

بررسی تأثیر محافظه کاری شرطی و غیرشرطی ناشی از اطلاعات

حسابداری و حسابداری بر خطر سقوط آتی قیمت سهام

ثمین کهنسال*، شعیب رستمی** سینا خریدار*** آرش یعقوبی****

چکیده

هدف مقاله حاضر، بررسی تأثیر محافظه کاری شرطی و غیرشرطی ناشی از اطلاعات حسابداری و حسابداری بر خطر سقوط آتی قیمت سهام است. برای این هدف، تعداد ۸۶ شرکت برای دوره پنج ساله انتخاب شدند. در این پژوهش، ابتدا تأثیر سقوط قیمت سهام در سنوات گذشته بر سقوط آتی قیمت سهام مورد بررسی قرار گرفت. در ادامه تأثیر محافظه کاری غیرشرطی با استفاده از معیار احمد و دولمان (۲۰۱۲) بر خطر سقوط آتی قیمت سهام آزمون شد. سپس با بررسی سطح بالای محافظه کاری غیرشرطی، اثر آن بر کاهش نیاز به محافظه کاری شرطی در کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام مورد مطالعه قرار گرفت. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که بین خطر سقوط قیمت سهام در سنوات گذشته با خطر سقوط قیمت سهام در سال آتی رابطه منفی و معنی داری وجود دارد. از سوی دیگر یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که بین محافظه کاری غیرشرطی و خطر سقوط آتی قیمت سهام معنی داری وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: محافظه کاری شرطی، محافظه کاری غیرشرطی، خطر سقوط آتی

قیمت سهام

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۱/۱۹

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۵/۷

* کارشناس ارشد حسابداری، عضو انجمن حسابداری ایران

** کارشناس ارشد حسابداری، عضو انجمن حسابداری ایران

*** مربی حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی رشت

**** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی

نویسنده مسئول: شعیب رستمی Sh_Rostami_Acc@yahoo.com

مقدمه

اطلاعات حسابداری نقش با اهمیتی را در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی^۱ در بازارهای سرمایه ایفا می‌کند. ادبیات تحقیق در این رابطه بیان می‌کند که سود حسابداری به‌عنوان بنیادی‌ترین منبع اطلاعات حسابداری، زمانی دارای کیفیت بیشتری خواهد بود که محافظه کارانه تهیه شده باشد؛ این موضوع نشان می‌دهد که محافظه کاری حسابداری^۲ محیط اطلاعاتی شرکت را بهبود می‌بخشد (بال و همکاران، ۲۰۰۰؛ بال و همکاران، ۲۰۰۳؛ بال و شیواکومار، ۲۰۰۵؛ وانگ، ۲۰۰۶).

از سوی دیگر، بازار سرمایه، به‌عنوان یکی از ارکان اساسی رشد و توسعه اقتصادی کشورها مطرح می‌باشد. سرمایه‌گذاری، از مهم‌ترین مؤلفه‌های تعدیل‌کننده در اقتصاد هر کشور محسوب می‌گردد. بازارهایی نظیر بازار پول، کار و کالا در کنار بازار سرمایه عهده‌دار تخصیص بهینه سرمایه و منابع مالی می‌باشند. در این راستا اطلاعات، نقش اساسی در عملکرد بازار سرمایه ایفا می‌کند (احمدپور و همکاران، ۱۳۹۳). از طرفی منبع اطلاعاتی اکثریت فعالان بازار سرمایه، گزارش‌های مالی منتشره از جانب شرکت‌ها می‌باشد که به‌صورت دوره‌ای در اختیار عموم قرار گرفته و مبنای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل جهت خرید و فروش و سرمایه‌گذاری در بازار سهام می‌باشد.

در چنین وضعیتی با افزایش منابع در اختیار مدیریت، میزان افراد ذینفع مرتبط با شرکت نیز افزایش می‌یابد که پیامد چنین شرایطی بروز تضاد منافع است. مدیران که در کانون این تضاد منافع قرار دارند، با ارائه اطلاعات مالی سعی می‌نمایند این تضاد منافع را کاهش دهند. آنان این انگیزه را دارند که وضعیت شرکت را مطلوب جلوه داده و اغلب به‌علت اختیارات مدیریت در ارائه گزارش‌ها، فرصت اعمال این رویه را نیز بدست می‌آورند. بنابراین وجود مکانیزم‌های نظارتی و کنترلی جهت حفظ منافع سهامداران ضروری است (مشکی و فتاحی، ۱۳۹۰).

در این میان محافظه کاری به‌عنوان یک مکانیزم راهبردی، انگیزه‌ها و توانایی‌های مدیریت را جهت تسریع در افشای اخبار خوب و تأخیر در افشای اخبار بد محدود می‌کند. محافظه کاری به واسطه الزام به قابلیت تأییدپذیری نامتقارن برای شناسایی سودها و زیان‌ها، منجر به تسریع در شناسایی اخبار بد به‌عنوان زیان نسبت به اخبار خوب به‌عنوان سود می‌شود. این موضوع، انگیزه‌های مدیران را برای عدم افشای اخبار بد و تسریع در افشای

اخبار خوب محدود می‌کند. در نتیجه اخبار بد نسبت به اخبار خوب غیرقابل تأیید، به گونه‌ای به‌هنگام‌تر وارد بازار می‌شوند (لافوند و واتس، ۲۰۰۸).

اگرچه بحث تغییرات ناگهانی قیمت سهام در دو شکل سقوط و جهش قیمت سهام، طی سال‌های اخیر و به‌ویژه بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۸ مطرح و مورد پژوهش بسیاری از محققان قرار گرفته است، اما در سال‌های اخیر تعاریف دیگری نیز در رابطه با رفتار مدیران در خصوص انباشت اخبار بد و در نتیجه بروز سقوط قیمت سهام ارائه شده است. کیم و همکاران (۲۰۱۵) بیان نمودند که به جای تمرکز بر شاخصه‌های شرکت که به تشویق انگیزه‌های منفی اما منطقی می‌پردازند (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۹)، می‌توان بر نحوه تأثیرپذیری سقوط قیمت سهام توسط شاخصه‌های مدیران و ویژگی‌های روحی و روانی آن‌ها توجه داشت. تأثیر اطمینان بیش از اندازه یا خوش‌بینی بیش از حد مدیران که می‌توان از آن با عنوان تمایل افراد به غلو کردن در خصوص ظرفیت‌ها، تسلط خود به موضوع و پیامدهای آتی مثبت بر سقوط قیمت سهام یاد نمود از موارد مهم در این رابطه می‌باشد. گراهام و همکاران (۲۰۱۳) نشان دادند که اطمینان بیش از اندازه، یک ویژگی مهم روانی در میان نمونه‌های گوناگون، خصوصاً در میان مدیران رده بالا بوده است. مدیران خودسر (مدیرانی که دارای اطمینان بیش از اندازه هستند) بازده پروژه‌های سرمایه‌گذاری را بیش از اندازه برآورد نموده و از ارزش فعلی خالص منفی پروژه‌ها سوء استفاده می‌نمایند. آن‌ها همچنین تمایل دارند تا بازده‌های منفی موجود را گزارش ننموده و یا نادیده بگیرند. در نتیجه پروژه‌های با ارزش فعلی خالص منفی به مدت طولانی نگهداری شده و عملکرد بد آن‌ها انباشته خواهد شد؛ بدین ترتیب چنین وضعیتی یکی از دلایل سقوط قیمت سهام خواهد بود.

با توجه به موارد مطرح شده در رابطه با ابعاد محافظه‌کاری و همچنین مطالب یاد شده در مورد مبحث سقوط قیمت سهام در بالا، می‌توان چنین استدلال نمود که محافظه‌کاری می‌تواند به معنای کاهش سطح انباشت و عدم افشای اخبار بد باشد؛ بنابراین پژوهش حاضر با ارائه چارچوب نظری مناسب و پیشینه‌ای نوین و در نظر گرفتن انواع محافظه‌کاری (به‌ویژه با تمرکز بر ابعاد محافظه‌کاری غیرشرطی) ناشی از اطلاعات حسابداری و حسابرسی، به بررسی ارتباط آن‌ها با ریسک سقوط آتی قیمت سهام^۳ می‌پردازد.

مبانی نظری و پیشینه

برخی از پژوهشگران نظیر چن و همکاران (۲۰۰۱) معتقدند که تغییرات قیمت سهام یک شرکت از مدیریت اطلاعات داخلی آن ناشی می‌شود. در شرایطی که اطلاعات به صورت تصادفی وارد بازار می‌شوند و فرآیند انتشار اطلاعات بدون توجه به خوب یا بد بودن آن، به صورت سیستماتیک انجام می‌گیرد، می‌توان بیان نمود که اطلاعات منتشر شده دارای توزیع متقارن است. پس همواره از دیدگاه اطلاعاتی، اصول حسابداری باید منعکس کننده منابع ریسک باشند؛ این درحالی است که کاهش جریان اطلاعات و به تبع آن عدم وجود توازن در اطلاعات افشا شده برای استفاده کنندگان از صورت‌های مالی، وقتی که اخبار نهایتاً فاش شده و در اختیارشان قرار می‌گیرد، می‌تواند منجر به سقوط قیمت سهام گردد (کوسنیدیس و همکاران، ۲۰۱۴).

به عبارت دیگر، اگر مدیران همه اطلاعات را به سرعت افشا کنند، این عمل منجر به توزیع متقارن بازده سهام می‌شود (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۹). اما مدیران همواره انگیزه دارند تا اطلاعات و اخبار منفی را از سرمایه‌گذاران پنهان نموده و آن‌ها را در داخل شرکت انباشت نمایند. نتیجه این عملیات منجر به این می‌شود که تصویر واحد تجاری بهتر از وضعیت واقعی آن به نظر رسیده، و انگیزه افراد برون‌سازمانی برای سرمایه‌گذاری در واحد تجاری افزایش یابد (بال، ۲۰۰۹). این تمایل از انگیزه‌های مدیریتی متعددی از جمله قراردادهای پاداش مبتنی بر ارقام حسابداری و مسائل مربوط به دوره تصدی و اعتبار مدیران ناشی می‌شود (واتس، ۲۰۰۳).

چنانچه مدیران بتوانند برای مدت زمان طولانی از افشای اخبار بد خودداری کنند، اخبار منفی در داخل شرکت انباشته می‌شود. از سوی دیگر حجم اخبار بدی که مدیران می‌توانند انباشته کنند، محدود است. علت این موضوع آن است که وقتی حجم اخبار منفی انباشته به آستانه معینی می‌رسد، نگهداری و عدم افشای آن برای مدت زمان طولانی‌تر غیرممکن و پرهزینه خواهد شد. در نتیجه، توده اخبار نامطلوب پس از رسیدن به نقطه اوج خود به یکباره وارد بازار شده و این موضوع نیز یکی از دلایل آفت شدید بازده سهام یا سقوط قیمت سهام می‌باشد (هاتن و همکاران، ۲۰۰۹).

علاوه بر اینکه بین صورت‌های مالی غیرشفاف و خطر سقوط قیمت سهام رابطه وجود دارد، تحقیقات دیگری به وجود رابطه بین محافظه‌کاری شرطی^۴ (کیم و ژانگ، ۲۰۱۳)،

عدم پرداخت مالیات (کیم و همکاران، ۲۰۱۱a)، کنترل‌های داخلی (کیم و همکاران، ۲۰۱۱b) و مدیریت (اندرو و همکاران، ۲۰۱۳) با خطر سقوط قیمت سهام اشاره داشته‌اند؛ اما تا کنون هیچ تحقیق جامعی به بررسی رابطه بین ویژگی‌های حسابداری و حسابرسی که بر کیفیت اطلاعات اثرگذار هستند با خطر سقوط قیمت سهام نپرداخته است. چنین تحقیقی می‌تواند منجر به شناسایی سریع‌تر اخبار بد در صورت‌های مالی و در نتیجه کاهش عدم تقارن در اطلاعات گردد. شناسایی هرچه سریع‌تر اخبار بد را محافظه کاری وابسته به اخبار یا "محافظه کاری شرطی" نام نهاده‌اند (باسو، ۱۹۹۷) که در نهایت منجر به کاهش احتمال سقوط قیمت سهام می‌شود (هو و همکاران، ۲۰۱۴؛ کیم و ژانگ، ۲۰۱۳).

علاوه بر محافظه کاری شرطی نوع دیگری از محافظه کاری وجود دارد که مستقل از اخبار بوده و از آن به‌عنوان "محافظه کاری غیرشرطی"^۵ یاد شده است. محافظه کاری غیرشرطی برخلاف محافظه کاری شرطی همواره منجر به کاهش در عدم تقارن اطلاعاتی نمی‌شود. این نوع از محافظه کاری با ایجاد کاهش در مدیریت سود منجر به کاهش سطح خطر سقوط قیمت سهام می‌شود (بیدل و همکاران، ۲۰۱۳). محافظه کاری غیرشرطی طبق تعریف بال و شیواکومار (۲۰۰۵) نیز به معنی پذیرش روش‌ها و رویه‌های حسابداری است که سودها و ارزش دفتری خالص دارایی‌ها را مستقل از اخبار اقتصادی کاهش می‌دهد.

بیدل و همکاران (۲۰۱۳) تأکید دارند که محافظه کاری ممکن است به کاهش جریان نقد خروجی و افزایش جریان نقد ورودی ختم شده و از طریق آن وضعیت مالی بهتری را برای شرکت رقم زده و احتمال بروز اخبار بد در ارتباط با شرکت را کاهش دهد.

با توجه به مطالب یاد شده در بالا، برای بررسی خطرات سقوط قیمت سهام توجه به ابعاد هر دو نوع محافظه کاری اهمیت می‌یابد. از همین رو پرسش اصلی این پژوهش آن است که "آیا محافظه کاری از طریق ویژگی‌های کیفی حسابرسی و حسابداری، نقش معنی‌داری در کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام و به دنبال آن افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری ایفا می‌کند؟"

اندرو و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی جامع رابطه محافظه کاری حسابداری با سقوط قیمت سهام را در نمونه‌ای متشکل از ۱۱۰۸ بانک طی دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مقدماتی پژوهشگران یاد شده نشان داد، آن دسته از بانک‌هایی که از محافظه کاری شرطی به‌طور معمول پیروی می‌کنند، از کاهش سقوط قیمت سهام‌شان در

آینده بهره می‌برند. این اثر بیشتر به واسطه مدیریت سود به دلیل توانایی پیش‌بینی سقوط‌های بزرگ، حتی در دوره بحران‌های مالی ایجاد می‌شود. همچنین آن‌ها بیان نمودند، مزیت نهایی محافظه‌کاری در کاهش سقوط قیمت در بین بانک‌های کوچک به خصوص در دوره رونق یا بحران‌های اعتباری بیشتر است. بانک‌های بزرگ، بیشتر در دوره رونق اعتباری با سقوط قیمت مواجه می‌شوند. در نهایت نیز نتایج آن‌ها نشان داد، خطر سقوط قیمت سهام با محافظه‌کاری حسابداری بالاتر کاهش نمی‌یابد؛ حتی در مورد بانک‌هایی که سطح عدم شفافیت بالاتری دارند.

روبین و ژانگ (۲۰۱۵) رابطه بین تخصص صنعت حسابرسان و ریسک سقوط قیمت سهام را با در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی نظیر محافظه‌کاری و حاکمیت شرکتی، در نمونه بسیار بزرگی شامل ۱۳۰ هزار سال - شرکت در بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۹ بررسی نمودند. محققان فوق استدلال نمودند که کیفیت بالای حسابرسان با توجه به نقش‌های واسطه‌ای اطلاعات و حاکمیت شرکتی، منجر به کاهش ریسک سقوط قیمت سهام می‌گردد. در نهایت یافته‌های آماری آن‌ها نشان داد که بین تخصص صنعت حسابرسان و ریسک سقوط قیمت سهام رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد.

کوسنیدیس و همکاران (۲۰۱۴) در تحقیق خود به بررسی کیفیت محافظه‌کاری و اطلاعات حسابرسی و تأثیر آن‌ها بر خطر سقوط قیمت سهام پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که علاوه بر وجود رابطه معکوس بین سقوط قیمت سهام در سنوات گذشته با سقوط قیمت سهام در سال آتی، و اثر معکوس محافظه‌کاری شرطی بر خطر سقوط آتی قیمت سهام، محافظه‌کاری غیرشرطی نیز بر خطر سقوط آتی قیمت سهام اثرگذار است. از طرفی سطح بالای محافظه‌کاری غیرشرطی نیاز به محافظه‌کاری شرطی را در کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام کاهش می‌دهد. در نهایت هم بیان نمودند که اطلاعات حسابرسی منجر به کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام نمی‌شود.

کیم و ژانگ (۲۰۱۳) با استفاده از نمونه بزرگی از شرکت‌های آمریکایی، رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری و خطر سقوط قیمت سهام را بین سال‌های ۱۹۶۴ تا ۲۰۰۷ بررسی نمودند. نتایج پژوهشگران مورد اشاره نشان داد که محافظه‌کاری شرطی با احتمال کمتری با سقوط آتی قیمت سهام ارتباط دارد. به علاوه آن‌ها دریافتند که ارتباط بین محافظه‌کاری شرطی و سقوط قیمت، بیشتر در مورد شرکت‌های با سطح عدم تقارن اطلاعاتی بالا مورد

توجه می‌باشد. در نهایت نتایج آن‌ها حاکی از آن بود که محافظه‌کاری شرتی انگیزه قدرت مدیران را در ارزیابی بیش از واقع عملکرد و پنهان کردن اخبار بد از سرمایه‌گذاران محدود می‌سازد که این مسأله در نهایت منجر به کاهش خطر سقوط قیمت سهام می‌شود. هاتن و همکاران (۲۰۰۹) در پژوهشی با عنوان گزارشگری مالی غیر شفاف، R^2 و ریسک سقوط قیمت سهام، رابطه بین عدم شفافیت گزارشگری مالی و ریسک سقوط قیمت سهام را بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از مدیریت سود به‌عنوان معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی، به این نتیجه رسیدند که عدم شفافیت اطلاعات مالی با افشای اطلاعات کمتر در ارتباط است. به‌علاوه شرکت‌هایی که دارای صورت‌های مالی غیرشفاف هستند، بیشتر در معرض خطر سقوط قیمت سهام قرار می‌گیرند.

از مهم‌ترین تحقیقات داخلی صورت گرفته در راستای پژوهش حاضر نیز می‌توان به تحقیق فروغی و میرزایی (۱۳۹۱) اشاره نمود. پژوهشگران یاد شده به بررسی تأثیر محافظه‌کاری شرتی حسابداری بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در نمونه‌ای متشکل از ۹۰ شرکت بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ پرداختند. یافته‌های آن‌ها بیانگر آن بود که بین محافظه‌کاری شرتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام رابطه معکوس وجود دارد. از طرفی نتایج آن‌ها نشان داد، در شرایطی که بین مدیران و سرمایه‌گذاران عدم تقارن اطلاعاتی وجود داشته باشد، توانایی محافظه‌کاری شرتی جهت کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیشتر است.

همچنین احمدی و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی، توانایی مدیریت، اعتماد بیش از حد مدیریت و کیفیت حسابرسی بر خطر سقوط قیمت سهام پرداختند. نمونه مورد تحقیق آن‌ها، ۹۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۳ را شامل می‌شد. پژوهشگران مورد اشاره در بخش کیفیت حسابرسی، به‌منظور اندازه‌گیری این متغیر از سه معیار اندازه مؤسسه حسابرسی، تداوم انتخاب حسابرس (تداوم کوتاه‌مدت و بلندمدت انتخاب حسابرس) و تخصص حسابرس در صنعت استفاده نمودند. نتایج پژوهش بیانگر آن بود که تداوم کوتاه‌مدت انتخاب حسابرس، تأثیر مثبت و معنی‌دار و اندازه مؤسسه حسابرسی، تداوم بلندمدت انتخاب حسابرس و تخصص حسابرس در صنعت، تأثیر منفی و معنی‌داری بر خطر سقوط قیمت سهام دارد.

فرضیه‌ها

بر اساس مبانی نظری و ادبیات عنوان شده، فرضیه‌های پژوهش به شکل زیر مطرح گردید:

فرضیه اول: بین محافظه‌کاری غیرشرطی با خطر سقوط آتی قیمت سهام رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه دوم: هرچه سطح محافظه‌کاری غیرشرطی بیشتر باشد، نیاز به محافظه‌کاری شرطی در کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام نیز کاهش می‌یابد؛ به عبارت دیگر بین اثر تعاملی سطح بالای محافظه‌کاری غیرشرطی و محافظه‌کاری شرطی با خطر سقوط آتی قیمت سهام رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین سطح بالای کیفیت حسابرسی و خطر سقوط آتی قیمت سهام رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد.

روش شناسی

روش پژوهش حاضر، با توجه به هدف، کاربردی و از لحاظ ماهیت، روش توصیفی و همبستگی است. در این پژوهش، به منظور گردآوری و تدوین مبانی نظری و ادبیات پژوهش از کتب، مقالات تخصصی فارسی و لاتین به روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. داده‌های مالی مورد نیاز نیز، از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران به کمک نرم‌افزار رهاورد نوین و سایت گدال استخراج شده است. پس از جمع‌آوری داده‌ها، برخی از محاسبات در رابطه با متغیرها با استفاده از نرم‌افزار اکسل انجام شده و تجزیه و تحلیل نهایی به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از آخرین نسخه نرم‌افزار اقتصادسنجی Eviews (نسخه ۹) صورت پذیرفته است.

همچنین جامعه آماری پژوهش حاضر، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۵ ساله از ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ می‌باشد. نکته مورد اشاره در این رابطه آن است که با توجه به کثرت متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش، برای اندازه‌گیری و محاسبه اکثر متغیرها نیاز به اطلاعات سال گذشته بوده است. برای اندازه‌گیری متغیر وابسته پژوهش نیز نیاز به بررسی اطلاعات سه سال قبل و دو سال بعد از سال مبنا وجود داشت؛ لذا صورت‌های مالی سال‌های ۱۳۸۴، ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ برای دوره‌های

قبل از سال مبنا و سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ برای سال‌های بعد از سال ۱۳۹۱ مورد بررسی و اطلاعات مندرج در آن‌ها به همراه قیمت‌های سهام موجود در وبگاه بورس اوراق بهادار تهران مورد استفاده قرار گرفتند. از سوی دیگر در این پژوهش برای انتخاب نمونه آماری از نمونه‌گیری حذف سیستماتیک استفاده شده است و بر اساس این نمونه‌گیری، شرکت‌هایی که دارای ویژگی‌های زیر بوده‌اند انتخاب گردیدند.

۱) شرکت‌های نمونه باید از سال ۱۳۸۴ تا پایان سال ۱۳۹۳ در بورس اوراق بهادار تهران حضور داشته و از بورس خارج نشده باشند و همچنین اطلاعات صورت‌های مالی آن‌ها به‌طور کامل در دسترس باشند.

۲) سال مالی شرکت‌های نمونه، منتهی به پایان اسفند هر سال باشد و شرکت‌ها طی بازه زمانی پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشند.

۳) شرکت‌های نمونه جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری‌های مالی، بانک و مؤسسات بیمه، هلدینگ و لیزینگ نباشند.

۴) شرکت‌های نمونه طی دوره پژوهش، فعالیت مستمر داشته و وقفه معاملاتی بیش از سه ماه نداشته باشند.

با توجه به اعمال موارد فوق، تعداد ۸۶ شرکت و در مجموع ۴۳۰ مشاهده برای هر متغیر در دوره بررسی به‌عنوان نمونه نهایی انتخاب شده است.

مدل‌ها و متغیرها

در پژوهش حاضر قبل از آزمون فرضیه‌ها ابتدا رابطه بین سقوط قیمت سهام در سال‌های گذشته با سقوط آتی قیمت سهام با استفاده از مدل مبنای کوسنیدیس و همکاران (۲۰۱۴) مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$$\begin{aligned} Crash_Measure_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Crash_Measure_{i,t-1} + \\ & \alpha_2 Crash_Measure_{i,t-2} + \alpha_3 Crash_Measure_{i,t-3} + \\ & \alpha_4 DTurn_{i,t-1} + \alpha_5 Sigma_{i,t-1} + \alpha_6 Size_{i,t-1} + \alpha_7 Leverage_{i,t-1} + \\ & \alpha_8 ROE_{i,t} + \alpha_9 MtB_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

پس از تحلیل نتایج مدل بالا، برای آزمون فرضیه اول پژوهش، مطابق با پژوهش

کوسنیدیس و همکاران (۲۰۱۴) از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned} Crash_Measure_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 DA_{i,t-1} + \beta_2 CC_Score_{i,t-1} + \\ & \beta_3 UC_Score_{i,t-1} + \beta_4 Crash_Measure_{i,t-1} + \\ & \beta_5 Crash_Measure_{i,t-2} + \beta_6 Crash_Measure_{i,t-3} + \beta_7 DTurn_{i,t-1} + \\ & \beta_8 Sigma_{i,t-1} + \beta_9 Size_{i,t-1} + \beta_{10} Leverage_{i,t-1} + \beta_{11} ROE_{i,t} + \\ & \beta_{12} MtB_{i,t-1} + \zeta_{i,t} \end{aligned} \quad (۲)$$

و در ادامه جهت آزمون فرضیات دوم و سوم پژوهش، مطابق با پژوهش کوسنیدیس و همکاران (۲۰۱۴)، مدل زیر مبنای عمل قرار گرفته است:

$$\begin{aligned} Crash_Measure_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 BigAud_{i,t-1} + \gamma_2 Qualified_{i,t-1} + \\ & \gamma_3 DA_{i,t-1} + \gamma_4 CC_Score_{i,t-1} + \gamma_5 High_UC_{i,t-1} + \gamma_6 High_UC_{i,t-1} \times \\ & CC_Score_{i,t-1} + \gamma_7 UC_Score_{i,t-1} + \gamma_8 Crash_Measure_{i,t-1} + \\ & \gamma_9 Crash_Measure_{i,t-2} + \gamma_{10} Crash_Measure_{i,t-3} + \\ & \gamma_{11} DTurn_{i,t-1} + \gamma_{12} Sigma_{i,t-1} + \gamma_{13} Size_{i,t-1} + \\ & \gamma_{14} Leverage_{i,t-1} + \gamma_{15} ROE_{i,t} + \gamma_{16} MtB_{i,t-1} + \zeta_{i,t} \end{aligned} \quad (۳)$$

در این مدل‌ها:

متغیر وابسته

Crash_Measure_{i,t} (CM): معیار سقوط قیمت سهام که جهت بدست آوردن آن از معیار بردشاو و همکاران (۲۰۱۰) در قالب تعداد انحرافات استاندارد بازده ماهانه سهام که تحت عنوان EXTRA_SIGMA نشان داده می‌شود استفاده شده است. بنا بر ادبیات تحقیق، معیارهای سقوط قیمت سهام با استفاده از باقیمانده‌های خاص شرکت که از مدل رگرسیونی زیر بدست می‌آیند محاسبه می‌شوند. مدل رگرسیونی مزبور به شرح زیر است:

$$\begin{aligned} Ret_M_{i,t} = & \delta_0 + \delta_1 RM_{i,t+2} + \delta_2 RM_{i,t+1} + \delta_3 RM_{i,t} + \delta_4 RM_{i,t-1} + \\ & \delta_5 RM_{i,t+2} + \psi_{i,t} \end{aligned} \quad (۴)$$

که در مدل بالا Ret_M_{i,t}: بازده ماهانه سهام شرکت بوده که حاصل تفاضل قیمت انتهایی ماه از قیمت ابتدایی آن و تقسیم آن بر قیمت ابتدای ماه می‌باشد؛ RM: شاخص ماهانه بازار بوده که برای محاسبه آن، شاخص انتهای ماه را از شاخص ابتدای ماه کسر

نموده و حاصل را بر شاخص ابتدای ماه تقسیم می‌نمائیم؛ ψ : باقیمانده مدل رگرسیونی می‌باشد.

مدل فوق برای هر شرکت به صورت سالانه برآورد شده و در ادامه بازده خاص هر شرکت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Ret_{f_{i,t}} = \log(1 + \psi_{i,t}) \quad (5)$$

در نهایت و پس از بدست آوردن بازده خاص شرکت، با استفاده از فرمول زیر معیار سقوط قیمت سهام محاسبه خواهد شد:

$$EXTRA_SIGMA = - \left(\frac{(\overline{Ret_{f_{i,t}}} - Ret_{f_{i,t}})}{Stdev(Ret_{f_{i,t}})} \right) \quad (6)$$

که در معادله فوق $\overline{Ret_{f_{i,t}}}$: میانگین بازده ماهانه خاص شرکت و $Stdev(Ret_{f_{i,t}})$ انحراف استاندارد بازده ماهانه خاص شرکت می‌باشد.

متغیرهای مستقل

CC_Score: معیار محافظه کاری شرطی که با استفاده از مدل خان و واتس (۲۰۰۹) برآورد شده است. بدین ترتیب محافظه کاری خاص شرکت به صورت سالانه (رجوع شود به پژوهش احمد و دولمان، ۲۰۱۲؛ و کیم و ژانگ، ۲۰۱۳) با استفاده از مدل زیر برآورد می‌شود:

$$\begin{aligned} \frac{EPS_{i,t}}{Pri_{i,t-1}} = & \lambda_0 + \lambda_1 DT_{i,t} + \lambda_2 RET_{i,t} + \lambda_3 DT_{i,t} \times RET_{i,t} + \\ & \lambda_4 MC_{i,t-1} + \lambda_5 Lev_{i,t-1} + \lambda_6 MtB_{i,t-1} + \lambda_7 DT_{i,t} \times MC_{i,t-1} + \\ & \lambda_8 DT_{i,t} \times Lev_{i,t-1} + \lambda_9 DT_{i,t} \times MtB_{i,t-1} + \lambda_{10} RET_{i,t} \times MC_{i,t-1} + \\ & \lambda_{11} RET_{i,t} \times Lev_{i,t-1} + \lambda_{12} RET_{i,t} \times MtB_{i,t-1} + \lambda_{13} DT_{i,t} \times RET_{i,t} \times \\ & MC_{i,t-1} + \lambda_{14} DT_{i,t} \times RET_{i,t} \times Lev_{i,t-1} + \lambda_{15} DT_{i,t} \times RET_{i,t} \times \\ & MtB_{i,t-1} + v_{i,t} \end{aligned} \quad (7)$$

که در مدل بالا EPS: سود هر سهم؛ Pri: قیمت سهام یک ماه قبل از پایان سال مالی؛ RET: بازده سالانه سهام شرکت؛ DT: متغیر کنترلی که مقدار آن در صورت منفی بودن بازده سالانه سهام، ۱ و در غیر این صورت صفر خواهد بود؛ MtB: ارزش بازار سهام

شرکت به ارزش دفتری آن می‌باشد؛ MC: لگاریتم ارزش بازار سهام شرکت می‌باشد و Lev: نسبت بدهی‌های بلندمدت به کل دارایی‌های شرکت می‌باشد.

به منظور ایجاد مطابقت با تحقیق‌های کیم و ژانگ (۲۰۱۳) و همچنین کوسنیدیس و همکاران (۲۰۱۴)، متغیرهای MC، Lev و MtB به صورت گذشته‌نگر در مدل وارد شده‌اند تا اثرات دوگانه از مدل حذف شوند. در نهایت با توجه به مدل بالا، محافظه‌کاری شرطی بر اساس معیار خان و واتس (۲۰۰۹) و کیم و ژانگ (۲۰۱۳) با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$CC_Score_{i,t} = \lambda_3 DT_{i,t} \times RET_{i,t} + \lambda_{13} DT_{i,t} \times RET_{i,t} \times MC_{i,t-1} + \lambda_{14} DT_{i,t} \times RET_{i,t} \times Lev_{i,t-1} + \lambda_{15} DT_{i,t} \times RET_{i,t} \times MtB_{i,t-1} \quad (8)$$

UC_Score: معیار محافظه‌کاری غیرشرطی که بر اساس تحقیق (احمد و همکاران، ۲۰۰۲؛ احمد و دولمان، ۲۰۱۲؛ بیدل و همکاران، ۲۰۱۳؛ و گیوئی و هاین، ۲۰۰۰) بوده و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$UC_Score = (-1) \left(\frac{\text{میانگین موزون اقلام تعهدی قبل از استهلاک}}{\text{میانگین کل دارایی‌ها}} \right) \quad (9)$$

High_UC: سطح بالای محافظه‌کاری غیرشرطی است. بدین منظور ابتدا معیار محافظه‌کاری غیرشرطی محاسبه شده برای شرکت‌های نمونه پژوهش بر اساس میانه مرتب می‌شود. در ادامه مقدار این معیار در صورتیکه مقدار محافظه‌کاری غیرشرطی شرکتی بیشتر از میانه بود، ۱ و در غیر این صورت صفر می‌باشد.

High_UC*CC_Score: اثر تعاملی بین سطح بالای محافظه‌کاری غیرشرطی و محافظه‌کاری شرطی می‌باشد.

DA: عدم شفافیت اطلاعاتی (معیار اطلاعات حسابداری) که ابتدا با استفاده از مدل جونز (۱۹۹۱)، اقلام تعهدی احتیاطی برآورد می‌شود:

$$Accruals_{i,t} = \varphi_0 Inter_{i,t} + \varphi_1 \Delta Rev_{i,t} + \varphi_2 PPE_{i,t} + \varphi_3 ROA_{i,t} + \omega_{i,t} \quad (10)$$

که در مدل بالا Accruals با توجه به نحوه محاسبه دیچو و همکاران (۲۰۱۲) عبارت

است از جمع تغییر در کل دارایی‌ها منهای تغییر در وجه نقد منهای تغییر در بدهی‌های جاری؛ $Inter$ برابر است با حاصل تقسیم ۱ بر دارایی‌های ابتدای دوره؛ ΔRev : تغییر در فروش شرکت منهای تغییر در حساب‌های دریافتی ($\Delta ARec$) آن می‌باشد؛ PPE : خالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات می‌باشد و ROA : بازده دارایی‌هاست که از تقسیم سود (زیان) بر دارایی‌های جاری بدست می‌آید. پس از برآورد مدل فوق، با توجه به تحقیق هاتن و همکاران (۲۰۰۹) باقیمانده مدل به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$\omega_{i,t} = Accruals_{i,t} - (\varphi_0 Inter_{i,t} + \varphi_1 (\Delta Rev_{i,t} - \Delta ARec_{i,t}) + \varphi_2 PPE_{i,t} + \varphi_3 ROA_{i,t}) \quad (11)$$

و در نهایت با استفاده از باقیمانده مدل، معیار عدم شفافیت اطلاعاتی به شکل زیر تعریف می‌گردد:

$$DA_{i,t} = \sum_{k=0}^2 \omega_{i,t-k} \quad (12)$$

Qualified یکی از شاخص‌های کیفیت حسابرسی^۶ است که مقدار آن در صورتیکه شرکت گزارش مشروط گرفته باشد، ۱ و در غیر این صورت صفر می‌باشد.

BigAud: دیگر شاخص کیفیت حسابرسی است که مقدار آن در صورتیکه شرکت توسط سازمان حسابرسی، حسابرسی شده باشد، ۱ و در غیر این صورت صفر است.

متغیرهای کنترلی

DTurn: عدم تجانس سرمایه‌گذاران است که از تفاضل متوسط گردش تصادفی سهام در سال مالی جاری از متوسط گردش تصادفی سهام در سال مالی گذشته بدست می‌آید. متوسط گردش تصادفی سهام هم از حاصل تقسیم حجم معاملات ماهانه سهام بر مجموع تعداد سهام منتشر شده طی ماه بدست می‌آید (فروغی و میرزایی، ۱۳۹۱).

Sigma: انحراف استاندارد بازده ماهانه شرکت می‌باشد؛ چن و همکاران (۲۰۰۱) به این نتیجه دست یافتند که شرکت‌هایی که بازده آن‌ها در سال جاری نوسانات بیشتری را شاهد بوده است با احتمال زیادتری در سال بعد در معرض ریزش قیمت سهام قرار دارند (دیانتی دیلمی و همکاران، ۱۳۹۱).

Size: اندازه شرکت؛ مطابق با پژوهش کوسنیدیس و همکاران (۲۰۱۴)، ما برای

جلوگیری از بروز هرگونه اثرات دوگانه در متغیر محافظه‌کاری شرطی از لگاریتم کل دارایی‌ها استفاده نمودیم؛ زیرا در محاسبه محافظه‌کاری شرطی از لگاریتم ارزش بازار سهام استفاده شده است.

Leverage: نسبت کل بدهی‌های بلندمدت به کل دارایی‌ها. خان و واتس (۲۰۰۹) معتقد بودند در شرکت‌هایی که به لحاظ تأمین منابع مالی و نقدینگی با مشکل مواجه هستند، احتمال بیشتری برای اقامه دعاوی حقوقی وجود دارد که می‌تواند احتمال سقوط قیمت سهام را افزایش دهد.

ROE: بازده حقوق صاحبان سهام که از تقسیم سود (زیان) بر حقوق صاحبان سهام بدست می‌آید. هاتن و همکاران (۲۰۰۹) معتقد بودند که به منظور کنترل امکان همزمانی بین سودآوری شرکت و همچنین احتمال سقوط قیمت سهام می‌توان از این نسبت بهره گرفت.

MtB: نسبت ارزش بازار سهام به ارزش دفتری.

۶- یافته‌ها

۶-۱- آمار توصیفی

به منظور شناخت بهتر ماهیت جامعه مورد پژوهش و آشنایی بیشتر با متغیرها، قبل از تجزیه و تحلیل داده‌های آماری، لازم است این داده‌ها توصیف شوند. توصیف آماری داده‌ها، گامی برای تشخیص الگوی حاکم بر آن‌ها و پایه‌ای برای بیان روابط بین متغیرهایی است که در پژوهش به کار می‌رود. در جدول ۱ نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۱. آمار توصیفی

متغیرها	تعداد مشاهدات	حداقل	حداکثر	میانگین	میان	واریانس	انحراف معیار
CM _t	۴۳۰	-۲/۲۲۲۹	۲/۱۹۹۳	-۰/۰۰۶۱	-۰/۰۴۶۱	۰/۸۸۵۷	۰/۹۴۱۱
BigAud	۴۳۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۱۶۰۴	۰/۰۰۰۰	۰/۱۳۵۰	۰/۳۶۷۴
Qualified	۴۳۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۴۲۵۵	۰/۰۰۰۰	۰/۲۴۵۰	۰/۴۹۵۰
DA	۴۳۰	-۰/۷۸۶۷	۳/۷۳۰۸	-۰/۰۲۵۵	-۰/۰۴۳۵	۰/۰۸۶۰	۰/۲۹۳۴
CC_Score	۴۳۰	-۰/۸۲۹۷	۱/۰۹۶۷	-۰/۰۴۱۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۷۷	۰/۱۳۳۳
High_UC	۴۳۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۶۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۲۴۰۵	۰/۴۹۰۴
High_UC* CC_Score	۴۳۰	-۰/۸۲۹۷	۱/۰۹۶۷	-۰/۰۳۲۷	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۵۷	۰/۱۲۵۵
UC_Score	۴۳۰	-۱/۱۴۸E-۰۷	-۲/۳۲E-۰۸	-۴/۵۹۶E-۰۸	-۳/۱۱E-۰۸	۰/۰۰۰۰	۳/۴۸E-۰۸
CM _{t-1}	۴۳۰	-۲/۲۲۲۹	۲/۱۹۹۷	-۰/۰۵۰۵	-۰/۰۹۴۸	۰/۸۱۷۷	۰/۹۰۴۳
CM _{t-2}	۴۳۰	-۲/۲۲۲۹	۲/۱۹۹۷	۰/۰۴۶۷	-۰/۰۰۳۱	۰/۹۲۱۰	۰/۹۵۹۶
CM _{t-3}	۴۳۰	-۲/۰۵۹۲	۲/۱۹۹۷	-۰/۰۱۳۱	-۰/۰۲۴	۰/۷۹۷۸	۰/۸۹۳۲
DTurn	۴۳۰	-۰/۸۰۱۴	۰/۸۹۲۶	-۰/۰۰۰۷	-۰/۰۰۴۶	۰/۰۱۰۲	۰/۱۰۱۲
Sigma	۴۳۰	۰/۰۰۰۰	۰/۴۰۱۲	۰/۱۰۸۷	۰/۰۹۹۴	۰/۰۰۳۸	۰/۰۶۲۲
Size	۴۳۰	۴/۸۰۳۶	۷/۲۷۶۶	۵/۸۲۲۴	۵/۷۹۱۷	۰/۲۸۷۰	۰/۵۳۵۷
Leverage	۴۳۰	۰/۰۴۰۵	۰/۹۲۶۲	۰/۵۶۴۶	۰/۵۸۹۷	۰/۰۲۹۱	۰/۱۷۰۷
ROE	۴۳۰	-۱/۷۷۸۹	۰/۸۰۸۵	۰/۳۱۰۶	۰/۳۲۲۵	۰/۰۴۹۷	۰/۲۲۳۱
MtB	۴۳۰	-۰/۳۵۳۵	۱۳/۲۰۸۰	۲/۲۰۱۱	۱/۷۸۹۳	۲/۸۲۰۲	۱/۶۷۹۳

همان طور که در جدول ۱ مشاهده می شود، تعداد ۸۶ شرکت طی ۵ سال مورد بررسی قرار گرفته و ۴۳۰ (سال - مشاهده) را رقم زده است. با توجه به در دسترس بودن اطلاعات مورد نیاز پژوهش، تعداد مشاهدات برای کلیه متغیرها همان ۴۳۰ مشاهده می باشد.

۲-۶- نتایج آزمون ها

۲-۶-۱- آزمون مانایی

پایایی متغیرهای پژوهش، به معنی ثابت بودن میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کواریانس متغیرها بین سال های مختلف است. در نتیجه استفاده از این متغیرها در مدل،

باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. برای اینکه متغیرها مانا باشند، یا باید تک‌تک متغیرها مانا باشند که برای آزمون مانایی تک‌تک متغیرها، آزمون ریشه واحد با استفاده از روش‌های مختلف به کار گرفته می‌شود و یا اینکه اگر تک‌تک متغیرها مانا نبودند باید وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها مورد بررسی قرار بگیرد که برای این کار از آزمون هم‌انباشتگی کائو^۷ استفاده می‌گردد. جدول زیر بیانگر نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش با استفاده از روش لوین، لین و چو (LLC) می‌باشد.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

متغیرها	آماره	احتمال
CM _t	۰/۴۹۷۷	۰/۰۰۰۰
BigAud	-۷/۲۰۴۱۹	۰/۰۰۰۰
Qualified	-۱۷/۲۱۸۲	۰/۰۰۰۰
DA	-۲۱۶/۹۶۲	۰/۰۰۰۰
CC_Score	-۳۵۰۶/۹۹	۰/۰۰۰۰
High_UC	-۴/۱۵۸۹	۰/۰۰۰۰
UC_Score	-۶۳۰/۵۱۳	۰/۰۰۰۰
CM _{t-1}	-۳۲۱/۷۰۲	۰/۰۰۰۰
CM _{t-2}	-۶۴/۷۵۵۶	۰/۰۰۰۰
CM _{t-3}	-۶۷/۴۵۲۴	۰/۰۰۰۰
Dturn	-۲۱۲/۶۹۳	۰/۰۰۰۰
Sigma	-۴۷/۵۳۸۸	۰/۰۰۰۰
Size	-۱۸/۰۸۳۱	۰/۰۰۰۰
Leverage	-۳۲/۰۹۰۵	۰/۰۰۰۰
ROE	-۵۵/۲۳۷۷	۰/۰۰۰۰
MtB	-۳۹/۰۶۶	۰/۰۰۰۰

با توجه به نتایج آزمون، به دلیل اینکه مقدار احتمال آماره برای تمامی متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه تمام متغیرها در طی دوره پژوهش در سطح پایا (مانا) می‌باشند.

۶-۲-۲- آزمون F لیمر

در این پژوهش برای انتخاب از بین روش داده‌های پانل و داده‌های تجمیعی از آزمون F لیمر استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه H_0 ، یکسان بودن عرض از مبدأها (روش داده‌های تجمیعی) در مقابل فرضیه H_1 ، ناهمسانی عرض از مبدأها (روش داده‌های پانل) قرار می‌گیرد. جدول (۳) نتایج آزمون F لیمر را برای تخمین مدل‌های پژوهش نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون F لیمر

نتیجه	احتمال	آماره	مدل‌های پژوهش
تجمیعی	۰/۱۹۵۱	۱/۱۵۰۳	مدل اول
تجمیعی	۰/۱۸۹۰	۱/۱۵۴۸	مدل دوم
تجمیعی	۰/۵۵۲۲	۰/۹۷۱۸	مدل سوم

با توجه به احتمال آماره بدست آمده بیشتر از ۰/۰۵، فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأها پذیرفته شده و لذا از روش رگرسیونی داده‌های تجمیعی در تخمین کلیه مدل‌های پژوهش استفاده می‌گردد.

۶-۲-۳- آزمون ناهمسانی واریانس

یکی دیگر از آزمون‌های مورد نیاز قبل از آزمون نهایی فرضیه‌های پژوهش، بررسی ناهمسانی واریانس‌های مدل‌های طراحی شده است. در پژوهش حاضر برای بررسی وجود یا عدم وجود ناهمسانی واریانس‌ها از آزمون وایت استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل‌های پژوهش	آماره	احتمال	ناهمسانی واریانس
مدل اول	۲/۱۵۶۹	۰/۰۰۰۰	وجود دارد
مدل دوم	۸/۳۵۳۱	۰/۰۰۰۰	وجود دارد
مدل سوم	۳/۰۲۹۵	۰/۰۰۰۰	وجود دارد

با توجه به احتمال آماره بدست آمده کمتر از ۰/۰۵، مشاهده می‌گردد که برای تمامی مدل‌های پژوهش ناهمسانی واریانس وجود دارد. برای رفع ناهمسانی واریانس‌ها، می‌توان از روش‌های تعدیل ماتریس واریانس - کواریانس وایت-هوبر^۸ و حداقل مربعات موزون (WLS) استفاده نمود.

در پژوهش حاضر، هر دو روش برای رفع ناهمسانی مدل‌های پژوهش به کار گرفته شد و در نهایت با توجه به نتایج آماری مناسب‌تر (مقدار کمتر Log likelihood و AIC) در روش WLS، از این روش جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش استفاده گردید. این روش بعد از برآورد رگرسیون معمولی، نخست به دنبال ارتباط بین قدرمطلق باقیمانده‌های مدل رگرسیون معمولی با متغیرهای مستقل می‌باشد. از این روش قدرمطلق باقیمانده‌های مدل را به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته و با متغیرهای مستقل، رگرسیون را اجرا می‌نماید. سپس مقادیر برازش شده مدل دوم، بدست آورده شده و از معکوس توان دوم آن‌ها به عنوان وزن‌های رگرسیون اصلی بهره گرفته می‌شود.

نتایج آزمون فرضیه‌ها

همان‌طور که پیش‌تر مطرح گردید در پژوهش حاضر قبل از آزمون فرضیه‌ها ابتدا رابطه بین سقوط قیمت سهام در سال‌های گذشته با سقوط آتی قیمت سهام مورد بررسی قرار می‌گیرد. جدول زیر نتایج بدست آمده از برآورد این رابطه بر اساس مدل اول پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۵. نتایج آزمون مدل ابتدایی (مینا) پژوهش

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال آماره t	VIF
CM _{t-1}	-۰/۱۵۴۹	-۳/۲۸۵۵	۰/۰۰۱۱	۱/۰۸۹۷
CM _{t-2}	-۰/۱۸۶۱	-۴/۱۰۴۴	۰۰۰۰۰	۱/۰۶۲۱
CM _{t-3}	-۰/۰۹۸۸	-۲/۰۳۱۵	۰/۰۴۲۸	۱/۰۷۴۹
Dturn	-۰/۸۳۱۲	-۲/۰۶۱۴	۰/۰۳۹۹	۰/۰۱۹۰
Sigma	-۱/۰۷۱۸	-۱/۵۵۶۷	۰/۱۲۰۳	۱/۰۱۹۴
Size	۰/۰۳۹۱	۰/۴۹۵۳	۰/۶۲۰۶	۱/۰۱۷۹
Leverage	۰/۰۲۸۷	۰/۱۱۶۴	۰/۹۰۷۳	۱/۰۲۷۷
ROE	۰/۷۹۶۵	۳/۲۹۹۷	۰/۰۰۱۱	۱/۱۲۱۴
MtB	-۰/۱۳۸۳	-۴/۳۶۹۲	۰/۰۰۰۰	۱/۰۷۲۲

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال آماره t	VIF
C	-۰/۰۸۳۲	-۰/۱۶۸۹	۰/۸۶۵۹	-
ضریب تعیین	۰/۱۲۰۶			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۰۱۷			
دوربین- واتسون	۲/۲۰۴۱			
آماره F	۶/۳۸۶۰			
احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰			

همان طور که در جدول ۵ مشاهده می شود با توجه به ضرایب منفی متغیرهای سقوط قیمت سهام در سه سال گذشته و همچنین سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ برای هر سه متغیر می توان نتیجه گرفت که سقوط قیمت سهام در سنوات گذشته، منجر به کاهش سقوط قیمت سهام در سال آتی می شود. از سوی دیگر آماره F و سطح معنی داری آن بیانگر معنی داری کلی مدل رگرسیون بوده و ضریب تعیین تعدیل شده ($Adj.R^2$) نشان می دهد که حدود ۱۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی تبیین می شوند. آماره دوربین- واتسون در بازه قابل قبول بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد.

در ادامه، جدول ۶ نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش را نشان می دهد.

جدول ۶. نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال آماره t	VIF
DA	۰/۲۲۴۱	۲/۲۵۰۶	۰/۰۲۴۹	۱/۰۹۳۸
CC_Score	۲/۵۳۲۶	۱۲/۳۷۸۱	۰/۰۰۰۰	۱/۱۴۵۶
UC_Score	۱۹۳۴۲۹۰	۱/۶۷۹۶	۰/۰۹۳۸	۱/۱۵۸۰
CM_{t-1}	-۰/۰۶۸۶	-۱/۵۹۶۸	۰/۱۱۱۱	۱/۱۱۱۳
CM_{t-2}	-۰/۱۴۰۷	-۳/۴۰۷۷	۰/۰۰۰۷	۱/۰۷۹۱
CM_{t-3}	۰/۰۲۰۱	۰/۴۶۷۲	۰/۶۴۰۶	۱/۰۹۸۷
Dturn	-۰/۶۹۵۳	-۱/۸۸۳۱	۰/۰۶۰۴	۱/۰۶۹۱
Sigma	-۰/۲۱۰۳	-۱/۹۷۵۴	۰/۰۴۸۹	۱/۰۲۱۰
Size	-۰/۱۱۷۶	-۱/۵۷۳۴	۰/۱۱۶۴	۱/۰۵۵۸
Leverage	۰/۲۰۸۰	۰/۹۰۵۵	۰/۰۲۱۳	۱/۰۸۲۸
ROE	۰/۵۲۱۰	۲/۳۱۰۷	۰/۳۶۵۷	۱/۱۴۸۲

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال آماره t	VIF
MtB	-۰/۱۶۰۷	-۴/۷۹۷۰	۰/۰۰۰۰	۱/۱۷۷۳
C	۱/۰۷۱۵	۲/۲۸۰۸	۰/۰۲۳۱	-
ضریب تعیین	۰/۳۹۷۷			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۸۰۳			
دوربین- واتسون	۲/۲۲۳۹			
آماره F	۲۲/۸۹۲۲			
احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰			

با توجه به نتایج حاصل شده از جدول ۶ و ضریب متغیر محافظه‌کاری غیرشرطی که مثبت می‌باشد، مشاهده می‌گردد که رابطه‌ای مستقیم بین محافظه‌کاری غیرشرطی و خطر سقوط آتی قیمت سهام وجود دارد. سطح معنی‌داری بدست آمده (۰/۰۹) در مورد متغیر فوق نیز نشان می‌دهد که رابطه اشاره شده از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. از سوی دیگر ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که حدود ۳۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی قابل بیان می‌باشد. همچنین نتایج مربوط به آماره F بیانگر آن است که مدل رگرسیونی در حالت کلی معنی‌دار بوده و با توجه به مقدار آماره دوربین- واتسون فاقد مشکل خودهمبستگی است. بنابراین با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه اول پژوهش مبنی بر وجود رابطه معکوس بین محافظه‌کاری غیرشرطی و خطر سقوط آتی قیمت سهام تأیید نشده است. در واقع بین محافظه‌کاری غیرشرطی و خطر سقوط آتی قیمت سهام رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

در نهایت جدول ۷ نتایج آزمون فرضیات دوم و سوم پژوهش را به تصویر کشیده است.

جدول ۷. نتایج آزمون فرضیات دوم و سوم پژوهش

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال آماره t	VIF
BigAud	-۰/۰۶۱۸	-۰/۶۰۴۱	۰/۵۴۶۱	۱/۰۸۳۲
Qualified	۰/۰۷۷۱	۱/۰۵۵۸	۰/۲۹۱۷	۱/۰۶۴۱
DA	۰/۲۰۷۶	۱/۷۰۹۷	۰/۰۸۸۱	۱/۱۰۰۷
CC_Score	۶/۳۱۳۲	۸/۰۸۶۶	۰/۰۰۰۰	۱/۱۴۸۹
High_UC	-۰/۶۸۳۹	-۵/۹۱۹۵	۰/۰۰۰۰	۲/۱۲۲۸

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال آماره t	VIF
High_UC*CC_Score	-۳/۵۷۸۱	-۴/۲۸۸۴	۰/۰۰۰۰	-
UC_Score	۸۱۳۲۰۵۱	۵/۱۹۵۵	۰/۰۰۰۰	۲/۲۷۴۷
CM _{t-1}	-۰/۰۶۴۸	-۱/۵۵۵۹	۰/۱۲۰۵	۱/۱۷۸۶
CM _{t-2}	-۰/۱۴۳۸	-۳/۷۳۹۰	۰/۰۰۰۲	۱/۰۸۹۳
CM _{t-3}	-۰/۰۱۱۰	-۰/۲۶۴۶	۰/۷۹۱۴	۱/۱۱۰۲
Dturn	-۰/۶۳۲۹	-۱/۷۸۷۲	۰/۰۷۴۶	۱/۰۷۳۲
Sigma	-۰/۶۷۹۲	-۱/۱۶۳۶	۰/۲۴۵۲	۱/۰۲۲۸
Size	-۰/۱۲۷۶	-۱/۸۴۴۴	۰/۰۶۵۸	۱/۰۶۸۹
Leverage	۰/۳۲۵۰	۱/۴۶۸۱	۰/۱۴۲۸	۱/۱۱۱۴
ROE	۰/۵۴۴۲	۲/۶۳۴۱	۰/۰۰۸۸	۱/۱۹۹۳
MtB	-۰/۱۵۸۹	-۵/۲۴۵۰	۰/۰۰۰۰	۱/۱۸۲۸
C	۱/۷۲۱۶	۳/۷۲۵۸	۰/۰۰۰۲	-
ضریب تعیین	۰/۳۸۴۶			
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۶۰۷			
دوربین-واتسون	۲/۱۵۷۵			
آماره F	۱۶/۰۹۴۶			
احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰			

همان طور که در جدول ۷ مشاهده می شود با توجه به ضریب منفی اثر تعاملی بین متغیر سطح بالای محافظه کاری غیرشرطی و محافظه کاری شرطی و همچنین سطح معنی داری آن (۰/۰۰۰۰)، فرضیه دوم مبنی بر کاهش نیاز به محافظه کاری شرطی از طریق افزایش محافظه کاری غیرشرطی در کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام تأیید می گردد. به بیان دیگر هر چه سطح محافظه کاری غیرشرطی بیشتر باشد نیاز به محافظه کاری شرطی کمتر شده و خطر سقوط آتی قیمت سهام کاهش می یابد.

از طرف دیگر با توجه به ضرایب متغیرهای حسابرسی (BigAud و Qualified) در جدول فوق، که به ترتیب منفی و مثبت می باشند و همچنین سطوح معنی داری ۰/۵۴ و

۰/۲۹ می‌توان بیان نمود که فرضیه سوم مبنی بر کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام در صورت کیفیت حسابرسی بالاتر تأیید نشده و بنابراین کیفیت حسابرسی اثر معنی‌داری بر کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام در دوره پژوهش نداشته است. ضریب تعیین تعدیل شده در این الگو نشان می‌دهد که حدود ۳۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی قابل بیان می‌باشد. همچنین نتایج مربوط به آماره F بیانگر آن است که مدل رگرسیونی در حالت کلی معنی‌دار بوده و با توجه به مقدار آماره دورین-واتسون فاقد مشکل خودهمبستگی است. نتایج مقدار آماره VIF در جداول نیز در مورد کلیه متغیرها کمتر از عدد ۱۰ می‌باشد؛ بنابراین عدم وجود همخطی بین متغیرهای مستقل نیز تأیید می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر با در نظر گرفتن انواع محافظه‌کاری بر اساس معیارهای خان و واتس (۲۰۰۹) و احمد و دولمان (۲۰۱۲) به بررسی تأثیر محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی ناشی از اطلاعات حسابداری و حسابرسی بر خطر سقوط آتی قیمت سهام در نمونه‌ای متشکل از ۸۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ پرداخته است.

به طور کلی با توجه با نتایج حاصل از برازش مدل اول (مدل مبنا) که نشان از وجود رابطه منفی و معنی‌دار بین سقوط قیمت سهام در سنوات گذشته با سقوط قیمت سهام در سال آتی دارد، رابطه فرض شده در مدل ابتدایی برای نمونه پژوهش تأیید شده است. نتایج بدست آمده از آزمون این مدل با نتایج کوسنیدیس و همکاران (۲۰۱۴) و اندرو و همکاران (۲۰۱۳) سازگار می‌باشد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش، نشان از عدم وجود رابطه منفی و معنی‌دار بین محافظه‌کاری غیرشرطی و خطر سقوط آتی قیمت سهام دارد. با توجه به این موضوع رابطه فرض شده در مدل دوم برای نمونه پژوهش تأیید نشده است. نتایج بدست آمده از آزمون این مدل با نتایج کوسنیدیس و همکاران (۲۰۱۴)، بیدل و همکاران (۲۰۱۳) و کیم و ژانگ (۲۰۱۳) ناسازگار می‌باشد.

در نهایت نتایج حاصل از برازش مدل سوم برای فرضیه‌های دوم و سوم به ترتیب نشان

می دهد که در صورت وجود محافظه کاری غیرشرطی با سطح بالا، نیاز به محافظه کاری شرطی در کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام کاهش می یابد. نتایج بدست آمده در مورد فرضیه دوم با نتایج کوسنیدیس و همکاران (۲۰۱۴) سازگار می باشد.

همچنین در مورد فرضیه سوم نتایج حاصل از برازش مدل رگرسیونی حاکی از عدم وجود رابطه معکوس و معنی دار بین کیفیت حسابرسی با خطر سقوط آتی قیمت سهام می باشد. به بیان دیگر کیفیت حسابرسی الزاماً خطر سقوط قیمت سهام را کاهش نمی دهد. نتایج بدست آمده در مورد فرضیه سوم با نتایج کوسنیدیس و همکاران (۲۰۱۴) سازگار و با نتایج تحقیق احمدی و همکاران (۱۳۹۴) در مورد معیار اندازه حسابرسی ناسازگار است. نتایج پژوهش می تواند برای آن دسته از استانداردارگذاران که در صدد حذف اصل محافظه کاری از استانداردهای حسابداری هستند اهمیت داشته باشد. با توجه به نتایج حاصل از فرضیات به نظر می رسد که می بایست در زمینه حذف این اصل از استانداردهای حسابداری با احتیاط بیشتری گام برداشت. از سوی دیگر با توجه به نتایج حاصل از فرضیه دوم به قانون گذاران پیشنهاد می شود تا اثر کامل محافظه کاری را در هر دو نوع شرطی و غیرشرطی در اطلاعات حسابداری در نظر گرفته و قبل از حذف کامل آن از صورت های مالی، به طور کامل ابعاد آن را سنجیده باشند.

یادداشت ها

1. Information Asymmetry
2. Accounting Conservatism
3. Future Stock Price Crash Risk
4. Conditional Conservatism
5. Unconditional Conservatism
6. Auditing Quality
7. Kao Cointegration Test
8. Kao Cointegration Test

منابع

احمدپور، احمد؛ زارع بهنمیری، محمدجواد و کرامت الله حیدری رستمی (۱۳۹۳). بررسی تأثیر ویژگی های شرکت بر ریسک سقوط قیمت سهام (شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران)، فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران، سال هفتم، شماره ۲۸، صص ۴۵-۲۹.

احمدی، محمدرضا؛ قلمبر، محمدحسین و سیدصابر درسه (۱۳۹۴). بررسی تأثیر حاکمیت

- شرکتی، توانایی مدیریت، اعتماد بیش از حد مدیریت و کیفیت حسابرسی بر خطر سقوط قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز.
- دیانتی دیلمی، زهرا؛ لطفی، محسن و کسری آزادبخش (۱۳۹۱). تأثیر مدیریت سرمایه در گردش مبتنی بر چرخه تبدیل نقدی «گیتمان» بر کاهش ریسک سقوط (ریزش) قیمت سهام، *فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، سال اول، شماره چهارم، صص ۶۴-۵۵.
- فروغی، داریوش و منوچهر میرزایی (۱۳۹۱). تأثیر محافظه کاری شرطی حسابداری بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز*، دوره چهارم، شماره دوم، صص ۱۱۷-۷۷.
- مشکی، مهدی و رضا فتاحی (۱۳۹۰). تأثیر محافظه کاری حسابداری بر ریسک کاهش قیمت سهام، *فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران*، سال چهارم، شماره ۱۶، صص ۱۳۶-۱۱۹.
- Ahmed, A., & Duellman, S. (2012). "Managerial overconfidence and accounting conservatism", *Journal of Accounting Research*, 51, 1-30.
- Ahmed, A., Billings, B., Morton, R., & Stanford-Harris, M. (2002). "Conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs", *Accounting Review*, 77, 867-890.
- Andreou, P., Cooper, I., Louca, C., & Philip, D. (2015). "Does Accounting Conservatism Mitigate Banks' Crash Risk?" Available at: <http://ssrn.com/abstract=2638875>.
- Andreou, P., Antoniou, C., Horton, J., & Louca, C. (2013). "Corporate governance and firm-specific stock price crashes". Available at: <http://ssrn.com/abstract=2029719>.
- Ball, R., Kothari, S.P., & Robin, A. (2000). "The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings". *Journal of Accounting and Economics*, 29(1), 1-51.
- Ball, R., Robin, A., & Wu, J.S. (2003). "Incentives versus standards: Properties of accounting income in four East Asian countries". *Journal of Accounting and Economics*, 36(1-3), 235-270.
- Ball, R., & Shivakumar, L. (2005). "Earnings Quality in Uk Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness". *Journal of Accounting and Economics*, 39, 83-128.
- Ball, R. (2009). "Market and political/regulatory perspectives on the

- recent accounting scandals". *Journal of Accounting Research*, 47, 277-323.
- Basu, S. (1997). "The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings". *Journal of Accounting and Economics*, 24, 3-37.
- Biddle, G., Ma, M., & Song, F. (2013). "Accounting conservatism and bankruptcy risk". Available at: <http://ssrn.com/abstract=1621272>.
- Bradshaw, T., Hutton, A., Marcus, A., & Tehranian, H. (2010). "Opacity, crash risk, and the option smirk curve". Available at: <http://ssrn.com/abstract=1640733>.
- Chen, J., Hong, H., & Stein, J. (2001). "Forecasting crashes: trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices". *Journal of Financial Economics*, 61, 345-381.
- Dechow, P., Hutton, A., Kim, J.H., & Sloan, R. (2012). "Detecting earnings management: a new approach". *Journal of Accounting Research*, 50, 275-334.
- Givoly, D., & Hayn, C. (2000). "The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial reporting become more conservative? " *Journal of Accounting and Economics*, 29, 287-320.
- Graham, J.R., Harvey, C.R & Puri, M. (2013). "Managerial attitudes and corporate actions". *Journal of Financial Economics*, 109, 103-121.
- Hu, J., Li, A.Y., & Zhang, F. (2014). "Does accounting conservatism improve the corporate information environment?" *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 23, 32-43.
- Hutton, A., Marcus, A., & Tehranian, H. (2009). "Opaque financial reports, R2, and crash risk". *Journal of Financial Economics*, 94, 67-86.
- Jones, J. (1991). "Earnings management during import relief investigations". *Journal of Accounting Research*, 29, 193-228.
- Khan, M., & Watts, R.L. (2009). "Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism". *Journal of Accounting and Economics*, 48, 132-150.
- Kim, J.B., & Zhang, L. (2013). "Accounting conservatism and stock price crash risk: firm-level evidence. Contemporary Accounting Research". Available at: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1521345>.
- Kim, J.B., Li, Y., & Zhang, L. (2011a). "Corporate tax avoidance and stock price crash risk: firm-level analysis". *Journal of Financial Economics*, 100, 639-662.
- Kim, J.B., Song, B., & Zhang, L. (2011b). "Internal control weakness and bank loan contracting: evidence from SOX section 404

- disclosures". *The Accounting Review*, 86, 1157–1188.
- Kim, J.B., Wang, Z & Zhang, L. (2015). "CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk". Available at: <http://ssrn.com/abstract=2331189>.
- Kothari, S.P., Ramanna, K., & Skinner, D.J. (2009). "What Should GAAP Look Like? A Survey and Economic Analysis". MIT Sloan School Working Paper 4740-09. Available at: <http://dspace.mit.edu/handle/1721.1/66935>.
- Kousenidis, D.V., Ladas, A.C., & Negakis, C. (2014). "Accounting conservatism quality of accounting information and crash risk of stock prices". *The Journal of Economic Asymmetries*, 11, 120-137.
- Lafond, R & Watts, R. (2008). The information role of conservatism. *The Accounting Review*, 83, 447-478.
- Robin, A.J & Zhang, H. (2015). Do Industry-Specialist Auditors Influence Stock Price Crash Risk? *AUDITING: A Journal of Practice & Theory*, 34(3), 47-79.
- Wang, D.C. (2006). "Founding family ownership and earnings quality". *Journal of Accounting Research*, 44(3), 619-656.
- Watts, R. (2003). "Conservatism in accounting, Part I: explanations and implications", *Accounting Horizons*, 17, 207–221.