Archive of SID

دانشکدۀ مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان انجمن حسابداری ایران
مجلۀ دانش حسابداری
دورۀ هشتم، شمارۀ ۴
زمستان ۱۳۹۶، پیاپی ۳۱
صص. ۹۳ تا ۱۱۸

ارتباط بین نوسان‌پذیری بازدۀ سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش: رویکرد سرمایه‌گذاری اختیار واقعی

دکتر یونس بادآور نهندی *
رامین محرومی **

چکیده

هدف از انجام این پژوهش، آزمون تأثیر نوسان‌پذیری بازدۀ سهام به عنوان نشانه‌ای از عدم اطمینان محیطی بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش است. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و با استفاده از رویکرد پس‌رویدادی است. در این پژوهش بر اساس رویکرد سرمایه‌گذاری مبتنی براختیار واقعی، پیش‌بینی شد که بالا بودن نوسان‌پذیری بازدۀ سهام باعث کاهش اقلام تعهدی سرمایه در گردش خواهد شد. برای این منظور نمونه‌ای متشکل از ۱۰۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده و طی بازۀ زمانی ابتدای سال۹۰ لغایت پایان سال۹۳ مورد بررسی و آزمون قرار گرفت. برای محاسبۀ برخی از متغیرها از داده‌های سال‌های ۸۹ و ۹۴ نیز استفاده شده است. نتایج، بیانگر این است که بین نوسان‌پذیری بازدۀ سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش، رابطۀ منفی وجود دارد و درماندگی مالی شرکت‌ها باعث کاهش نیرومندی این رابطه می‌شود. یکی از مهم‌ترین دلایل کاهش شدت رابطۀ منفی بین نوسان‌پذیری بازدۀ سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش شرکت‌های در معرض درماندگی مالی می‌تواند انگیزه‌های انتقال ریسک

*دانشیار حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران.
**دانشجوی دکتری حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران.
نویسندۀ مسئول مقاله: رامین محرومی (Email: Ramin.mahroomi@yahoo.com).

تاریخ دریافت: ۹۶/۱/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۶/۷/۱۸
DOI: 10.22103/jak.2017.10107.2365

www.SID.ir

Archive of SID

سرمایه‌گذاران باشد. همچنین بر خلاف آنچه که پیش‌بینی شده بود، بالا بودن چرخهٔ عملیاتی شرکت‌ها باعث تشدید نیرومندی رابطهٔ منفی بین نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش نمی‌شود.

واژه‌های کلیدی: *نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام، اقلام تعهدی سرمایه در گردش، چرخهٔ عملیاتی، درماندگی مالی، اختیار واقعی.*

مقدمه

افزایش روز افزون تکنولوژی‌های نو و مواجه شدن با اقتصاد مدرن، چالش‌ها و فرصت‌های نوین سرمایه‌گذاری را در بخش‌ها و فعالیت‌های مختلف اقتصادی و مالی فراهم آورده است. با توجه به این پیشرفت و افزایش پیچیدگی و همچنین پویایی شرایط حاکم بر فعالیت‌های اقتصادی و مالی شرکت‌ها و به تبع آن افزایش عدم اطمینان در محیط فعالیت شرکت‌ها، تصمیم‌گیری مدیران در ارتباط با پروژه‌های سرمایه‌گذاری و تأمین مالی آنها تغییر پیدا کرده و روش‌های تحلیلی نوین و پیشرفته‌ای در انتخاب سرمایه‌گذاری‌ها پدید آمده است. یکی از مهمترین این روش‌ها در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری مدیران، رویکرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر اختیار واقعی[۱] است.

از طرف دیگر، بخش عمده‌ای ازپژوهش‌های قبلی انجام شده نشان می‌دهد که میزان اقلام تعهدی شرکت‌ها، سرمایه‌گذاری‌های انتخاب شده توسط آنها را منعکس می‌کند (عاریف و لی، ۲۰۱۴، مومنت و همکاران، ۲۰۱۳، آلن و همکاران، ۲۰۱۳، دیچاو و همکاران، ۲۰۰۸، ژانگ، ۲۰۰۷ و فرفیلد و همکاران[۲]، ۲۰۰۳). اقلام تعهدی یکی از مفاهیم بنیادین گزارشگری مالی و در واقع بخشی از ابداعات حسابداری هستند (عاریف و همکاران[۳]، ۲۰۱۶). فرفیلد و همکاران (۲۰۰۳) بیان می‌دارند که اقلام تعهدی نه تنها بخشی از سوددهی نیستند بلکه بخشی از سرمایه‌گذاری مؤسسات هستند. ژانگ (۲۰۰۷) و دیچاو و همکاران (۲۰۰۸) از نقش سرمایه‌گذاری مؤسسات حمایت کرده و اقلام تعهدی را به عنوان یک نوع سرمایه‌گذاری در نظر می‌گیرند. شرکت‌ها نمی‌توانند زمان تسویهٔ بخش تعهدی سرمایه در گردش را پیش‌بینی کنند، بخشی از اقلام تعهدی سرمایه درگردش غیر

www.SID.ir

Archive of SID

قابل برگشت بوده و مؤسسات می‌توانند به وسیلهٔ زمان‌بندی اقلام تعهدی (مانند مدیریت موجودی‌ها) سرمایه‌گذاری در آنها را به تعویق اندازند. بر این اساس، به میزانی که سرمایه‌گذاری‌ها شامل بخش اقلام تعهدی می‌شود، انتظار می‌رود که بسیاری از پیش‌بینی‌های مربوط به سرمایه‌گذاری‌ها از جمله تئوری سرمایه‌گذاری مبتنی بر اختیار واقعی در مورد اقلام تعهدی سرمایه در گردش نیز کاربرد داشته باشد. مبانی نظری زیادی وجود دارد که رویکرد اختیار واقعی را برای تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها مطرح کرده و یک رابطهٔ منفی بین نوسان‌پذیری شرایط اقتصادی (عدم اطمینان محیطی) شرکت و میزان سرمایه‌گذاری آن در نظر می‌گیرد (گرندیر و ملانکا، ۲۰۱۰؛ اسچوارت و تریجرجیس[۴]، ۲۰۰۴). بوند و کومینس (۲۰۰۴) رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری و عدم اطمینان را با کنترل اثر سودآوری مورد انتظار آتی بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار دادند. آنها برای اندازه‌گیری عدم اطمینان از متغیرهایی مانند نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و تغییرپذیری پیش‌بینی تحلیلگران از سود آتی شرکت‌ها استفاده کردند. نتایج نشان داد که عدم اطمینان بالا، اثر منفی و بلندمدت معناداری بر انباشت سرمایه توسط شرکت‌ها دارد.

تفکیک سرمایه‌گذاری‌های مؤسسات به تعهدی و غیرتعهدی و بررسی جداگانهٔ تأثیر عوامل اقتصادی و مالی شرکت (مانند نوسان‌پذیری و عدم اطمینان محیط پیرامون) بر سرمایه‌گذاری‌های تعهدی و غیر تعهدی باعث شناخت بیشتر جریان مخارج سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و همچنین درک بیشتر سیاست‌های سرمایه‌ای مؤسسات می‌شود (عاریف و همکاران، ۲۰۱۶). در این پژوهش، با توجه به ضرورت آشنایی مدیران شرکت‌های فعال در محیط اقتصادی کشور با روش‌های نوین تصمیم‌گیری در انتخاب پروژه‌های مختلف سرمایه‌گذاری و همچنین آشنایی تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری با ماهیت واقعی اقلام تعهدی شرکت‌ها، تأثیر عوامل اقتصادی محیط پیرامون مؤسسات بر میزان اقلام تعهدی آنها مورد بررسی قرار گرفته و بر اساس تئوری سرمایه‌گذاری مبتنی بر اختیار واقعی، بررسی می‌شود که نوسانات بازدهٔ سهام به عنوان یکی

www.SID.ir

Archive of SID

از عوامل اقتصادی که نشانگر عدم اطمینان و ناپایداری شرکت‌ها است چه تأثیری بر اقلام تعهدی شرکت‌ها دارد. در واقع هدف از انجام این پژوهش مشخص کردن تأثیر فاکتورهای اقتصادی و مالی مهم مرتبط با شرکت‌ها مانند عدم اطمینان محیطی بر میزان اقلام تعهدی سرمایه در گردش بوده وبررسی می‌شود که نوع مواجهه مدیران با اقلام تعهدی به عنوان یک سرمایه‌گذاری، در شرایط ناپایدار اقتصادی چگونه خواهد بود؟

ادامه پژوهش به این صورت خواهد بود که ابتدا مبانی نظری و فرضیه‌های پژوهش مطرح خواهدشد، سپس پیشینه‌ای از پژوهش‌های قبلی بیان می‌شود و پس از ارائه روش‌شناسی و تعریف متغیرها و الگوهای استفاده شده و تحلیل یافته‌ها، نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه خواهد شد.

مبانی نظری و بیان فرضیه‌ها

تغییرات ناشی از تحولات اقتصادی و افزایش پیچیدگی فعالیت‌های مربوط، موجب مطرح شدن رویکرد جدیدی در تصمیم‌گیری‌های مالی و اقتصادی شرکت‌ها به نام رویکرد اختیار واقعی شده است. این رویکرد مبتنی بر تصمیم‌گیری در شرایط نامطمئن و پیچیده است که در آن تعیین انتظارات از تغییرات آتی با در نظر گرفتن نا اطمینانی‌های موجود نقش اساسی را ایفا می‌کند (بکحسکوئی و داودی، ۱۳۹۵). در واقع تئوری سرمایه‌گذاری مبتنی بر اختیار واقعی بیان می‌کند که در دنیای واقعی به سه دلیل مؤسسات بلافاصله اقدام به سرمایه‌گذاری ننموده و منتظر می‌شوند تا شاید شرایط بهتری برای سرمایه‌گذاری آنها فراهم شود. اول اینکه شرکت‌ها نمی‌توانند به طور کامل آینده را پیش‌بینی کنند و محیط تجاری دارای عدم اطمینان مداوم بوده و اطلاعات لازم و مربوط به تدریج به مؤسسات می‌رسد. دوم اینکه در بسیاری از سرمایه‌گذاری‌ها هزینه‌های ریخته وجود دارد و اصولاً برخی از سرمایه‌گذاری‌ها برگشت ناپذیر هستند. سوم اینکه اگر شرکتی در حال حاضر و بلافاصله سرمایه‌گذاری نکند لزوماً همهٔ فرصت‌های سرمایه‌گذاری از بین نمی‌روند و شرکت می‌تواند با انتظار بیشتر و استفاده از فرصت‌های بهتر اقدام به سرمایه‌گذاری‌های سودمندتری نماید (دیکسیت، ۱۹۹۲). بر اساس این سه

www.SID.ir

Archive of SID

عامل و انگیزهٔ گفته شده، مؤسسات تمایل دارند که سرمایه‌گذاری خود را به تأخیر بیاندازند (بویژه زمانی که عوامل اقتصادی و مالی مربوط به مؤسسه مانند بازدهٔ سهام ناپایدار بوده و دچار نوسان است). این نوع نگاه و تعریف از روند و سیاست سرمایه‌گذاری شرکت‌ها (در مخارج سرمایه‌ای که بخشی از آن به صورت تعهدی است) سرمایه‌گذاری بر مبنای اختیار واقعی نامیده می‌شود (عاریف و همکاران، ۲۰۱۶).

تئوری سرمایه‌گذاری توضیح می‌دهد که تصمیم‌های سرمایه‌گذاری متأثر از عدم اطمینان و ناپایداری شرایط اقتصادی است (بندینگ و دیبیاسی[۵]، ۲۰۱۶) و دیدگاه سرمایه‌گذاری بر مبنای اختیار واقعی، شرح می‌دهد که در صورت وجود عدم اطمینان و نوسان‌پذیری عوامل مالی و اقتصادی شرکت، تصمیم‌های سرمایه‌گذاری صرفاً بر اساس قواعد ارزش خالص فعلی است که بیان می‌دارد زمانی که ارزش فعلی خالص یک پروژه مثبت باشد، شرکت‌ها اقدام به سرمایه‌گذاری در آن پروژه می‌نمایند و سرمایه‌گذاری زمانی انجام می‌شود که ارزش فعلی خالص پروژه بیشتر از ارزش به تأخیر انداختن آن باشد. بر این اساس، در نظر گرفتن ناپایداری اوضاع مالی مؤسسه در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری منجر به رویکرد دقیق‌تری در انتخاب پروژه‌ها می‌شود (عاریف و همکاران، ۲۰۱۶). در واقع چون سرمایه‌گذاری پرهزینه بوده و هزینه‌های ریخته شده قابل بازیافتن است، مؤسسات بین بازده به دست آمده از سرمایه‌گذاری امروز و مزایای به دست آمده از به تأخیر انداختن سرمایه‌گذاری- (با در نظر گرفتن اینکه ممکن است شرایط اقتصادی بهتر شود)- موازنه برقرار می‌کنند (عاریف و همکاران، ۲۰۱۶). بر اساس آنچه گفته شد می‌توان بیان نمود که بین ناپایداری عوامل اقتصادی و مالی شرکت و میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، رابطهٔ منفی وجود دارد. شواهد تجربی زیادی وجود دارد که این نظریه را حمایت می‌کند (قایسو و پاریجی[۶]، ۱۹۹۹؛ بوند و کومینس[۷]، ۲۰۰۴؛ آیزدوفر[۸]، ۲۰۰۸؛ بدرسچرو همکاران[۹]، ۲۰۱۳؛ عاریف و همکاران، ۲۰۱۶؛ بندینگ و دیبیاسی، ۲۰۱۶؛ و ماریکاوا[۱۰]، ۲۰۱۶).

www.SID.ir

Archive of SID

در مقابل تئوری سرمایه‌گذاری مبتنی بر اختیار واقعی، دیدگاه‌هایی وجود دارد که پشتوانۀ نظری تئوری سرمایه‌گذاری اختیار واقعی را کمرنگ می‌کند؛ در حالی که بیشتر ادبیات از رابطۀ منفی بین نوسان و سرمایه‌گذاری حمایت می‌کنند، برخی از تحقیقات بیانگر این است که بین عدم اطمینان و سوددهی سرمایه‌گذاری، رابطۀ مثبتی وجود دارد (سرکار[۱۱]، ۲۰۰۰). برای توضیح بیشتر در پیوند با این موضوع، می‌توان به انگیزه‌های فروشندگان در مورد موجودی کالا اشاره کرد. فروشندگان به دو دلیل انگیزه دارند که موجودی‌های خود را در سطح بالایی نگه دارند. اول اینکه ممکن است به دلیل کمبود و یا فقدان موجودی نتوانند نیاز مشتریان خود را تأمین نمایند که این نهایتاً منجر به کاهش سودآوری شرکت می‌شود. دوم اینکه نداشتن موجودی کافی ممکن است باعث زیان مربوط به سرقفلی شود زیرا که ممکن است شرکت مشتریان خود را حتی برای دوره‌هایی که موجودی کافی دارند از دست بدهد (عاریف و همکاران، ۲۰۱۶). الگوی موجودی بهینه[۱۲] تشریح می‌کند که مدیران مؤسسات، علاقه‌ای به کمتر نگه داشتن موجودی نداشته و در زمان نوسان‌های بالای اقتصادی اقدام به سرمایه‌گذاریِ بیشتر می‌نمایند. تحقیقات مربوط به سطح موجودی بهینه بیانگر این است که بین نوسان‌پذیری و اقلام تعهدی رابطۀ مثبتی وجود دارد. بر اساس الگوی موجودی بهینه، مدیران انگیزه دارند که از کمبود و یا اتمام موجودی‌های خود جلوگیری کنند و این امر باعث می‌شود زمانی که ناپایداری اقتصادی بیشتر می‌شود اقدام به افزایش موجودی‌های خود نموده و باعث افزایش سرمایه‌گذاری شوند(کاشن و ترویش[۱۳]، ۲۰۱۳).

اقلام تعهدی را می‌توان پیامدهای ثانوی در نظر گرفت که هدف از آنها رفع مغایرت-های مربوط به زمان‌بندی استفاده از وجه نقد بوده (دیچاو، ۱۹۹۴) و درواقع ناشی از وضع قوانین و استانداردهای حسابداری هستند. تعهدات، جزئی از فرآیند محاسبۀ سودآوری مؤسسات بوده و حالت انتزاعی داشته و عینیت کمتری دارند و این باعث می‌شود که دچار اشتباه اندازه‌گیری غیر عمدی شده (ریچاردسون و همکاران، ۲۰۰۵) و یا به صورت عمدی

www.SID.ir

Archive of SID

دستکاری شوند تا بدین وسیله سود کمتر یا بیشتر از واقع گزارش شود (دیچاو و همکاران، ۲۰۱۰). ژانگ(۲۰۱۲) دریافت که شرکت‌ها زمانی که ناپایداری و عدم اطمینان بیشتر باشد، اقدام به مدیریت افزایش دهندهٔ سود می‌نمایند. او عنوان می‌دارد که انعطاف پذیری بالاتر(به دلیل چرخهٔ عملیاتی بالاتر) باعث مدیریت سود بر پایهٔ افزایش اقلام تعهدی شده و نتیجه می‌گیرد که به دلیل گفته شده رابطهٔ مثبتی بین اقلام تعهدی غیر عادی و چرخهٔ عملیاتی مؤسسات وجود دارد. در شرایط عدم اطمینان بالا و با وجود چرخهٔ عملیاتی بالا، شرکت‌ها انگیزه و فرصت بیشتری برای بیشتر نشان دادن سود (به وسیلهٔ دستکاری اقلام تعهدی) خواهند داشت و بر این اساس می‌توان گفت که شدت رابطهٔ منفی بین نوسان‌پذیری و اقلام تعهدی برای مؤسسات دارای چرخهٔ عملیاتی بالاتر، ضعیف‌تر خواهد بود.

علی‌رغم اینکه ممکن است این عوامل باعث شود که رابطهٔ منفی بین نوسانات بازدهٔ سهام (به عنوان نمادی از عدم اطمینان محیطی) و اقلام تعهدی سرمایه در گردش کمرنگ شود در این پژوهش، مفروضات و پیش‌بینی‌های مطرح شده بر اساس رویکرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر اختیار واقعی خواهد بود. بر این اساس، فرضیهٔ اول پژوهش به صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیهٔ اول: بین نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش، رابطه وجود دارد.

عاریف و همکاران (۲۰۱۶) معتقدند که چرخهٔ عملیاتی بر رابطهٔ بین عدم اطمینان محیطی شرکت و اقلام تعهدی سرمایه در گردش تأثیرگذار است. چرخهٔ عملیاتی میانگین مدت زمانی است که شرکت وجه نقد را برای تولید محصولات خرج کرده و مبلغ فروش محصول مورد نظر را دریافت می‌کند (دیچاو، ۱۹۹۴). چرخهٔ عملیاتی بالا باعث می‌شود مؤسسات فرصت‌های بیشتری برای سرمایه‌گذاری داشته باشند و این منجر به افزایش «ارزش انتظار برای سرمایه‌گذاری» در آن شرکت‌ها می‌شود. در واقع شرکت‌هایی که

www.SID.ir

Archive of SID

چرخهٔ عملیاتی بالاتری دارند، فرصت و زمان بیشتری برای سرمایه‌گذاری دارند و می‌توانند انتظار و زمان بیشتری برای انجام سرمایه‌گذاری داشته باشند. بر این اساس می‌توان پیش‌بینی کرد که در شرکت‌های دارای چرخهٔ عملیاتی بالاتر، احتمال بیشتری وجود دارد که از دیدگاه مبتنی بر سرمایه‌گذاری اختیار واقعی پیروی شود. در این‌گونه شرکت‌ها رابطهٔ منفی بین نوسان‌پذیری و تعهدات سرمایه در گردش قوی‌تر است (عاریف و همکاران، ۲۰۱۶). با توجه به آنچه که گفته شد فرضیهٔ دوم پژوهش به صورت زیر مطرح می‌شود:

فرضیهٔ دوم: چرخهٔ عملیاتی شرکت‌ها بر رابطهٔ بین نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش تأثیر دارد.

عامل دیگری که می‌تواند بر رابطهٔ بین نوسان‌پذیری و سرمایه در گردش تعهدی تأثیرگذار باشد بحران‌های مالی (درماندگی مالی)[۱۴] است. درماندگی مالی به شرایطی اطلاق می‌شود که شرکت نتواند به طور کامل به تعهدات خود در قبال تأمین‌کنندگان مالی عمل نموده و در عمل به این تعهدات دچار مشکل باشد (مهرانی و همکاران، ۱۳۹۶). تحقیقات قبلی نشان داده است که در شرکت‌هایی که دچار بحران مالی شده‌اند، نیرومندی رابطهٔ منفی بین نوسان‌پذیری و سرمایه‌گذاری کاهش پیدا کرده است (آیزدوفر، ۲۰۰۸). کاهش شدت رابطهٔ ذکر شده به این دلیل است که سرمایه‌گذاران تمایل دارند در شرکت-های دارای عدم اطمینان و ناپایداری بالا سرمایه‌گذاری بیشتری انجام دهند تا بدین وسیله باعث انتقال ریسک به اعتباردهندگان شوند (استون و همکاران، ۲۰۰۹ و آیزدوفر، ۲۰۰۸). بر اساس مطالب گفته شده، پیش‌بینی می‌شود که درماندگی مالی شرکت‌ها می‌تواندرابطهٔ بین نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و اقلام تعهدی را تحت تأثیر دهد، بنابراین، فرضیهٔ سوم پژوهش به صورت زیر مطرح می‌شود:

فرضیهٔ سوم: درماندگی مالی شرکت‌ها بر رابطهٔ بین نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش تأثیر دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

پیشینهٔ پژوهش

با توجه به جدید بودن موضوع سرمایه‌گذاری بر مبنای اختیار واقعی، پژوهش‌های داخلی در این زمینه اندک است. سینایی و هاشمی (۱۳۸۸) در پژوهشی که انجام دادند میزان استفادهٔ مدیران شرکت‌ها از دیدگاه اختیارات سرمایه‌گذاری را مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافتند که میزان عدم اطمینان محیطی (بازار) در استفاده از اختیارات سرمایه‌گذاری توسط مدیران شرکت‌ها تأثیرگذار بوده و مدیران در انتخاب انواع سرمایه‌گذاری‌ها و پروژه‌ها، عدم اطمینان محیطی را لحاظ می‌کنند. همچنین آنها نتیجه گرفتند که میزان و اندازهٔ سرمایه‌گذاری‌ها در استفاده از دیدگاه اختیارات سرمایه‌گذاری توسط مدیران تأثیرگذار است. یافته‌های پژوهش فروغی و صادقی (۱۳۹۲) نشان داد که افزایش نااطمینانی باعث نمی‌شود مدیران شرکت‌ها انتخاب طرح‌های سرمایه‌گذاری را به تأخیر بیاندازند. به عبارت دیگر، مدیران، ارزش اختیار ناشی از منتظر ماندن برای دریافت اطلاعات جدید را مد نظر قرار نمی‌دهند. در پیوند با ناتوانی مالی شرکت‌ها و اقلام تعهدی، هاشمی و همکاران (۱۳۹۲) رابطهٔ بین اقلام تعهدی و بازدهٔ غیرعادی آتی سهام را با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی شرکت‌ها مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که نابهنجاری اقلام تعهدی در بازار سرمایه ایران وجود داشته و بر رابطهٔ بین اقلام تعهدی و بازدهٔ غیرعادی سهام تأثیر دارد.

در حوزهٔ پژوهش‌های خارجی، سرکار (۲۰۰۰) در پژوهش خود بیان نمود که براساس چارچوب اختیار واقعی می‌باید افزایش در عدم اطمینان و ناپایداری بر سرمایه‌گذاری اثر منفی داشته باشد. او نشان داد که رابطهٔ منفی بین سرمایه‌گذاری و عدم اطمینان همیشه صادق نبوده و نتیجه گرفت که در وضعیت‌های معینی افزایش در عدم اطمینان بر میزان سوددهی سرمایه‌گذاری تأثیر مثبتی گذاشته و بین عدم اطمینان و میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، رابطهٔ مثبتی وجود دارد. آیزدوفر (۲۰۰۸) در پژوهشی که انجام داد، رفتار انتقال ریسک در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌هایی را که دچار درماندگی مالی شده‌اند، مورد بررسی قرار داد. او با استفاده از دیدگاه سرمایه‌گذاری اختیار واقعی

www.SID.ir

Archive of SID

نشان داد که انگیزه‌های انتقال ریسکِ سرمایه‌گذاران می‌تواند باعث معکوس شدن رابطهٔ منفی بین سرمایه‌گذاری و عدم اطمینان شود. نتایج نشان داد در شراطی که احتمال ورشکستگی شرکت‌ها بالا باشد، عدم اطمینان دو اثر متضادی بر سرمایه‌گذاریِ جاری دارد. اثر اول که مبتنی بر دیدگاه اختیار واقعی بوده، منفی است و اثر دوم که بر اساس دیدگاه انتقال ریسک است، مثبت است. نهایتاً اینکه اثر دومی بر اثر اولی غلبه می‌کند و باعث می‌شود در بحران‌های مالی رابطهٔ بین نوسان‌پذیری و سرمایه‌گذاری مثبت شود.

ماریکاوا (۲۰۱۶) در پژوهشی که انجام داد نتیجه گرفت که بین سرمایه‌گذاری و عدم اطمینان تجاری، رابطهٔ منفی وجود دارد. همچنین وی دریافت که شرکت‌های تولیدی و مؤسسات کوچک تمایل بیشتری برای مواجه شدن با عدم اطمینان بالا دارند. بندینگ و دیبیاسی (۲۰۱۶) دریافتند که عدم اطمینان به واسطهٔ وجود رویکرد اختیار واقعی به طور منفی بر سرمایه‌گذاری در ماشین آلات و تجهیزات تأثیرگذار است. همچنین تأثیر منفی عدم اطمینان بر مخارج تحقیق و توسعه به واسطهٔ وجود اختیار رشد است (تئوری اختیار رشد در مقابل تئوری اختیار واقعی قرار داشته و بیان می‌دارد که عدم اطمینان باعث افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود). آنها همچنین نتیجه گرفتند که اثر عدم اطمینان بر سرمایه‌گذاری برای سرمایه‌گذاری‌های برگشت ناپذیر (نسبت به سرمایه‌گذاری‌های برگشت‌پذیر) قوی‌تر است.

عاریف و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی که انجام دادند دریافتند که بین نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و سرمایه در گردش تعهدی، رابطهٔ منفی وجود دارد. آنها متغیرهای مربوط به چرخهٔ عملیاتی و احتمال ورشکستگی شرکت‌ها را نیز به الگوی اصلی خود اضافه کرده و نتیجه گرفتند که چرخهٔ عملیاتی بالاتر شرکت‌ها باعث افزایش شدت رابطهٔ بین نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و سرمایه در گردش تعهدی می‌شود. همچنین آنها دریافتند که در شرکت‌هایی که احتمال ورشکستگی (درماندگی مالی) آنها بیشتر بود رابطهٔ بین نوسانات بازدهٔ سهام و تعهدات مثبت است. یافته دیگر پژوهش این بود که دیدگاه سرمایه‌گذاری بر

www.SID.ir

Archive of SID

مبنای اختیار واقعی در شناسایی مؤسساتی که به وسیله اقلام تعهدی، سود را مدیریت می‌کنند کارآمد و مفید خواهد بود.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی بوده و از لحاظ ماهیت توصیفی همبستگی و با استفاده از رویکرد پس‌رویدادی است. برای جمع آوری مبانی نظری از مقالات و کتاب‌های داخلی و خارجی و برای گردآوری داده‌ها و سایر اطلاعات مورد نیاز از نرم افزار ره‌آورد نوین و صورت‌های مالی و گزارش‌های منتشر شده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است.

جامعه و نمونهٔ آماری پژوهش

جامعهٔ آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و دورهٔ زمانی پژوهش از ابتدای سال ۱۳۹۰ لغایت پایان سال ۱۳۹۳ است. برای محاسبهٔ برخی از متغیرها از داده‌های سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۴ نیز استفاده شده است. برای افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی شرکت باید منتهی به پایان اسفند باشد، صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه شرکت‌ها به طور کامل در سایت بورس موجود باشد، شرکت‌ها تا پایان اسفند ۱۳۸۹ در بورس پذیرفته شده و نباید سال مالی خود را طی دوره مورد مطالعه تغییر داده باشند، از شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ و بانک‌ها نبوده و اطلاعات مورد نیاز آنها برای انجام این پژوهش در دسترس باشد. در نهایت پس از بررسی‌های لازم و اعمال فیلترهای گفته شده ۴۳۲ سال شرکت به عنوان نمونه انتخاب شدند.

الگوهای استفاده شده و تعریف متغیرها

برای آزمون فرضیهٔ اول از الگوی شمارهٔ ۱ استفاده شده است:

$$WCA_{i,t+1}= \alpha+\beta_1 Vol_{i,t} + \beta_2 Log(Assets)_{i,t} +\beta_3 Log(MBT)_{i,t} +\beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 CFO_{i,t} +\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

که در آن WCA: اقلام تعهدی سرمایه در گردش عملیاتی است که به صورت زیر محاسبه شده است:

$$WCA_{i,t+1}=(AR+INV+OCA-CL-OCL)_{i,t+1}-(AR+INV+OCA- CL-OCL)_{i,t}$$

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن؛ AR: حساب‌ها و اسناد دریافتنی تجاری؛ INV: موجودی کالا؛ OCA: سایر دارایی‌های عملیاتی جاری غیر نقدی؛ CL: حساب‌ها و اسناد پرداختنی تجاری؛ و OCL: سایر بدهی‌های عملیاتی جاری است. VOL: نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام است که با استفاده از انحراف معیار بازدهٔ روزانهٔ سهام و به صورت زیر محاسبه شده است:

$$\sigma_{i,t} = \sqrt{\frac{\sum_1^n (R_{i,t} - \overline{R_t})^2}{n-1}}$$

که در آن n: تعداد روزهای معامله شده سهام شرکت مورد نظر طی سال؛ R: بازدهٔ روزانهٔ سهام؛ و $\overline{R}$:میانگین بازدهٔ روزانهٔ سهام طی سال است.

Log(Assets): متغیر کنترل برای اندازهٔ شرکت بوده که برای محاسبه آن از لگاریتم دارایی‌ها استفاده شده است، Log(MBT): برابر با لگاریتم نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری آن است؛ LEV: اهرم شرکت بوده که از تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها محاسبه شده وCFO: خالص جریان نقد عملیاتی است.

برای آزمون فرضیهٔ دوم از الگوی شمارهٔ ۲ استفاده شده است:

$$WCA_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Vol_{i,t} + \beta_2 OpCycle_{i,t} + \beta_3 Vol*OpCycle_{i,t} + \beta_4 Log(Assets)_{i,t} + \beta_5 Log(MBT)_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۲)$$

که در آن؛ OpCycle: چرخهٔ عملیاتی شرکت‌های نمونه است که بر عدد ۱۰۰۰ تقسیم شده است. چرخهٔ عملیاتی به شرح زیر محاسبه شده است:

$$\text{Operating Cycle}_{i,t} = \frac{\text{AverAR}i,t}{(\text{Sale}i,t/360)} + \frac{\text{AverINV}i,t}{(\text{COGS}\,i,t/360)}$$

که در آن؛ AverAR: میانگین حساب‌ها و اسناد دریافتی تجاری طی سال؛ Sale: فروش؛ AverINV: میانگین موجودی کالا طی سال؛ و COGS: بهای تمام شده کالای فروش رفته است. سایر متغیرها در تشریح الگوی ۱ تعریف شدند.

برای آزمون فرضیهٔ سوم از الگو زیر استفاده شده است:

$$WCA_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Vol_{i,t} + \beta_2 Distress_{i,t} + \beta_3 Vol*Distress_{i,t} + \beta_4 Log(Assets)_{i,t} + \beta_5 Log(MBT)_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۳)$$

که در آن؛ Distress: شاخص ورشکستگی شرکت‌ها است که با استفاده از الگوی ارائه شده توسط پورحیدری و کوپائی (۱۳۸۹) محاسبه شده است. در صورتی که در

www.SID.ir

Archive of SID

الگوی مذکور P-SCORE محاسبه شده برای شرکت i در سال t کمتراز ۱۵/۸۹۰۷ باشد احتمال ورشکستگی شرکت بسیار بالا بوده و دارای بحران مالی است و عدد یک برای متغیر موهومی (مجازی) Distress اختصاص داده شده و در غیر این‌صورت عدد صفر اختصاص داده شده است. الگوی پورحیدری و کوپائی به صورت زیر است:

$$P\text{-}SCORE = 3.20784K_1 + 1.80384K_2 + 1.61363K_3 + 0.50094K_4 + 0.16903K_5 - 0.39709K_6 + 0.12505K_7 + 0.33849K_8 + 1.42363K_9$$

که در آن؛ K_1: نسبت سود قبل از بهره و مالیات به دارایی‌ها؛ K_2: نسبت سود انباشته به دارایی‌ها؛ K_3: نسبت سرمایه در گردش به دارایی‌ها؛ K_4: نسبت حقوق صاحبان سهام به بدهی‌ها؛ K_5: نسبت سود قبل از بهره و مالیات به فروش؛ K_6: نسبت دارایی‌های جاری به بدهی‌های جاری؛ K_7: نسبت سود خالص به فروش؛ K_8: نسبت بدهی‌ها به دارایی‌ها؛ و K_9: اندازهٔ شرکت (لگاریتم فروش) است. سایر متغیرها در تشریح الگوی ۱ تعریف شدند.

در همه الگوها، متغیرهای WCA وCFO برای همگن شدن بر میانگین کل دارایی‌های دوره تقسیم شده‌اند. همچنین استفاده از متغیرهایCFO، Lev، Log(MBT) و Log (Assets) به عنوان متغیرهای کنترل در الگوها با استناد به مطالعه انجام شده توسط عاریف و همکاران (۲۰۱۶) بوده است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرها

در جدول شمارهٔ ۱ آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش ارائه گردیده است. همچنان که در تبیین الگوها توضیح داده شد، متغیرهای اقلام تعهدی سرمایه در گردش و جریان‌های نقدی عملیاتی بر کل دارایی‌ها تقسیم شده‌اند. در ارتباط با متغیر اقلام تعهدی سرمایه در گردش (WCA) می‌توان گفت که بیشترین تغییر مثبت در سرمایه در گردش غیر نقدی ۸۷٪ است در حالی که بیشترین تغییر منفی برای سرمایه در گردش غیر نقدی ۰/۵۷۵ است. میانگین انحراف معیار بازده روزنه سهام شرکت‌های مورد بررسی (یا همان نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام) ۰/۰۲۸ بوده و انحراف معیار نوسان‌پذیری ۰/۰۲۲است. در حالی

www.SID.ir

Archive of SID

که بیشینه نمرهٔ محاسبه شده برای الگوی پورحیدری و کوپائی (۱۳۸۹) برابر با ۲۲/۲۵۶ است، کمینه این نمره برابر با ۱۳/۵۴۹ است.

جدول شمارهٔ ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
WCA	۰/۰۵۳	۰/۰۴۱	۰/۸۷	-۰/۵۷۵	۰/۱۶۳
Vol	۰/۰۲۸	۰/۰۲۵	۰/۱۵۱	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۲۲
OpCycle	۰/۲۶۱	۰/۲۲۹	۱/۰۷۵	۰/۰۳۰	۰/۱۷۲
P-SCORE	۱۷/۸۶۴	۱۷/۷۸۹	۲۲/۲۵۶	۱۳/۵۴۹	۱/۶۲۳
Log(Assets)	۲۷/۹۵۶	۲۷/۶۷۵	۳۲/۸۲۴	۲۳/۹۸۲	۱/۶۰۷
Log(MBT)	۰/۷۶۳	۰/۷۸۹	۲/۴۰۱	-۱/۲۰۹	۰/۷۱۹
LEV	۰/۶۱۵	۰/۶۱۹	۲/۰۷۷	۰/۰۹	۰/۰۲۳
CFO	۰/۱۵	۰/۱۳۱	۰/۸۲۳	-۰/۳۳۴	۰/۱۶۳

انتخاب الگوی برآورد

آزمون‌های چاو[15] و بروش- پاگان[16] از مهم‌ترین آزمون‌ها برای انتخاب از میان الگوی داده‌های تلفیقی[17](مقید) و پانلی[18](تابلویی) هستند. همچنین در صورت انتخاب داده‌های پانلی، به منظور انتخاب از بین الگوی اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. برای انتخاب از بین روش‌های تلفیقی و تابلویی فرض صفر (H_0) به این صورت است که عرض از مبدأها برای همه مقاطع یکسان است. در صورتی که معناداری آمارهٔ F لیمر آزمون چاو بیشتر از ٪۵ باشد فرض H_0 پذیرفته شده و از الگوی داده‌های تلفیقی استفاده می‌شود در غیر این صورت از الگوی داده‌های پانلی استفاده می‌شود. جدول شمارهٔ ۲ نتایج آزمون‌های F لیمر و بروش- پاگان را برای تعیین الگوی اثرات تلفیقی و تابلویی نشان می‌دهد.

با توجه به اینکه سطح معناداری آمارهٔ F لیمربرای الگوهای ۱، ۲ و ۳ به ترتیب برابر با ۵۸۲/۶۳۴، ۰/۰ و ۰/۴۶۵ است برای تخمین هر دو الگو از الگوی داده‌های تلفیقی استفاده شده است. همچنین سطح معناداری به‌دست آمده با استفاده از آزمون بروش- پاگان نیز که

www.SID.ir

Archive of SID

برای هر سه الگو بیشتر از ۵٪ است استفاده از روش داده‌های تلفیقی (یا اثرات مشترک) را تأیید می‌نماید.

جدول شمارهٔ۲. نتیجهٔ آزمون چاو و بروش-پاگان برای انتخاب الگوی مناسب

فرض H_0	الگو	نوع آزمون	آماره	معناداری	نتیجهٔ آزمون
عرض از مبدأها یکسان است	۱	چاو(Fلیمر)	۰/۵۷۱	۰/۶۳۴	عدم رد فرض H_0 (و استفاده از
		بروش-پاگان	۰/۶۶۲	۰/۴۱۵	روش داده‌های تلفیقی)
	۲	چاو(F لیمر)	۰/۶۵۱	۰/۵۸۲	عدم رد فرض H_0 (و استفاده از
		بروش-پاگان	۰/۵۳۵	۰/۴۶۴	روش داده‌های تلفیقی)
	۳	چاو(F لیمر)	۰/۸۵۳	۰/۴۶۵	عدم رد فرض H_0 (و استفاده از
		بروش-پاگان	۰/۲۷۹	۰/۵۹۷	روش داده‌های تلفیقی)

آزمون ناهمسانی واریانس

برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس در الگوها از آزمون وایت[19] استفاده شده است که نتایج آن در جدول شمارهٔ ۳ نشان داده شده است. در صورتی که آماره‌های آزمون وایت معنادار باشند فرض H_0 یعنی همسان بودن واریانس خطاها رد شده و برای رفع ناهمسانی واریانس باید اقدام نمود.

همچنان که مشاهده می‌شود در برازش هر سه الگو، آمارهٔ F آزمون وایت در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار است. آزمون ضریب لاگرانژ نیز برای هر سه الگو در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار است. آمارهٔ آزمون F برای الگوهای۱، ۲ و ۳ به ترتیب برابر با ۱۳/۶۸۴، ۸/۸۳۸ و ۹/۲۷۹ است. با توجه به سطوح معناداری به‌دست آمده برای آزمون وایت، فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس خطاها برای هر سه الگوی برازش شده رد می‌شود و بنابراین ناهمسانی واریانس وجود دارد که برای رفع آن از روش تصحیح وایت (انحراف معیار سازگار شده با ناهمسانی) استفاده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول شمارهٔ۳. نتیجهٔ آزمون وایت برای تشخیص ناهمسانی واریانس

فرض H_0	نوع آزمون	الگو		آماره	معناداری	نتیجهٔ آزمون
واریانس خطاها همسان است	وایت	۱	آزمون F	۱۳/۶۸۴	۰/۰۰۰	رد فرض H_0 (وجود ناهمسانی واریانس)
			آزمون ضزیب لاگرانژ	۱۷۲/۶۸	۰/۰۰۰	
		۲	آزمون F	۸/۸۳۸	۰/۰۰۰	رد فرض H_0 (وجود ناهمسانی واریانس)
			آزمون ضزیب لاگرانژ	۱۸۹/۴۶۲	۰/۰۰۰	
		۳	آزمون F	۹/۲۷۹	۰/۰۰۰	رد فرض H_0 (وجود ناهمسانی واریانس)
			آزمون ضزیب لاگرانژ	۱۸۰/۷۱۷	۰/۰۰۰	

نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ اول

جدول شمارهٔ ۴ نتایج آزمون فرضیهٔ اول پژوهش را نشان می‌دهد. با استفاده از الگوی ۱ رابطهٔ بین اقلام تعهدی سرمایه در گردش و عدم اطمینان محیطی که با متغیر نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام شرکت‌ها اندازه‌گیری می‌شد مورد بررسی و آزمون قرار گرفت. برای بررسی وجود و یا عدم وجود همخطی بین متغیرهای توضیحی از معیار عامل تورم واریانس[۲۰]استفاده می‌شود. همخطی مشکلی است که از ساختار داده‌ها (و نه شیوهٔ برآورد الگو) ناشی می‌شود. در صورتی که عدد به‌دست آمده برای عامل تورم وایانس بالاتر از ۱۰ باشد، بیانگر وجود همخطی شدید بین متغیرها خواهد بود در غیر این صورت، همخطی قابل اغماض خواهد بود. برای همهٔ متغیرهای توضیحی در جدول شمارهٔ ۴ عامل تورم واریانس کمتر از ۱۰ بوده و بنابراین مشکل همخطی در تخمین الگو وجود ندارد. آمارهٔ دوربین واتسون نیز برای الگوی برازش شده برابر با ۱/۷۳۶ است. برای آزمون وجود خود همبستگی سریالی بین باقیمانده‌ها از آمارهٔ دوربین واتسون استفاده می‌شود. چنانچه آمارهٔ دوربین واتسون برای الگوی برازش شده در بازه ۱/۵ و ۲/۵ قرار داشته باشد می‌توان به طور تقریبی پذیرفت که بین باقیمانده‌ها خود همبستگی مرتبهٔ اول وجود ندارد. با توجه به عدد به‌دست آمده برای آمارهٔ دوربین واتسون می‌توان گفت که به طور تقریبی در تخمین الگوی ۱ اجزا خطا همبستگی معناداری با یکدیگر ندارند. همچنین باتوجه به آمارهٔ F

www.SID.ir

Archive of SID

به‌دست آمده و سطح معناداری آن که به ترتیب برابر با ۵/۹۴۳ و ۰/۰۰۰ هستند می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹٪ الگوی رگرسیون خطی از لحاظ آماری معنادار است. ضریب تعیین تعدیل شده نیز برابر با ۰/۰۵۴است.

جدول شمارهٔ ۴. نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ اول(تخمین الگوی ۱)

$$WCA_{i,t+1}= \alpha+\beta_1 Vol_{i,t} + \beta_2 Log(Assets)_{i,t} +\beta_3 Log(MBT)_{i,t} +\beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 CFO_{i,t} +\varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	آمارهٔ t	سطح معناداری	عامل تورم واریانس
(Constant)	۰/۱۳۹	۱/۰۷۴	۰/۲۸۳	–
$Vol_{i,t}$	−۱/۴۶۵	−۲/۴۲۸	۰/۰۱۵	۱/۱۰۴
$Log(Assets)_{i,t}$	−۰/۰۰۳	−۰/۷۱۶	۰/۴۷۳	۱/۰۵۲
$Log(MBT)_{i,t}$	۰/۰۱۱	۰/۹۶۵	۰/۳۳۴	۱/۱۲
$Lev_{i,t}$	۰/۰۲۷	۰/۴۹۴	۰/۶۲۱	۱/۷۳۴
$CFO_{i,t}$	۰/۱۵۱	۲/۴۲۸	۰/۰۱۵	۱/۶۸۴
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۰۵۴		ضریب تعیین: ۰/۰۶۵		دوربین واتسون :۱/۷۳۶
سطح معناداریF: ۰/۰۰۰		آمارهF: ۵/۹۴۳		تعداد مشاهدات: ۴۳۲

جدول شمارهٔ ۵. نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ دوم (تخمین الگوی ۲)

$$WCA_{i,t+1}= \alpha + \beta_1 Vol_{i,t} + \beta_2 OpCycle_{i,t} + \beta_3 Vol*OpCycle_{i,t} + \beta_4 Log(Assets)_{i,t} + \beta_5 Log(MBT)_{i,t} + \beta_6 Lev_{i},t + \beta_7 CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	آمارهٔ t	سطح معناداری	عامل تورم واریانس
(Constant)	۰/۱۵۸	۱/۲۱۹	۰/۲۲۳	–
Vol_{i},t	−۱/۵۰۴	−۲/۳۵۳	۰/۰۱۹	۱/۲۷۹
$OpCycle_{i,t}$	−۰/۰۵۹	−۰/۹۲۲	۰/۳۵۷	۲/۵۳۱
$Vol*OpCycle_{i,t}$	۰/۴۱۱	۰/۱۹۲	۰/۸۴۷	۲/۸۴۶
$Log(Assets)_{i,t}$	−۰/۰۰۳	−۰/۷۴۵	۰/۴۵۶	۱/۰۷۴
$Log(MBT)_{i,t}$	۰/۰۱	۰/۸۴۳	۰/۳۹۹	۱/۱۳۴
Lev_{i},t	۰/۰۲۹	۰/۵۲۲	۰/۶۰۱	۱/۷۷۳
$CFO_{i,t}$	۰/۱۴۳	۲/۲۸۲	۰/۰۲۳	۱/۷۳۹
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۰۵۲		ضریب تعیین: ۰/۰۶۸		دوربین واتسون: ۱/۷۳۹
سطح معناداریF: ۰/۰۰۰		آمارهٔ F: ۲/۴۲۲		تعداد مشاهدات: ۴۳۲

www.SID.ir

Archive of SID

ضریب متغیر نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام یعنی Vol برابر با ۱/۴۶۵- بوده و با توجه به سطح معناداری آمارهٔ t آن که آن که برابر با ۰/۰۱۵است، فرضیهٔ اول پژوهش در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرفته می‌شود. بر این اساس می‌توان بیان نمود که نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام تأثیر منفی و معناداری بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد.

نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ دوم

برای آزمون فرضیهٔ دوم با استفاده از الگوی ۲رابطهٔ بین نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام با اقلام تعهدی با در نظر گرفتن چرخهٔ عملیاتی شرکت‌ها مورد آزمون قرار گرفت. جدول شمارهٔ ۵ نتایج برآورد الگوی ۲ پژوهش را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که اجزا خطا همبستگی معناداری با یکدیگر ندارند، زیرا عدد به‌دست آمده برای آمارهٔ دوربین واتسون به طور تقریبی نزدیک عدد ۲ است (۱/۷۳۹). همچنین در سطح اطمینان ۹۹٪ الگوی رگرسیون خطی از لحاظ آماری معنادار است زیرا که سطح معناداری آمارهٔ F برابر با ۰/۰۰۰ است. عامل تورم واریانس نیز برای همه متغیرهای توضیحی کمتر از ۱۰ بوده و بنابراین مشکل همخطی در تخمین الگو وجود ندارد. متغیر مورد نظر در تخمین الگوی ۲، متغیر Vol*OpCycle است که در واقع متغیر تعامل بین دو متغیر نوسان‌پذیری و چرخهٔ عملیاتی بوده و ضریب آن برابر با ۰/۴۱۱است. با توجه به سطح معناداری آمارهٔ tکه برابر با ۰/۸۴۷ است فرضیهٔ دوم پژوهش پذیرفته نمی‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که تأثیر چرخهٔ عملیاتی شرکت‌ها بر رابطهٔ بین نوسان‌پذیری و اقلام تعهدی سرمایه در گردش از لحاظ آماری معنادار نیست.

نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ سوم

جدول شمارهٔ ۶ نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ سوم پژوهش را نشان می‌دهد که در آن الگوی ۳ برازش شده است. همچنان که در جدول شمارهٔ ۶ مشاهده می‌شود عامل تورم واریانس برای همه متغیرهای توضیحی کمتر از ۱۰ بوده و بنابراین مشکل همخطی قابل اغماض خواهد بود. آمارهٔ دوربین واتسون برابر با ۱/۸۱۲ بوده و نشان می‌دهد که اجزای اخلال همبستگی معناداری با یکدیگر ندارند. با توجه به سطح معناداری آمارهٔ F که برابر با ۰/۰۰۰

www.SID.ir

Archive of SID

است، می‌توان نتیجه گرفت که الگو در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار است. پیش‌بینی بر این بود که ضریب متغیر تعامل بین دو متغیر نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و درماندگی مالی یعنی Vol*Distress مثبت و معنادار خواهد بود. همچنان که مشاهده می‌شود ضریب به‌دست آمده برای متغیر Vol*Distress برابر با ۲/۵۶۸است و با توجه به آماره t و سطح معناداری آن که به ترتیب برابر با ۲/۲۹۶ و ۰/۰۲۲ است فرضیهٔ سوم پژوهش با خطای ۵٪ پذیرفته شده و نتیجه گرفته می‌شود که تأثیر درماندگی مالی شرکت‌ها بر شدت رابطهٔ بین نوسان‌پذیری و اقلام تعهدی سرمایه در گردش از لحاظ آماری معنادار است.

از بین متغیرهای کنترلی، در هر سه الگو برآورد شده متغیر خالص جریان وجه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی یعنی CFO رابطهٔ مثبت و معناداری (با سطح اطمینان ۹۵٪) با اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد.

جدول شمارهٔ۶. نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ سوم (تخمین الگوی ۳)

$$WCA_{i,t+1}= \alpha + \beta_1 Vol_{i,t} + \beta_2 Distress_{i,t} + \beta_3 Distress*Vol_{i,t} + \beta_4 Log(Assets)_{i,t} + \beta_5 Log(MBT)_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	آمارهٔ t	سطح معناداری	عامل تورم واریانس
(Constant)	۰/۱۸۳	۱/۴۴۴	۰/۱۴۹	-
$Vol_{i,t}$	-۳/۱۴۹	-۳/۵۱۹	۰/۰۰۰	۳/۴۲۲
$Distress_{i,t}$	-۰/۱۰۴	-۳/۴۲۸	۰/۰۰۰	۴/۶۸۲
$Vol*Distress_{i,t}$	۲/۵۶۸	۲/۲۹۶	۰/۰۲۲	۶/۶۹۱
$Log(Assets)_{i,t}$	-۰/۰۰۲	-۰/۵۴۴	۰/۵۸۶	۱/۰۶۶
$Log(MBT)_{i,t}$	۰/۰۱۱	۰/۹۲۶	۰/۳۵۴	۱/۲۴۹
$Lev_{i,t}$	۰/۰۲۲	۰/۳۹۳	۰/۶۹۳	۱/۸۵۶
$CFO_{i,t}$	۰/۱۵۳	۲/۴۷۴	۰/۰۱۳	۱/۷۷۲
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۰۸۶		ضریب تعیین: ۰/۱۰۱		دوربین واتسون: ۱/۸۱۲
سطح معناداری F: ۰/۰۰۰		آمارهٔ F: ۶/۸۲۵		تعداد مشاهدات: ۴۳۲

آزمون‌های اضافی

برای استحکام بیشتر نتایج، رابطهٔ بین نوسان‌پذیری و مخارج سرمایه‌ای نیز مورد بررسی قرار گرفته است. همچنان که در مبانی نظری توضیح داده شد، پیش‌بینی وجود

www.SID.ir

Archive of SID

رابطهٔ منفی بین نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و اقلام تعهدی از این بحث سرچشمه می‌گیرد که اقلام تعهدی سرمایه در گردش به عنوان بخشی از سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در نظر گرفته می‌شود. بنابراین، بر اساس همان مبانی نظری که تشریح شد باید بین مخارج سرمایه‌ای و نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام نیز رابطهٔ منفی وجود داشته باشد. در جدول شمارهٔ ۷ تخمین الگوی ۱ با در نظر گرفتن مخارج سرمایه‌ای به عنوان متغیر وابسته ارائه شده است.

در جدول شمارهٔ ۷، CE مخارج سرمایه‌ای شرکت i در سال t+1 است. همچنان که مشاهده می‌شود عدم اطمینان محیطی که در اینجا با نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام نشان داده می‌شود با مخارج سرمایه‌ای شرکت‌ها، رابطهٔ منفی دارد (ضریب Vol برابر با ۱/۵۰۵- بوده و معناداری آن برابر با ۰/۰۱ است). در واقع، زمانی که نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام شرکت بالا است، مدیران، مخارج سرمایه‌ای کمتری انجام می‌دهند و بر اساس تئوری سرمایه‌گذاری اختیار واقعی، منتظر می‌شوند تا عدم اطمینان کمتر شود.

برای آزمون دوباره تأثیر احتمال ورشکستگی شرکت‌ها بر رابطهٔ بین نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش و استحکام بیشتر نتایج به دست آمده از آزمون فرضیهٔ سوم پژوهش، کل شرکت‌های نمونه به دو دسته تقسیم شدند. شرکت‌هایی که نمرهٔ شاخص ورشکستگی آنها بالاتر از میانهٔ نمرات این شاخص یعنی عدد ۱۷/۷۸۹ بود به‌عنوان شرکت‌های با احتمال ورشکستگی پائین طبقه‌بندی شده و آنهایی که پائین‌تر از میانه بودند به عنوان شرکت‌های با احتمال ورشکستگی بالا طبقه‌بندی شدند. در جدول ۸ نتایج تخمین الگوی ۱ برای هر دو گروه ازشرکت‌ها به صورت خلاصه ارائه شده است.

مشاهده می‌شود در شرکت‌های با احتمال ورشکستگی پائین، بین نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش، رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد (ضریب Vol برابر با ۱/۸۷۵- بوده و معناداری آن ۰/۰۳۹ است)، ولی زمانی که احتمال ورشکستگی شرکت‌ها بیشتر می‌شود این رابطه کمرنگ شده و معناداری رابطه کاهش پیدا می‌کند (در مجموعهٔ شرکت‌های با احتمال ورشکستگی بالا ضریب Vol برابر با ۰/۹۱۸- بوده و

www.SID.ir

Archive of SID

معناداری آن ۰/۲۷۷ است). این یافته در تطابق با مفاهیم نظری مطرح شده است که بیان می‌کنددر شرکت‌هایی که دچار بحران مالی شده‌اند نیرومندی رابطهٔ منفی بین نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش کاهش پیدا می‌کند.

جدول شمارهٔ ۷. تخمین الگوی ۱ با در نظر گرفتن مخارج سرمایه‌ای به عنوان متغیر وابسته

$$CE_{i,t+1}= \alpha+\beta_1 Vol_{i,t}+ \beta_2\ Log(Assets)_{i,t} +\beta_3 Log(MBT)_{i,t} +\beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 CFO_{i,t} +\varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضریب	آمارهٔ t	سطح معناداری	عامل تورم واریانس
(Constant)	۰/۰۳۱	۰/۲۵۶	۰/۷۹۷	–
$Vol_{i,t}$	−۱/۵۰۵	−۲/۵۸۶	۰/۰۱	۱/۱۴۵
$Log(Assets)_{i,t}$	۰/۰۰۰۷	۰/۱۷۳	۰/۸۶۲	۱/۰۶۹
$Log(MBT)_{i,t}$	۰/۰۱۹	۱/۷۲۳	۰/۰۸۵	۱/۱۲۴
$Lev_{i,t}$	۰/۰۳۲	۰/۶۲۶	۰/۵۳۱	۱/۹۷۴
$CFO_{i,t}$	۰/۰۶	۱/۱۴۶	۰/۲۵۲	۱/۸۶۵
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۰۵۵		ضریب تعیین: ۰/۰۶۶		دوربین واتسون: ۱/۷۸۴
سطح معناداری F: ۰/۰۰۰		آمارهٔ F: ۶/۱		تعداد مشاهدات: ۴۳۲
سطح معناداری F: ۰/۵۱۵ لیمر			آمارهٔ F: ۰/۷۶۲ لیمر	
سطح معناداری F: ۰/۰۰۰ آزمون وایت			آمارهٔ F: ۱۵/۶۶۲ آزمون وایت	

جدول شمارهٔ ۸. تخمین الگوی ۱ برای دو گروه شرکت‌های با احتمال ورشکستگی بالا و پائین

$$WCA_{i,t+1}= \alpha+\beta_1 Vol_{i,t}+ \beta_2\ Log(Assets)_{i,t} +\beta_3 Log(MBT)_{i,t} +\beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 CFO_{i,t} +\varepsilon_{i,t}$$

نوع شرکت‌ها	مجموعه شرکت‌های با احتمال ورشکستگی پائین			مجموعه شرکت‌های با احتمال ورشکستگی بالا		
متغیر	ضریب	آمارهٔ t	سطح معناداری	ضریب	آمارهٔ t	سطح معناداری
(Constant)	۰/۲۶۵	۱/۳۸۵	۰/۱۶۷	−۰/۰۸۲	−۰/۴۷	۰/۶۳۸
$Vol_{i,t}$	−۱/۸۷۵	−۲/۰۷	۰/۰۳۹	−۰/۹۱۸	−۱/۰۸۸	۰/۲۷۷
$Log(Assets)_{i,t}$	−۰/۰۰۶	−۰/۹۲۲	۰/۳۵۷	۰/۰۰۱	۰/۳۰۵	۰/۷۶
$Log(MBT)_{i,t}$	−۰/۰۰۵	−۰/۳۶۷	۰/۷۱۳	−۰/۰۰۱	−۰/۰۸۸	۰/۹۲۹
$Lev_{i,t}$	−۰/۰۳۲	−۰/۵۴۹	۰/۵۸۳	۰/۲۲۳	۱/۹۹۶	۰/۰۴۷
$CFO_{i,t}$	۰/۱۹۸	۲/۳۲	۰/۰۲۱	۰/۱۲۲	۱/۴۹۵	۰/۱۳۶
تعداد مشاهدات هر مجموعه: ۲۱۶		ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۰۸۵			ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۰۶۱	

www.SID.ir

Archive of SID

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش بر اساس دیدگاه سرمایه‌گذاری مبتنی بر اختیار واقعی پیش‌بینی شد که بالا بودن نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام باعث کاهش اقلام تعهدی سرمایه در گردش خواهد شد. یافته‌های تجربی این پیش‌بینی را تأیید نموده و نشان می‌دهد که بین نوسان‌پذیری بازدهٔ سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش رابطهٔ منفی وجود دارد. در واقع می‌توان گفت که در صورت وجود عدم اطمینان و نوسان‌پذیری عوامل مالی و اقتصادی شرکت، تصمیمات سرمایه‌گذاری صرفاً بر اساس قواعد ارزش فعلی خالص نبوده و سرمایه‌گذاری زمانی انجام می‌شود که ارزش فعلی خالص پروژه بیشتر از ارزش به تأخیر انداختن آن باشد. این یافته با نتیجه پژوهش عاریف و همکاران (۲۰۱۶) و بدرسچر و همکاران (۲۰۱۳) همخوانی دارد.

نتیجهٔ دیگر پژوهش این بود که افزایش احتمال ورشکستگی شرکت‌ها باعث کاهش نیرومندی رابطهٔ منفی بین نوسان‌پذیری و اقلام تعهدی سرمایه در گردش می‌شود. از مهم‌ترین دلایل کاهش شدت این رابطه به مانند نتیجه پژوهش انجام شده توسط آیزدوفر (۲۰۰۸) می‌تواند انگیزه‌های انتقال ریسک سرمایه‌گذاران باشد که باعث معکوس شدن رابطهٔ منفی بین سرمایه‌گذاری و عدم اطمینان می‌شود. همچنین نتایج نشان داد بر خلاف آنچه که بر اساس دیدگاه سرمایه‌گذاری مبتنی بر اختیار واقعی پیش‌بینی شده بود بالا بودن چرخهٔ عملیاتی شرکت‌ها باعث افزایش شدت رابطهٔ منفی بین دو متغیر نوسان‌پذیری و اقلام تعهدی سرمایه در گردش نمی‌شود. در واقع یافته‌های تجربی نشان داد که در شرکت‌های مورد بررسی، چرخهٔ عملیاتی بالا باعث افزایش «ارزش انتظار برای سرمایه‌گذاری» نمی‌شود.

میزان اقلام تعهدی شرکت‌ها، بخش عمده‌ای ازسرمایه‌گذاری‌های انتخاب شده توسط آنها را منعکس می‌کند. به نظر می‌رسد که مدیران شرکت‌ها در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری و در شرایطی که عدم اطمینان محیطی وجود دارد، باید توجه بیشتری به اقلام تعهدی سرمایه در گردش داشته باشند. پیشنهاد می‌شود که تدوین کنندگان قوانین و استانداردهای حسابداری نیز اقلام تعهدی را به عنوان بخشی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری

www.SID.ir

Archive of SID

مؤسسات در نظر گرفته و صرفاً به عنوان بخشی از سوددهی در نظر نگیرند، زیرا که بسیاری از ویژگی‌های سرمایه‌گذاری‌ها (همچنان که در این پژوهش مشاهده شد) در اقلام تعهدی نیز وجود خواهد داشت. همچنین در تهیه استانداردها، این مهم را که اقلام تعهدی سرمایه در گردش را می‌توان به عنوان بخشی از سرمایه‌گذاری شرکت‌ها لحاظ نمود مدنظر قرار دهند.

در این پژوهش برای سنجش عدم اطمینان محیطی از نوسان‌پذیری بازدهٔ روزانهٔ سهام استفاده شد. در پژوهش‌های آتی برای سنجش عدم اطمینان از معیارهای دیگری مانند تغییر پذیری سود و جریان‌های نقدی می‌توان استفاده کرد. همچنین پیشنهاد می‌شود رابطهٔ بین عدم اطمینان محیطی و اقلام تعهدی سرمایه در گردش با در نظر گرفتن متغیرهایی مانند محافظه‌کاری و عدم تقارن اطلاعاتی مورد بررسی و آزمون قرار گیرد.

یادداشت‌ها

1. Real options-based investment
2. Fairfield ant
3. Arifand
4. Schwartzand Trigeorgis
5. Binding and Dibiasi
6. Guiso and Parigi
7. Bond and Cummins
8. Eisdorfer
9. Badertscherand
10. Morikawa
11. Sarkar
12. Optimal inventory
13. Cachon and Terwiesch
14. Distress
15. Chowtest
16. Breusch Pagan test
17. Pooled
18. Panel
19. White test
20. Variance Inflation Factor (VIF)

منابع

بکی حسکوئی، مرتضی؛ داودی، روژین. (۱۳۹۵). ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بارویکرد تحلیل اختیار واقعی: مطالعهٔ موردی بررسی امکان‌سنجی یک طرح نیروگاهی ۵۰۰ مگاواتی. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۵(۱۷)، ۲۲۵-۲۰۷.

پورحیدری، امید؛ کوپائی حاجی، مهدی. (۱۳۸۹). پیش‌بینی بحران مالی شرکت‌ها با استفاده از الگو مبتنی بر تابع تفکیکی خطی. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۲(۱)، ۳۳-۴۶.

سینایی، حسینعلی؛ هاشمی، عیسی. (۱۳۸۸). بررسی میزان استفادهٔ مدیران شرکت‌ها از نظریهٔ اختیارات سرمایه‌گذاری. *حسابداری مالی*، ۱(۱)،۷۶-۹۲.

www.SID.ir

Archive of SID

فروغی، داریوش؛ صادقی، محسن. (۱۳۹۲). رابطهٔ نا اطمینانی غیر سیستماتیک، انعطاف‌پذیری مدیریتی و سرمایه-گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش حسابداری*، ۴(۱۳)،۵۲-۲۹.

مهرانی، ساسان؛ کامیابی، یحیی؛ غیور، فرزاد. (۱۳۹۶). اثر چرخهٔ بازار سرمایه بر رفتار الگوهای پیش‌بینی درماندگی مالی. *دانش حسابداری*، ۸(۲)، ۶۲-۳۵.

هاشمی، سید عباس؛ حمیدیان، نرگس؛ ابراهیمی، خدیجه. (۱۳۹۲). بررسی نابهنجاری اقلام تعهدی با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی در شرکت‌های پذیرفته شده دربورس اوراق بهادار تهران. *حسابداری مالی*، ۵(۱۹)، ۱-۲۰.

Allen, E., Larson, C., Sloan, R. (2013). Accrual reversals, earnings, and stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 56(1), 113-129.

Arif, S., Lee, C. (2014). Aggregate investment andinvestor sentiment. *Review of Financial Studies*, 27(11), 3241-3279.

Arif, S., Marshall, M., Yohn, T. (2016). Understanding the relation between accruals and volatility: A real options-based investment approach. *Journal of Accounting and Economics*, 62(1), 65-86.

Badertscher, B., Shroff, N., White, H. (2013). Externalitiesof public firm presence: Evidencefrom private firms'investment decisions. *Journal of Financial Economics*, 109(3), 682-706.

BakyHaskuee, M., Davoodi, R. (2016). Investment project valuation using real option approach (The case of a 500 MV power generation plant). *Journal of Investment Knowledge*, 5(17), 207–225 [In Persian].

Binding, G., Dibiasi, A. (2016). Exchange rate uncertainty and firm investment plans evidence from swiss survey data. J*ournal of Macroeconomics*, In Press, Accepted Manuscript.

Bond, S., Cummins, J. (2004). Uncertainty and investment: An empirical investigation using dataon analysts profit forecasts. *Working Paper*, Federal Reserve Board.

Cachon, G., Terwiesch, C. (2013). *Matching Supply with Demand: An Introduction to Operations Management*. Third edition, McGraw-Hill.

Dechow, P. (1994). Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: Therole of accountingaccruals. *Journal of Accounting and Economics*, 18(1), 3-42.

Dechow, P., Ge, W. Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, theirdeterminants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 344-401.

Dechow, P., Richardson, S., Sloan, R. (2008). Thepersistence and pricing of the cash componentof earnings. *Journal of Accounting Research*, 46(3), 537-566.

www.SID.ir

Archive of SID

Dixit, A. (1992). Investment and hysteresis. *Journal of Economic Perspectives*, 6(1), 107-132.

Easton, P., Monahan, S., Vasvari, F. (2009). Initial evidence on the role of accounting earnings inthe bond market. *Journal of Accounting Research*, 47(3), 721-766.

Eisdorfer, A. (2008). Empirical evidence of risk shifting in financially distressed firms. *Journal of Finance*, 63(2), 609-637.

Fairfield, P., Whisenant, S., Yohn, T. (2003). Accrued earnings and growth: Implications forfuture earnings performance and market mispricing. *The Accounting Review*, 78(1), 353-371.

Foroughi, D., Sadeghi, M. (2013). Relationships among idiosyncratic uncertainty, managerial flexibility and capital investment within the companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Knowledge*, 4(13), 29–52 [In Persian].

Grenadier, S., Malenko, A. (2010). A bayesian approach to real options: The case ofdistinguishing between temporary and permanent shocks. *Journal of Finance*, 65(5), 1949-1986.

Guiso, L., Parigi, G. (1999). Investment and demand uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 185-227.

Hashemi, S., Hamidian, N., Ebrahimi, K. (2012). Studying the accrual anomaly with regard financial distress in firms of Tehran Stock Exchange. *Quarterly Financial Accounting*, 5(19), 1-20 [In Persian].

Mehrani, S., Kamyabi, Y., Ghayour, F. (2017). Effects of Capital Market Cycle on Behavior of Prediction Patterns of Financial Distress. *Journal of Accounting knowledge*, 8(2), 35-62 [In Persian].

Momente, F., Reggiani, F., Richardson, S. (2013).Inventory growth and future performance: Canit be attributed to risk? *Working Paper*.

Morikawa, M. (2016). Business uncertainty and investment: Evidence from Japanese companies. *Journal of Macroeconomics*, 49, 224–236.

Pourheydari, O., Koopaeehaji, M. (2010). Predicting of firms financial distress by use of linear discriminant function the mode. *Financial Accounting Researches,* 2(1), 33-46 [In Persian].

Richardson, S., Sloan, R., Soliman, M., Tuna, I. (2005). Accrual reliability, earnings persistence, and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, 39(3), 437-485.

Sarkar, S. (2000). On the investment-uncertaintyrelationship in a real options model. *Journalof Economic Dynamics and Control*, 24(2), 219-225.

Schwartz, E., Trigeorgis, L. (2004). *Real options and investment uncertainty: Classical readingsand recent contributions*. Cambridge, MA: MIT Press.

www.SID.ir

Archive of SID

Sinaei, H., Hashemi, E. (2008). Studying the implementation of realoptions by managers of companies. *Quarterly Financial Accounting*, 1(1), 76-92 [In Persian].

Zang, A. (2012). Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-basedearnings management. *The Accounting Review*, 87(2), 675-703.

Zhang, X. (2007). Accruals, investment, and the accrual anomaly. *The Accounting Review*, 82(5), 1333-1363.

www.SID.ir