالا می‌برد بلکه در کل موجب کاهش هزینه سرمایه شرکت نیز می‌شود. کیفیت اطلاعات، تصمیمات را تغییر می‌دهد، که به نوبه خود، نسبت جریان‌های نقدی مورد انتظار به ریسک کوواریانس غیر قابل متنوع‌سازی را تغییر می‌دهد و از این رو بر هزینه سرمایه شرکت اثر می‌گذارد. این اثر می‌تواند به هر جهتی باشد، اما شرایطی را هدایت می‌کند که تحت آن شرایط، افزایش در کیفیت اطلاعات منجر به کاهش آشکار هزینه سرمایه می‌شود (آرمسترانگ و همکاران، ۲۰۱۲).

آرمسترانگ و همکاران (۲۰۱۲) بیان می‌کنند در وضعیت بازارهای ناقص، هزینه سرمایه صرفاً تابعی از میانگین آگاهی سرمایه‌گذاران است و کیفیت اطلاعاتی وقتی بازار سهم رقابتی کامل است، بعد از کنترل متوسط آگاهی سرمایه‌گذاران، آنچنان مسئله نیست، محقق بر این ادعا است که حتی با وجود رقابت‌پذیری کامل سهم، اثر کیفیت از طریق تشدید یا تضعیف عوامل تعیین‌کننده در کیفیت اطلاعات کماکان برجا خواهد بود. به

عبارت دیگر، کیفیت اطلاعات بخشی از اثر خود را از طریق تفسیر متفاوت از نقدشوندگی توسط سرمایه گذاران نشان خواهد داد. بدیهی است تاخیر در انعکاس سودهای باکیفیت در قیمت سهم، بعضاً به سبب کیفیت اطلاعات تفسیر شده است. اگر سرمایه گذاران باورهای همگنی درباره چشم انداز شرکت دارند (یعنی سرمایه گذاران سطح همگنی اطلاعات دارند) بازهم هزینه سرمایه شرکت علاوه بر میانگین دقت اطلاعاتی سرمایه گذاران، تحت تاثیر کیفیت اطلاعاتی زمانی نیز می باشد، اما معناداری اقتصادی آن ممکن است متفاوت باشد. هم چنان که بتچریا و دیگران (۲۰۱۲) دریافتند کیفیت اطلاعات مستقیماً هزینه سرمایه را تحت تاثیر قرار می دهد و با تمرکز بر توزیع اطلاعات، اثر آن غیر مستقیم است و این اثر غیرمستقیم در وضعیت رقابتی به لحاظ آماری بااهمیت نمی باشد.

آکینز و همکاران (۲۰۱۲) برای کنترل دقت اطلاعاتی، از معیارهای مبتنی بر حسابداری کیفیت اطلاعات به عنوان شاخصی برای کیفیت اطلاعاتی استفاده کردند. وقتی از چنین نماگر کنترل شده ای استفاده می شود، از قبل یک رابطه ی پنهان بین کیفیت و عدم تقارن پذیرفته شده است، یعنی کیفیت اطلاعات ضعیف با عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر مرتبط است. کیفیت بالاتر اطلاعات، ریسک را کاهش می دهد و تا اندازه ای که کیفیت اطلاعات ضعیف تر ریسک بالاتر را ضبط کند، قیمت گذاری کیفیت اطلاعات باید با رقابت مطلع تر نیز کاهش یابد. از این رو با در نظر گرفتن شاخص های کیفیت اطلاعات برای ریسک اطلاعات، قیمت گذاری کیفیت اطلاعات با رقابت کاهش می یابد.

شرکت ها ممکن است عدم تقارن اطلاعاتی را به کیفیت اطلاعات ترجیح دهند، زیرا هزینه های کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر از منافع افزایش کیفیت است. بنابراین در برخی موارد، یکی از این دو ویژگی قربانی بهبود ویژگی دیگر می شود. این خود بر خط مشی های افشا و گزارشگری مالی شرکت نیز موثر است. افزایش کیفیت اطلاعات در دسترس عموم می تواند ریسک اطلاعاتی بین سرمایه گذاران را کاهش و در نتیجه هزینه سرمایه را کاهش دهد. به عبارتی افزایش کیفیت اطلاعات عمومی، میانگین دقت اطلاعاتی سرمایه گذاران را افزایش می دهد، بنابراین متفاوت بودن دقت اطلاعاتی هر سرمایه گذار از میانگین دقت بازار منجر به تغییر هزینه سرمایه می گردد. لمبرت و همکاران (۲۰۱۲)، بیان می کنند وقتی برخی سرمایه گذاران اطلاعات بیشتری بدست می آورند، به مفهوم این است که اطلاعات دقیق تری دارند و این اطلاعات اضافی تا حدودی از طریق قیمت اطلاع رسانی

می‌شود، که در نتیجه ابهام سایر سرمایه‌گذاران را نیز کاهش می‌دهد. از طرفی، تهیه اطلاعات بیشتر برای سرمایه‌گذاران بیشتر، بر هزینه سرمایه اثر می‌گذارد، تنها به این علت که اطلاعات اضافی متوسط سطح دقت اطلاعاتی را افزایش می‌دهد. پیش‌بینی کلی ادبیات حسابداری این است که هزینه سرمایه وقتی کیفیت اطلاعات ضعیف باشد، بالاتر است (مانند بوتاسن ۱۹۹۷؛ فرانسیز و دیگران ۲۰۰۴، ۲۰۰۵). البته در ادبیات دانشگاهی، عمدتاً کیفیت اطلاعات حسابداری از طریق تمرکز بر کیفیت اطلاعات مورد ارزیابی قرار گرفته است.

فرضیه تحقیق: کیفیت اطلاعات تاثیر بااهمیت و معناداری بر هزینه سرمایه دارد.

پیشینه تجربی

چن و همکاران (۲۰۱۶) در تحقیق با محتوای کیفیت اطلاعاتی درون سازمانی و محیط اطلاعاتی به این نتیجه دست یافتند که شرکت‌های با کیفیت اطلاعاتی بالاتر، پیش‌بینی‌های مدیریتی ضعیف‌تر و محدودتری ارائه می‌دهند که دارای انحراف نسبتاً بالایی از واقعیت هستند. به همین علت احتمال تجدید ارزیابی اطلاعات در دوره‌های آتی افزایش می‌یابد.

نتایج تجربی فو و همکاران (۲۰۱۲) نشان می‌دهد فراوانی بالای گزارشگری مالی، عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه سرمایه را کاهش می‌دهد و در نتیجه مزایای الزام گزارشگری مالی متعدد را مستند کردند. به طور خاص نتایج آنها با تغییرات اجباری در فراوانی گزارشگری نشان می‌دهد که این مزایا حفظ می‌شوند حتی وقتی شرکت‌ها مجبور می‌شوند از فراوانی گزارشگری منتخبت خود، منحرف شوند.

انجی (۲۰۱۱) تأثیر کیفیت اطلاعات مالی را بر ریسک نقدشوندگی و هزینه سرمایه مورد بررسی قرار داد. نتایج تحقیق انجی نشان داد که کیفیت اطلاعات از طریق ریسک نقدشوندگی بر هزینه سرمایه تأثیر می‌گذارد. بطوریکه کیفیت اطلاعات، با کاهش ریسک نقدشوندگی باعث کاهش هزینه سرمایه می‌شود.

لانگ و مافت (۲۰۱۰) در بررسی رابطه بین شفافیت اطلاعات و عدم اطمینان نقدشوندگی در دوران بحران مالی، با انجام آزمونی بر یک نمونه جهانی، بیان کردند که شرکت‌های با شفافیت اطلاعاتی بیشتر (مبتنی بر استانداردهای حسابداری، انتخاب حسابرس و...) دارای نوسان نقدشوندگی و عدم نقدشوندگی کمتری هستند و نقدشوندگی در این

شرکت‌ها با دو عامل نقدشوندگی بازار و بازده بازار نیز همبستگی کمتری را نشان می‌داد. حامید و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی اثر متقابل نقدشوندگی سهام و ساختار بازار سرمایه پرداختند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه نشان می‌دهد که با کاهش نقدشوندگی سهام (افزایش اختلاف) اهرم مالی افزایش می‌یابد این مساله با این نظریه که مدیران در صورتی که تامین مالی از طریق انتشار سهام گران قیمت باشد به تامین مالی از طریق بدهی رو می‌آورند مطابقت دارد.

مورتال و لیسون (۲۰۰۹) در تحقیق خود به بررسی «ارتباط بین نقدشوندگی سهام و ساختار سرمایه در بازار سهام» پرداختند و وجود رابطه معنی داری را بین آنها اثبات کردند و به این نتیجه رسیدند که با افزایش نقدشوندگی سهام هزینه حقوق صاحبان سهام کاهش می‌یابد و شرکتها ترجیح می‌دهند از طریق سهام تامین مالی کنند.

مورتال و لیسون (۲۰۰۷) در تحقیقات خود به این نتیجه رسیدند که بین نقدشوندگی و تصمیمات مرتبط با ساختار سرمایه ارتباط قوی وجود دارد. همچنین افزایش نقدشوندگی باعث افزایش میزان انتشار سهام می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های نقدشونده تر از مزایای هزینه‌های انتشار پایین تر بهره‌مند شده و در انتخاب‌های خود برای تامین مالی به سراغ سهام می‌روند و شرکت‌هایی که سهام آنها نقدشوندگی بیشتری دارد، تمایل به استفاده از اهرم مالی پایین تر دارند.

آمیهود و مندلسون (۲۰۰۶) در تحقیقی به بررسی اثر نقدشوندگی در کاهش هزینه‌سرمایه پرداختند آنها با بررسی استراتژی شرکت‌های گوناگون متوجه شدند که سیاست غالب شرکت‌ها حفظ نقدشوندگی است نه رشد نقدشوندگی. آنها این سیاست را برای شرکت‌های با نقدشوندگی بالا مطلوب دانستند ولی به شرکت‌های دیگر پیشنهاد دادند که از اینترنت، تحلیلگران مالی و بازارهای معاملاتی بهتر و افزایش انتشار اطلاعات داوطلبانه جهت افزایش نقدشوندگی استفاده نمایند چرا که افزایش نقدشوندگی سبب کاهش هزینه سرمایه شده و کاهش هزینه سرمایه منجر به افزایش ارزش سهام می‌شود.

رشیدی (۱۳۹۷) با بررسی قیمت‌گذاری توزیع اطلاعات بر مبنای قابلیت مقایسه و ناکارآمدی بازار به این نتیجه رسید که عدم تقارن اطلاعاتی، قابلیت مقایسه و ناکارآمدی بازار بر بازده مورد انتظار (هزینه سرمایه) سرمایه‌گذاران تاثیر معناداری دارد. از طرفی، اثر تعاملی قابلیت مقایسه و بازار ناقص بر ارتباط بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه سرمایه تأیید شده است. در نهایت نتایج تحقیق

نشان می‌دهد که عدم تقارن اطلاعاتی تابعی از قابلیت مقایسه بوده و هزینه سرمایه ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی در سطوح مختلف قابلیت مقایسه نوسان داشته و تغییر می‌یابد.

پورحیدری و همکاران (۱۳۹۶) با بررسی کیفیت سود و هزینه سرمایه به این نتیجه رسیدند که کیفیت سود بالاتر منجر به افزایش کیفیت افشا می‌گردد به عبارتی، شرک‌ها به منظور جذب سرمایه‌گذاران و حذف محدودیت‌های تامین مالی اقدام به افزایش افشا کرده که در نتیجه آن و به دلیل کاهش هزینه‌های تامین مالی، هزینه سرمایه نیز کاهش می‌یابد.

پورزمانی و ناصری (۱۳۹۵) در تحقیق خود به بررسی اثرات متقابل افشا و محافظه کاری بر هزینه سرمایه پرداخته و به این نتیجه رسیدند که تعامل منفی و بااهمیتی بین افشا و هزینه سرمایه وجود دارد و با افزایش محافظه کاری نیز هزینه سرمایه کاهش می‌یابد. آنها نشان دادند که مطابق با تئوری ناقربینگی اطلاعاتی، کیفیت افشا منجر به معناداری ارتباط متقابل بین محافظه کاری و هزینه سرمایه می‌شود.

دیانتی و همکاران (۱۳۹۰) در تحقیقی به بررسی رابطه بین کیفیت اطلاعات مالی و معیارهای ریسک در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان داد هرچه کیفیت اطلاعات مالی بیشتر باشد، معیارهای ریسک سهام کاهش می‌یابند. به عبارت دیگر، بین کیفیت اطلاعات مالی و معیارهای ریسک سهام ارتباط منفی وجود دارد.

فخاری و فلاح محمدی (۱۳۸۸) به بررسی تأثیر افشای اطلاعات بر نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که ارتباط معکوس و معناداری بین افشای اطلاعات و شاخص نقدشوندگی سهام وجود دارد. مطابق با تئوری اقتصاد اطلاعات انتظار داریم که کیفیت اطلاعات با توجه به انعکاس اطلاعات در قیمت سهام و کاهش فاصله بین سهامداران مطلع و غیرمطلع منجر به کاهش هزینه سرمایه شود.

روش‌شناسی

تحقیق حاضر بر اساس هدف کاربردی و از نظر شیوه جمع‌آوری داده‌ها توصیفی رگرسیون است. با توجه به اینکه این تحقیق می‌تواند در فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران مورد استفاده قرار گیرد، نوع تحقیق کاربردی محسوب می‌شود. و به دلیل این که هیچ یک از متغیرهای تحقیق دستکاری نشده‌اند و به توصیف اطلاعات گردآوری

شده بسنده می‌شود، روش تحقیق توصیفی است.

در این پژوهش برای گردآوری داده‌ها و اطلاعات، ابتدا از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. در روش کتابخانه‌ای، مبانی نظری پژوهش، از کتب و مجلات تخصصی فارسی و لاتین گردآوری می‌شود. سپس، برای گردآوری داده‌های پژوهش حاضر از لوح‌های فشرده آرشیو تصویری و آماری سازمان بورس اوراق بهادار تهران، سایت رسمی شرکت بورس اوراق بهادار تهران و دیگر پایگاه‌های اینترنتی مرتبط، اطلاعات حسابداری شرکت‌های بورسی و دیگر منابع اطلاعاتی استفاده شده است.

مدلها و متغیرها

متغیرهای این پژوهش شامل سه دسته متغیرهای وابسته، مستقل و کنترل به شرح زیر می‌باشد:

متغیر وابسته

هزینه سرمایه: برای محاسبه هزینه سرمایه از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده می‌شود. به عبارت دیگر، برای هر پرتفوی رگرسیون سری‌های زمانی بازده پرتفوی پوششی نسبت به سه عامل بازار، اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار برآورد می‌شود:

مدل (۱)

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,t}^M MKT_t + \beta_{i,t}^S SMB_t + \beta_{i,t}^H HML_t + \varepsilon_{i,t}$$

متغیرهای SMB و HML به صورت زیر محاسبه شده است.

در پایان هر سال کلیه شرکت‌های نمونه بر اساس اندازه (ارزش بازار سهام) مرتب می‌شوند. میانه اندازه شرکتها محاسبه شده و شرکت‌های بالای میانه از نظر اندازه (Big) شرکت‌های پایین میانه، کوچک (Small) به حساب می‌آیند.

در پایان هر سال کلیه شرکت‌های نمونه بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) مرتب می‌شوند.

شرکت‌های مرتب شده در مرحله ۳ بر اساس ۳۰ درصد شرکت‌هایی که در بالاترین رتبه و ۳۰ درصد شرکت‌هایی که در پایین‌ترین رتبه و ۴۰ درصدی که در میانه قرار می‌گیرند به سه گروه تفکیک می‌گردند. برای محاسبه نقاط مرزی گروه‌ها در هنگام تشکیل پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه، شرکت‌هایی که ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آن‌ها منفی است در نظر گرفته نمی‌شود. در این مدل MKT نیز عامل صرف ریسک بازار است.

متغیرهای مستقل

کیفیت اطلاعات: شاخص کیفیت اطلاعات در این تحقیق، کیفیت اقلام تعهدی است. در این تحقیق از کار فرانسیز و دیگران (۲۰۰۵) برای برآورد کیفیت اقلام تعهدی استفاده می‌شود، یعنی انحراف استاندارد باقیمانده‌های مدل طی دوره‌های t-3 تا t-1 از مدل اقلام تعهدی دیچو و دیچاو (۲۰۰۲)، که توسط مک نیکولز (۲۰۰۲) تعدیل شده است. این مدل، رگرسیون مقطعی عرضی اقلام تعهدی سرمایه در گردش مربوط به جریان‌های نقدی گذشته، جاری و آینده، به اضافه تغییر در درآمد و املاک، ماشین‌آلات و تجهیزات است. این مدل به شرح ذیل است:

مدل (۲)

$$TCA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \alpha_3 CFO_{i,t+1} + \alpha_4 \Delta REV_{i,t} + \alpha_5 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

$TCA_{j,t}$: کل اقلام تعهدی در سال t که از طریق سود قبل از استهلاک منهای جریان

نقد عملیاتی محاسبه شده است؛

CFO: جریان نقد عملیاتی

REV: تغییر درآمد عملیاتی بین سال t-1 و سال t

PPE: ناخالص املاک، ماشین‌آلات و تجهیزات در سال t است.

همه متغیرها با میانگین جمع دارایی‌های اندازه‌گیری شده در طی سال t-1 و t هم

مقیاس می‌شود.

در هر سال، مدل بالا به صورت مقطعی عرضی درون صنعت برآورد می‌شود. حداقل

۱۰ مشاهده شرکت درون یک صنعت الزامی است. با استفاده از ضرایب سالانه صنعت

برآورد شده، باقیمانده‌های خاص سال-شرکت $(\varepsilon_{j,t})$ محاسبه می‌شود. نماگر ما برای

کیفیت اقلام تعهدی (AQ)، انحراف استاندارد باقیمانده‌های یک شرکت طی ۳ سال

گذشته (srdev) است. به عبارت دیگر:

$$AQ_{j,t} = srdev(\varepsilon_{j,t}), t = t-3, \dots, t-1$$

ریسک نقدشوندگی بازار: برای محاسبه نقدشوندگی بازار از مدل گامای پاستور و

استامبا (۲۰۰۳) استفاده می‌شود، که عبارتند از:

مدل (۳)

$$LIQ = \frac{1}{100} \alpha_t * \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \beta_{i,t}$$

در این مدل برای اندازه گیری α_t که تغییرات در نقدشوندگی بازار است، ابتدا باید با استفاده از مدل نقدشوندگی سهام ($\beta_{i,t}$) را محاسبه کنیم. برای محاسبه $\beta_{i,t}$ هر سهم از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌کنیم. متغیرهای آن در جدول زیر تشریح شده است.

مدل (۴)

$$r_{i,t}^e = \alpha_{i,t} + \alpha_{i,t} r_{i,t} + \beta_{i,t} \text{sign}(r_{i,t}^e) \times v_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در این مدل بازده سهام شرکت i در ماه t است. $r_{i,t}^e$ به صورت مقابل محاسبه می‌شود $r_{i,t}^e = R_{i,t} - R_{i,m}$ که در این جا $R_{i,t}$ بازده سهام شرکت و $R_{m,t}$ بازده بازار است و $v_{i,t}$ حجم ریالی و $\beta_{i,t}$ در این مدل بیانگر علامت ارزش ریالی معاملات است که همزمان با علامت فزونی بازده سهام ($\text{sign}(r_{i,t}^e)$) رخ می‌دهد و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

مدل (۵)

$$-1 \times ILLIQ_{i,t} = \frac{|R_{i,t}|}{VOLD_{i,t}} \times 10^6$$

متغیرهای کنترل

بازدهی: از طریق تغییرات قیمت سهام نسبت به سال گذشته محاسبه می‌شود.
اندازه شرکت: در این پژوهش از لگاریتم طبیعی دارایی‌های شرکت استفاده شده است.
زیان: متغیر موهومی است که اگر شرکت در سال جاری، سال قبل و یا در دو سال قبل زیان داشته باشد عدد یک و در غیر این صورت صفر می‌باشد.
ارزش دفتری به بازار: برابر با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام می‌باشد.
رشد شرکت: برابر با تغییرات فروش سال جاری نسبت به سال قبل بوده که بر اساس فروش سال قبل تعدیل می‌شود.
وضعیت مالی: برابر با انحراف معیار بازده ۳ ساله شرکت است.

به منظور آزمون فرضیه تحقیق از مدل ۶ استفاده شده است:

$$R_{Ht} = \alpha_{0,t} + (\alpha_1 IQ_{i,t-1} + \alpha_2 MktC_{i,t-1} + \alpha_3 FC_{i,t-1}) * LIQ_t + (\alpha_{0,t} + \alpha_1 IQ_{i,t-1} + \alpha_2 MktC_{i,t-1} + \alpha_3 FC_{i,t-1}) * MKT_t + \alpha_1 IQ_{i,t-1} + \alpha_2 MktC_{i,t-1} + \alpha_3 FC_{i,t-1} + \vartheta_{i,t} \quad (\text{مدل ۶})$$

در مدل مذکور:

R_{Ht} هزینه سرمایه؛ IQ کیفیت اطلاعات؛ $MktC$ خصوصیات بازار بوده که شامل ارزش دفتری به بازار، وضعیت مالی، بازده سهام و بازده بازار است؛ FC خصوصیات شرکت بوده که شامل اندازه شرکت، رشد فروش و زیان شرکت است؛ LIQ نقدشوندگی و MKT عامل بازار می باشد.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری مورد مطالعه این تحقیق، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ است. در این تحقیق، برای انتخاب نمونه، از کل داده‌های در دسترس استفاده شده است. از بین کلیه شرکت‌های موجود، شرکت‌هایی که واجد هر یک از شرایط زیر نبوده‌اند، حذف شده و در نهایت شرکت‌های باقی مانده برای انجام آزمون انتخاب شده‌اند:

۱. به منظور همگن شدن نمونه آماری در سال‌های مورد بررسی، پیش از سال ۱۳۸۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
 ۲. به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
 ۳. نمونه آماری شامل شرکت‌های واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری، لیزینگ، بانک‌ها و شرکت‌های بیمه نمی‌شود.
 ۴. شرکت‌ها طی قلمرو زمانی این تحقیق تغییر فعالیت یا دوره مالی نداده باشند.
 ۵. داده‌های مورد نظر شرکت‌ها در دسترس باشد.
- در نهایت شرکت‌های مورد بررسی در این تحقیق، شامل ۱۲۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده است.

آمار توصیفی

برای ارزیابی یک نمای کلی از خصوصیات مهم متغیرهای محاسبه شده، در جدول زیر برخی از مفاهیم آمار توصیفی این متغیرها، شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، حداقل و اکثر مشاهدات ارائه شده است.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرها

متغیرها	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
نقد شوندگی سهام	۰/۰۳۲۱	-۰/۰۰۱۰	۰/۳۲۹۱	۰/۰۰۰۰	-۲/۳۹۲۰
کیفیت اطلاعاتی	۰/۰۰۲۳	-۰/۲۰۰۱	۰/۲۵۶۳	۱/۶۴۸۲	-۱/۲۳۴۲
بازده سهام در سال گذشته	۰/۲۵۴۳	۰/۰۶۴۵	۰/۷۸۹۳	۱/۰۶۱۸	-۰/۹۵۶۳
انحراف استاندارد بازده روزانه	۰/۰۸۷۶	۰/۳۸۸۰	۰/۳۲۳۰	۱/۰۵۲۵	۰/۰۹۳۵
اندازه شرکت	۵/۷۷۵۶	۵/۷۳۲۹	۰/۷۹۷۸	۸/۵۲۰۰	۴/۳۴۳۹
ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت	۰/۲۹۴۰	۰/۲۲۴۷	۰/۲۷۶۸	۰/۴۳۹۱	۰/۲۰۰۴
رشد فروش	۰/۴۹۸۲	۰/۱۵۶۳	۰/۲۵۵۵	۱/۵۸۷۵	-۰/۶۵۳۴
وضعیت مالی	۰/۰۷۶۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۲۲۱	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
بازده بازار	۰/۲۸۳۳	۰/۱۹۰۳	۰/۲۸۹۳	۱/۰۶۹۲	-۰/۵۰۹۱

بررسی نتایج کمی آمار توصیفی متغیرهای تحقیق با توجه به جدول فوق بیانگر ارزش $۰/۰۳۲۱$ ، $۰/۲۸۳۳$ و $۰/۲۵۴۳$ برای نقدشوندگی سهام، بازده بازار و بازده سهام است و بیانگر این می‌باشد که میزان دستیابی شرکت‌ها به بازده‌های غیرعادی محدود می‌باشد. میانگین متغیرهای کیفیت اطلاعات و اندازه شرکت به ترتیب برابر با $۰/۰۰۲۳$ و $۵/۷۷۵۶$ می‌باشد. به عبارتی، چون متغیر محاسبه شده، خطای برآورد در نگاشت اقلام تعهدی به جریان‌های نقدی را ثبت می‌کند، ارزش کوچکتر نشان دهنده کیفیت بهتر اقلام تعهدی است. میانگین متغیرهای وضعیت مالی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نیز برابر با $۰/۰۷۶۴$ و $۰/۲۹۴۰$ است. به بیان دیگر، همبستگی بین بازده سهام و بازده بازار کامل نمی‌باشد و روند تغییرات بازدهی شرکت‌ها متناسب با تغییرات بازار نمی‌باشد. از طرفی، پایین بودن نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار می‌تواند بیانگر نامربوط بودن اطلاعات ترازنامه و نیز رویکرد محافظه کارانه شرکت‌ها است. بخش عمده‌ای از این تغییرات را

می‌توان ناشی از وجود تورم عنوان کرد. میانگین متغیر رشد شرکت برابر با ۰/۴۹۸۲ است. در توجیه این نتیجه می‌توان ابراز داشت که در مرحله رشد بودن شرکت‌ها و عدم گستردگی آنها (واعظ و همکاران، ۱۳۹۳) و با توجه به محدودیت‌های کلان اقتصادی تغییرات در میزان درآمدها (رشد شرکت) محدود می‌باشد. با مقایسه میانگین و میانه متغیرها می‌توان گفت که ارزش همه‌ی میانگین‌ها به استثنای انحراف استاندارد بازده، بزرگتر از میانه‌ها می‌باشد که نشان‌دهنده انحراف منطقی در توزیع هر متغیر می‌باشد (ژو، ونگ و هان، ۲۰۱۳). آماره انحراف معیار نیز به منظور بررسی نرمال بودن توزیع داده‌ها بکار گرفته می‌شود (کلر و واراکی، ۲۰۰۳). با بررسی ضریب تغییرات داده‌ها می‌توان اظهار داشت که داده‌های مربوط به متغیرهای مستقل و وابسته از توزیع نرمال برخوردار هستند. واوس (۲۰۰۲) عنوان می‌کند که زمانی که تعداد مشاهدات بزرگتر از ۱۰۰ باشد (معیاری تقریبی برای توزیع نرمال) احتمال نرمال بودن داده‌ها افزایش می‌یابد.

آزمون فرضیه

قبل از برآزش مدل‌ها لازم است تا آزمون F لیمر به منظور بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی برای مدل بالا انجام شود. نتایج حاصل از آزمون F لیمر برای مدل تحقیق در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون F لیمر

مدل تحقیق	آماره	سطح خطا	روش پذیرفته شده
مدل ۴	۶/۳۳۵۷	۰/۰۰۰۰	الگوی اثرات ثابت

با توجه به آماره و سطح خطای آزمون F لیمر و رد فرضیه H_0 برای مدل تحقیق، لازم است برای انتخاب از بین الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت یا داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی، آزمون هاسمن نیز انجام شود. نتایج مربوط به آزمون هاسمن نیز در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون هاسمن

مدل تحقیق	آماره	سطح خطا	روش پذیرفته شده
مدل ۴	۲/۰۲۹۷	۰/۰۰۵۱	الگوی اثرات ثابت

همانطور که در جدول ۳ قابل مشاهده است، نتایج حاکی از رد شدن فرضیه H_0 برای مدل تحقیق بوده، در نتیجه مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت ارجح است. بنابراین، برای تخمین مدل تحقیق از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت استفاده شده است. بر اساس نتایج تخمین مدل در جدول ۴، می‌توان نتیجه گرفت که مدل تحقیق معنادار است؛ زیرا مقدار سطح خطای احتمال مربوط به آماره F برابر صفر است و کمتر از ۵ درصد است. در نتیجه، حتی در سطح اطمینان ۹۹ درصد نیز معنادار بودن مدل پذیرفته می‌شود. همچنین، با توجه به مقدار آماره دورین-واتسون مدل که در جدول (۴) عنوان شده است، می‌توان نتیجه گرفت که مدل پژوهش مشکل خود همبستگی ندارد. با توجه به تایید شدن آماره‌های مدل، فرضیه‌های تحقیق بررسی می‌شود. جدول ۴ نتایج حاصل از برآورد مدل‌های تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۴: نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها

سطح خطا	آماره t	ضریب	متغیر
۰/۰۰۰	-۳/۰۰۹۳	-۰/۶۴۳۲	عرض از مبدا
۰/۰۰۹۸	۲/۹۲۱۷	۰/۲۵۱۶	نقد شوندگی
۰/۰۱۰۵	۲/۲۰۰۵	۰/۶۴۳۶	کیفیت اطلاعاتی * نقدشوندگی
۰/۰۰۰۰	-۴/۶۸۴۱	-۰/۵۴۱۰	بازدهی * نقدشوندگی
۰/۱۵۶۷	-۱/۳۹۲۰	-۰/۴۲۳۰	اندازه شرکت * نقدشوندگی
۰/۶۹۷۲	-۰/۴۱۷۹	-۰/۸۹۰۱	ارزش دفتری به بازار * نقد شوندگی
۰/۳۲۵۶	۰/۹۹۶۸	۰/۷۶۸۲	زیان شرکت * نقدشوندگی
۰/۰۰۰۰	۳/۵۴۳۸	۰/۰۹۳۲	رشد شرکت * نقدشوندگی
۰/۳۳۱۵	۱/۱۴۶۰	۰/۰۸۶۵	وضعیت مالی * نقد شوندگی
۰/۰۰۰۰	-۳/۰۳۶۷	-۰/۳۹۷۸	عامل بازار (MKT)
۰/۰۰۵۵	-۳/۳۲۳۹	-۰/۰۰۷۵	کیفیت اطلاعات * MKT
۰/۰۰۰۰	۴/۵۸۳۲	۰/۴۱۳۸	بازدهی * MKT
۰/۰۰۰۹	۲/۷۸۹۳	۰/۳۴۵۲	اندازه شرکت * MKT
۰/۰۰۱	۳/۲۱۱۸	۰/۶۳۱۰	ارزش دفتری به بازار * MKT

متغیر	ضریب	آماره t	سطح خطا
زیان شرکت * MKT	۰/۰۵۰۷	۴/۴۷۰۸	۰/۰۰۰
رشد شرکت * MKT	۰/۰۲۳۴	۰/۵۵۳۶	۰/۵۷۶۰
وضعیت مالی * MKT	-۰/۰۱۲۷	-۱/۹۹۱۸	۰/۰۴۵۳
کیفیت اطلاعات	۰/۱۰۲۶	۳/۱۷۹۴	۰/۰۰۰
بازدهی	-۰/۱۶۳۶	-۳/۹۹۸۲	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	۰/۴۱۵۰	۲/۵۲۲۰	۰/۰۱۰۱
ارزش دفتری به بازار	۰/۷۳۷۰	۰/۱۱۱۳	۰/۸۶۵۱
زیان شرکت	-۰/۰۰۳۲	-۰/۰۳۸۳	۰/۹۰۱۲
رشد شرکت	۰/۰۰۰۵	۰/۰۸۶۹	۰/۹۱۴۲
وضعیت مالی	۰/۰۱۴۴	۴/۳۵۷۴	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۴۷۳۹	
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۴۳۲۵	
آماره دوربین - واتسون		۱/۸۷۴۰	
آماره F		۱۲/۴۵۹۶	
احتمال آماره F		۰/۰۰۰۰	

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول ۴؛ سطح خطای متغیر کیفیت اطلاعات مربوط به فرضیه تحقیق مبنی بر تاثیر کیفیت اطلاعات بر هزینه سرمایه، برابر ۰/۰۰۰۵ و کوچکتر از ۵ درصد است بنابراین، فرضیه تحقیق تایید می‌شود. در نتیجه، کیفیت اطلاعات با هزینه سرمایه رابطه منفی و معناداری دارد.

استحکام نتایج

به منظور بررسی تاثیر کیفیت اطلاعات بواسطه ریسک نقدشوندگی بر هزینه سرمایه، ابتدا صرف حاصل از هزینه سرمایه را محاسبه و سپس، صرف به دست آمده را در ضریب متغیرهای ریسک بازار (۰/۳۹۷۸-) و ریسک نقد شوندگی (۰/۲۵۱۶) ضرب می‌کنیم. ضرایب از جدول فوق به دست می‌آیند.

برای به دست آوردن صرف ریسک نقدشوندگی، ابتدا متغیرهای تحقیق را بر اساس ریسک نقد شوندگی آنها مرتب سازی کرده و سپس، دهک بندی می شوند. لازم به ذکر است که ریسک نقد شوندگی بر اساس رگرسیون ۳ سال گذشته محاسبه می شود. به عبارتی، برای هر شرکت، ریسک نقدشوندگی بر اساس ریسک های گذشته شرکت محاسبه شده و در الگوی تحقیق قرار می گیرد.

در مرحله بعد، دهک های ایجاد شده، بر اساس الگوهای تحقیق دسته بندی و سپس، برای هر دهک و هر الگو، ضریب همبستگی محاسبه می شود. به نحوی که برای الگوی اصلی، ضریب همبستگی همان ضریب ریسک نقدشوندگی می باشد و برای مدل فاما و فرنچ، ضریب ریسک بازار مدنظر قرار می گیرد. تخمین های انجام شده در این مرحله بر اساس رگرسیون مقطعی صورت پذیرفته است.

در مرحله بعد، ضرایب به دست آمده برای دهک های اول تا دهم و برای الگوهای اصلی و الگوی فاما و فرنچ با همدیگر مقایسه شده و آماره t آنها محاسبه می شود. در این مرحله برای به دست آوردن میزان صرف با توجه به کیفیت اطلاعات و ریسک نقد شوندگی، ضریب کلی مدل فاما و فرنچ بر ضریب مدل اصلی تقسیم می شود تا میزان صرف برای ریسک نقد شوندگی به دست آید. صرف حاصل از ریسک بازار نیز با توجه به میانگین ریسک بازار ارایه شده در جدول ۵ به دست می آید. در نهایت برای بررسی فرضیه تکمیلی تحقیق، ضرایب به دست آمده حاصل از تخمین مدل در صرف مربوطه ضرب می شوند که نتایج حاصل از آن به شرح زیر می باشد:

جدول ۵: صرف ریسک

	۱-۱۰	۱۰	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱
ریسک نقد شوندگی	۸۹/۹۲ (۲/۴۶۵)	۰/۰۸۲	-۲/۵۰	-۴/۰۶	-۱/۶۰	۱۴/۳۴	۵/۴۹	-۲۹/۰۷	-۱۴/۸۲	۱۸/۸۶	-۸۹/۹۲
تاریخی صرف ریسک نقدشوندگی:											
الگوی فاما و فرنچ	۲۳/۳۳ (۲/۸۵۴)	۴۸/۴۸	-۰/۱۳	۴۳/۴۷	-۱۹/۰۱	۴۹/۷۸	۹۹/۵۶	۲۰/۴۳	۷۶/۷۳	۲۷/۸۸	۲۵/۱۵

همانطور که مشاهده می‌شود و نیز با توجه به نسبت ضریب الگوی فاما و فرنچ به ضریب کلی ریسک نقدشوندگی، صرف ریسک برابر با ۳۰ واحد می‌باشد. در نهایت با قرار دادن صرف ریسک به دست آمده در جدول ۶، جدول نهایی فرضیه تکمیلی به صورت زیر می‌باشد:

جدول ۶: تاثیر تعاملی صرف ریسک بر کیفیت اطلاعات و هزینه سرمایه

تاثیر کیفیت اطلاعات بر هزینه سرمایه		صرف ریسک (واحد)		ضرایب به دست آمده از مدل‌ها	
ریسک بازار	ریسک نقدشوندگی	ریسک بازار	ریسک نقدشوندگی	ریسک بازار	ریسک نقدشوندگی
-۹۱/۸	۱۰۷/۴	۱۲۲/۴	۳۰	-۰/۷۵	۳/۵۸
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰				کیفیت اطلاعات

همانطور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، تاثیر کیفیت اطلاعات بر هزینه سرمایه با توجه به صرف ریسک تغییر کرده و تحت تاثیر قرار می‌گیرد و سطح خطای آن کوچکتر از ۵ درصد می‌باشد، بنابراین، کیفیت اطلاعات بواسطه ریسک نقدشوندگی بر هزینه سرمایه تأثیر منفی می‌گذارد.

بحث و نتیجه‌گیری

مطابق فرضیه اول تحقیق انتظار بر این است که کیفیت اطلاعاتی منجر به کاهش هزینه سرمایه در شرکت‌های مورد مطالعه شود. کیفیت بالای اطلاعات میزان عدم تقارن اطلاعاتی و از اینرو، مشکلات نمایندگی را کاهش می‌دهد (دالکویست و رابرتسون، ۲۰۰۱) زیرا، کیفیت اطلاعات می‌تواند به نحو اثربخشی تلاش‌های مدیریت را برای دستکاری حساب‌ها را خنثی کند (وگت و وو، ۲۰۰۰). شرکت‌ها با افزایش کیفیت اطلاعاتی و متعاقباً کیفیت گزارشگری مالی، محافظت از منافع سهامداران و افزایش منافع ناشی از سرمایه‌گذاری را در سرمایه‌گذاران ایجاد کنند (یو، ۲۰۰۵). بنابراین، احتمال وقوع رفتارهای فرصت‌طلبانه از جمله استفاده نادرست از دارایی‌ها، برای شرکت‌هایی که کیفیت اطلاعاتی بالایی دارند، کاهش می‌یابد. با افزایش کیفیت اطلاعاتی، تصمیمات مدیریتی

شرکت به نحو مناسبی راهبری شده و اقداماتی در جهت ایجاد اطمینان نسبت به کارایی و اثربخشی استفاده از سرمایه صورت می‌پذیرد و بازده غیر منتظره ناشی از واکنش بازار نیز به منظور کنترل نوسانات و انتظارات سهامداران، کاهش می‌یابد. به عبارتی، با ایجاد اطمینان نسبت به سرمایه‌گذاران برون‌سازمانی، امکان تامین مالی برای شرکت فراهم شده و نیاز به افزایش سرمایه و تحمیل هزینه مربوطه کاهش می‌یابد.

قانون‌گذاران و استانداردهاگذاران، کاهش در هزینه سرمایه را به عنوان مزیت مهم کیفیت اطلاعات بهبود یافته می‌دانند. بخش عمده‌ای از تحقیقات، اثر مستقیم کیفیت اطلاعات بر هزینه سرمایه را مورد توجه قرار داده‌اند. دسته‌ای از تحقیقات قبلی رابطه بین معیارهای مبتنی بر حسابداری و مبتنی بر بازار کیفیت اطلاعات و سنجه‌های هزینه سرمایه شامل معیارهای مبتنی بر مدل ارزشگذاری و معیارهای مبتنی بر بازده‌های تحقق یافته را بررسی کرده‌اند. برای نمونه می‌توان کیم و کی (۲۰۱۰) را ذکر کرد. این مطالعات دریافته‌اند که به لحاظ اقتصادی و آماری هزینه سرمایه با کیفیت اطلاعات، با استفاده از چندین آزمون قیمت‌گذاری و معیارهای مختلف مرتبط است.

در تایید انتظارات استحکام نتایج می‌توان گفت که بخشی از واکنش بازار ناشی از اطلاعات ناقص می‌باشد. در این حالت شرکت شناخت کافی نسبت به واکنش سرمایه‌گذاران ندارد. بنابراین، یکی از عوامل شکاف در بازار که عامل عدم شناخت است، منجر به ایجاد عدم تقارن اطلاعاتی شده و انتظار می‌رود که قیمت‌ها از سطح مورد انتظار فاصله بگیرند (ویلرس، هایب و ژانگ، ۲۰۱۴). بر اساس تئوری اقتصاد اطلاعات، کیفیت اطلاعات، عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران را کم و در نتیجه هزینه سرمایه را کاهش می‌دهد. مدل‌های کیفیت اطلاعاتی پیش‌بینی می‌کنند که کیفیت می‌تواند کسب اطلاعات خصوصی را پیش‌دستی کند یا به عنوان جایگزینی برای اطلاعات نگهداری شده توسط سرمایه‌گذاران مطلع باشد که بموجب آن انگیزه یا توانایی سرمایه‌گذاران برای کسب اطلاعات خصوصی را کاهش می‌دهد. در نتیجه معامله‌گران نامطلع تمایل زیاد دارند در سهام شرکت‌هایی دادوستد کنند که حجم دادوستد بالا و نقدشوندگی بالا دارند. این خروجی به آن دلیل است که شفافیت بیشتر، نقدشوندگی بازار سهام را تقویت می‌کند و هزینه‌های معاملاتی را برای سهم شرکت کاهش می‌دهد (ورچیا، ۲۰۰۱). آتیاس (۱۹۸۷) شواهدی تجربی ارائه می‌دهد مبنی بر اینکه هزینه سرمایه یک

شرکت به طور منفی با نقدشوندگی شرکت تغییر می‌کند. از این رو انتظار می‌رود شرکت‌های دارای سطوح پایین‌تر کیفیت اطلاعات، به احتمال بیشتری فرصت‌هایی را برای معامله مطلع در برابر بازارساز ایجاد کند و در نتیجه هزینه کژگزینی را افزایش می‌دهد.

در وضعیت‌های رقابت ناقص، اثر کاهش نقدشوندگی ناشی از عدم تمایل برخی سرمایه‌گذاران مشخص به جمع‌آوری اطلاعات خصوصی و مشارکت در داد و ستد سهام یک شرکت با اهمیت و قابل اندازه‌گیری است. ایسلی و واهارا (۲۰۰۴) با بررسی ارتباط بین عدم تقارن اطلاعاتی حجم معاملات و نقدشوندگی سهام به این نتیجه رسیدند که معاملات سهام و نقدشوندگی سهم، رابطه منفی با عدم تقارن اطلاعاتی دارند. بنابراین با کاهش میزان معاملات سهام و افزایش ریسک نقدشوندگی، هزینه سرمایه افزایش می‌یابد. بر اساس نتایج پژوهش می‌توان بیان کرد که حتی در شرایط وجود هزینه سرمایه بالا، کیفیت اطلاعات می‌تواند اقدامی مؤثر در جهت کاهش هزینه‌های ناشی از ریسک نقدینگی باشد. لذا پیشنهاد می‌شود با تغییر رویکردهای نظارت بر کیفیت اطلاعات ارایه شده، شرایط برای ارائه اطلاعات تکمیلی و قابل اتکا فراهم شود.

با توجه به نتایج به دست آمده، افزایش کیفیت اطلاعات منجر به قیمت‌گذاری بهینه‌تر و کاهش هزینه سرمایه می‌شود بنابراین، پیشنهاد می‌شود به منظور کاهش هزینه ناشی از جذب سرمایه‌گذار و تغییر دیدگاه سرمایه‌گذاران، اقدام به افزایش افشای اختیاری نمایند. در این پژوهش به منظور بررسی هزینه سرمایه و کیفیت اطلاعات به ترتیب از مدل سه عاملی فاما و فرنچ و جریان‌های نقدی استفاده شده است که ممکن است تمام جنبه‌های مربوط به عوامل مؤثر بر دو متغیر ذکر شده را در برنگیرد.

منابع

پورحیدری، امید؛ یوسف زاده، نسرین؛ اعظمی، زینب؛ معصومی ییلندی، زهرا (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین کیفیت سود و هزینه سرمایه با افشای اختیاری. دانش حسابداری مالی، ۴(۳)، ۱-۲۰.

پورزمانی، زهرا و منصوری، فرناز (۱۳۹۵). اثر تاثیر کیفیت افشاء، محافظه‌کاری و رابطه متقابل آنها بر هزینه سرمایه سهام عادی. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی.

دیانتی، زهرا عالمی، محمدرضا و بهزادپور، سمیرا (۱۳۹۰). بررسی ارتباط کیفیت اطلاعات مالی و معیارهای ریسک در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۷:صص ۲۳-۴۱

رشیدی، محسن. (۱۳۹۷). قیمت گذاری توزیع اطلاعات بر مبنای قابلیت مقایسه و ناکارآمدی بازار. فصلنامه تحقیقات مالی، ۲۰(۴)، ۵۳۱-۵۵۳.

فخاری، حسین و فلاح محمدی، نرگس (۱۳۸۸). بررسی تأثیر افشای اطلاعات بر نقدشوندگی سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات حسابداری، سال اول، شماره چهارم

واعظ، سیدعلی؛ احمدی، محمدرضان؛ رشیدی باغی، محسن. (۱۳۹۲). تاثیر کیفیت حسابرسی بر حق الزحمه حسابرسی شرکت های بورسی، مجله دانش حسابداری مالی، ۳(۱)، صص ۱۱۴-۹۲.

Akins, B., Ng, J., Verdi, R., 2011. Investor competition over information and the pricing of information asymmetry. Working Paper, MIT.

Amihud, Y., Mendelson, H (2008) , “Liquidity, the Value of the Firm, and Corporate Finance“. Journal of Financial Applied

Barron, O., Kim, O., Lim, S., Stevens, D., 1998. Using analysts' forecasts to measure properties of analysts' information environment. The Accounting Review 73, 421-433.

Botosan, C., 1997. Disclosure level and the cost of equity capital. The Accounting Review 72, 323-349.

Charl de Villiers, David Hayb, Zhizi (Janice) Zhang. (2014). Audit fee stickiness, Electronic copy available at: <http://ssrn.com/abstract=1771045>.

Chen, C., Xiumin M., Roychowdhury, S., Xin W., and Matthew, B. (2016). Clarity Begins at Home: Internal Information Asymmetry and External Communication Quality. Forthcoming the Accounting Review.

Dahlquist, M., & Robertson, G. (2001). Direct foreign ownership, institutional investors, and firm characteristics. Journal of Financial Economics, 59, 413-440.

- Dechow, P., Dichev, I., 2002. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors. *The Accounting Review* 77, 35–59
- Dianati, Za and Alemi, M R and Behzadpour, S. (2011). Investigating the Relationship between Financial Information Quality and Risk Criteria in Tehran Stock Exchange, *Journal of Stock Exchange*, Issue 17: Pages 23-41. (In Persian)
- Easley, D., O'Hara, M., 2004. Information and the cost of capital. *Journal of Finance* 59, 1553–1583.
- Fakhari, Hossein and Fallah Mohammadi, Narges (2009). The Impact of Information Disclosure on Virtual Painting of Civilization Companies Listed in Tehran Stock Exchange, *Accounting Research*, 1(4). (In Persian)
- Fama, E., French, K., 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3–56
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., Schipper, K., 2004. Cost of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79, 967–1010.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., Schipper, K., 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39, 295–327.
- Hameed, A., Kang, W., Viswanathan, W., 2010. Stock market declines and liquidity. *Journal of Finance* 65, 257–293.
- Keller, G., & Warrack, B. (2003). *Statistics for management and economics* (6th ed.). Pacific Grove, CA: Duxbury Press.
- Kim, Dongcheol, Yaxuan Qi. 2010. Accounting Information Quality, Stock Returns, and Macroeconomic Conditions; SSRN Website
- Lambert, R., Verrecchia, R., 2010. Cost of capital in imperfect competition settings. Working Paper, University of Pennsylvania.
- Lang, M., Maffett, M., 2010. Transparency and liquidity uncertainty in crisis periods. Working Paper, University of North Carolina at Chapel Hill.
- Lipson, Marcl L. and Mortal, Sandra (2007). "Capital Structure Decision and EquityMarket Liquidity. Darden Business School, Working paper " social science Network, policy, Financial Analysis Journal, 47(6), 56-66. available at <http://ssrn.com>

- Lipson, Sandra Mortal, 2009, Capital Structure Decisions and Equity Market Liquidity, Univ of VA Darden School of Business, 866-538
- Ng, Jeffrey. 2011. The effect of information quality on liquidity risk. *Journal of Accounting and Economics* 52: 126–143.
- Pourheidari, A., Yousefzadeh, N., Azami, Z., Masoumi Bilandi, Z. (2017). The Relation between Earnings Quality, and Cost of Capital with Voluntary Disclosure. *Journal of Financial Accounting Knowledge*, 4(3), 1-20. (In Persian)
- Pourzamani, Z. And Mansouri, F. (2016). The effect of disclosure quality, conservatism and their relationship on the cost of equity capital. *Financial Accounting and Auditing Research*. 7 (25), 79-96. (In Persian)
- Rashidi Baqhi, M. (2018). Pricing of Information Distribution Based on Comparability and Market Inefficiency. *Financial Research Journal*, 20(4), 531-553. (In Persian)
- Vaez, S., RamazanAhmadi, A., Rashidi, M. (2014). The effect of audit fees on audit quality in Companies Listed in Stock Exchange. *JOURNAL OF FINANCIAL ACCOUNTING KNOWLEDGE*, 1(1), 87-107. (In Persian)
- Vaus, D. (2002). *Analyzing social science data* (1st Ed.). London: SAGE Publications Ltd.
- Verrecchia, R., 2001. Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics* 32, 97–180.
- Vogt, S., C and Vu, J., (2000). “Free cash flow and long run firm value: Evidence from the Value Line Investment Survey”. *Journal of Managerial*. Vol 12, No 2, Pp 188 - 207.