

Investigation of the Effect of Information Quality on Stock Liquidity Risk and Market Risk

Seyyed Mahmoud Mousavi Shiri^{1*}, Masoumeh Roshandel², Hassan KHALATBARI³

1- Associate Professor, Faculty of Economic Sciences, Payame Noor University, Mashhad, Iran

mousavi1973@yahoo.com

2- MSc., Faculty of Economic Sciences, Azad University of Mashhad, Mashhad, Iran

M.roshandel2011@gmail.com

3- MSc., Faculty of Economic Sciences, Payame Noor University, Behshahr, Iran

hassankhalatbari2011@gmail.com

Abstract

This study investigates the relationship between some criteria of information quality with stock liquidity risk and market risk. For this purpose, the effect of three criteria of information quality including accrual items quality, earnings forecast error and EPS announce timely on stock liquidity risk and market risk by collecting financial data of 148 firms listed in Tehran Stock Exchange for the years 2008-20113 were tested using regression analysis. The results showed that there is a significant relationship between all three criteria of information quality with stock liquidity risk. So that, accrual items higher quality, EPS announce more timely and earnings forecast less error decrease stock liquidity risk. Also, the results indicated that there is no significant relationship between none of the criteria of information quality with market risk.

Key words: Information quality, Stock liquidity risk, Market risk

بررسی اثر کیفیت اطلاعات بر ریسک نقدشوندگی سهام و ریسک بازار

سید محمود موسوی شیرینی^{۱*}، معصومه روشندل^۲، حسن خلعت‌بری^۳

۱- دانشیار حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، مشهد، ایران.

mousavi1973@yahoo.com

۲- کارشناس ارشد حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد واحد مشهد، مشهد، ایران.

M.roshandel2011@gmail.com

۳- کارشناس ارشد حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، بهشهر، ایران.

hassankhalatbari2011@gmail.com

چکیده

پژوهش حاضر، شواهدی درباره نقش برخی معیارهای کیفیت اطلاعات بر ریسک نقدشوندگی سهام و ریسک بازار فراهم می‌کند. برای این منظور، اثر سه معیار کیفیت اطلاعات شامل کیفیت اقلام تعهدی، درصد خطای پیش‌بینی سود و اعلام به‌موقع سود در ریسک نقدشوندگی سهام و ریسک بازار با جمع‌آوری داده‌های مالی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۷ مربوط به ۱۴۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از تحلیل رگرسیون آزموده شد. نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان‌دهنده وجود رابطه‌ای معنادار بین هر سه معیار کیفیت اطلاعات با ریسک نقدشوندگی سهام است، به گونه‌ای که مقادیر بیشتر کیفیت اقلام تعهدی و اعلام به‌موقع تر سود، سبب کاهش ریسک نقدشوندگی سهام و مقادیر بیشتر درصد خطای پیش‌بینی سود سبب افزایش ریسک نقدشوندگی سهام می‌شود. این در حالی است که بین هیچ کدام از معیارهای کیفیت اطلاعات با ریسک بازار، رابطه معناداری یافت نشد.

واژه‌های کلیدی: کیفیت اطلاعات، ریسک نقدشوندگی سهام، ریسک بازار.

مقدمه

ریسک با زندگی انسان‌ها و سازمان‌ها عجین شده است. آنچه اهمیت دارد این است که ریسک قیمت مشخصی دارد و در نتیجه انتقال و حذف آن نیز مستلزم صرف هزینه است. هرچه ریسک ناشی از یک دارایی افزایش یابد، سرمایه‌گذار انتظار دریافت بازده بیشتری خواهد داشت؛ بنابراین باید بین ریسک و بازده تعادل برقرار کرد. از جمله مهم‌ترین ریسک‌ها در اتخاذ تصمیم‌های مالی و سرمایه‌گذاری از دید مدیران شرکت و سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان، ریسک نقدشوندگی سهام و ریسک بازار است. ارتباط بین اطلاعات مالی و ریسک، یکی از اساسی‌ترین موضوعات مطرح در زمینه مالی است.

اطلاعات با کیفیت‌تر همواره با عدم اطمینان و ریسک کمتر روبه‌رو است و افراد پول بیشتری برای دستیابی به اطمینان بالاتر و ریسک کمتر پرداخت می‌کنند. واحدهای تجاری با افشای اطلاعات با کیفیت موجب می‌شوند 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 سرمایه واحد تجاری نیز کاهش می‌یابد [۱۴]. کیفیت اطلاعات مالی در نرخ بازده مدّ نظر سرمایه‌گذاران مؤثر است و با تغییر کیفیت اطلاعات مالی، این نرخ افزایش یا کاهش می‌یابد. به‌طور کلی افشای اطلاعات با کیفیت، سبب کاهش عدم اطمینان سرمایه‌گذاران در خصوص ارزیابی ریسک سیستماتیک و ریسک نقدشوندگی سهام و در نهایت ریسک کل می‌شود و با تغییر ریسک کل، سرمایه‌گذاران نرخ بازده مدّ نظر خود را متناسب با آن تعدی می‌کنند [۱۲]. کیفیت پایین اطلاعات مالی به ریسک اطلاعاتی سهامداران و در نتیجه افزایش هزینه

سرمایه شرکت، افزایش انحراف‌های (عمدی یا غیرعمدی) جانبدارانه در گزارش سودآوری، کاهش اثربخشی و کارایی عملیات تجاری و در نتیجه تداوم نداشتن سودآوری شرکت می‌تواند منجر شود؛ بنابراین انتظار می‌رود کیفیت ضعیف اطلاعات در شاخص ریسک سیستماتیک شرکت‌ها که براساس همبستگی بازده سهام با بازده بازار محاسبه می‌شود، تأثیر مستقیم داشته باشد [۱۸].

منظور از نقد شوندگی صرفاً سهولت در خرید و فروش دارایی مدّ نظر است. برخی از عوامل مربوط به نقدشوندگی سهام شامل تعداد سهام معامله‌شده در هر روز، تعداد شرکت‌های معامله‌شده در هر روز، ارزش سهام معامله‌شده روزانه، تعداد روزهای معاملاتی، درصد حجم کل معامله به کل ارزش بازار، تعداد خریداران و دفعات خرید است. هنگامی که اطلاعات گزارش شده کیفیت بالاتری داشته باشد، انتظار می‌رود سرمایه‌گذاران درباره جریان‌های نقدی مدّ نظر شرکت اطمینان بیشتری داشته و از این رو تمایل بیشتری داشته باشند تا به‌عنوان معامله‌گر برای جذب هرگونه عدم تعادل در جریان سفارش‌ها در زمان تغییر در نقدشوندگی بازار عمل کنند [۸]. از طرفی با توجه به افشای بهتر، ممکن است سرمایه‌گذاران بیشتری علاقه‌مند باشند سهام شرکت را معامله کنند. سرمایه‌گذاران بیشتر به معنای وجود معامله‌گران بیشتر است. با توجه به تمایل افزایش یافته برای معامله و حضور سرمایه‌گذاران بیشتر، انتظار می‌رود بازده‌های سهم حساسیت کمتری به تغییرات در نقدشوندگی بازار داشته باشند؛ یعنی کیفیت اطلاعات بالاتر، ریسک نقدشوندگی را کاهش می‌دهد.

به صورت تغییرات در نقدشوندگی بازار تعریف می شود [۲۱]. سداکا^۳ (۲۰۰۶) نشان داد ریسک نقدشوندگی که با کوواریانس بازده اوراق با تغییرات غیرمنتظره در نقدشوندگی تجمعی اندازه گیری می شود، عاملی تعیین کننده در تعیین قیمت بازار اوراق بهادار است [۲۴]. علت وجود ریسک نقدشوندگی، قرار گرفتن در معرض انحراف از بازار کارا و پارادایم اطلاعات نظاممند است که به خطر اخلاقی و انتخاب نادرست می تواند منجر شود. افشای باکیفیت، عدم تقارن اطلاعاتی و مسأله انتخاب نادرست را می تواند کاهش دهد و باعث افزایش حجم معامله ها و نقدشوندگی سهام شود. با کاهش نقدشوندگی بازار، سهام مختلف، سطوح متفاوتی از جریان خروجی سرمایه گذار و بازارساز را تجربه خواهد کرد، به ویژه جریان خروجی برای سهام با کیفیت اطلاعات پایین، خیلی بااهمیت تر است؛ زیرا کاهش تقاضای سرمایه گذاران برای سهام، با عدم اطمینان بزرگ تر و انتخاب نامطلوب مرتبط است. نگرانی نسبت به انتخاب نادرست سبب می شود بازارسازان به ایجاد نقدشوندگی برای چنین سهامی تمایل کمتری داشته و در نتیجه تقاضای سرمایه گذاران برای چنین سهامی کم تر می شود. در مقابل وقتی نقدشوندگی بازار افزایش می یابد، جریان ورودی سرمایه گذاران و بازارسازان وجود دارد که تقاضا را افزایش می دهد و نقدشوندگی سهام، با عدم اطمینان بیشتر و انتخاب نادرست در ارتباط است. تقاضا برای سهام با کیفیت اطلاعات بالاتر برای نوسان کمتر در تغییرات نقدشوندگی بازار است؛ بنابراین انتظار می رود بازده سهام با کیفیت اطلاعات کمتر (یعنی ریسک اطلاعات بالاتر) نسبت به تغییرات در نقدشوندگی بازار

استفاده از نظریه ها و روش های موجود و نیز نظریه - پردازی، مستلزم اطلاعات به ویژه اطلاعات تولیدشده در سیستم حسابداری است که بدون شک، در بازار نوپای سرمایه کشور به سختی به دست می آید. از طرفی کیفیت اطلاعات می تواند نقشی مهم در تعیین ریسک های شرکت به ویژه ریسک نقدشوندگی و بازار داشته باشد. به همین علت، با به کارگیری معیارهایی جدید و متفاوت با پژوهش های پیشین از کیفیت اطلاعات و روشی جدید برای محاسبه ریسک نقدشوندگی سهام و ریسک بازار با انتخاب متغیرهایی جدید و سبببندی های سرمایه گذاری متفاوت، اثر معیارهای کیفیت اطلاعات در ریسک نقدشوندگی سهام و ریسک بازار به صورت جداگانه و همزمان بررسی و نتایج مقایسه می شوند.

مبانی نظری

ریسک بازار، قسمتی از تغییرپذیری در بازده یک دارایی است که با عواملی حاصل می شود که به طور همزمان در قیمت اوراق بهادار کل بازار تأثیر می - گذارد. افشای اطلاعات باکیفیت بالاتر، ریسک برآوردی حاصل از برآوردهای سرمایه گذاران را درباره پارامترهای توزیع بازده یک دارایی کاهش می دهد. مک نیکلاس و استابن^۱ (۲۰۰۸) بیان می کنند که کیفیت گزارشگری بالا، به کاهش مسأله انتخاب نادرست و خطر اخلاقی منجر می شود [۱۷]. هپ و توماس^۲ (۲۰۰۸) نشان می دهند که کیفیت گزارشگری بالا، عدم تقارن اطلاعاتی و ریسک اطلاعاتی را کاهش می دهد و نظارت بر فعالیت های مدیران را برای کاهش رفتارهای فرصت طلبانه آنها تقویت می کند [۱۰]. ریسک نقدشوندگی سهام، حساسیت بازده سهم

1. McNichols & Stubben
2. Hope & Thomas

3. Sadka

حساس تر باشد؛ یعنی کیفیت اطلاعات در ریسک نقدشوندگی تأثیر دارد [۲۰].

به عقیده تورنتون^۱ (۲۰۰۲) کیفیت اطلاعات مالی و گزارشگری مالی، محصول مشترک حداقل چهار عامل اصلی است: خلاقیت و نگرش‌های مدیریت، کیفیت حسابرسی، تجربه کمیته حسابرسی و استانداردهای حسابداری دارای کیفیت بالا. وجود ضعف در هر یک از این چهار حلقه، کل زنجیره را می‌تواند مخدوش کند. آنچه اهمیت دارد معیارها، متغیرها و سنجه‌هایی است که کیفیت اطلاعات مالی را ارزیابی می‌کند [۲۶]. از جمله معیارهای کیفیت اطلاعات، کیفیت اقلام تعهدی، خطای پیش‌بینی سود و اعلام به موقع سود است.

کیفیت اقلام تعهدی جزء خصوصیات کیفی مربوط به محتوای اطلاعات بوده و مصداق بی‌طرفی محسوب می‌شود. اقلام تعهدی، تعدیل‌هایی موقتی هستند که جریان‌های نقدی را در دوره‌های زمانی انتقال می‌دهند. نفع عمده این انتقال آن است که ارقام تعدیل‌شده، تصویری درست‌تر از عملکرد اقتصادی شرکت ارائه می‌دهند. هدف اصلی اقلام تعهدی، کاهش مشکلات زمان‌بندی و انطباق‌نداشتن جریان‌های نقدی زیربنایی است. کیفیت اقلام تعهدی از نظر سرمایه‌گذاران به معنی نزدیکی سود حسابداری به وجه نقد است؛ بنابراین کیفیت ضعیف اقلام تعهدی باعث می‌شود ابهام اطلاعات افزایش یافته و ریسک سرمایه‌گذاری نیز در پی آن افزایش یابد [۶]. با توجه به آنچه بیان شد، فرضیه‌های اول و چهارم به شرح زیر طراحی و تدوین شده است:

فرضیه اول: بین کیفیت اقلام تعهدی و ریسک نقدشوندگی سهام، رابطه‌ای معنادار وجود دارد.

فرضیه چهارم: بین کیفیت اقلام تعهدی و ریسک بازار، رابطه‌ای معنادار وجود دارد.

خطای پیش‌بینی سود جزء خصوصیات کیفی مربوط به محتوای اطلاعات بوده و مصداق بیان صادقانه اطلاعات محسوب می‌شود. شاید مهم‌ترین عامل تأثیرگذار در قیمت سهام را در پیش‌بینی سود هر سهم بتوان جستجو کرد. مدیریت شرکت‌ها با ارائه پیش‌بینی‌های سود که محتوای اطلاعاتی دارد، یکی از منابع مهم اطلاعاتی برای استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی محسوب شده و می‌تواند در ارزش بازار سهام و میزان بازده آن مؤثر باشند. اهمیت سود پیش‌بینی‌شده به میزان انحرافی وابسته است که با مقدار واقعی آن دارد. هرچه میزان این انحراف کمتر باشد، پیش‌بینی، دقت بیشتری داد. پژوهش‌ها نشان می‌دهد بازار برای برآورده شدن انتظارات سود هر سهم، ارزش فراوانی قائل است و نسبت به برآورده‌نشدن آن نیز واکنش نشان می‌دهد [۲۳]. زمانی که سود هر سهم فراتر از انتظارات باشد، بازار نسبت به آن دید خوش‌بینانه‌ای دارد و آن را خبر خوب تلقی می‌کند. زمانی که سود هر سهم پایین‌تر از پیش‌بینی آن باشد، اعتبار شرکت در برآوردن انتظارات کاهش می‌یابد [۲۲]. با توجه به اینکه پیش‌بینی می‌شود خطای پیش‌بینی سود به افزایش شکاف بین بازده سهام شرکت از بازده بازار و افزایش حساسیت بازده سهام به نقدشوندگی بازار بیانجامد؛ انتظار می‌رود رابطه‌ای مثبت بین خطای پیش‌بینی سود با ریسک بازار و ریسک نقدشوندگی وجود داشته باشد. با توجه به آنچه بیان شد، فرضیه‌های دوم و پنجم به شرح زیر طراحی و تدوین شده است:

فرضیه دوم: بین درصد خطای پیش‌بینی سود و ریسک نقدشوندگی سهام، رابطه‌ای معنادار وجود دارد.

عاملی مهم برای ریسک نقدشوندگی جهانی است. علاوه بر این، او بیان کرد که قیمت گذاری ریسک نقدشوندگی در کشورهای مختلف مطابق با محیط جغرافیایی، اقتصادی و سیاسی آن متفاوت است. سرانجام یافته‌های وی نشان داد جنبه‌های نظام مند نقدشوندگی، دلایلی را برای متنوع سازی بین المللی سبد سرمایه گذاری ارائه می کند [۱۳]. لیانگ و وی^۳ (۲۰۱۲) رابطه بین ریسک نقدشوندگی و بازده سهام را در ۲۱ کشور توسعه یافته بررسی کردند. آنها دریافتند بعد از کنترل عامل بازار، ارزش و اندازه، ریسک نقدشوندگی جهانی، عاملی مهم در بین تمامی سبدهای سرمایه گذاری در کشورهای توسعه یافته است [۱۴]. لین و وو^۴ (۲۰۱۳) رابطه بین زمان بندی ارائه فصلی سهام و ریسک نقدشوندگی را بررسی کردند. نتایج آنها نشان می دهد در نبود ریسک نقدشوندگی، ریسک بازار دقیقاً قبل از ارائه های فصلی سهام کاهش می یابد. نتایج آنها بر این دلالت دارد که بتای نقدشوندگی شرکت های انشماردهنده سهام باعث کاهش هزینه سرمایه آنها می شود [۱۵]. برانندن و وانگ^۵ (۲۰۱۳) تأثیر ریسک نقدشوندگی در پیش بینی بازده و عملکرد صندوق های سرمایه گذاری را در سال های ۲۰۰۶-۱۹۹۴ مطالعه کردند. نتایج آنها نشان می دهد بدون تأثیر ریسک نقدشوندگی، سبدهای سرمایه گذاری صندوق های سرمایه گذاری که در پیش بینی هایشان از تجربه و مهارت مدیران بهره می برند، عملکرد خوبی دارند [۲]. یعقوب نژاد، سعیدی و روضه ای (۱۳۸۸) ریسک بازار را با در نظر گرفتن اهرم بازار در بورس اوراق بهادار تهران در سال های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ برآورد صرف کردند. نتایج نشان می دهد الگوی لالی (تأثیر اهرم های

فرضیه پنجم: بین درصد خطای پیش بینی سود و ریسک بازار، رابطه ای معنادار وجود دارد. معیار اعلام به موقع سود جزء خصوصیات کیفی است که نبود آن خصوصیات کیفی، اطلاعات را محدود می کند؛ یعنی اگر اطلاعات به موقع در دست سرمایه گذاران قرار نگیرد، ارزشش را از دست خواهد داد. درباره شرکت هایی که پایان سال مالی آنها اسفندماه است، آخرین مهلت قانونی گزارش سود (تشکیل مجمع) ۳۱ تیرماه سال بعد است. اعلام سودی به موقع تر است که قبل از تاریخ ۴/۳۱ منتشر شود. هرچه مدت این تاریخ بیشتر باشد، احتمال فاش شدن اطلاعات به نفع گروهی از استفاده کنندگان و به زیان سایرین افزایش می یابد که موجب بالا رفتن عدم اطمینان و ابهام و در نتیجه ریسک سرمایه گذاری خواهد شد. با توجه به آنچه بیان شد، فرضیه های سوم و ششم به شرح زیر طراحی و تدوین شده است:

فرضیه سوم: بین اعلام به موقع سود و ریسک نقدشوندگی سهام، رابطه ای معنادار وجود دارد.

فرضیه ششم: بین اعلام سود به موقع و ریسک بازار، رابطه ای معنادار وجود دارد.

لین، وانگ و وو^۱ (۲۰۱۱) قیمت گذاری ریسک نقدشوندگی در اوراق قرضه شرکت ها را بررسی کردند. آنها دریافتند ارتباطی مثبت بین بازده مد نظر اوراق و بتای نقدشوندگی شرکت با وجود اثر سطح نقدشوندگی و پاره ای از ویژگی های اوراق نیز وجود دارد. نتایج آنها نشان داد ریسک نقدشوندگی، عامل تعیین کننده بازده مد نظر اوراق قرضه شرکت است [۱۶]. لی^۲ (۲۰۱۱) قیمت جهانی ریسک نقدشوندگی در ۵۰ کشور جهان را در بازه زمانی سال های ۲۰۰۷-۱۹۸۸ بررسی کرد. او نشان داد بازار ایالات متحده،

3. Liang & Wei

4. Lin & Wu

5. Brandon & Wang

1. Lin, Wang & Wu

2. Lee

است، در حالی که نوسان غیرسیستماتیک بازده سهام، تأثیری منفی در نقدشوندگی سهام دارد [۵].

روش پژوهش

برای انجام پژوهش حاضر برای گردآوری اطلاعات از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. در گردآوری داده‌ها از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و بانک اطلاعاتی سازمان بورس اوراق بهادار (کدال) و پایگاه‌های اینترنتی مربوط به بورس اوراق بهادار استفاده شده است. برای آزمون فرضیه پژوهش و تجزیه و تحلیل آن از نرم‌افزارهای SPSS و Eviews نسخه ۷ و تحلیل رگرسیون چندمتغیره خطی استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش حاضر را کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۳۸۷-۱۳۹۲ تشکیل می‌دهد که شرایط زیر را دارد: قبل از سال ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند، دوره مالی آنها به ۲۹ اسفند منتهی باشد، در سال‌های مالی مدنظر تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداشته باشند، داده‌های مدنظر در دسترس باشند، برای برخورداری نتایج از اعتبار کافی، سهام شرکت در سال‌های دوره پژوهش، معامله شده باشد و توقف معاملاتی بیشتر از ۶ ماه درباره سهام یادشده اتفاق نیافتاده باشد و شامل بانک‌ها و مؤسسات مالی ای نباشد که افشاهای مالی و ساختارهای اصول راهبری آنها فرق می‌کند. بعد از در نظر گرفتن موارد بیان شده تعداد ۱۴۸ شرکت (۸۸۸ داده سال - شرکت) انتخاب شد. بر مبنای کار پژوهشی پاستور و استامباگ^۱ (۲۰۰۳) [۲۱] از الگوهای زیر برای تعیین رابطه بین کیفیت اطلاعات با ریسک نقدشوندگی سهام و ریسک بازار استفاده می‌شود:

بازار) در مقایسه با الگوهای ایبوتسون و سیگل به صورتی قوی‌تر، بازده سهام را تبیین می‌کند. این موضوع را به استفاده زیاد شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران از اهرم مالی می‌توان نسبت داد [۲۷].

با داورنهدی و ملکی‌نژاد (۱۳۸۹) نقدشوندگی سهام در زمان انتشار گزارش‌های مالی در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد بین میانگین شکاف نسبی قیمت قبل و بعد از انتشار گزارش‌های مالی تفاوت وجود دارد. بین میانگین عمق قیمتی سهام قبل و بعد از انتشار گزارش‌های مالی تفاوت هست. با این حال، بین میانگین دفعات گردش سهام قبل و بعد از انتشار گزارش‌های مالی تفاوتی وجود ندارد [۱]. هاشمی، قجاوند و قجاوند (۱۳۹۲) تأثیر سطوح متفاوت معیارهای نقدشوندگی را در صرف بازده سهام آزمودند. برای آزمون فرضیه‌ها در هر یک از سبدهای سرمایه‌گذاری متفاوت نقدشوندگی از الگوی سه عاملی فاما و فرنچ با اضافه کردن عامل نقدشوندگی استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد سطوح معیارهای متفاوت نقدشوندگی، تأثیری متفاوت بر صرف بازده سهام خواهد داشت [۹]. فروغی و فرجامی (۱۳۹۴) تأثیر همزمانی قیمت و نوسان‌های بازده سهام در نقدشوندگی سهام را بررسی کردند. برای سنجش نقدشوندگی سهام از معیار نقدناشوندگی آمیهود استفاده شده است. همزمانی قیمت سهام نیز با استفاده از معیار ضریب تعیین الگوی بازار و نوسان‌های بازده سهام به تفکیک نوسان سیستماتیک و غیرسیستماتیک به ترتیب با جذر واریانس سیستماتیک و غیرسیستماتیک سهام محاسبه شده است. نتایج پژوهش، نشان‌دهنده تأثیر مثبت همزمانی قیمت سهام و نوسان سیستماتیک بازده سهام در نقدشوندگی سهام

$$\beta_{i,t}^M = \alpha_0 + \alpha_1 EP_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه ۶

$$\beta_{i,t}^M = \alpha_0 + \alpha_1 ON_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه ۷

$$\beta_{i,t}^L = \alpha_0 + \alpha_1 AQ_{i,t-1} + \alpha_1 EP_{i,t-1} + \alpha_1 ON_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه ۸

$$\beta_{i,t}^M = \alpha_0 + \alpha_1 AQ_{i,t-1} + \alpha_1 EP_{i,t-1} + \alpha_1 ON_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

$\beta_{i,t}^M$ در الگوهای مزبور متغیرهای وابسته شامل

ریسک بازار شرکت i در سال t به عنوان کواریانس بین بازده سهام شرکت با مازاد بازده بازار نسبت به بازده

بدون ریسک و $\beta_{i,t}^L$ ریسک نقدشوندگی سهام شرکت

i در سال t به عنوان کواریانس بین بازده سهام شرکت

با تغییرات غیرمنتظره در نقدشوندگی بازار سهام است

که از الگوی بسط یافته سه عاملی فاما و فرنچ^۱ (۱۹۹۳)

[۴] به شرح زیر محاسبه می شوند.

رابطه ۹

ابتدا برای آزمون هر فرضیه، الگویی واحد با در نظر گرفتن هر یک از معیارهای کیفیت اطلاعات به طور جداگانه استفاده شده و در پایان برای بررسی اینکه آیا اثر یک معیار کیفیت اطلاعات، نقش سایر عوامل را می تواند تحت تأثیر قرار دهد، برای هر متغیر وابسته، الگویی واحد نیز برآورد می شود به نحوی که به ترتیب الگوی اول تا هشتم برای آزمون فرضیه اول تا هشتم استفاده می شود.

رابطه ۱

$$\beta_{i,t}^L = \alpha_0 + \alpha_1 AQ_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه ۲

$$\beta_{i,t}^L = \alpha_0 + \alpha_1 EP_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه ۳

$$\beta_{i,t}^L = \alpha_0 + \alpha_1 ON_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه ۴

$$\beta_{i,t}^M = \alpha_0 + \alpha_1 AQ_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه ۵

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

$r_{i,t}$ مازاد بازده سهام شرکت i در ماه t نسبت به بازده بدون ریسک، MKT_t مازاد بازده مدّ نظر از سبدهای سرمایه گذاری بازار نسبت به نرخ بازده بدون ریسک در ماه t ، (از شاخص بازده نقدی و قیمت بورس اوراق بهادار تهران به عنوان بازده بازار استفاده شده است. نرخ سود اوراق مشارکت با تضمین دولت نیز به عنوان نرخ بازده بدون ریسک در محاسبات استفاده شده است.)، SMB_t تفاوت بازده ماهانه سبد سرمایه گذاری سهام با اندازه کوچک و بازده ماهانه سبد سرمایه گذاری سهام با اندازه بزرگ، در شرایطی که متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام کنترل شده باشد. (درواقع مفهوم این متغیر، میزان حساسیت بازده مدّ نظر یک سهم به تفاوت عملکرد شرکت های کوچک و بزرگ است. متغیر اندازه شرکت با استفاده از لگاریتم ارزش دفتری دارایی ها اندازه گیری شده و نمونه ها براساس میانگین به دو گروه شرکت های بزرگ (بالا تر از میانگین) و شرکت های کوچک (پایین تر از میانگین) طبقه بندی می شوند.)، HML_t تفاوت بازده

ماهانه سبد سرمایه گذاری سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و بازده سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین، در شرایطی که عامل اندازه کنترل شده است. (درواقع این متغیر، میزان حساسیت بازده مدّ نظر یک سهم را تبیین کرده و تفاوت عملکرد شرکت های ارزشی (B/M بالا) و رشدی (B/M پایین) را بررسی می کند.)، است

در طبقه بندی شرکت ها براساس متغیر اندازه، نقاط تفکیک سبدهای سرمایه گذاری میانه است. در طبقه بندی براساس B/M نیز نقاط تفکیک سبدهای سرمایه گذاری صدک ۳۰ و ۷۰ بوده است. به این صورت که شرکت هایی که براساس متغیر مدّ نظر زیر صدک ۳۰ هستند، در سبد سرمایه گذاری کوچک و بین ۳۰ و ۷۰ در سبد سرمایه گذاری متوسط و بالای ۷۰ در سبد سرمایه گذاری بزرگ قرار داده می شود. برای محاسبه عامل اندازه و عامل ارزش دفتری به بازار براساس روشی که فاما و فرنچ (۱۹۹۳) [۴] در الگوی خود بیان می کنند، جدول توافقی طبقه بندی های مستقل براساس متغیر اندازه و نسبت B/M، به صورت جدول (۱) تشکیل می شود:

جدول (۱) طبقه بندی نمونه ها براساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار

اندازه شرکت \ ارزش دفتری به بازار	B/M بالا (ارزشی)	B/M متوسط	B/M پایین (رشدی)
کوچک	ارزشی کوچک	کوچک متوسط	رشدی کوچک
بزرگ	ارزشی بزرگ	بزرگ متوسط	رشدی بزرگ

براساس این جدول، SMB و HML به صورت زیر محاسبه می شود:

رابطه ۱۰

$$SMB = \frac{\text{جمع بازده سبدهای سرمایه گذاری بزرگ} - \text{جمع بازده سبدهای سرمایه گذاری کوچک}}{3} - \frac{\text{جمع بازده سبدهای سرمایه گذاری بزرگ}}{3}$$

رابطه ۱۱

$$HML = \frac{\text{جمع بازده سبدهای سرمایه‌گذاری رشدی}}{2} - \frac{\text{جمع بازده سبدهای سرمایه‌گذاری ارزشی}}{2}$$

برای به‌دست آوردن تغییرات غیرمنتظره در نقدشوندگی بازار، الگوی رگرسیونی زیر اجرا می‌شود:

رابطه ۱۴

$$\Delta Y_t = a + b \Delta Y_{t-1} + c \left(\frac{m_t}{m_1}\right) Y_{t-1} + u_t$$

که در آن:

رابطه ۱۵

$$\Delta Y_t = \left(\frac{m_t}{m_1}\right) \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} (Y_{i,t} - Y_{i,t-1})$$

در الگوهای بالا از $\frac{m_t}{m_1}$ برای موزون کردن $Y_{i,t}$ استفاده شده است و m_t عبارت است از ارزش ریالی کل معاملات در ماه $t-1$ سهامی که در محاسبه میانگین سال t آورده می‌شوند و m_1 نیز به ارزش ریالی کل معاملات در اولین ماه محاسبه میانگین اشاره دارد. در نهایت u_t در الگوی بالا نشان‌دهنده تغییرات غیرمنتظره در نقدشوندگی بازار است که با تقسیم کردن آن بر ۱۰۰ را وزن دار می‌کند و اینگونه، عامل نقدشوندگی محاسبه می‌شود:

رابطه ۱۶

$$LIQ_t = \frac{1}{100} u_t$$

$AQ_{i,t-1}$ کیفیت ارقام تعهدی شرکت i در سال $t-1$ است. برای محاسبه ارقام تعهدی به‌عنوان معیار کیفیت ارقام تعهدی، ابتدا باید کل ارقام تعهدی جاری در سال مدنظر محاسبه شود. پس از محاسبه مجموع ارقام تعهدی جاری، ارقام تعهدی غیراختیاری با استفاده از الگوی فرانسویس، لافوند و اولسون و اسکیر^۱ (۲۰۰۵) [۶] محاسبه می‌شود و در نهایت، ارقام

β_i^M حساسیت بازده سهام شرکت نسبت به مازاد بازده بازار که نشان‌دهنده فاکتور ریسک بازار، β_i^H و β_i^S حساسیت‌های عوامل در رابطه با عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری را به ارزش بازار، β_i^L حساسیت بازده سهام نسبت به تغییرات غیرمنتظره در نقدشوندگی بازار که نشان‌دهنده عامل ریسک نقدشوندگی سهام، LIQ_t فاکتور نقدشوندگی بازار (که نشان‌دهنده تغییرات غیرمنتظره در نقدشوندگی بازار است و به صورت زیر محاسبه می‌شود: ابتدا نقدشوندگی ماهانه بازار از جمع نقدشوندگی سهام تک تک شرکت‌ها به دست می‌آید). است. نقدشوندگی سهام هر کدام از شرکت‌ها در ادامه می‌آید. نقدشوندگی ماهانه برای سهام i در ماه t حاصل تخمین حداقل مجذورات $Y_{i,t}$ در رابطه (۲) است:

رابطه ۱۲

$$r_{i,d,t+1}^e = \theta_{i,t} + \theta_{i,t} r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} \text{Sign} (r_{i,d,t}^e) * v_{i,d,t} + \varepsilon_{i,d,t+1} \quad m = 1, \dots, D$$

که در آن $r_{i,d,t}$ بازده سهام i در روز d در ماه t ، $r_{i,d,t+1}^e$ مازاد بازده روزانه سهام نسبت به بازده بازار در روز d و در ماه t ، $r_{i,d,t+1}^e$ مازاد بازده روزانه سهام نسبت به بازده بازار در روز d و در ماه t و $v_{i,d,t}$ حجم معاملات برای سهام i در روز d و در ماه t است. نقدشوندگی ماهانه بازار Y_t با میانگین موزون نقدشوندگی ماهانه شرکت‌ها در هر سال، به شکل زیر محاسبه می‌شود:

رابطه ۱۳

$$Y_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^N Y_{i,t}$$

سود و جریان‌های نقدی، کیفیت پایین‌تر ارقام تعهدی را نشان می‌دهد؛ زیرا منظور کردن ارقام تعهدی در سود، موجب کاهش کیفیت سود می‌شود.

$EP_{i,t-1}$ خطای پیش‌بینی سود شرکت i در سال $t-1$ است که به شرح زیر محاسبه می‌شود: درصد خطای پیش‌بینی سود = (سود واقعی - اولین پیش‌بینی سود) / اولین پیش‌بینی سود. $ON_{i,t-1}$ اعلام به‌موقع سود شرکت i در سال $t-1$ است. درباره شرکت‌هایی که پایان سال مالی آنها اسفندماه است، آخرین مهلت قانونی گزارش سود (تشکیل مجمع) ۳۱ تیرماه سال بعد است. اعلام سودی به‌موقع‌تر است که قبل از تاریخ ۴/۳۱ منتشر شود. برای این منظور از تعداد روزها تا قبل از آخرین مهلت قانونی گزارش سود رسمی برای محاسبه متغیر مدنظر استفاده می‌شود. $TA_{i,t-1}$ حجم ریالی مبادله سهام شرکت i در سال $t-1$ است. $Return_{i,t-1}$ بازده سهام شرکت i در سال $t-1$ ، $Return_{i,t-2}$ بازده سهام شرکت i در سال $t-2$ ، $Size_{i,t-1}$ اندازه شرکت i در سال $t-1$ است که با لگاریتم طبیعی ارزش دفتری کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود، $M/B_{i,t-1}$ ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال $t-1$ است و $Sales\ growth_{i,t-1}$ رشد فروش شرکت i در سال $t-1$ است که از تفاوت درآمد فروش سال‌های t و $t-1$ تقسیم بر درآمد فروش سال $t-1$ محاسبه می‌شود و $\varepsilon_{i,t}$: جمله خطای الگو است که نشان‌دهنده آن مقدار از تغییرات متغیر وابسته است که با متغیرهای مستقل و کنترلی الگو توضیح داده نمی‌شود.

یافته‌ها

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش نشان می‌دهد نقدشوندگی بازار کمترین میانگین و متغیر اعلام به‌موقع سود بیشترین میانگین را در بین متغیرهای پژوهش به

تعهدی اختیاری با کسر کردن ارقام تعهدی غیراختیاری از مجموع ارقام تعهدی جاری به دست می‌آید. برای حذف اثر اندازه شرکت‌ها، در برآورد پارامترها، متغیرها بر کل دارایی‌های ابتدای دوره تقسیم می‌شود.

رابطه ۱۷

$$TCA_{i,t} = E_{i,t} - CFO_{i,t}$$

$TCA_{i,t}$ جمع ارقام تعهدی در سال t برای شرکت i است. کل ارقام تعهدی از تفاوت بین سود خالص قبل از ارقام غیرمترقبه و جریان نقد عملیاتی محاسبه می‌شود. $CFO_{i,t}$: جریان‌های نقدی حاصل از عملیات است که از صورت جریان وجه نقد استخراج می‌شود. برای به‌دست آوردن ارقام تعهدی اختیاری، از برآوردهای در سطح شرکت به‌صورت سالانه الگوی زیر استفاده می‌شود.

رابطه ۱۸

$$TCA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t} + \alpha_2 CFO_{i,t-1} + \alpha_3 CFO_{i,t+1} + \alpha_4 \Delta REV_{i,t} + \alpha_5 \Delta REC_{i,t} + \alpha_6 \Delta PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن $\Delta REV_{i,t}$ تغییرات درآمد در سال $t-1$ تا t برای شرکت i ، $\Delta REC_{i,t}$ تغییرات حساب‌ها و اسناد دریافتنی در سال $t-1$ تا t برای شرکت i و

$\Delta PPE_{i,t}$ تغییرات ارزش ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات در سال $t-1$ تا t برای شرکت i است. معیار اندازه‌گیری خطای برآورد در فرایند تعهدی براساس الگوی مذکور، نوسان‌پذیری (انحراف معیار) پس‌مانده‌های حاصل از رگرسیون مذکور در دوره زمانی پژوهش است. به‌لحاظ منطقی، از آنجا که $\varepsilon_{i,t}$ نشان‌دهنده خطای برآورد ارقام تعهدی نسبت به جریان‌های نقدی است، نوسان‌پذیری بالاتر رابطه بین

بخش، نتایج تحلیل رگرسیونی برای هر یک از فرضیه‌ها برای بررسی اثر معیارهای کیفیت ارقام تعهدی، درصد خطای پیش‌بینی سود و اعلام به موقع سود در ریسک‌های نقدشوندگی سهام و بازار بررسی می‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول در جدول ۲ ارائه شده است.

خود اختصاص داده‌اند. علاوه بر این، بیشترین میزان پراکندگی مربوط به حجم مبادلات سهام و کمترین پراکندگی مربوط به کیفیت ارقام تعهدی است. ضرایب چولگی و کشیدگی متغیرها، نشان می‌دهد اندازه شرکت نسبت به سایر متغیرها از مرکز تقارن، انحراف کمتری دارد و به توزیع نرمال نزدیک‌تر است. در این

جدول (۲) نتایج حاصل از برازش الگوی اول (ارتباط بین خطای پیش‌بینی سود با ریسک نقد شونده‌گی)

$$\beta_{i,t}^L = \alpha_0 + \alpha_1 AQ_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب beta	آماره t	مقدار احتمال
عرض از مبدأ	۰/۰۹۶	۰/۴۰۱	۰/۶۸۸
کیفیت تعهدات	-۰/۳۳۷	-۴/۲۵۹	۰/۰۰۰
حجم مبادلات سهام	۰/۰۰۰	۰/۱۰۷	۰/۹۱۴
بازده سال قبل	-۰/۰۳۷	-۱/۱۷۷	۰/۲۴۰
بازده دو سال قبل	-۰/۰۱۰	-۰/۲۱۰	۰/۸۳۳
اندازه شرکت	۰/۰۰۵	۰/۱۳۲	۰/۸۹۴
ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۰۲۶	-۳/۰۳۹	۰/۰۰۲
رشد فروش	-۰/۰۰۸	-۰/۸۰۵	۰/۴۲۱

آماره دوربین واتسون برابر ۱/۷۲۴ است که با توجه به قرارگرفتن آن در بازه پذیرفتنی [۱/۵-۲/۵] استقلال باقیمانده‌ها را می‌توان پذیرفت. مقادیر آماره عامل تورم واریانس برای تمامی متغیرها کوچک‌تر از ۵ است؛ بنابراین مشکل هم‌خطی میان متغیرهای مستقل وجود ندارد. با توجه به تأیید فرضیه‌های فوق، به نتایج حاصل از الگوی برازش شده می‌توان اطمینان داشت. ضریب متغیر مستقل کیفیت ارقام تعهدی برابر با -۰/۳۳۷ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۰۰ است که کمتر از ۵ درصد است؛ بنابراین ضریب متغیر مستقل کیفیت ارقام تعهدی معنادار است؛ یعنی با افزایش مقدار تعهدات اختیاری، میزان ریسک نقدشوندگی سهام کاهش

براساس نتایج آزمون چاو (لیمر) سطح معنی‌داری آماره اف. لیمر برای داده‌های بررسی شده برابر ۰/۸۹۶ است؛ زیرا این مقدار بیشتر از ۵ درصد است؛ بنابراین از روش داده‌های ترکیبی استفاده شد. مقدار آماره F و سطح معناداری نشان‌دهنده معناداری الگو در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. ضریب تعیین الگوی برازش شده نشان می‌دهد حدود ۹/۲ درصد از تغییرات ریسک نقدشوندگی سهام در نمونه مد نظر با متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. مقدار احتمال به آزمون کلموگروف-اسمیرنوف، ۰/۰۶۵ مربوط است که از ۵ درصد بزرگ‌تر است؛ بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود. مقدار

می‌یابد؛ بنابراین اولین فرضیه پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول (۳) نتایج حاصل از برازش الگوی دوم (ارتباط بین خطای پیش بینی سود با ریسک نقد شوندگی)

$$\beta_{i,t}^L = \alpha_0 + \alpha_1 EP_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب beta	آماره t	مقدار احتمال
عرض از مبدأ	۰/۲۲۴	۱/۱۱۶	۰/۲۶۴
خطای پیش‌بینی سود	۰/۰۳۰	۳/۴۷۱	۰/۰۰۱
حجم مبادلات سهام	۰/۰۰۰	-۱/۱۵۳	۰/۲۴۹
بازده سال قبل	-۰/۰۱۲	-۱/۴۶۷	۰/۱۴۳
بازده دو سال قبل	-۰/۰۱۰	-۰/۶۳۵	۰/۵۲۵
اندازه شرکت	۰/۰۰۷	۰/۵۰۳	۰/۶۱۵
ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۰۵۳	-۲/۳۸۶	۰/۰۱۷
رشد فروش	-۰/۰۰۱	-۰/۸۲۶	۰/۴۰۸

میان متغیرهای مستقل وجود ندارد و نتایج حاصل از الگوی برازش شده می‌توان اطمینان داشت. ضریب متغیر مستقل خطای پیش‌بینی سود برابر با ۰/۰۳۰ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۰۱ است که کمتر از ۵ درصد است؛ بنابراین ضریب متغیر مستقل خطای پیش‌بینی سود معنادار است؛ یعنی با افزایش مقدار خطای پیش‌بینی سود، میزان ریسک نقدشوندگی سهام افزایش می‌یابد؛ بنابراین دومین فرضیه پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم در جدول ۴ ارائه شده است.

سطح معنی‌داری آماره اف. لیمر برای داده‌های مدتنظر برابر ۰/۶۳۷ است؛ بنابراین از روش داده‌های ترکیبی استفاده شد. مقدار آماره F و سطح معناداری آن نشان‌دهنده معناداری الگو در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. مقدار احتمال به آزمون کلموگروف-اسمرینوف، ۰/۰۵۲ مربوط است که از ۵ درصد بزرگ‌تر است؛ بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود. آماره دوربین-واتسن ۱/۶۴۵ است که عدم همبستگی باقیمانده را بیان می‌کند. مقادیر آماره عامل تورم واریانس برای تمامی متغیرها کوچک‌تر از ۵ است، بنابراین مشکل هم‌خطی

جدول (۴) نتایج حاصل از برازش الگوی سوم (ارتباط بین اعلام به موقع سود با ریسک نقد شوندگی)

$$\beta_{i,t}^L = \alpha_0 + \alpha_1 ON_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب beta	آماره t	مقدار احتمال
عرض از مبدأ	۰/۲۱۲	۰/۹۹۲	۰/۳۲۳
اعلام به موقع سود	-۰/۰۰۴	-۳/۲۷۸	۰/۰۰۱
حجم مبادلات سهام	۰/۰۰۰	-۰/۶۹۹	۰/۴۷۶
بازده سال قبل	-۰/۰۴۳	-۱/۹۳۵	۰/۰۵۰
بازده دو سال قبل	-۰/۰۰۷	-۰/۴۵۴	۰/۶۵۰
اندازه شرکت	۰/۰۰۸	۱/۵۴۷	۰/۱۲۲
ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۰۵۹	-۳/۵۸۸	۰/۰۰۰
رشد فروش	-۰/۰۰۳	-۱/۰۶۹	۰/۲۸۵

واریانس برای تمامی متغیرها کوچک‌تر از ۵ است؛ بنابراین مشکل هم‌خطی میان متغیرهای مستقل وجود ندارد. ضریب متغیر مستقل اعلام به‌موقع سود برابر با ۰/۰۰۴- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۰۱ است که کمتر از ۵ درصد است؛ بنابراین ضریب متغیر مستقل اعلام به‌موقع سود معنادار است؛ یعنی اعلام نکردن به‌موقع سودها سبب کاهش میزان ریسک نقدشوندگی سهام می‌شود؛ بنابراین سومین فرضیه پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم در جدول ۵ ارائه شده است.

سطح معنی‌داری آماره اف. لیمر برای داده‌های مد نظر برابر ۰/۶۲۱ است؛ بنابراین از روش داده‌های ترکیبی استفاده شد. مقدار آماره F و سطح معناداری آن در جدول تحلیل واریانس، نشان‌دهنده معناداری الگو در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. مقدار احتمال به آزمون کلموگروف-اسمرینوف، ۰/۱۱۵ مربوط است که از ۵ درصد بزرگ‌تر است؛ بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود. آماره دورین-واتسن ۱/۸۱۲ است که عدم همبستگی باقیمانده را بیان می‌کند. مقادیر آماره عامل تورم

جدول (۵) نتایج حاصل از برازش الگوی چهارم (ارتباط بین کیفیت تعهدات با ریسک بازار)

$\beta_{i,t}^M = \alpha_0 + \alpha_1 AQ_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$			
متغیر	ضریب beta	آماره t	مقدار احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۴۲۹	-۲/۵۰۴	۰/۰۱۲
کیفیت تعهدات	۰/۲۷۸	۱/۵۰۵	۰/۱۳۳
حجم مبادلات سهام	۰/۰۰۰	۰/۵۵۸	۰/۵۷۷
بازده سال قبل	۰/۰۲۲	۱/۰۵۷	۰/۲۹۱
بازده دو سال قبل	۰/۰۵۴	۲/۶۸۴	۰/۰۰۷
اندازه شرکت	۰/۰۳۴	۲/۵۵۷	۰/۰۱۱
ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۰۴۳	۲/۹۴۴	۰/۰۰۳
رشد فروش	۰/۰۰۲	۱/۱۴۵	۰/۲۵۳

باقیمانده را بیان می‌کند. مقادیر آماره عامل تورم واریانس برای تمامی متغیرها کوچک‌تر از ۵ است؛ بنابراین مشکل هم‌خطی میان متغیرهای مستقل وجود ندارد. ضریب متغیر مستقل کیفیت اعلام تعهدی برابر با ۰/۲۷۸ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۱۳۳ است که بیشتر از ۵ درصد است؛ بنابراین ضریب متغیر مستقل کیفیت اعلام تعهدی معنادار نیست و فرضیه چهارم پژوهش پذیرفته نمی‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه پنجم در جدول ۶ ارائه شده است.

سطح معنی‌داری آماره اف. لیمر برای داده‌های مد نظر برابر ۰/۲۷۰ است؛ بنابراین از روش داده‌های ترکیبی استفاده شد. مقدار آماره F و سطح معناداری آن در جدول تحلیل واریانس نشان‌دهنده معناداری الگو در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. مقدار احتمال به آزمون کلموگروف-اسمرینوف، ۰/۳۰۵ مربوط است که از ۵ درصد بزرگ‌تر است؛ بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود. آماره دورین-واتسن ۱/۶۹۱ است که عدم همبستگی

جدول (۶) نتایج حاصل از برازش الگوی پنجم (ارتباط بین خطای پیش بینی سود با ریسک بازار)

$$\beta_{i,t}^{M} = \alpha_0 + \alpha_1 EP_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

مقدار احتمال	آماره t	ضریب beta	متغیر
۰/۰۱۸	-۲/۳۷۴	-۰/۴۱۰	عرض از مبدأ
۰/۲۳۸	۱/۱۸۰	۰/۰۰۷	خطای پیش‌بینی سود
۰/۴۵۳	۰/۷۵۱	۰/۰۰۰	حجم مبادلات سهام
۰/۲۶۸	۱/۱۰۷	۰/۰۲۳	بازده سال قبل
۰/۰۰۹	۲/۶۰۰	۰/۰۵۲	بازده دو سال قبل
۰/۰۱۷	۲/۳۸۲	۰/۰۳۲	اندازه شرکت
۰/۰۰۲	۳/۱۵۹	۰/۰۴۷	ارزش دفتری به ارزش بازار
۰/۲۳۷	۱/۱۸۳	۰/۰۰۲	رشد فروش

باقیمانده را بیان می‌کند. مقادیر آماره عامل تورم واریانس برای تمامی متغیرها کوچک‌تر از ۵ است؛ بنابراین مشکل هم‌خطی میان متغیرهای مستقل وجود ندارد. ضریب متغیر مستقل خطای پیش‌بینی سود برابر با ۰/۰۰۷ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۲۳۸ است که بیشتر از ۵ درصد است؛ بنابراین ضریب متغیر مستقل خطای پیش‌بینی سود معنادار نیست و فرضیه پنجم پژوهش پذیرفته نمی‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه ششم در جدول ۷ ارائه شده است.

سطح معنی‌داری آماره اف. لیمر برای داده‌های مد نظر برابر ۰/۷۴۰ است؛ بنابراین از روش داده‌های ترکیبی استفاده شد. مقدار آماره F و سطح معناداری آن در جدول تحلیل واریانس نشان‌دهنده معناداری الگو در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. مقدار احتمال به آزمون کلموگروف-اسمرینوف، ۰/۲۳۰ مربوط است که از ۵ درصد بزرگ‌تر است؛ بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود. آماره دوربین-واتسن ۱/۶۷۸ است که عدم همبستگی

جدول (۷) نتایج حاصل از برازش الگوی ششم (ارتباط بین اعلام به موقع سود با ریسک بازار)

$$\beta_{i,t}^{M} = \alpha_0 + \alpha_1 ON_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

مقدار احتمال	آماره t	ضریب beta	متغیر
۰/۰۰۷	-۲/۶۹۸	-۰/۴۶۷	عرض از مبدأ
۰/۲۶۱	۱/۱۲۶	۰/۰۰۱	اعلام به موقع سود
۰/۵۱۱	۰/۶۵۸	۰/۰۰۰	حجم مبادلات سهام
۰/۳۰۰	۱/۰۳۸	۰/۰۲۲	بازده سال قبل
۰/۰۰۹	۲/۶۰۵	۰/۰۵۲	بازده دو سال قبل
۰/۰۰۸	۲/۶۵۰	۰/۰۳۵	اندازه شرکت
۰/۰۰۳	۳/۰۲۱	۰/۰۴۵	ارزش دفتری به ارزش بازار
۰/۲۶۰	۱/۱۲۷	۰/۰۰۲	رشد فروش

واریانس برای تمامی متغیرها کوچک‌تر از ۵ است؛ بنابراین مشکل هم‌خطی میان متغیرهای مستقل وجود ندارد. ضریب متغیر مستقل اعلام به‌موقع سود برابر با ۰/۰۰۱ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۲۶۱ است که بیشتر از ۵ درصد است؛ بنابراین ضریب متغیر مستقل اعلام به‌موقع سود معنادار نیست و فرضیه ششم پژوهش پذیرفته نمی‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های اول و دوم و سوم به‌طور همزمان در جدول ۸ ارائه شده است.

سطح معنی‌داری آماره اف. لیمر برای داده‌های مدّ نظر برابر ۰/۳۱۴ است؛ بنابراین از روش داده‌های ترکیبی استفاده شد. مقدار آماره F و سطح معناداری آن در جدول تحلیل واریانس نشان‌دهنده معناداری الگو در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. مقدار احتمال به آزمون کلموگروف-اسمرینوف، ۰/۲۵۰ مربوط است که از ۵ درصد بزرگ‌تر است؛ بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود. آماره دوربین-واتسن ۱/۶۸۶ است که عدم همبستگی باقیمانده را بیان می‌کند. مقادیر آماره عامل تورم

جدول (۸) نتایج حاصل از برازش الگوی هفتم

$$\beta_{i,t}^L = \alpha_0 + \alpha_1 AQ_{i,t-1} + \alpha_1 EP_{i,t-1} + \alpha_1 ON_{i,t-1} + \alpha_2 TA_{i,t-1} + \alpha_3 Return_{i,t-1} + \alpha_4 Return_{i,t-2} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 M/B_{i,t-1} + \alpha_7 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

مقدار احتمال	آماره t	ضریب beta	متغیر
۰/۶۵۶	۰/۴۴۴	۰/۲۶۵	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰	-۳/۹۵۸	-۰/۴۰۴	کیفیت تعهدات
۰/۰۳۷	۲/۰۸۶	۰/۰۳۷	خطای پیش‌بینی سود
۰/۰۱۵	-۲/۴۳۲	-۰/۰۰۱	اعلام به‌موقع سود
۰/۵۰۹	-۰/۶۵۲	۰/۰۰۰	حجم مبادلات سهام
۰/۱۲۶	-۱/۵۳۰	-۰/۰۳۵	بازده سال قبل
۰/۶۵۶	-۰/۴۴۵	-۰/۰۱۰	بازده دو سال قبل
۰/۵۹۷	۰/۵۲۸	۰/۰۰۸	اندازه شرکت
۰/۰۰۰	-۳/۵۸۸	-۰/۰۵۹	ارزش دفتری به ارزش بازار
۰/۱۷۵	-۱/۳۵۶	-۰/۰۰۲	رشد فروش

فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود. آماره دوربین-واتسن ۱/۷۱۴ است که نبود همبستگی باقیمانده را بیان می‌کند. مقادیر آماره عامل تورم واریانس برای تمامی متغیرها کوچک‌تر از ۵ است؛ بنابراین مشکل هم‌خطی میان متغیرهای مستقل وجود ندارد. با توجه به معناداری الگو و معناداری متغیرهای کیفیت ارقام تعهدی، خطای پیش‌بینی سود و شاخص اعلام سود به-

سطح معنی‌داری آماره اف. لیمر برای داده‌های مدّ نظر برابر ۰/۵۴۹ است؛ بنابراین از روش داده‌های ترکیبی استفاده شد. با توجه به جدول تحلیل واریانس و با توجه به مقدار احتمال آزمون F مشخص می‌شود که الگو از لحاظ آماری معنادار است. مقدار احتمال به آزمون کلموگروف-اسمرینوف، ۰/۰۶۷ مربوط است که از ۵ درصد بزرگ‌تر است؛ بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد

موقع در سطح ۵ درصد، با اطمینان ۹۵ درصد، این فرضیه را می‌توان پذیرفت که بین معیارهای کیفیت اطلاعات و ریسک نقدشوندگی سهام، رابطه‌ای معنادار است.

وجود دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های چهارم و پنجم و ششم به‌طور همزمان در جدول ۹ ارائه شده است.

جدول (۹) نتایج حاصل از برازش الگوی هشتم

$$\beta_{i,t}^M = \alpha_0 + \alpha_1 AQ_{i,t-1} + \alpha_2 EP_{i,t-1} + \alpha_3 ON_{i,t-1} + \alpha_4 TA_{i,t-1} + \alpha_5 Return_{i,t-1} + \alpha_6 Return_{i,t-2} + \alpha_7 Size_{i,t-1} + \alpha_8 M/B_{i,t-1} + \alpha_9 Sales\ growth_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب beta	آماره t	مقدار احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۴۲۳	-۲/۴۲۱	۰/۰۱۶
کیفیت تعهدات	۰/۲۸۲	۱/۵۱۱	۰/۱۳۱
خطای پیش‌بینی سود	۰/۰۰۹	۱/۴۰۸	۰/۱۵۹
اعلام به‌موقع سود	۰/۰۰۱	۱/۰۶۱	۰/۲۸۹
حجم مبادلات سهام	۰/۰۰۰	۰/۷۱۴	۰/۴۷۵
بازده سال قبل	۰/۰۲۳	۱/۱۰۳	۰/۲۷۱
بازده دو سال قبل	۰/۰۵۳	۲/۶۳۳	۰/۰۰۹
اندازه شرکت	۰/۰۳۱	۲/۳۴۲	۰/۰۱۹
ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۰۴۶	۳/۰۸۵	۰/۰۰۲
رشد فروش	۰/۰۰۲	۱/۰۷۵	۰/۲۸۳

سطح معنی‌داری ۵ درصد و همچنین با توجه به ضرایب رگرسیون مرتبط با کیفیت اقلام تعهدی، خطای پیش‌بینی سود و اعلام به‌موقع سود در معادله رگرسیون می‌توان پذیرفت که فرض صفر در سطح ۵ درصد رد نمی‌شود و با اطمینان ۹۵ درصد، این فرضیه را نمی‌توان رد کرد که بین معیارهای کیفیت اطلاعات و ریسک بازار شرکت رابطه‌ای معنادار وجود ندارد.

نتایج و پیشنهادها

رابطه بین کیفیت اطلاعات و ریسک نقدشوندگی سهام و ریسک بازار شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شد. نتایج پژوهش نشان داد بین کیفیت اقلام تعهدی، خطای پیش‌بینی سود و بین

سطح معنی‌داری آماره اف. لیمر برای داده‌های مدنظر برابر ۰/۶۸۹ است؛ بنابراین از روش داده‌های ترکیبی استفاده شد. با توجه به جدول تحلیل واریانس و با توجه به مقدار احتمال آزمون F مشخص می‌شود که الگو از لحاظ آماری معنادار است. مقدار احتمال به آزمون کلموگروف-اسمرینوف، ۰/۲۵۲ مربوط است که از ۵ درصد بزرگ‌تر است؛ بنابراین با اطمینان ۹۵ درصد فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود. آماره دوربین-واتسن ۱/۶۸۳ است که عدم همبستگی باقیمانده را بیان می‌کند. مقادیر آماره عامل تورم واریانس برای تمامی متغیرها کوچک‌تر از ۵ است؛ بنابراین مشکل هم‌خطی میان متغیرهای مستقل وجود ندارد و براساس مقادیر احتمال الگو و مقایسه آن با

مهرانی (۱۳۹۳) مطابقت دارد. انجی (۲۰۱۱) نشان می‌دهد رابطه معناداری بین کیفیت اطلاعات و ریسک نقدشوندگی وجود دارد. نتایج کو و لین^۲ (۲۰۱۴) نشان می‌دهد نقدشوندگی بازار برای شرکت‌های با کیفیت افشای بالاتر بهتر بوده است. ضمناً نقدشوندگی بازار با کیفیت سود، رابطه مثبت و معناداری دارد. بروسیا^۳ (۲۰۱۵) نشان می‌دهد قیمت اوراق بهادار در کانادا به‌طور بااهمیتی از ریسک نقدشوندگی متأثر است و این ارتباط به غیر از ماه ژانویه در سایر ماه‌ها برقرار است. در سایر ماه‌های سال نیز رابطه منفی و معناداری بین عامل ریسک نقدشوندگی و فاکتور کیفیت حسابداری برقرار است. ستایش، کاظم‌نژاد و ذوالفقاری (۱۳۹۰) نشان می‌دهند بین اندازه شرکت و نقدشوندگی جاری و آینده آن، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛ اما رابطه معناداری بین کیفیت افشا و نقدشوندگی جاری و آینده شرکت وجود ندارد. نتایج نخعی و مهرانی (۱۳۹۳) نشان‌دهنده وجود رابطه منفی و معنادار بین کیفیت ارقام تعهدی و ریسک نقدشوندگی سهام است؛ اما یافته‌های آنها رابطه معناداری بین پایداری سود و ارتباط با ارزش سود به‌عنوان معیارهای کیفیت سود و ریسک نقدشوندگی نشان نمی‌دهد. این در حالی است که نتایج حاصل از فرضیه چهارم و پنجم و ششم پژوهش، با نتایج پژوهش انجی (۲۰۱۱) مطابقت دارد که نشان می‌دهد رابطه معناداری بین کیفیت اطلاعات و ریسک بازار وجود دارد.

سرمایه‌گذاران در تصمیم‌های خود همواره سرمایه‌گذاری در اوراق با نقدشوندگی بالاتر را ترجیح می‌دهند و برای پذیرش اوراق نقدناشونده بالا، خواهان صرف ریسک هستند. با توجه به اینکه با افزایش ریسک نقدشوندگی بازده مدّ نظر سهامداران نیز افزایش

اعلام به‌موقع سود به‌عنوان معیارهای کیفیت اطلاعات و ریسک نقدشوندگی سهام از نظر آماری، رابطه‌ای معنادار وجود دارد؛ بنابراین براساس الگوهای برازش شده می‌توان گفت مقادیر بالای کیفیت ارقام تعهدی و مقادیر بالای اعلام به‌موقع سود سبب کاهش ریسک نقدشوندگی سهام و مقادیر بالای درصد خطای پیش‌بینی سود سبب افزایش ریسک نقدشوندگی سهام می‌شوند. این نتیجه می‌تواند نشان‌دهنده توجه سرمایه‌گذاران به معیارهای کیفیت اطلاعات باشد. در واقع، نتایج نشان می‌دهد در بورس اوراق بهادار تهران اطلاعات باکیفیت واحدهای تجاری موجب کاهش عدم اطمینان سرمایه‌گذاران به سهام آنها می‌شود و سرمایه‌گذاران درباره جریان‌های نقدی مدّ نظر شرکت اطمینان بیشتری یافته و تمایل برای معامله سهام افزایش می‌یابد که با توجه به تمایل افزایش یافته برای معامله و حضور سرمایه‌گذاران بیشتر، بازده‌های سهم حساسیت کمتری به تغییرات در نقدشوندگی بازار داشته است؛ یعنی کیفیت اطلاعات بالاتر ریسک نقدشوندگی را کاهش داده است. از طرفی یافته‌ها نشان می‌دهد بین کیفیت ارقام تعهدی، خطای پیش‌بینی سود و اعلام سود به‌موقع و ریسک بازار از نظر آماری، رابطه‌ای معنادار موجود نیست. این نتیجه می‌تواند ناشی از نبود کارایی لازم بورس اوراق بهادار تهران باشد. نتایج به‌صورت کلی نشان می‌دهد در بورس اوراق بهادار تهران، هرچه کیفیت اطلاعات مالی ارائه‌شده شرکت‌ها بیشتر بوده و این اطلاعات، شفافیت بیشتری داشته باشند، ریسک نقدشوندگی سهام کاهش خواهد یافت. نتایج حاصل از فرضیه اول و دوم و سوم پژوهش با نتایج پژوهش انجی^۱ (۲۰۱۱)، کو و لین (۲۰۱۴)، بروسیا (۲۰۱۵)، ستایش، کاظم‌نژاد و ذوالفقاری (۱۳۹۰) و نخعی و

2. Kuo & Lin
3. Brousseau

1. Ng

- [8] Grossman, S., & Miller. M. (1988). Liquidity and market structure. *Journal of Finance*. 43: 617-633.
- [9] Hashemi, A., Ghojavand, Z., & GHojavand. S. (2013). Effect of different levels of liquidity measures on the premium stock returns using the four-factor model of Fama and French. *Asset Management & Financing*. 1(2): 69-86. (in Persian).
- [10] Hope, O., & Thomas. W. B. (2008). Managerial empire building and firm disclosure. *Journal of Accounting Research*. 46: 591-626.
- [11] Kuo, H. C., & Lin. H. C. (2014). Disclosure levels, stock market liquidity, and earnings quality: Evidence from Taiwan. *Audit and Finance Management*. 1(1): 1-11.
- [12] Lambert, R., Leuz. C., & Verrecchia. R. (2007). Accounting information, disclosure and the cost of capital. *Journal of Accounting Research*. 45: 385-420.
- [13] Lee. K. H. (2011). The world price of liquidity risk, *Journal of Financial Economics*. 99: 136-161.
- [14] Liang, S. X., & Wei. J. K. C. (2012). Liquidity risk and stock returns around the world. *Journal of Banking and Finance*. 36(12): 3274-3288.
- [15] Lin, J. C., & Wu. Y. (2013). Seo timing and liquidity risk. *Journal of Corporate Finance*. 19: 95-118.
- [16] Lin, H., Wang. J., & Wu. C. (2011). Liquidity risk and expected corporate bond returns. *Journal of Financial Economics*. 99: 628-650.
- [17] McNichols, M., & Stubben. S. (2008). Does earnings management affect firms' investment decisions. *The Accounting Review*. 86: 1571-1603.
- [18] Miller. E. R. (2003). Risk, uncertainty and divergence of opinion. *Journal of finance*. 32: 15-1168.
- [19] Nakhaei, M., & Mehrani. K. (2014). The relationship between earnings quality and liquidity risk, *Journal of Empirical Research in Accounting*. 3(3): 37-53. (in Persian).
- [20] Ng. J. (2011). The effect of information quality on liquidity risk. *Journal of Accounting and Economics*. 52: 126-143.
- [21] Pastor, L., & Stambaugh. R. (2003). Liquidity risk and expected stock returns.

می‌یابد؛ شرکت‌ها برای کاهش ریسک باید علاوه بر عوامل مؤثر در ریسک به کیفیت ارقام تعهدی، خطای پیش‌بینی سود و به‌موقع بودن اعلام سود نیز توجه نشان دهند. علاوه بر این پیشنهاد می‌شود مدیران با اتخاذ تصمیم‌های مناسب در زمینه افشای اطلاعات مالی درباره ارقام تعهدی، کیفیت این ارقام و به‌موقع بودن اعلان سود را افزایش و خطای پیش‌بینی سود را کاهش داده تا اینگونه بازده مدنظر سهامداران شرکت خود را کاهش دهند. از آنجایی که ریسک نقدشوندگی و بازار شرکت‌ها تحت تأثیر اوضاع اقتصادی قرار می‌گیرد، با تفکیک اوضاع اقتصادی به دوران رکود و توسعه، موضوع پژوهش را می‌توان بررسی کرد.

References

- [1] Badavar Nahandi, Y., & Maleki Nezhad. A. (2011). Survey the stock liquidity at the time of issuing financial reports. *Journal of Accounting Knowledge*. 1(3): 99-115.
- [2] Brandon, R. G., & Wang. S. (2013). Liquidity risk, return Predictability, and hedge funds performance: an empirical study. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 48(1): 219-244.
- [3] Brousseau. C. (2015). The pricing of liquidity risk and accounting quality in Canada. *Accounting and Finance Research*. 4(4): 127-139.
- [4] Fama, E., & French. K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*. 33: 3-56.
- [5] Foroghi, D., & Farjami. M. (2016). The impact of stock price synchronicity and volatilities of stock return on stock liquidity firms listed in Tehran stock exchange. *Asset Management & Financing*. 3(4): 85-98. (in Persian).
- [6] Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., & Schipper. K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*. 39: 295-327.
- [7] Ghaemi, M. H., & Rahimpour. M. (2011). Earnings quarterly announcement and stock liquidity. *Financial Accounting Researches*. 2(4): 145-158. (in Persian).

- effects of disclosure quality on stock liquidity and cost of capital of the companies listed in Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting Reasearches*, 3(3): 55-74. (in Persian).
- [26] Thornton, D. B. (2002). Financial reporting quality: implications of accounting research. submitted to the senate standing. *Committee on Banking, Trade and Commerce*.
- [27] Yaghoobnezhad, A., Saeedi, A., & Rozei. M. (2010). To estimate market risk premium with respect to market leverage in Tehran stock exchange. *Journal of Financial Research*. 11(28): 105-120. (in Persian).
- Journal of Political Economy*. 111: 642–685.
- [22] Payne. J. L. (2008). The influence of audit firm specialization on analysts forecast errors auditing. *A Journal of Practice & Theory*. 27(2): 109-136.
- [23] Rees, L., & Siavaramakrishnan. K. (2007). The effect of meeting or beating revenue forecasts on the association between quarterly returns and earnings forecast errors, *Contemporary Accounting Research*. 24(1): 259-290.
- [24] Sadka. R. (2006). Momentum and post-earnings-announcement drift anomalies: The role of liquidity risk. *Journal of Financial Economics*. 8: 309–349.
- [25] Setayesh, M. H., Kazemnejad, M., & Zolfaghari. M. (2011). Investigating the

