تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	**فصلنامه راهبرد مدیریت مالی**	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

ارتباط بین کیفیت اطلاعات مالی و هزینه سرمایه سهام عادی

امید پور حیدری[۱]، ندا باقری[۲]

چکیده

هدف این مقاله، بررسی اثر کیفیت اطلاعات مالی افشا شده توسط واحد تجاری بر هزینه سرمایه سهام عادی است. در راستای دستیابی به این هدف، معنادار بودن ارتباط بین کیفیت اطلاعات و هزینه سرمایه سهام عادی آزمون شده است. کیفیت اطلاعات مالی در این پژوهش شامل ویژگی‌های قابلیت اتکا، مربوط بودن و پایداری سودهای گزارش شده توسط شرکت و صحت، دقت و فراوانی پیش‌بینی‌های سود انجام شده توسط مدیریت می‌باشد. برای محاسبه هزینه سرمایه سهام عادی از مدل رشد گوردون استفاده شده است. برای آزمون فرضیه این پژوهش از روش آماری «دادههای ترکیبی» استفاده شده و نمونه در برگیرنده ۱۰۰ مورد طی سالهای ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ است.

یافتههای پژوهش نشان داده است که رابطه مثبت و معناداری بین کیفیت اطلاعات مالی افشا شده توسط واحد تجاری و هزینه سرمایه سهام عادی وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: هزینه سرمایه سهام عادی، اطلاعات مالی و کیفیت اطلاعات مالی

طبقهبندی موضوعی: M41, G11

---

۱. دانشیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه شهید باهنر کرمان (مسئول مکاتبات)، opourheidari@uk.ac.ir

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه شهید باهنر کرمان

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

مقدمه

گذر از عصر صنعتی به عصراطلاعات موجب برجستهتر شدن نقش اطلاعات در فرآیند تصمیم - گیری شده است. در چنین دورانی، اطلاعات حکم کالایی با ارزش تعیین کننده مزیت رقابتی مشارکت کنندگان در انواع مختلف بازارها را دارد. افشای اطلاعات مالی به سرمایهگذاران در ارزیابی بهتر شرکتها کمک میکند و فرآیند تصمیمگیری با آگاهی بیشتر و ابهام کمتری صورت میگیرد که نتیجه آن، سرازیر شدن سرمایه به سمت مولدترین استفاده آن خواهد بود و حاصل نهایی آن، افزایش رشد وکارایی برای کل جامعه است. افشای اطلاعات شفاف و با کیفیت توسط واحدهای تجاری موجب میشود که عدم اطمینان سرمایهگذاران به سهام آنها کاهش یافته و تمایل برای معامله سهام افزایش یابد که این امر به کاهش ریسک و متناسب با آن، بازده سهام میانجامد و در نتیجه هزینه تحمیلی بر واحد تجاری نیز کاهش مییابد.

طبق متون نظری موجود نظیر مطالعات انجام شده توسط لامبرت[3] (۲۰۰۵)، ایسلی و اهارا[4](۲۰۰۲) و عرب مازاریزدی(۱۳۸۷)، کیفیت اطلاعات مالی حسابداری بر نرخ هزینه سهام عادی شرکتها یا همان نرخ بازده مورد انتظار سرمایهگذاران نیز موثر میباشد. با تغییر کیفیت اطلاعات مالی حسابداری، نرخ یاد شده افزایش یا کاهش مییابد. به طور کلی افشای اطلاعات با کیفیت سبب کاهش عدم اطمینان سرمایهگذاران میشود. افزایش کیفیت اطلاعات مالی سبب کاهش عدم اطمینان سرمایهگذاران در خصوص ارزیابی ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک و در نهایت ریسک کل شده و با تغییر ریسک کل، سرمایهگذاران نرخ بازده مورد توقع خود را کنترل میکنند.

ارتباط میان اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه شرکت، یکی از اساسیترین موضوعات مطرح در زمینه حسابداری است. این موضوع اغلب مورد توجه استانداردگذاران قرار گرفته است. به عنوان مثال، آرتور لویت(۱۹۹۸) ، رئیس سابق کمیسیون بورس و اوراق بهادار بیان کرد که «استانداردهای حسابداری با کیفیت بالا ...

3.Lambert

4. Easley and O'Hara

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

هزینههای سرمایه را کاهش میدهد». به طور مشابه، نیل فوستر(۲۰۰۳)، یکی از اعضای سابق هیأت استانداردهای حسابداری مالی(FASB) ادعا کرد که «اطلاعات بیشتر همواره با عدم اطمینان کمتر رو بهرو است و ... افراد پول بیشتری برای دستیابی به اطمینان بالاتر پرداخت می کنند. نتایج بدست آمده در زمینه اطلاعات مالی بیانگر این است که افشای بهتر به کاهش هزینه سرمایه می‌انجامد»(لامبرت و سایرین، ۲۰۰۷).

با توجه به مطالب گفته شده در مطالعات پیشین، این پرسش مطرح میشود که آیا بین کیفیت اطلاعات و هزینه سرمایه سهام عادی ارتباط معناداری وجود دارد؟ بدین منظور ارتباط شش ویژگی کیفیت اطلاعات با هزینه سرمایه سهام عادی بررسی شده است که این ویژگی‌ها را می توان به شرح زیر خلاصه کرد:

هزینه سرمایه به کمترین نرخ بازده مورد انتظار گفته میشود. در صورتی که بازده موردانتظار از هزینه سرمایه کمتر باشد، ارزش واحد اقتصادی کاهش خواهد یافت. بنابراین، مدیریت برای حفظ ارزش واحد اقتصادی باید تلاش کند و بازده مورد انتظار را حداقل به سطح هزینه سرمایه برساند. در این میان، کلید موفقیت کاهش هزینه سرمایه است. باید توجه داشت که شرکت برای کاهش هزینه سرمایه خود و افزایش ثروت سهامداران باید ریسک سرمایهگذاری را کاهش دهد (کردستانی و مجدی، ۱۳۸۶). برخی دیگر از پژوهشگران نیز معتقدند کهافشای بیشتر میتواند از طریق کاهش ریسک برآوردی، هزینه سرمایه را کاهش دهد. بنابراینمیتوان گفت که افشای اطلاعات با کیفیت بالاتر، ریسک برآوردی حاصل از برآوردهای سرمایهگذاران درباره پارامترهای توزیع بازده یک دارایی را کاهش میدهد و میتوان نتیجه گرفت که کیفیت افشای بالاتر با کاهش هزینه سرمایه شرکت همراه است(ستایشو سایرین، ۱۳۹۰).

مربوط بودن سود: بر اساس استانداردهای حسابداری اطلاعاتی مربوط تلقی میشوندکه بر تصمیمات اقتصادی استفادهکنندگان در ارزیابی رویدادهای گذشته، حال و یا آینده یا تایید یا تصحیح ارزیابی‌های گذشته آنها موثر واقع شوند. مبانی نظری موجود در گسترده‌ترین حالت، مربوط بودن سود

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

را به صورت توانایی آن در بیان تغییرات در ارزش واحد تجاری تعریف کرده‌اند(کولینز، مایدو و ویس[5]، ۱۹۹۷؛ فرانسیس و اسکیپر[6]، ۱۹۹۹).

قابلیت اتکا : به طور کلی، قابل اتکا بودن اطلاعات، یکی از ویژگی‌های مهم تصمیمات خاص است و براساس استانداردهای حسابداری ایران، اطلاعات مفید باید قابل اتکا باشند. اطلاعاتی قابل اتکاست که عاری از اشتباه و تمایلات جانبدارانه با اهمیت باشد و به طور صادقانه معرف آن چیزی باشد که مدعی بیان آن است یا به گونهای معقول انتظار بیان آن میرود. در مورد سود، علاوه بر دارا بودن ویژگی‌های ذکر شده در استاندارد، این‌گونه به نظر می رسد که هر چه کیفیت اقلام تعهدی بالاتر باشد، سود قابل اتکاتر است. اقلام تعهدی به صورت تفاوت میان سود حسابداری و جریان‌های نقدی تعریف میشود و از دیدگاه سرمایهگذاران، کیفیت اقلام تعهدی را میتوان درجه نزدیکی سود شرکت با میزان جریان‌های نقدی ایجاد شده تعریف کرد. میتوان از اقلام تعهدی سود حسابداری به عنوان یک معیار سنجش در ابهام اطلاعات موجود در جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت‌ها استفاده کرد. زیرا اطلاعات مربوط به جریان‌های نقدی عملیاتی واحد تجاری به وسیله اطلاعات سود حسابداری بهدست میآید. به تعبیر دیگر، جریان‌های نقدی
عملیاتی برابر سود منهای اقلام تعهدی است. بنابراین، آشکار است که هرچقدر میزان ابهام در اطلاعات کمتر باشد، کیفیت آن اطلاعات بیشتر بوده و قابل اتکاتر خواهند بود(عرب مازار و طالبیان، ۱۳۸۸).

پایداری سود: پایداری از جمله ویژگی‌های کیفی سود حسابداری به شمار میآید که بر اطلاعات حسابداری مبتنی است و به سرمایهگذاران در ارزیابی سودهای آتی و جریان‌های نقدی شرکت کمک میکند. پایداری سود به معنی تکرارپذیری(استمرار) سود جاری است (خواجوی و ناظمی، ۱۳۸۴).

صحت سود: به طور کلی صحت به صورت عاری از اشتباه و یا نزدیک به واقعیت تعریف می‌شود. صحت یک رویداد به چگونگی جمعآوری دادهها بستگی دارد. با توجه به اینکه در میان اقلام صورت‌های مالی سود میتواند بیانگر وضعیت مالی واحد باشد و امکان انجام پیشبینی درباره آن برای مدیریت وجود دارد، صحت سود میتواند به عنوان یک عامل برای تعیین میزان کیفیت اطلاعات

---

5. Collines, Maydew and Wiess.

6 .Francis and Schipper

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

مطرح باشد. در حقیقت، صحت سود بیانگر میزان نزدیک بودن سودهای برآوردی (EPS های برآوردی) توسط مدیر به سودهای واقعی (EPSهای واقعی) گزارش شده توسط واحد تجاری می‌باشد.

دقت سود: دقت در فرهنگ وبستر(۱۹۷۲) به صورت ارائه تعریفی صریح از یک رویداد یا تعیین دقیق حد و مرز یک موضوع تعریف شده است. یک صورت مالی هنگامی با دقت همراه است که مطالبی را بیشتر یا کمتر از حد نیاز ارائه نکند و به بیان دیگر دقیقا آنچه را که ضرورت دارد، منعکس نماید.

فراوانی سود:در مطالعات آماری، فراوانی به منظور تکرار یک رویداد یا وضعیت خاص است. منظور از فراوانی در بحث مربوط به پیش بینیهای انجام شده توسط مدیر در مورد سود واحد تجاری، فرآهم آوردن اطلاعات جدید و بهروز برای استفادهکنندگان است (نگ،۲۰۱۱).

هدف اصلی این پژوهش، بررسی وجود ارتباط معنادار بین کیفیت اطلاعات و هزینه سرمایه سهام عادی است. در این راستا، ارتباط ویژگی‌های کیفی ذکر شده با هزینه سرمایه سهام عادی مورد آزمون قرار گرفت. کیفیت اطلاعات در برگیرنده ویژگی‌های مختلفی است که ارتباط هریک از آنها با هزینه سرمایه سهام عادی میتواند متفاوت از سایرین باشد. در مطالعات پیشین، این ارتباط برای برخی از ویژگی‌ها آزمون شده است. در این پژوهش به منظور تکمیل مطالعات انجام شده، مجموعه کاملتری از ویژگی‌ها بررسی شده است که با اطلاعات واقعی و همچنین اطلاعات پیش‌بینی شده در ارتباط هستند.

پیشینه پژوهش

عرب مازار و طالبیان(۱۳۸۸) در پژوهشی به بررسی تاثیر کیفیت گزارشگری مالی و ریسک اطلاعاتی بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۴ پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش بیانگر این است که هزینه سرمایه (هزینه بدهی و هزینه حقوق صاحبان سهام)شرکت‌های با کیفیت اقلام تعهدی بالا، بیشتر است.

دستگیر و بزاززاده(۱۳۸۲)، پژوهشی تحت عنوان تاثیر میزان افشا بر هزینه سهام عادی انجام دادهاند. میزان افشا و هزینه سهام دو متغیر این پژوهش را تشکیل میدهند. نتایج حاصل از پژوهش بر روی نمونه ۴۰ عضوی شامل شرکت‌های تولیدی عضو بورس اوراق بهادار تهران و دارای فعالیتی غیر از زراعت،

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

استخراج معادن و نفت نشان داده است که افزایش افشا موجب کاهش هزینه سهام عادی می‌شود. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی بیشتر تمایل دارند که دارای میزان افشای بیشتر یا ریسک کمتری هستند.

کردستانی و مجدی(۱۳۸۶)، به بررسی رابطه بین ویژگی‌های کیفی سود و هزینه سرمایه سهام عادی پرداختند. یافتههای پژوهش از تاثیر ویژگی‌های کیفی سود بر هزینه سرمایه سهام عادی خبر میدهد. با کنترل متغیرهای اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام و ضریب تغییرات سود(ریسک عملیاتی)نتایج پژوهش وجود رابطه معکوس بین ویژگی‌های کیفی سود شامل پایداری سود، قابلیت پیش بینی سود، مربوط بودن سود به ارزش سهام، به موقع بودن سود و هزینه سرمایه سهام عادی را تایید کرده که این رابطه از نظر آماری معنی دار بوده است.

ایسلی و اهارا(Easley& O'Hara,2004)، پژوهشی تحت عنوان اطلاعات و هزینه سرمایه انجام داده‌اند. هدف آنها بررسی نقش اطلاعات در تاثیرگذاری بر هزینه سرمایه شرکت بود. نتایج حاصله بیانگر این است که تفاوت در ترکیب اطلاعات عمومی و خصوصی بر هزینه سرمایه تاثیر می‌گذارد. به این صورت که سرمایهگذاران برای نگهداری آن دسته از سهامهایی که اطلاعات خصوصی بیشتری در رابطه با آنها منتشر می‌شود بازده بیشتری را مطالبه میکنند. نتایج همچنین نشان داده است که واحدهای تجاری می‌توانند از طریق انتخاب برخی از راهکارها مانند نحوه عمل‌های مختلف حسابداری انجام تجزیه و تحلیل‌های مورد نیاز و کسب شناخت از ساختار بازار بر هزینه سرمایه خود تاثیر بگذارند.

لامبرت و همکاران(Lambert, et al,2007)، به بررسی این موضوع پرداختند که چگونه اطلاعات حسابداری افشا شده در مورد یک واحد تجاری، با در نظر گرفتن تنوع آنها، در هزینه سرمایه آن واحد نمود پیدا می‌کند. نتایج بدست آمده نشان دهنده آن است که کیفیت اطلاعات حسابداری به دو صورت مستقیم و غیرمستقیم بر هزینه سرمایه شرکت تاثیر میگذارد. اثر مستقیم از آنجا حاصل می‌شود که افشای اطلاعات با کیفیت بالاتر بر ارزیابی کواریانسهای مربوط به جریان‌های نقدی واحد تجاری با سایر واحدها تاثیر میگذارد. اثر غیر مستقیم نیز به این زمینه مربوط می‌شود که افشای اطلاعات با کیفیت بالا بر تصمیم‌های واقعی واحد تجاری اثر می‌گذارد که این نیز به نوبه خود بر ارزش مورد انتظار و کواریانس جریان‌های نقدی واحد تجاری

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

موثر است. نتیجهگیری کلی بیانگر این است که صرف نظر از اثر مستقیم و یا غیر مستقیم، افزایش در کیفیت اطلاعات سبب کاهش آشکار هزینه سرمایه می‌شود.

فرضیه پژوهش

در این پژوهش یک فرضیه کلی مطرح و آزمون شده است:

فرضیه پژوهش: بین کیفیت اطلاعات مالی افشا شده توسط واحد تجاری و هزینه سرمایه سهام عادی ارتباط منفی و معناداری وجود دارد.

روش شناسی پژوهش

روش مورد استفاده در این پژوهش، همبستگی از نوع شبه تجربی می‌باشد. مراحل کلی پژوهش حاضر به این صورت است که ابتدا جامعه آماری پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ مورد بررسی قرار گرفت. سپس شرکت‌هایی که پایان سال مالی آنها ۲۹ اسفند نبوده ، بانک‌ها و موسسات مال و شرکت‌های با وقفه معاملاتی بیش از سه ماه حذف شدند و در نهایت شرکت‌های باقیمانده به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند.

به منظور آزمون فرضیه پژوهش از مدل رگرسیونی زیر استفاده شده است:

$$coc=\Psi_0+\Psi_1 quality_{i,t}+\Psi_2 psliquidity_{i,t}+\Psi_3 stock\ turnover_{i,t}+\Psi_4 size_{i,t}+\Psi_5 bookt\text{-}to\text{-}market_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

COC: هزینه سرمایه سهام عادی که با استفاده از مدل رشد گوردون محاسبه میشود.

$$coc = \frac{D_{t+1}}{P_t} + g$$

D_{t+1}:سود تقسیمی در سال t+1

P_t: قیمت سهام

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

g:نرخ رشد سود عملیاتی

$quality_{i,t}$: نشان دهنده ویژگی‌های کیفیت اطلاعات است که هر یک بدین صورت محاسبه می‌شود:

مربوط بودن سود [۷](RLV): مربوط بودن سود با استفاده از رگرسیون غلتان بازدههای سهام (تغییرات در ارزش شرکت) نسبت به تغییرات در سود واحد تجاری اندازهگیری میشود.

در این معادله R^2 به دست آمده از برآورد رگرسیون‌ها به عنوان متغیر مربوط بودن استفاده می‌شود.

$$\mathrm{Ret}_{i,t} = \emptyset_{0,i} + \emptyset_{1,i}\mathrm{NIBE}_{i,t} + \emptyset_{2,i}\Delta\mathrm{NIBE}_{i,t} + \nu_{i,t}$$

$Ret_{i,t}$: بازده ۱۵ ماهه مربوط به ۳ ماه پس از پایان سال مالی ؛ $NIBE_{i,t}$: سود قبل از اقلام غیرمترقبه در سال t و $\Delta\mathrm{NIBE}_{i,t}$: تغییرات در سود قبل از اقلام غیرمترقبه در سال t می‌باشد.

قابلیت اتکا[۸](RII): بنابراین معیار ارزیابی قابلیت اتکا کیفیت اقلام تعهدی (AQ)در نظر گرفته شده و براساس مدل رگرسیون عرضی استفاده شده توسط فرانسیس و همکاران(۲۰۵۰) اندازه‌گیری شده است. فرمول مورد استفاده بدین صورت است:

$$TCI_{i,t} = \emptyset_{0,i} + \emptyset_{1,i}\mathrm{CFO}_{i,t-1} + \emptyset_{2,i}CFO_{i,t} + \emptyset_{3,i}CFO_{i,t+1} + \emptyset_{4,i}\Delta REV_{i.t} + \emptyset_{5,i}PPE_{i,t} + \upsilon_{i,t}$$

کل اقلام تعهدی جاری برابر است با:

$$TCA_{i,t} = \Delta CA_{i,t} - \Delta CL_{i,t} - \Delta CASH_{i,t} - Depn_{i,t}$$

$\Delta CA_{i,t}$: تغییر در داراییهای جاری؛ $\Delta CL_{i,t}$: تغییر در بدهیهای جاری؛ $\Delta CASH_{i,t}$: تغییر در وجه نقد؛ $Depn_{i,t}$: هزینه استهلاک و انقضا؛ $CFO_{i,t}$: جریانهای نقدی عملیاتی؛ $\Delta REV_{i.t}$: تغییر در درآمدها و $PPE_{i,t}$: ارزش ناخالص اموال، ماشینآلات و تجهیزات می‌باشد.

پایداری[۹](PRS): پایداری سود به معنی تکرارپذیری سود جاری است. هرچه پایداری سود بیشتر باشد، شرکت توان بیشتری برای حفظ سودهای جاری دارد و کیفیت سود بالاتر است (خواجوی و

7.Relevance
8.Reliability
9.Persistance

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

ناظمی،۱۳۸۴). به منظور اندازه‌گیری پایداری، با استفاده از رگرسیون غلتان، ارتباط میان سود هر سهم (EPS) هر سال با سال گذشته آن بررسی شده است. در این راستا ضریب $EPS_{i,t-1}$ به عنوان متغیر پایداری در نظر گرفته شده است.

$$EPS_{i,t} = \emptyset_{0,i} + \emptyset_{1,i} EPS_{i,t-1} + \upsilon_{i,t}$$

$EPS_{i,t}$: بیانگر سود هر سهم در سال مالی t است.

دقت[10](PRC): به منظور محاسبه دقت از پیش‌بینی سود هر سهم استفاده شده است. بدین صورت که برای پیش‌بینی یک تاریخ خاص، رقم صفر در نظر گرفته میشود و اگر پیش‌بینی برای یک دوره انجام شده باشد، با استفاده از بیشترین، کمترین و میانگین EPSهای برآوردی میزان دقت محاسبه می‌شود. دقت محاسبه شده برای هر سال به صورت میانگین دقت بدست آمده برای کلیه EPSهای برآوردی مربوط به یک دوره ۵ساله میباشد.

$$\text{دقت} = \frac{\text{حدپایینبرآوردهای − حدبالا}}{\text{سودهای}}$$

که در آن:

حد بالا(حدپایین) بالاترین(کمترین) مقدار در محدوده برآورد و سود برآوردی برابر با میانگین برآوردها میباشد.

صحت[11](ACR): صحت پیشبینیهای انجام شده توسط مدیریت میتواند به عنوان معیاری برای تعیین میزان اتکای سرمایهگذاران بر اطلاعات افشا شده در نظر گرفته شود. برای اندازه‌گیری صحت از سودهای گزارش شده در صورتهای مالی واحدتجاری و پیش‌بینی سود صورت گرفته توسط آن واحد استفاده شده است.

10.Precision
11.Accuracy

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

$$\text{صحت} = \frac{\text{سود برآوردی سود برآورد واقعی}}{\text{سود برآوردی سود برآورد واقعی}}$$

سود واقعی همان سود گزارش شده توسط واحد تجاری و سود برآوردی همان میانگین برآوردها میباشد.

فراوانی[12](FRQ): تکرار بیشتر پیشبینیهای مدیریت بدین معناست که این پیشبینیها اخبار به‌روزتری را درباره عملکرد واحد تجاری در اختیار سرمایهگذاران قرار میدهند. بر همین اساس و با توجه به اینکه مدیران در طول یک سال مالی، در دورههای زمانی متفاوت، برآوردهای مختلفی را برای سود هرسهم اعلام میکنند، تکرار را می‌توان بدین صورت اندازهگیری کرد که برای واحدهای با مقدار برآورد ثابت، رقم صفر و برای واحدهای با ارقام متفاوت یک در نظر گرفته میشود.

$psliquidity_{i,t}$: نقدشوندگی سهام که با استفاده از مدل پاستور و[3] محاسبه شده است:

$$r^{e}_{i,t+1} = \theta_{i,t} + \emptyset_{i,t} r_{i,t} + \gamma_{i,t} sign\left(r^{e}_{i,t}\right) \times v_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$r_{i,t}$: بازده سهام i در سال t؛

$r^{e}_{i,t} = r_{i,t} - r_{m,t}$: که عبارتاز صرف بازده سالانه است که به صورت مازاد بازده سالانه سهام نسبت به بازده سالانه بازار بدست میآید و

$v_{i,t}$: حجم معامله برای سهام i در سال t (در قالب میلیون ریال) میباشد.

$stockturnover_{i,t}$: عبارت از نسبت گردش سهام است که از تقسیم حجم کل مبادلات هر شرکت بر ارزش بازار کل سرمایه آن شرکت در پایان سال مالی بدست میآید.

$size_{i,t}$: نشان دهنده اندازه شرکت است که برابر با لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام در پایان دوره میباشد.

12.Frequency

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

$bookt - to - market_{i,t}$: از تقسیم ارزش دفتری کل سرمایه به ارزش بازار کل سرمایه در پایان سال مالی بهدست میآید.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشند که از سال۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ در بورس پذیرفته شده‌اند.به منظور فراهم نمودن اطلاعات ممکن است جامعه آماری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۱ را نیز در برگیرد. شرکت‌های دارای ویژگی‌های زیر بررسی شدهاند:

۱. به منظور قرارگیری یک شرکت در مدل هر سال، باید تمامی اطلاعات مالی شرکت شامل ترازنامه و صورتحساب سود و زیان و سایر اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه متغیرها در دسترس باشد.
۲. به دلیل ساختار مالی متفاوت شرکت‌های سرمایهگذاری و بانکها، در این پژوهش از ورود این شرکت‌ها به مدل صرف‌نظر شده است.
۳. سال مالی شرکتها منتهی به ۲۹ اسفند ماه باشد و شرکت‌ها بین سالهای ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ عضو بورس اوراق بهادار باشند.
۴. شرکت‌ها نباید وقفه معاملاتی بیشتر از سه ماه داشته باشند.

با توجه به معیارهای ذکر شده، تعداد ۱۰۰ شرکت به عنوان نمونه انتخاب شد. دادههای مورد نیاز این پژوهش از نرم افزار مالی تدبیرپرداز و صورت‌های مالی شرکت‌ها استخراج شده است. برای تخمین مدل‌ها از نرمافزارهای spss و Eviews استفاده شده است.

تجزیه و تحلیل یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

جدول ۱، آمار توصیفی متغیر وابسته و متغیرهای مستقل و کنترلی مدل‌های پژوهش را نشان می‌دهد. میانگین ومیانه متغیر هزینه سهام عادی نیز به ترتیب ۰/۰۹۹۵ و۰/۱۲۴۱ بوده است . دامنه تغییرات توزیع این متغیر نیز گسترده بوده و از ۰/۸۷۱۸- تا ۱/۲۶۳۳ را پوشش می‌دهد.

جدول ۱: آمار توصیفی

متغیرهای پژوهش	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
هزینه سهام عادی	۰/۰۹۹	۰/۱۲۴	۱/۲۶۳	-۰/۸۷۲	۰/۲۸۵
مربوط بودن	۰/۷۴۵	۰/۸۷۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۳	۰/۲۸۵
قابلیت اتکا	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۹	۶۰/۳۴۴	-۳۶/۰۶۴	۳/۲۰۳
پایداری	۰/۰۷۵	-۰/۰۱۹	۱۳/۴۰۸	-۶/۳۵۵	۱/۱۰۷
دقت	۰/۳۲۳	۰/۲۲۶	۱۵/۰۸۶	-۲۹/۱۸۲	۱/۷۷۲
صحت	۵۲/۹۰۳	۵۰/۵۰۰	۳۵۹۳۳/۰۰۰	-۴۲۵۵۴/۰۰۰	۳۵۴۶/۵۲۷
تکرر	۰/۰۵۴	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۲۶
نقدینگی	۰/۶۹۷	۰/۸۰۸	۱/۲۹۰	۰/۰۰۰	۰/۲۹۷
نسبت گردش سهام	۰/۳۲۱	۰/۰۷۰	۲۲/۶۱۰	۰/۰۰۰	۱/۳۲۸
اندازه شرکت	۱۲/۷۴۰	۱۲/۶۰۰	۱۷/۲۱۰	۹/۰۶۰	۱/۵۳۸
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	۰/۸۲۸	۰/۶۷۷	۱۲/۶۴۴	۰/۸۱۲	۰/۷۹۱

آزمون مانایی

بر اساس آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (۲۰۰۲)، چنانچه معناداری آماره آزمون کمتر از ۰/۰۵ باشد، متغیرهای وابسته ، مستقل و کنترلی پژوهش طی دوره پژوهش در سطح پایا هستند. این بدان معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سالهای مختلف ثابت بوده است. نتایج حاصل از بررسی ایستایی (پایایی) متغیرهای مورد بررسی، با استفاده از آزمون لوین، لین و چو (۲۰۰۲) ، در جدول ۲ ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

می‌شود، برای کلیه متغیرهای مدل (به استثنای متغیر دووجهی تکرر)، سطح معناداری در آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (۲۰۰۲) کوچک‌تر از ۰/۰۵و نشان‌دهنده ایستا(پایا) بودن متغیرهای مورد بررسی است . این بدان معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه، شرکت‌های مورد بررسی ، تغییرات ساختاری نداشته و استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود.

جدول ۲: آزمون مانایی

متغیرهای پژوهش	آماره آزمون	سطح معناداری
هزینه سهام عادی	-۲۵۷/۷۳۴۰	۰/۰۰۰۰
مربوط بودن	-۱۸/۶۶۹۴	۰/۰۰۰۰
قابلیت اتکا	-۲۶/۶۶۴۶	۰/۰۰۰۰
پایداری	-۲۴/۱۵۰۵	۰/۰۰۰۰
دقت	-۱۲۲/۴۳۸۰	۰/۰۰۰۰
صحت	-۱۷/۵۷۵۱	۰/۰۰۰۰
نقدینگی	-۲۴/۲۳۵۲	۰/۰۰۰۰
نسبت گردش سهام	-۲/۷۷۰۸	۰/۰۰۲۸
اندازه شرکت	-۱۲/۴۳۱۴	۰/۰۰۰۰
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	-۲۵/۲۶۰۰	۰/۰۰۰۰

تحلیل رگرسیون و آزمون فرضیه‌ها

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

هدف از طرح فرضیه این تحقیق، بررسی ارتباط بین کیفیت اطلاعات افشا شده توسط واحد تجاری و هزینه سرمایه سهام عادی شرکت میباشد. در این پژوهش برای برآورد مدل هزینه سرمایه سهام عادی، باتوجه به این که دادهها دارای دو بعد میباشند که یک بعد آن مربوط به واحدهای مختلف و بعد دیگر آن مربوط به زمان می باشد،ازمدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی به روش دادههای ترکیبی استفاده شده است . بر این اساس، ابتدا، متغیر وابسته یعنی هزینه سرمایه سهام عادی به همراه متغیرهای مستقل ویژگیهای کیفیت اطلاعات مالی شامل مربوط بودن، قابلیت اتکا، پایداری، دقت و صحت و متغیرهای کنترلی نقدینگی، حجم مبادلات، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام مورد بررسی قرار گرفته است. برای تخمین مدل، ابتدا به منظور گزینش یکی از روشهای دادههای تابلویی و دادههای تلفیقی، از آزمون F لیمر استفاده شده است که نتایج بدست آمده در جدول ۳ ارائه میشود.

جدول۳: آزمون Fلیمر

نوع آزمون	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری
آزمون F	۳/۵٤۷۰	(۹۲,٤٥٥)	۰/۰۰۰۰

همانطور که در جدول ۳ دیده میشود ، مقدار معناداری آماره F کوچک تر از ۰/۰۵ است که برتری استفاده از روش دادههای تابلویی در برابر روش دادههایتلفیقی را نشان می دهد. از آنجا که فرضیه صفر آزمون F لیمر پذیرفته نشده است (روش دادههای تابلویی ارجح شناخته شده است)، این پرسش مطرح میشود که مدل مورد بررسی در قالب کدام یک از روشهای اثرات ثابت یا اثرات تصادفی قابل برآورد است؟ بنابراین، برای انتخاب یکی از روشهای اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ٤: آزمون هاسمن

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	**فصلنامه راهبرد مدیریت مالی**	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

آماره کای‌مربع	درجه آزادی	معناداری
۱۳/۵۳۱۳	۱۰	۰/۱۹۵۵

همان‌طور که در جدول ۴ نشان داده می شود، مقدار معناداری آماره کای مربع بزرگ‌تراز ۰/۰۵ است که نشان دهنده ارجح بودن استفاده از روش اثرات تصادفی در مقابل روش اثرات ثابت است. بنابراین، برای برآورد مدل ریسک نقدشوندگی از روش اثرات تصادفی استفاده شده است.

در یک معادله رگرسیون چند متغیره، چنانچه هیچ رابطه‌ای میان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل و کنترلی وجود نداشته باشد، باید تمامی ضرایب متغیرهای مستقل و کنترلی در معادله، مساوی صفر باشند. از این رو، باید معنادار بودن معادله رگرسیون مورد آزمون قرار گیرد. این کار با استفاده از آماره F انجام می‌شود. همان‌طور که در جدول۵ ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر این است که فرضیه صفر آماری مبنی بر بیمعنا بودن کل مدل (صفر بودن تمام ضرایب)، رد می‌شود و مدل رگرسیون برآورد شده، در کل معنادار است.

جدول ۵: آزمون فرضیه اول و معناداری مدل

$$coc = \Psi_0 + \Psi_1 \text{quality}_{i,t} + \Psi_2 \text{psliquidity}_{i,t} + \Psi_3 \text{stock turnover}_{i,t} + \Psi_4 \text{size}_{i,t} + \Psi_5 book\text{t} - \text{to} - \text{market}_{i,t\,i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیرها	علامت اختصاری	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مربوطبودن	RLV	-۰/۰۸۱۹	۰/۰۴۰۶	-۲/۰۱۸۰	۰/۰۴۴۱
قابلیتاتکا	RLI	-۰/۰۹۳۵	۰/۰۰۳۶	-۲/۴۷۳۳	۰/۰۰۰۷
پایداری	PRS	-۰/۰۰۱۴	۰/۰۱۰۴	-۰/۱۳۶۲	۰/۸۹۱۷
دقت	PRC	-۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۶۶	-۰/۲۷۷۹	۰/۷۸۱۲
صحت	ACR	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	-۰/۷۴۳۸	۰/۴۵۷۳
فراوانی	FRQ	۰/۰۷۵۰	۰/۰۵۱۵	۱/۴۵۶۲	۰/۱۴۵۹
نقدینگی	LIQ	۰/۰۲۸۹	۰/۰۳۸۸	۰/۷۴۵۸	۰/۴۵۶۱
نسبت گردش سهام	S.T	-۰/۰۰۸۴	۰/۰۰۷۸	-۱/۰۸۲۵	۰/۲۷۹۵

اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۵٤٤	۰/۰۰۷۸	٦/۹۸۱۳	۰/۰۰۰۰
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	B/M	-۰/۰۲۳٦	۰/۰۱٦۰	-۱/٤۷٤۲	۰/۱٤۱۰
مقدار ثابت		-۰/۵۳٤۷	۰/۱۱۱۹	-٤/۷۷۸٦	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده		/۱۳٦۹	آماره f	٤/۰۹۱۱	
آماره دوربین واتسون		۲/۰٦۷۸	سطح معناداری	/۰۰۰۳	

معیار ضریب تعیین (R^2) قوت رابطه میان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل و کنترلی را تشریح می‌کند. در این مدل، ضریب تعیین برابر با ۰/۳۹۲۲ است. یعنی ۳۹/۲۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است. افزون بر این، عدد مربوط به دوربین- واتسون مدل برابر ۲/۰۷۰۳ است. نتایج حاصل از بررسی خود همبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین- واتسون نیز با توجه به اینکه آماره بدست آمده در بازه اعداد ۱/۵۰ و ۲/۵۰ قرار دارد، بیانگر نبود خودهمبستگی بین خطاهای مدل است.

با توجه به جدول۵، نتایج بدست آمده از آزمون فرضیه اول را میتوان بدین صورت تفسیر کرد:

برای متغیر مربوط بودن،ضریب ۰۸۱۹/.- بیانگر وجود ارتباط منفی در سطح اطمینان ۹۹٪ است که نشان میدهد هر چه مربوط بودن اطلاعات بیشتر باشد، اطلاعات با کیفیتتر بوده و در نتیجه آن ریسک سرمایهگذاران و متناسب با آن بازده مورد انتظار آنان نیز کاهش مییابد که این امر هزینه سرمایه کمتری را به واحد تجاری تحمیل میکند . با توجه به اینکه میزان معناداری این آماره از ۵٪ کمتر شده است، ضریب بدست آمده معنادار و بیانگر این مطلب است که بین ویژگی کیفی مربوط بودن و ریسک نقدشوندگی ارتباط معناداری وجود دارد. نتایج بدست آمده برای این متغیر مشابه نتایج پژوهش انجام شده توسط کردستانی و مجدی (۱۳۸۶) میباشد.

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

ضریب ۰۹۳۵/.- مربوط به متغیر قابلیت اتکا، نشان دهنده این است که در سطح اطمینان ۹۹٪ ارتباط منفی بین قابلیت اتکا و هزینه سرمایه سهام عادی وجود دارد. بدین معنی که با افزایش قابلیت اتکای اطلاعات، هزینه سرمایه سهام عادی کاهش مییابد. پایین‌تر از ۵٪ بودن آماره این متغیر که بیانگر معنادار بودن این ارتباط است.

براساس اطلاعات ارائه شده درجدول، مقدارضریب محاسبه شده برای متغیر پایداری ۰۱۰۱/۰؛ مقدار آماره t؛ برابر ۱۳۶۲/- و معناداری آماره t محاسبه شده برای متغیر پایداری، ۰/۸۹۱۷ می‌باشد. به‌دلیل اینکه میزان معناداری این آماره از ۵٪ بیشتر شده است، در سطح اطمینان ۹۹٪ می‌توان گفت که ضریب بدست آمده معنادار نیست و در واقع بین ویژگی کیفی پایداری و هزینه سرمایه سهام عادی ارتباط معناداری وجود ندارد. برخلاف انتظار موجود یعنی ارتباط معنادار بین پایداری اطلاعات و هزینه سرمایه سهام عادی، در پژوهش حاضر این ارتباط غیرمعنادار بود که با نتیجه بدست آمده توسط کردستانی و مجدی (۱۳۸۶) نیز سازگار نیست. شاید بتوان معنادار نبودن این ارتباط را به دوره زمانی مورد آزمون مرتبط دانست که نوسانات بازار بیشتر و پایدار اطلاعات پایینتر بوده است.

همان‌طورکه جدول ۵ در مورد متغیر دقت ملاحظه می‌شود، ضریب بدست آمده برابر ۰۰۶۶/۰؛ آماره t ، ۲۷۷۹/- و سطح معناداری آماره t محاسبه شده برای این متغیر، ۰/۷۸۱۲ می‌باشد. در سطح اطمینان ۹۹٪ به‌دلیل اینکه میزان معناداری این آماره از ۵٪ بیشتر شده است، ضریب بدست آمده معنادار نیست و بیانگر این مطلب است که بین ویژگی کیفی دقت و هزینه سرمایه سهام عادی، ارتباط معناداری وجود ندارد.

با توجه به جدول ۵، مقدارضریب محاسبه شده برای متغیر صحت برابر ۰۰۰۱/۰؛ مقدار آماره t ، برابر۷۴۳۸/- و سطح معناداری آماره t محاسبه شده برای این متغیر، ۰/۴۵۷۳می‌باشد. به‌دلیل اینکه میزان معناداری این آماره از ۵٪ بیشتر شده است، در سطح اطمینان ۹۹٪ میتوان گفت که ضریب بدست آمده معنادار نیست و در واقع بین ویژگی کیفی صحت و هزینه سرمایه سهام عادی ارتباط معناداری وجود ندارد. معنادار نبودن این ارتباط در ایران بدلیل عدم توجه سرمایهگذاران به اطلاعات ارائه شده توسط واحدها در هنگام تصمیمگیری‌های سرمایهگذاری است که این امر سبب میشود تا واحدها تمایلی برای ارائه اطلاعات صحیح و دقیق نداشته باشند.

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

ضریب بدست آمده برای متغیر فراوانی برابر ۰/۰۷۵۰؛ نشاندهنده وجود ارتباط مثبت بین فراوانی اطلاعات و هزینه سرمایه سهام عادی است . به‌دلیل اینکه میزان معناداری این آماره از ۵٪ بیشتر شده است، ضریب بدست آمده معنادار نیست و بیانگر این مطلب است که بین ویژگی کیفی فراوانی و هزینه سرمایه سهام عادی ارتباط معناداری وجود ندارد . بدین معنی که در ایران افزایش فراوانی اطلاعات سبب کاهش هزینه سرمایه سهام عادی نمی‌شود. زیرا سرمایهگذاران در هنگام سرمایه‌گذاری توجه زیادی به اطلاعات موجود در بازار ندارند. این نتیجه با مبانی نظری موجود در این زمینه سازگار نیست.

از بین متغیرهای کنترلی نیز تنها اندازه شرکت دارای رابطه منفی و معنادار با ریسک نقدشوندگی است و سایر متغیرها شامل نقدینگی، حجم مبادلات و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام تأثیر معناداری بر ریسک نقدشوندگی ندارد.

نتایج بدست آمده نشان داد که ارتباط بین دو متغیر مربوط بودن و قابلیت اتکای اطلاعات با هزینه سرمایه سهام عادی معنادار بود و با توجه به معنادار بودن مدل کلی هزینه سرمایه سهام عادی (آماره f؛ 0003/.) می توان نتیجه گرفت که ارتباط بین کیفیت اطلاعات و هزینه سرمایه سهام عادی معنادار است. بنابراین، فرضیه پژوهش تایید میشود.

بحث و نتیجه گیری

همانطور که پیش‌تر عنوان شد، هدف از انجام پژوهش، بررسی ارتباط میان کیفیت اطلاعات و ریسک نقدشوندگی است. بدین منظور از شش ویژگی کیفیت اطلاعات استفاده شده است که سه ویژگی به کیفیت سودهای گزارش شده توسط واحد تجاری (قابلیت اتکای سود، مربوط بودن سود و پایداری سود) و سه ویژگی به کیفیت پیش‌بینی‌های سود انجام شده توسط مدیریت (صحت سود، دقت سود و فراوانی سود) اختصاص یافته است. نتایج بدست آمده بیانگر این است که در ایران به دلیل شرایط بازار سرمایه و ناکارا بودن آنها، تمامی ویژگی‌های کیفیت اطلاعات بر هزینه سرمایه سهام عادی موثر نیست و نرخ بازده مورد انتظار سرمایهگذار تحت تاثیر عوامل متعددی قرار دارد اما در نهایت با توجه به اینکه مدل کلی معنادار بوده و ارتباط سه ویژگی کیفیت اطلاعات با هزینه سرمایه سهام عادی معنادار بوده است، می‌توان اظهار داشت که این ارتباط معنادار است.

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

در این پژوهش، برای سنجش هزینه حقوق صاحبان سهام، ضمن استفاده از مدل گوردن فرض گردید که شرکت‌های نمونه در سنوات آتی از رشد ثابت برخوردار میباشند. این موضوع باید به عنوان یک محدودیت در تفسیر نتایج مد نظر قرار گیرد.

پیشنهاد می شود که پژوهش حاضر به تفکیک صنعت انجام شود و اثر افشای اطلاعات بر هزینه سرمایه سهام عادی در صنایع مختلف مورد بررسی قرار گیرد. زیرا ممکن است میزان اتکای سرمایه‌گذاران به اطلاعات افشا شده در صنایع مختلف متفاوت باشد.

منابع

- اشراقنیای جهرمی، عبدالحمید و کامیار نشوادیان، (۱۳۸۷)، «آزمایش مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران »، *مجله علمی و پژوهشی شریف* ، شماره ۴۵، ص. ۱-۸.
- خواجوی، شکراله؛ ولیپور، هاشم و سهیلا عسکری، (۱۳۸۹)، «بررسی تاثیر محافظه - کاری بر پایداری سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، شماره ۸، ص. ۱۰۸-۹۰ .
- خواجوی، شکراله و امین ناظمی۱۳۸۴)، «بررسی ارتباط بین کیفیت سود وبازده سهام با تاکید بر نقش ارقام تعهدی در بورس اوراق بهادار *تهران*بررسیهای *حسابداری و حسابرسی*شماره۴۰، ص.۶۰-۳۷.
- راعی، رضا و احمد تلنگی، (۱۳۸۷)، «مدیریت سرمایهگذاری پیشرفته »، چاپ دوم، تهران، انتشارات سمت.
- ستایش، محمدحسین؛ کاظمنژاد، مصطفی و محسن ذوالفقاری، (۱۳۹۰)، «بررسی تاثیر کیفیت افشا بر نقدشوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *پژوهشهای حسابداری مالی*، شماره ۳، ص. ۷۴-۵۵.

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

- سیرانی، محمد؛ حجازی، رضوان و ملیحه کشاورز، (۱۳۹۰)، «مطالعه تاثیر ریسک نقدشوندگی و سایر عوامل موثر بر بازده‌های مقطعی بازار در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران»، *پژوهشهای حسابداری مالی*، شماره ۱، ص.۱۲۴-۱۱۳.
- عربمازاریزدی، محمد و سید محمدطالبیان، (۱۳۸۷)، «کیفیت گزارشگری مالی، ریسک اطلاعاتی و هزینه سرمایه»، *مطالعات حسابداری*، شماره ۲۱، ص.۳۰-۱.
- فخاری، حسین نرگس فلاح محمدی،۱۳۸۸)، «بررسی تاثیر افشای اطلاعات بر نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران»، *تحقیقات حسابداری*، شماره ۴، ص.۱۴۷-۱۳۰.
- لعلبار،علی و علیرضا فرشیدپور، (۱۳۸۹)، «نقش اطلاعات حسابداری، افشا و اثرات آن در بازار سرمایه»، *مجموعه مقالات همایش ملی حسابداری*.
- Bardos, K., (2011). Quality of financial information and liquidity,. *Jornal of Review of Financial Economics*, Vol. 20, pp. 49-62.
- Dechow, P., Dichev, I., (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors, *The Accounting Review*. Vol. 77, pp. 35-59.
- Collins, Daniel, & Mydew, Edward, & Wiess, Ira (1997). Changes in the value – relevance of earning and book values over the past forty years. *Jornal of Accounting and Economics*, Vol.24, pp. 39-67.
- Easley, D., & O'Hara, M., (2004). Information and the cost of capital. *Journal of Finance*, Vol. 59, pp. 1553–1583.
- Francis, J., & Schipper, K., (1999). Have financial statement lost their relevance?, *Jornal of accounting research*. Vol. 37, pp. 319-352.
- Francis, J., LaFond, & R., Olsson, & P., Schipper, K., (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 39, pp. 295–327.
- Grossman, Sanford J. & Merton H. Miller, (1988), Liquidity and market structure, *Journal of Finance*. Vol. 43, pp. 617.633.
- Healy, P., & Palepu, K., (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: a review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31, pp. 405–440.
- Leuz, C., & Verrecchia, R., (2000). The economic consequences of increased disclosure. *Journal of Accounting Research*. Vol. 38, pp. 91–124.

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

- Ng, J., (2011). The effect of information quality on liquidity risk. *Journal of Accounting and Economics*. Vol.52, pp. 126-143.
- Pastor, L., & Stambaugh, R., (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*. Vol. 111, pp. 642–685.
- Zhang, M. H. (2005). The Differential Effects of Proprietary Cost on the Quality versus Quantity of Voluntary Corporate Disclosures. Phd Desseration, University of Texas.

تاریخ دریافت ۹۱/۰۱/۱۶	فصلنامه راهبرد مدیریت مالی	سال اول ، شماره ۱
تاریخ تصویب ۹۲/۰۵/۲۶	دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی	تابستان ۱۳۹۲

Financial Information Quality on Liquidity Risk and Cost of Equity

Omid Pourheidari[13]

Neda Bagheri[14]

Abstract

The main objective of this study is to investigate the effect of financial information quality on liquidity risk and cost of equity using information of companies listed in the Tehran Stock Exchange. The period is the years between 2005 until 2009, and it reaches back to 2001 for collection of required information. Characteristics related to financial information quality that are used in this study are: Reliability, relevance, persistence, accuracy, precision and frequency of the revenue. The first three features are dedicated to quality of earning reported by the firm and the other three features refer to quality of management earning forecast. For measuring the cost of capital, Gordon Model is used. The Panel method is used for statistical analysis and the sample included 100 firms between years 2005 until 2009.

Findings show a negative and significant relationship between the cost of capital and financial information quality.

Keywords: Liquidity Risk; Financial Information; Financial Information Quality

JEL: G11 D81, G23, G10, D83

---

13. Associate Professor, Faculty of Economics & Management, Shahid Bahonar University of Kerman, Email: opourheidari@uk.ac.ir

14. Graduate Student of Accounting, Faculty of Economics & Management, Shahid Bahonar University of Kerman

Recived: 2013/04/05
Accepted: 2013/08/17