

مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز  
دوره‌ی چهارم، شماره‌ی دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۱، پیاپی ۶۳/۳، صفحه‌های ۷۷-۱۱۷  
(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

## تأثیر محافظه‌کاری شرطی حسابداری بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

دکتر داریوش فروغی\*      منوچهر میرزایی\*\*

دانشگاه اصفهان

### چکیده

پژوهش حاضر، به بررسی ارتباط بین محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام می‌پردازد. به منظور دستیابی به این هدف، دو فرضیه‌ی اصلی و سه فرضیه‌ی فرعی تدوین شده و جهت آزمون این فرضیه‌ها، نمونه‌ای از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۸ انتخاب گردید. یافته‌های پژوهش حاضر، حاکی از آن است که بین محافظه‌کاری شرطی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، رابطه‌ی معکوس وجود دارد. هم‌چنین نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که در شرایطی که بین مدیران و سرمایه‌گذاران عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد، توانایی محافظه‌کاری شرطی جهت کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیش‌تر است.

**واژه‌های کلیدی:** محافظه‌کاری شرطی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام، عدم تقارن اطلاعاتی، اخبار خوب، اخبار بد.

\* استادیار گروه حسابداری (نویسنده مسئول) d\_foroghi@hotmail.com

\*\* کارشناسی ارشد حسابداری

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۲/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۷/۵

## ۱. مقدمه

بسیاری از پژوهشگران نظیر چن و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۱)، بر این باورند که تغییرات قیمت سهام یک شرکت از مدیریت اطلاعات داخلی آن ناشی می‌شود. در شرایطی که اطلاعات به صورت تصادفی وارد بازار می‌شود و فرایند انتشار اطلاعات بدون توجه به خوب یا بد بودن آن، به صورت سیستماتیک انجام می‌گیرد، می‌توان گفت که اطلاعات منتشر شده دارای توزیع متقارن است.

به عبارت دیگر، اگر مدیران همه‌ی اطلاعات را به سرعت افشا کنند، این عمل سبب می‌شود که بازده سهام دارای توزیع متقارن باشد. بدین معنی که متوسط حجم بازده مثبت در مورد اخبار خوب، بایستی با متوسط حجم بازده منفی در رابطه با اخبار بد برابر باشد (کوتاری و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۰۹b). اما مدیران همواره انگیزه دارند تا اطلاعات و اخبار منفی را از سرمایه‌گذاران پنهان کرده و آن‌ها را در داخل شرکت انباشت کنند.

برای مثال، ممکن است از طریق منظور نمودن هزینه‌های یک دوره به عنوان دارایی، باعث کاهش هزینه‌ها و گزارش سود بیش‌تر در صورت‌های مالی شوند. نتیجه‌ی این عملیات منجر به این می‌شود که تصویر واحد تجاری بهتر از وضعیت واقعی به نظر رسیده و انگیزه‌ی افراد برون سازمانی برای سرمایه‌گذاری در واحد تجاری افزایش یابد (بال<sup>۳</sup>، ۲۰۰۹). این تمایل از انگیزه‌های مدیریتی متعددی از جمله قراردادهای پاداش مبتنی بر ارقام حسابداری و مسائل مربوط به دوره‌ی تصدی و اعتبار مدیران ناشی می‌شود (واتس<sup>۴</sup>، ۲۰۰۳a).

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 که حجم اخبار منفی انباشته به آستانه معینی می‌رسد، نگرانی و عدم افشای آن برای مدت زمان طولانی‌تر غیرممکن و پرهزینه خواهد شد. در نتیجه توده‌ی اخبار نامطلوب پس از رسیدن به نقطه‌ی اوج خود به یک‌باره وارد بازار شده و این موضوع به آفت شدید بازده سهام یا سقوط

قیمت سهام<sup>۵</sup> منجر می‌شود (هاتن و همکاران<sup>۶</sup>، ۲۰۰۹).

هدف مطالعه‌ی حاضر، بررسی تأثیر محافظه‌کاری بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام و هم‌چنین بررسی تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی<sup>۷</sup> بر رابطه‌ی بین محافظه‌کاری و ریسک سقوط آتی قیمت سهام است.

## ۲. ادبیات پژوهش

عدم قطعیت و ابهام، در تمام جنبه‌های زندگی بشر از جمله تصمیم‌گیری اجتناب‌ناپذیر است. بنابر نظریه‌ی عدم قطعیت هایزنبرگ<sup>۸</sup>، عدم قطعیت در ذات و طبیعت وقایع وجود دارد (هامر<sup>۹</sup>، ۱۹۹۰). حسابداری و گزارشگری مالی، از این قاعده‌ی کلی مستثنی نیست.

برای مثال، ابهام در مورد وجود کنترل، ابهام در مورد وصول مطالبات، ابهام در مورد درآمدزایی دارایی‌ها و ابهام در مورد جریان وجه نقد ناشی از فعالیت‌ها، نمونه‌هایی از دریای بی‌کران ابهام‌های موجود در شناخت رویدادهای مالی و گزارشگری مالی است. اصل محافظه‌کاری<sup>۱۰</sup> یا همان اصل احتیاط، از اولین و اصلی‌ترین راه‌های مواجهه با ابهام‌های موجود در رویدادهای مالی و اقتصادی است.

باسو<sup>۱۱</sup> (۱۹۹۷) محافظه‌کاری را به عنوان تمایل حسابداران به الزام درجه‌ی بالاتری از تأییدپذیری برای شناسایی اخبار خوشایند<sup>۱۲</sup> (سودها)، نسبت به شناسایی اخبار ناخوشایند<sup>۱۳</sup> (زیان‌ها)، تفسیر کرده است.

گیولی و همکاران<sup>۱۴</sup> (۲۰۰۷) محافظه‌کاری را این‌گونه تعریف نموده‌اند: انتخاب یک راهکار حسابداری تحت شرایط عدم اطمینان که در نهایت به آرایه‌ی کم‌ترین دارایی‌ها و درآمدها بیانجامد و کم‌ترین اثر مثبت را بر حقوق صاحبان سهام داشته باشد. آن‌ها بیان می‌کنند که افزایش‌های بدون قابلیت تأیید در ارزش دارایی‌ها (سودها) در زمان وقوع شناسایی نمی‌شوند بلکه در دوره‌های آتی که جریان‌های نقدی مربوط به آن‌ها ایجاد می‌شود، شناسایی می‌گردند.

در ادبیات حسابداری دو نوع محافظه‌کاری تعریف شده است؛ محافظه‌کاری شرطی<sup>۱۵</sup> و محافظه‌کاری غیرشرطی.<sup>۱۶</sup> محافظه‌کاری شرطی یا به وقوع پیوسته، محافظه‌کاری از دیدگاه سود و زیانی است و بدین معنی است که ارزش دفتری خالص دارایی‌ها در شرایط نامساعد کاهش می‌یابد؛ اما در شرایط مساعد افزایش نمی‌یابد و در شناسایی سریع‌تر زیان‌ها نسبت به شناسایی سودها نمود می‌یابد. نمونه‌هایی از محافظه‌کاری شرطی، شامل قاعده اقل بهای تمام شده یا ارزش بازار برای موجودی‌ها و به حساب دارایی یا به هزینه جاری منظور نمودن مخارج تعمیر دارایی‌های ثابت مشهود است (بیور و رایان<sup>۱۷</sup>، ۲۰۰۵). محافظه‌کاری غیرشرطی یا پیش‌بینی شده، محافظه‌کاری از دیدگاه ترازنامه‌ای است که منعکس‌کننده تمایل به ارائه‌ی کم‌تر از واقع ارزش دفتری خالص دارایی‌ها نسبت به ارزش بازار آن‌ها است. محافظه‌کاری غیرشرطی به اعمال روش‌های حسابداری محافظه-کارانه در مرحله شناخت و ثبت اولیه دارایی‌ها و بدهی‌ها اشاره دارد. این نوع محافظه-کاری، مستقل از اخبار و اطلاعات و شرایط موجود در لحظه ثبت و شناخت اولیه دارایی‌ها و بدهی‌ها بوده و فقط از الزامات استانداردها و اصول پذیرفته شده‌ی حسابداری نشأت می‌گیرد. به هزینه بردن مخارج تحقیق و توسعه، استفاده از روش‌های تسریعی استهلاک، و روش اولین صادره از آخرین وارده در ارزشیابی موجودی‌ها، مثال‌هایی از محافظه‌کاری غیرشرطی هستند (بال و شیواکومار<sup>۱۸</sup>، ۲۰۰۵).

بر اساس مطالعه‌ی لافاند و واتس<sup>۱۹</sup> (۲۰۰۸)، محافظه‌کاری به عنوان یک مکانیزم راهبردی، انگیزه‌ها و توانایی‌های مدیریت را جهت تسریع در افشای اخبار خوب و تأخیر در افشای اخبار بد محدود می‌کند. به نظر آن‌ها محافظه‌کاری به واسطه‌ی الزام به قابلیت تأییدپذیری نامتقارن برای شناسایی سودها و زیان‌ها، منجر به تسریع در شناسایی اخبار بد به عنوان زیان نسبت به اخبار خوب به عنوان 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 غیر قابل تأیید، به گونه‌ای به‌هنگام‌تر وارد بازار می‌شود.

به عبارت دیگر، انتظار می‌رود که حسابداری محافظه‌کارانه از انباشت اخبار بد در داخل شرکت جلوگیری کرده و از این رو، احتمال ورود ناگهانی توده‌ی اخبار بد به بازار را کاهش دهد. در نتیجه سطح بالاتر محافظه‌کاری به معنای کاهش سطح انباشت و عدم افشای اخبار بد و در نهایت کاهش ریسک سقوط قیمت سهام است.

موضوع تغییرات ناگهانی قیمت سهام، طی سال‌های اخیر و به ویژه بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۸، توجه بسیاری از دانشگاهیان و افراد حرفه‌ای را به خود جلب کرده است. این تغییرات، به دو صورت سقوط و جهش قیمت سهام رخ می‌دهد. با توجه به اهمیتی که سرمایه‌گذاران برای بازده سهام خود قائل هستند، پدیده‌ی سقوط قیمت سهام که منجر به کاهش شدید بازده می‌شود، در مقایسه با جهش بیش‌تر مورد توجه پژوهش‌گران قرار گرفته است.

تعریف سقوط قیمت سهام دارای سه ویژگی مشخص است:

۱. سقوط قیمت سهام، یک تغییر بسیار بزرگ و غیرمعمول در قیمت سهام است که بدون وقوع یک حادثه‌ی مهم اقتصادی رخ می‌دهد.
  ۲. این تغییرات بسیار بزرگ به صورت منفی هستند.
  ۳. سقوط قیمت سهام، یک پدیده‌ی واگیردار در سطح بازار است. بدین معنی که کاهش قیمت سهام تنها به یک سهام خاص منحصر نمی‌شود، بلکه تمام انواع سهام موجود در بازار را شامل می‌شود (چن و همکاران، ۲۰۰۱).
- هر یک از ویژگی‌های سه‌گانه فوق، در مجموعه‌ای از حقایق تجربی، مستدل و قوی ریشه دارد. در رابطه با ویژگی نخست، هانگ و استین<sup>۲۰</sup> (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که بسیاری از تغییرات بزرگی که بعد از جنگ جهانی در شاخص (S & P۵۰۰)<sup>۲۱</sup> رخ داده است و به‌ویژه سقوط بازار در اکتبر ۱۹۸۷، به دلیل افشای اخبار مربوط به یک رویداد مهم و قابل توجه نبوده است. ویژگی دوم تعریف فوق، ناشی از یک عدم تقارن تجربی و قابل توجه در تغییرات بازده بازار است. بدین معنی که تغییرات بزرگ در قیمت بیش‌تر به صورت کاهش و کم‌تر به صورت افزایش بوده است.

به عبارت دیگر، بازده بازار بیش تر در معرض کاهش و کم تر در معرض افزایش بوده است. این عدم تقارن به دو طریق قابل اثبات است. نخست از طریق مشاهده‌ی مستقیم داده‌های تاریخی مربوط به بازده بازار، می‌توان این عدم تقارن را به وضوح ملاحظه کرد. بررسی داده‌های مزبور نشان می‌دهد که از ۱۰ تغییر بزرگی که بعد از سال ۱۹۴۷ در شاخص S & P۵۰۰ رخ داده است ۹ تای آنها کاهش بوده است.

به‌طور کلی بخش وسیعی از ادبیات مربوط به بازار سهام، بیانگر آن است که بازده سهام در طول زمان نشان دهنده‌ی چولگی منفی یا نوسان نامتقارن است (چن و همکاران، ۲۰۰۱).

روش دیگر اثبات وجود عدم تقارن در تغییرات بازده بازار، بررسی قیمت اوراق اختیار خرید سهام<sup>۲۲</sup> است. روند این قیمت‌ها با فرض نرمال بودن قیمت‌ها در بلندمدت که در مدل قیمت‌گذاری اختیار خرید سهام بلک شولز<sup>۲۳</sup> (۱۹۷۳) بر آن تأکید شده است، مغایرت دارد. از این رو، روند قیمت اوراق اختیار خرید سهام، بیانگر وجود چولگی منفی در بازده این نوع اوراق بهادار است (هانگ و استین، ۲۰۰۳). سومین ویژگی تعریف سقوط قیمت سهام، این است که سقوط، پدیده‌ای است که تمام بازار را در برمی‌گیرد. بدین معنی که این پدیده به تمام انواع سهام موجود در بازار سرایت می‌کند.

هانگ و استین (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که این موضوع به این دلیل است که در زمان وقوع پدیده‌ی سقوط، همبستگی بین انواع سهام موجود در بازار افزایش می‌یابد. آنها اثبات کردند که بررسی روند داده‌های تاریخی مربوط به قیمت بازار اوراق اختیار خرید سهام نشان می‌دهد که در مواردی که شاخص قیمت اختیار خرید سهام با کاهش مواجه بوده است، همبستگی بین انواع مختلف اوراق اختیار خرید افزایش یافته است.

میزان اطلاعات منفی که مدیران می‌توانند انباشت و مخفی کنند، در شرکت‌های مختلف متفاوت است. علاوه بر این، توانایی‌ها و فرصت‌های مدیران برای انباشت و عدم افشای اخبار منفی، به هزینه‌ها و منافع آن بستگی دارد.

برای مثال، در شرایطی که هیچ‌گونه عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران

وجود ندارد، مدیران انگیزه‌ای برای افشای نامتقارن اطلاعات ندارند؛ زیرا در چنین شرایطی هزینه‌های نگه‌داری و عدم افشای اخبار منفی بیش از منافع آن خواهد بود؛ اما در شرایطی که عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران بالا است، هزینه‌های عدم افشای اخبار منفی و انباشت آن‌ها در داخل شرکت، کم‌تر از منافع آن خواهد بود و بنابراین مدیران انگیزه پیدا می‌کنند تا اخبار منفی را داخل شرکت انباشت کرده و آن‌ها را افشا نکنند (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۹b).

با توجه به این که عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه منجر به گزارشگری مالی محافظه‌کارانه می‌شود، می‌توان گفت که در محیطی با عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر، محافظه‌کاری نقش مهم‌تری در محدود کردن انگیزه‌های مدیران برای عدم افشای اخبار منفی ایفا می‌کند و از این رو، می‌توان انتظار داشت که توانایی محافظه‌کاری جهت کاهش ریسک سقوط قیمت سهام، در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران، بیش‌تر باشد (کیم و ژانگ<sup>۲۴</sup>، ۲۰۱۰).

عدم تقارن اطلاعات، پدیده‌ای منفی است که به‌طور معمول در بازارهای اوراق بهادار رخ می‌دهد و باعث ایجاد تفاوت بین ارزش ذاتی یک سهام و ارزش برآورد شده آن سهام به وسیله‌ی سرمایه‌گذاران می‌شود و از این مجرا به اتخاذ تصمیم‌های نامناسب اقتصادی توسط سرمایه‌گذاران منجر می‌شود. پژوهش‌های علمی و مطالعات فرسنگی عدم تقارن اطلاعاتی زمانی به وجود می‌آید که یک طرف قرارداد یا معامله از اطلاعات بیش‌تری آگاهی داشته باشد و هنگام برقراری ارتباط با طرف دیگر، به صورت مؤثر از این اطلاعات استفاده کند (ابودی و همکاران<sup>۲۵</sup>، ۲۰۰۰).

این آگاهی بیش‌تر، باعث ایجاد منافع اقتصادی برای طرف برخوردار از اطلاعات اضافی می‌شود، به طوری که این منافع بابت برخورداری از اطلاعات بیش‌تر است. پدیده‌ی عدم تقارن اطلاعاتی از آن‌جا ناشی می‌شود که سرمایه‌گذاران تصمیم‌های مالی خود را بر اساس اطلاعاتی می‌گیرند که به وسیله‌ی مدیریت شرکت تهیه شده است. در واقع بین استفاده‌کنندگان اطلاعات با تهیه‌کنندگان اطلاعات، تضاد منافع وجود دارد.

بنابراین، می‌توان بیان کرد که عدم تقارن اطلاعاتی، بین مدیران و سرمایه‌گذاران موضوعی بنیادی برای سرمایه‌گذاران و ناظران بازار محسوب می‌شود. عدم تقارن اطلاعاتی به طور مستقیم بر عملکرد بازارهای اوراق بهادار تأثیر می‌گذارد، به گونه‌ای که افزایش آن باعث کاهش کارایی بازار می‌شود (آجینکیا و همکاران<sup>۲۶</sup>، ۲۰۰۵).

عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران، تابع مجموعه‌ای از عوامل به شرح زیر است:

۱. انحصاری بودن بازار محصولات شرکت: اقتصاددانان معتقدند که انحصاری بودن بازار محصولات شرکت، مسائل و مشکلات نمایندگی آن را افزایش می‌دهد. از این‌رو، شرکت‌هایی که در بازارها و صنایع انحصاری فعالیت می‌کنند، محیط اطلاعاتی مبهم‌تری دارند و در نتیجه عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران در این‌گونه شرکت‌ها بیش‌تر است. در چنین شرایطی سرمایه‌گذاران قادر نخواهند بود عملکرد شرکت را به آسانی مورد ارزیابی قرار دهند (دالیوال و همکاران<sup>۲۷</sup>، ۲۰۰۸).

۲. عدم حضور سرمایه‌گذاران نهادی در ترکیب سهام‌داران شرکت: سهام‌داران نهادی، دارای توان بالقوه تأثیرگذاری بر فعالیت‌های مدیران به طور مستقیم از طریق مالکیت و به طور غیرمستقیم از طریق مبادله سهام خود هستند. یکی از نقش‌های با اهمیت سهام‌داران نهادی، فراهم نمودن مکانیسمی برای انتقال اطلاعات به بازارهای سرمایه یا به عبارت دیگر به سایر سهام‌داران است. سهام‌داران نهادی می‌توانند اطلاعات محرمانه‌ای را که از مدیران شرکت کسب می‌کنند، به سایر سهام‌داران منتقل کنند. بر اساس نتایج مطالعه‌ی آجینکیا و همکاران (۲۰۰۵)، هر میزان سطح مالکیت نهادی در شرکت‌ها افزایش یابد، عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران شرکت و سایر اشخاص ذینفع کاهش خواهد یافت.

۳. کم‌تر از ۵۰ درصد بودن مدیران غیر موظف در ترکیب هیئت مدیره‌ی شرکت: اثر بخشی حضور مدیران غیرموظف در ترکیب هیئت مدیره از آن‌جا نشأت می‌گیرد که مدیران غیرموظف به دلیل منافعشان حاضر به تبانی با مدیران اجرایی نیستند. علت این موضوع آن است که مدیران غیرموظف، در سایر شرکت‌ها دارای سمت‌های اجرایی مدیریت یا



تصمیم‌گیری هستند و به این دلیل از انگیزه‌ی بالایی برای کسب شهرت به عنوان متخصص امر تصمیم‌گیری و برخورداری از فرصت‌های شغلی بهتر در آینده برخوردار هستند. عدم هم‌سویی انگیزه‌های مدیران موظف و غیرموظف، باعث بهبود نظارت بر مدیریت شرکت، بهبود عملکرد شرکت و هم‌چنین کاهش هزینه‌های نمایندگی می‌شود. از این‌رو، حضور اعضای غیرموظف در ترکیب هیئت مدیره، عدم تقارن اطلاعاتی بین ارکان داخلی و خارجی شرکت را کاهش می‌دهد که این موضوع به نوبه‌ی خود، منجر به افزایش کیفیت افشای اطلاعات می‌شود (آجینکیا و همکاران، ۲۰۰۵).

### ۳. پیشینه‌ی پژوهش

راج گوپال و وناکاتا چالام<sup>۲۸</sup> (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای با عنوان "کیفیت گزارشگری مالی و نوسان‌پذیری تصادفی بازده سهام" به بررسی رابطه‌ی بین کیفیت گزارشگری مالی و نوسانات بازده سهام پرداختند. آن‌ها با استفاده از معیار کیفیت سود دیچاو و دایچو و توان دوم اقلام تعهدی غیرعملیاتی به عنوان معیار کیفیت گزارشگری مالی، به این نتیجه رسیدند که در دوره‌ی زمانی ۱۹۶۲-۲۰۰۱ با کاهش کیفیت گزارشگری مالی، نوسان‌پذیری تصادفی بازده سهام افزایش یافته است.

کیم و ژانگ (۲۰۱۰) در پژوهشی با عنوان "آیا محافظه‌کاری حسابداری ریسک، سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد؟" به بررسی رابطه‌ی بین محافظه‌کاری حسابداری و ریسک سقوط قیمت سهام پرداختند. نتایج بررسی‌های آن‌ها نشان داد که محافظه‌کاری انگیزه‌های مدیران را برای بیش‌نمایی عملکرد و عدم افشای اخبار بد محدود کرده و از این‌رو، ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد. هم‌چنین آن‌ها با استفاده از هزینه‌های تحقیق و توسعه، وضعیت بازار محصولات شرکت و ترکیب سهام‌داران شرکت به عنوان متغیرهای مؤثر بر عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران، اثبات کردند که در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعاتی، توانایی محافظه‌کاری برای کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیش‌تر است.

هاتن و همکاران (۲۰۰۹) در پژوهشی با عنوان " گزارشگری مالی غیر شفاف،  $R^2$  و ریسک سقوط قیمت سهام"، رابطه‌ی بین عدم شفافیت گزارشگری مالی و ریسک سقوط قیمت سهام را بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از مدیریت سود به عنوان معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی، به این نتیجه رسیدند که عدم شفافیت اطلاعات مالی با افشای اطلاعات کم‌تر در ارتباط است. به علاوه شرکت‌هایی که دارای صورت‌های مالی غیر شفاف هستند، بیش‌تر در معرض ریسک سقوط قیمت سهام قرار می‌گیرند.

خان و واتس<sup>۲۹</sup> (۲۰۰۹) مطالعه‌ای با عنوان " برآورد و ارزیابی ویژگی‌های یک معیار سال- شرکت از محافظه‌کاری" انجام دادند. آن‌ها در پژوهش خود با گنجاندن متغیرهای نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، اندازه‌ی شرکت و اهرم مالی در مدل باسو (۱۹۹۷)، ضمن تکمیل این مدل بیان کردند که برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری، بایستی تغییرات مجموعه‌ی فرصت‌های سرمایه‌گذاری را اندازه‌گیری کرد و اندازه‌گیری تغییرات مجموعه‌ی فرصت‌های سرمایه‌گذاری، مستلزم اندازه‌گیری متغیرهای سه‌گانه‌ی فوق است. نتایج بررسی‌های آن‌ها نشان داد که بین محافظه‌کاری و ویژگی‌های خاص شرکت، نظیر چرخه‌ی عمر، عدم اطمینان خاص شرکت و طول چرخه‌ی سرمایه‌گذاری رابطه‌ی مستقیم و معناداری وجود دارد.

کوتاری و همکاران (۲۰۰۹b) در مطالعه‌ای با عنوان "آیا مدیران از افشای اخبار بد خودداری می‌کنند؟" به بررسی عوامل مؤثر بر عدم افشای اخبار بد و تسریع در افشای اخبار خوب پرداختند. آن‌ها در این پژوهش، از تغییرات سود تقسیمی به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری اخبار خوب و بد استفاده کردند. بدین صورت که افزایش سود تقسیمی را به عنوان معیار اخبار خوب و کاهش سود تقسیمی را به عنوان معیار اخبار بد در نظر گرفتند. نتایج حاصل از بررسی اطلاعات مربوط به ۷۰۴۴ شرکت طی سال‌های ۱۹۶۲ تا ۲۰۰۴ نشان داد که مدیران به دلایل مختلف از جمله مسائل مربوط به دوره‌ی تصدی و پاداش، افشای اخبار بد را به تأخیر انداخته و در افشای اخبار خوب تسریع می‌کنند. نتایج هم‌چنین نشان داد که میزان واکنش منفی قیمت سهام نسبت به افشای اخبار بد، بیش‌تر از

میزان واکنش مثبت قیمت سهام نسبت به افشای اخبار خوب است.

بال و شیوا کومار (۲۰۰۵) در پژوهشی با عنوان " نقش اقلام تعهدی در شناسایی نامتقارن سود و زیان " به بررسی رابطه‌ی بین اقلام تعهدی و محافظه‌کاری حسابداری پرداختند. آن‌ها در مطالعه‌ی خود با تأکید بر همبستگی بین جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی، معیار جدیدی را برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری ارائه کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که مدل‌های غیر خطی اقلام تعهدی که در برگزیده‌ی عدم تقارن در شناسایی سود و زیان هستند، معیار بهتری را برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری ارائه می‌کنند و نسبت به مدل‌های خطی مشابه، تغییرات اقلام تعهدی را بهتر تبیین می‌کنند. به‌علاوه مدل‌های خطی و متداول اقلام تعهدی اگرچه به واسطه‌ی حذف عدم تقارن در شناسایی سود و زیان، تورش کم‌تری دارند، اما معیار به نسبت ضعیفی از فرایند ایجاد اقلام تعهدی ارائه کرده و توانایی سودهای جاری را جهت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی، کم‌تر از واقع نشان می‌دهند.

چن و همکاران (۲۰۰۱) در پژوهشی با عنوان " پیش‌بینی سقوط قیمت سهام: حجم معاملات، بازده گذشته و چولگی شرطی " قیمت سهام " به بررسی عوامل مؤثر بر عدم تقارن در بازده سهام پرداختند. آن‌ها در مطالعه‌ی خود، مجموعه‌ای از مدل‌های رگرسیونی مقطعی را به منظور پیش‌بینی چولگی منفی بازده روزانه سهام مورد استفاده قرار دادند و از داده‌های مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس سهام آمریکا (AMEX)<sup>۳۱</sup> و بورس سهام نیویورک (NYSE)<sup>۳۲</sup> برای ارزیابی مدل‌های مذکور استفاده کردند. محققین با تأکید بر مدل عقاید متفاوت هانگ و استین، در بررسی‌های خود به این نتیجه رسیدند که بازده سهامی که حجم معاملات آن نسبت به شش ماه گذشته افزایش چشمگیری داشته است و هم‌چنین سهامی که طی ۳۶ ماه گذشته دارای بازده مثبت بوده است، با احتمال بیش‌تری با چولگی منفی مواجه می‌شود.

مهرانی و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه‌ی خود، رابطه‌ی اندازه‌ی شرکت و قراردادهای بدهی را با محافظه‌کاری در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. نتایج حاصل از این

مطالعه نشان داد که رابطه‌ی مثبت و معناداری بین بدهی و محافظه‌کاری در دو معیار مبتنی بر ارقام تعهدی و معیار مبتنی بر ارزش بازار خالص دارایی‌ها وجود دارد. هم‌چنین، رابطه‌ی منفی بین اندازه‌ی شرکت و محافظه‌کاری تنها در معیار مبتنی بر ارزش بازار خالص دارایی‌ها تأیید شد. از این‌رو، محققین در مجموع چنین نتیجه‌گیری کردند که نمی‌توان استنباط کرد که بین اندازه‌ی شرکت و محافظه‌کاری، رابطه‌ی منفی معناداری وجود دارد.

مهرانی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان "رابطه‌ی بین نوع مالکیت نهادی و حسابداری محافظه‌کارانه"، به بررسی رابطه‌ی بین انواع مختلف مالکیت نهادی و محافظه‌کاری پرداختند. در این مطالعه، سرمایه‌گذاران نهادی، به دو دسته‌ی فعال و منفعل طبقه‌بندی شدند. یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش سطح مالکیت نهادی، تمایل شرکت‌ها به استفاده از رویه‌های حسابداری محافظه‌کارانه افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، بین سطح مالکیت نهادی و محافظه‌کاری رابطه‌ی مثبت وجود دارد. نتایج هم‌چنین حاکی از آن است که پس از تفکیک مالکان نهادی به فعال و منفعل، رابطه‌ی مثبت و معناداری بین مالکیت نهادی منفعل و محافظه‌کاری وجود دارد. لکن در خصوص رابطه‌ی بین مالکیت نهادی فعال و محافظه‌کاری حسابداری نتیجه‌ی قابل اتکایی حاصل نشد.

کرمی و عمرانی (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان "تأثیر چرخه‌ی عمر شرکت و محافظه‌کاری بر ارزش شرکت"، تأثیر محافظه‌کاری را بر واکنش سرمایه‌گذاران به خالص دارایی‌های عملیاتی و سود عملیاتی غیرعادی، در مراحل مختلف چرخه‌ی عمر شرکت بررسی کردند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران اهمیت (وزن) بیش‌تری به خالص دارایی‌های عملیاتی و سود عملیاتی غیر عادی شرکت‌های در مرحله رشد نسبت به شرکت‌های موجود در مراحل بلوغ و افول می‌دهند. نتایج هم‌چنین بیانگر آن است که در مراحل رشد و بلوغ، سرمایه‌گذاران اهمیت (وزن) بیش‌تری به خالص دارایی‌های عملیاتی و سود عملیاتی غیر عادی شرکت‌های محافظه‌کار نسبت به شرکت‌های غیر-محافظه‌کار می‌دهند و در مرحله‌ی افول عکس این موضوع صادق است.

ابراهیمی و شهریاری (۱۳۸۸) در پژوهشی با عنوان " بررسی رابطه‌ی بین هزینه‌های سیاسی و محافظه‌کاری در بورس اوراق بهادار تهران " به بررسی رابطه‌ی بین برخی شاخص‌های هزینه سیاسی و محافظه‌کاری پرداختند. نتایج این بررسی‌ها حاکی از آن است که بین اندازه‌ی شرکت و شدت سرمایه‌گذاری با محافظه‌کاری، یک رابطه‌ی منفی و بین درجه‌ی رقابت در صنعت و میزان مالکیت دولتی با محافظه‌کاری یک رابطه‌ی مثبت وجود دارد. نتایج پژوهش هم‌چنین نشان داد که بین نرخ مؤثر مالیاتی و ریسک با محافظه‌کاری رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

بنی مهد و باغبانی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثر محافظه‌کاری، مالکیت دولتی، اندازه‌ی شرکت و نسبت اهرمی بر زیان‌دهی شرکت‌ها پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان داد که محافظه‌کاری با زیان‌دهی شرکت‌ها رابطه‌ی مستقیم دارد. نتایج پژوهش هم‌چنین بر وجود رابطه‌ی مستقیم بین اندازه‌ی شرکت و زیان‌دهی و رابطه‌ی معکوس بین نسبت اهرمی و زیان‌دهی تأکید دارد. به علاوه، یافته‌های پژوهش حاکی از عدم وجود رابطه‌ی معنادار بین مالکیت دولتی و زیان‌دهی شرکت است.

#### ۴. روش پژوهش

به دلیل این که نتایج حاصل از پژوهش می‌تواند در فرایند تصمیم‌گیری مورد استفاده قرار گیرد، این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی است. هم‌چنین این پژوهش، از لحاظ ماهیت توصیفی - همبستگی است. زیرا در این نوع پژوهش‌ها، محقق به دنبال ارزیابی ارتباط بین دو یا چند متغیر است. به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، از مدل‌های رگرسیون چند متغیره استفاده شده است.

##### ۴-۱. فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالبی که بیان گردید، این مطالعه، دارای دو فرضیه‌ی اصلی است. هم‌چنین به منظور بررسی فرضیه‌ی اصلی دوم، این فرضیه به سه فرضیه‌ی فرعی تفکیک

شده است. به طور خلاصه فرضیه‌های این پژوهش به شرح زیر هستند:

**فرضیه‌ی اصلی ۱:** محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را کاهش می‌دهد.

**فرضیه‌ی اصلی ۲:** اثر محافظه‌کاری شرطی بر کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌های دارای عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر، بیش‌تر است.

**فرضیه‌ی فرعی ۱-۲:** اثر محافظه‌کاری شرطی بر کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌هایی که در بازارهای انحصاری فعالیت می‌کنند، بیش‌تر است.

**فرضیه‌ی فرعی ۲-۲:** اثر محافظه‌کاری شرطی بر کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌هایی که در ترکیب سهام‌داران آن‌ها سرمایه‌گذاران نهادی حضور ندارند، بیش‌تر است.

**فرضیه‌ی فرعی ۲-۳:** اثر محافظه‌کاری شرطی بر کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌هایی که در ترکیب اعضای هیئت مدیره‌ی آن‌ها اعضای غیر موظف کم‌تر از ۵۰ درصد هستند، بیش‌تر است.

#### ۲-۴. جامعه‌ی آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه‌ی آماری این پژوهش، شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی سال ۱۳۸۰ الی سال ۱۳۸۸ است. در این پژوهش به منظور نمونه‌گیری از روش نمونه‌گیری هدفمند (حذف سیستماتیک) استفاده شده است، بدین منظور کلیه‌ی شرکت‌های جامعه آماری که دارای شرایط زیر بوده‌اند به عنوان نمونه انتخاب و بقیه حذف شده‌اند:

۱. به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.

۲. به منظور همگن بودن اطلاعات، فعالیت آن‌ها تولیدی باشد.

۳. معاملات سهام آن‌ها طی دوره‌ی پژوهش بیش از سه ماه در بورس اوراق بهادار

تهران متوقف نشده باشد.

۴. اطلاعات مربوط به متغیرهای انتخاب شده در این تحقیق در دسترس باشد. با توجه به شرایط مذکور در پایان سال مالی ۱۳۸۰ کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ۳۰۱ شرکت بوده است. با اعمال محدودیت مربوط به بندهای ۱ و ۲، تنها ۲۲۰ شرکت تولیدی و دارای سال مالی منتهی به ۲۹ اسفند ماه وجود داشت. از تعداد ۲۲۰ شرکت، ۱۸۹ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۰ - ۱۳۸۸ به فعالیت خود ادامه داده و از بورس اوراق بهادار تهران خارج نشده‌اند. با اعمال محدودیت مربوط به بندهای ۳ و ۴، از ۱۸۹ شرکت مذکور تنها ۹۰ شرکت بودند که در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۰ - ۱۳۸۸، طی هر سال بیش از سه ماه توقف معاملاتی نداشتند و اطلاعات مالی آن‌ها در دسترس بوده است. با اعمال شرایط مذکور از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تعداد ۹۰ شرکت به عنوان نمونه‌ی آماری این پژوهش انتخاب گردید.

### ۳-۴. متغیرهای پژوهش

متغیرهای این پژوهش، مشتمل بر سه دسته‌ی متغیر مستقل، متغیر وابسته و متغیرهای کنترلی به شرح زیر است:

#### ۱-۳-۴. متغیر مستقل

متغیر مستقل این مطالعه، محافظه‌کاری شرطی (C-SCORE) است. جهت اندازه‌گیری میزان محافظه‌کاری شرطی در هر سال-شرکت، از معیار محافظه‌کاری شرطی خان و واتس (۲۰۰۹) استفاده شده است. معیار C-SCORE با استفاده از مدل باسو (۱۹۹۷)، به شرح رابطه‌ی (۱) محاسبه می‌شود:

$$X_{j,t} = \beta_{1t} + \beta_{2t}D_{j,t} + \beta_{3t}R_{j,t} + \beta_{4t}D_{j,t}R_{j,t} + \zeta_{j,t} \quad (1)$$

در این رابطه :

$X_{j,t}$ : سود عملیاتی پس از کسر هزینه‌های مالی تقسیم بر ارزش بازار سرمایه.

$R_{j,t}$ : بازده سهام شرکت در پایان سال مالی  $t$ .  
 $D_{j,t}$ : متغیر مجازی. اگر  $R_{j,t} < 0$  باشد برابر ۱ و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود.

$\beta_{3j,t}$ : معیار به هنگام بودن اخبار خوب.

$\beta_{4j,t}$ : معیار به هنگام بودن تفاضلی اخبار بد نسبت به اخبار خوب (محافظه‌کاری).

$\tilde{\beta}_{j,t}$ : باقیمانده یا پسماند مدل.

$\beta_{3j,t}$  و  $\beta_{4j,t}$  توابع خطی از ویژگی‌های خاص شرکت بوده و بر اساس روابط (۲) و (۳) تعریف می‌شوند:

$$\text{G-SCORE: } \beta_{3j,t} = \mu_{1t} + \mu_{2t}MKV_{j,t} + \mu_{3t}MB_{j,t} + \mu_{4t}LEV_{j,t} \quad (۲)$$

$$\text{C-SCORE: } \beta_{4j,t} = \lambda_{1t} + \lambda_{2t}MKV_{j,t} + \lambda_{3t}MB_{j,t} + \lambda_{4t}LEV_{j,t} \quad (۳)$$

در روابط مذکور:

**G-SCORE**: معیار به موقع بودن اخبار خوب.

**C-SCORE**: معیار به موقع بودن تفاضلی اخبار خوب نسبت به اخبار بد (محافظه-کاری).

کاری).

$MB_{j,t}$ : نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت  $t$  طی سال مالی  $t$ . ارزش بازار حقوق صاحبان سهام از حاصل ضرب میانگین موزون تعداد سهام عادی طی سال و قیمت سهام در پایان سال مالی به دست می‌آید.

$LEV_{j,t}$ : نسبت بدهی به سرمایه یا اهرم مالی شرکت  $t$  طی سال مالی  $t$ . نسبت اهرمی،

به یکی از دو صورت نسبت مجموع بدهی‌ها به مجموع دارایی‌ها یا نسبت مجموع بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام، محاسبه می‌شود. در این پژوهش، از معیار دوم جهت محاسبه‌ی نسبت اهرمی استفاده شده است.

$MKV_{j,t}$ : لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت  $t$  طی

سال مالی  $t$ .

با جای‌گذاری روابط (۲) و (۳) در رابطه‌ی (۱)، رابطه‌ی (۴) حاصل می‌شود:



$$X_{j,t} = \beta_{1t} + \beta_{2t}D_{j,t} + (\mu_{1t} + \mu_{2t}MKV_{j,t} + \mu_{3t}MB_{j,t} + \mu_{4t}LEV_{j,t}) * R_{j,t} + (\lambda_{1t} + \lambda_{2t}MKV_{j,t} + \lambda_{3t}MB_{j,t} + \lambda_{4t}LEV_{j,t}) * D_{j,t} * R_{j,t} + (\delta_{1t}MKV_{j,t} + \delta_{2t}MB_{j,t} + \delta_{3t}LEV_{j,t} + \delta_{4t}D_{j,t}MKV_{j,t} + \delta_{5t}D_{j,t}MB_{j,t} + \delta_{6t}D_{j,t}LEV_{j,t}) + \xi_{j,t} \quad (۴)$$

رابطه‌ی (۴) با استفاده از رگرسیون مقطعی سالانه برآورد شده و با توجه به ضرایب حاصل از این برآورد و هم‌چنین رابطه‌ی (۳)، محافظه‌کاری شرطی محاسبه می‌شود.

#### ۲-۳-۴. متغیر وابسته

متغیر وابسته‌ی پژوهش حاضر، ریسک سقوط آتی قیمت سهام (CRASH) است. به منظور اندازه‌گیری این متغیر، از معیار هاتن و همکاران (۲۰۰۹) استفاده شده است.

بر اساس مطالعه‌ی هاتن و همکاران (۲۰۰۹) دوره‌ی سقوط در یک سال مالی معین، دوره‌ای است که طی آن بازده ماهانه‌ی خاص شرکت ۳/۲ انحراف معیار کم‌تر از میانگین بازده ماهانه خاص آن باشد. اساس این تعریف بر این مفهوم آماری قرار دارد که با فرض نرمال بودن توزیع بازده ماهانه خاص شرکت، نوسان‌هایی که در فاصله‌ی میانگین به‌علاوه ۳/۲ انحراف معیار و میانگین منهای ۳/۲ انحراف معیار قرار می‌گیرند از جمله نوسان‌های عادی محسوب می‌شود و نوسان‌های خارج از این فاصله، جز موارد غیر عادی قلمداد می‌شود. با توجه به این‌که سقوط قیمت سهام یک نوسان غیرعادی است، عدد ۳/۲ به عنوان مرز بین نوسانات عادی و غیر عادی مطرح است. مطالعات فرسنگی

در این پژوهش، ریسک سقوط قیمت سهام، متغیری مجازی است که اگر شرکت طی سال مالی حداقل یک دوره‌ی سقوط را تجربه کرده باشد، مقدار آن یک و در غیر این صورت صفر خواهد بود.

بازده ماهانه خاص شرکت با استفاده از رابطه‌ی (۵) محاسبه می‌شود:

$$W_{j,\theta} = \text{Ln}(1 + \xi_{j,\theta}) \quad (۵)$$

در رابطه‌ی فوق:

$W_{j,\theta}$ : بازده ماهانه خاص شرکت  $j$  در ماه  $\theta$  طی سال مالی.

$\xi_{jt}$ : بازده باقیمانده‌ی سهام شرکت  $j$  در ماه  $\theta$  است و عبارتست از باقیمانده یا پسماند

مدل در رابطه‌ی (۶):

$$r_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 r_{m,t-2} + \beta_2 r_{m,t-1} + \beta_3 r_{m,t} + \beta_4 r_{m,t+1} + \beta_5 r_{m,t+2} + \zeta_{jt} \quad (6)$$

که در این رابطه:

$r_{j,t}$ : بازده سهام شرکت  $j$  در ماه  $t$  طی سال مالی.

$r_{m,t}$ : بازده بازار در ماه  $t$  است. برای محاسبه بازده ماهانه بازار، شاخص ابتدای ماه از

شاخص پایان ماه کسر شده و حاصل بر شاخص ابتدای ماه تقسیم می‌شود.

رابطه‌ی (۶) با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره و شیوه‌ی داده‌های ترکیبی برآورد

شده و باقیمانده‌ی آن به شرح رابطه‌ی (۵) جهت محاسبه‌ی بازده ماهانه خاص شرکت

استفاده می‌شود. بازده ماهانه خاص شرکت، با توجه به تعریف مذکور به منظور اندازه‌گیری

ریسک سقوط آتی قیمت سهام استفاده می‌شود.

### ۳-۳-۴. متغیرهای کنترلی

به منظور تفکیک اثر محافظه‌کاری شرطی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام، از اثر

سایر متغیرها، مجموعه‌ای از متغیرهای کنترلی در این پژوهش استفاده شده است. این

متغیرها عبارتند از:

**عدم تجانس سرمایه‌گذاران (DTURN):** عبارتست از متوسط گردش تصادفی سهام

در سال مالی جاری منهای متوسط گردش تصادفی سهام در سال گذشته. متوسط گردش

تصادفی سهام، از طریق تقسیم حجم معاملات ماهانه سهام بر مجموع تعداد سهام منتشر

شده طی ماه به دست می‌آید.

**اندازه‌ی شرکت (SIZE):** عبارتست از لگاریتم طبیعی مجموع فروش‌های خالص

شرکت در پایان سال مالی.

**بازده دارایی‌ها (ROA):** عبارتست از نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌های

شرکت در پایان سال مالی.

**چولگی منفی بازده سهام (NCSKEW):** برای محاسبه‌ی این متغیر از رابطه‌ی (۷) به

شرح زیر استفاده می‌شود:

$$NCSKEW_{j,t} = -[N(N-1)^{3/2}\Sigma W_{j,\theta}] / [(N-1)(N-2)(\Sigma W_{j,\theta})^{3/2}] \quad (7)$$

در رابطه‌ی فوق:

$NCSKEW_{j,t}$ : چولگی منفی بازده ماهانه سهام شرکت  $j$  طی سال مالی  $t$ .

$W_{j,\theta}$ : بازده ماهانه خاص شرکت  $j$  در ماه  $\theta$ .

$N$ : تعداد ماه‌هایی که بازده آن‌ها محاسبه شده است.

میانگین و انحراف معیار بازده ماهانه سهام طی سال مالی (**RET & SIGMA**):

میانگین و انحراف معیار بازده ماهانه سهام به ترتیب بر اساس روابط (۸) و (۹) محاسبه می‌شوند:

$$RET_{j,t} = \frac{\sum_{\theta=1}^{\theta=12} r_{j,\theta}}{N} \quad (8)$$

$$SIGMA_{j,t} = \left( \frac{\sum_{\theta=1}^{\theta=12} (r_{j,\theta} - RET_{j,t})^2}{N} \right)^{1/2} \quad (9)$$

در روابط بالا:

$RET_{j,t}$ : میانگین بازده ماهانه سهام شرکت  $j$  طی سال مالی  $t$ .

$SIGMA_{j,t}$ : انحراف معیار بازده ماهانه سهام شرکت  $j$  طی سال مالی  $t$ .

$r_{j,\theta}$ : بازده ماهانه سهام شرکت  $j$  طی سال مالی  $t$ .

$N$ : تعداد ماه‌هایی که بازده آن‌ها محاسبه شده است.

**عدم تقارن اطلاعاتی (INFO)**: در این پژوهش جهت توصیف شرایطی که بیانگر

عدم تقارن اطلاعاتی است، فرض بر این است که اگر شرکتی در بازار انحصاری فعالیت

کند و در ترکیب سهام‌داران آن سهام‌داران نهادی حضور نداشته باشند و هم‌چنین در

ترکیب اعضای هیئت مدیره آن، اعضای غیر موظف کم‌تر از ۵۰ درصد باشند، در آن

شرکت عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد. با توجه به مطالب فوق، جهت اندازه‌گیری عدم

تقارن اطلاعاتی سه متغیر به شرح زیر تعریف شده است:

وضعیت بازار محصولات شرکت (**HICON**): به منظور تعیین وضعیت بازار

محصولات شرکت از شاخص هرفیندال-هریسمن<sup>۳۳</sup> استفاده شده است. بدین صورت که اگر میزان این شاخص برای شرکتی بیش‌تر از ۰/۵ باشد، آن شرکت جز شرکت‌های فعال در بازار انحصاری محسوب می‌شود و چنان‌چه میزان این شاخص در مورد شرکتی کم‌تر از ۰/۵ باشد، آن شرکت جز شرکت‌های فعال در بازار رقابتی قلمداد می‌گردد و بر این اساس برای شرکت‌های فعال در بازار انحصاری مقدار یک و برای شرکت‌های فعال در بازار رقابتی مقدار صفر در نظر گرفته می‌شود. به منظور محاسبه شاخص هرفیندال-هریسمن، مراحل زیر طی شده است:

۱. ابتدا برای هر یک از صنایع عضو نمونه‌ی آماری در هر سال، مجموع فروش خالص تمام شرکت‌های فعال در آن صنعت محاسبه می‌گردد.
۲. سپس با تقسیم فروش خالص هر یک از شرکت‌های موجود در صنعت بر مجموع فروش آن صنعت، سهم بازار هر یک از شرکت‌ها محاسبه خواهد شد.
۳. در نهایت سهم بازار شرکت‌های موجود در هر صنعت به توان ۲ رسیده و شاخص مزبور برای آن صنعت در یک سال محاسبه شد. به طور خلاصه، شاخص هرفیندال-هریسمن برای هر صنعت از طریق رابطه (۱۰) به دست می‌آید.

$$HICON_{j,t} = \sum_{i=1}^n S_i^2 \quad (10)$$

در رابطه‌ی بالا:

$HICON_{j,t}$ : شاخص هرفیندال-هریسمن برای یک صنعت در یک سال مالی.

$S_i^2$ : سهم بازار شرکت  $i$  ام موجود در هر صنعت.

ترکیب سهام‌داران شرکت (INST): در پژوهش حاضر، نهادی بودن سهام‌داران نهادی بر مبنای استاندارد حسابداری شماره‌ی ۲۰ ایران و بیانیه‌ی شماره‌ی ۱۸ هیأت اصول حسابداری تعیین شده است. بر اساس بیانیه‌ی مذکور سرمایه‌گذاری مستقیم یا غیر مستقیم در دست کم ۲۰ درصد سهام با حق رأی واحد سرمایه‌پذیر، به اعمال نفوذ مؤثر در آن واحد منجر می‌شود، مگر این‌که خلاف آن مشاهده شود. با توجه به تعریف مذکور، برای

شرکت‌هایی که در ترکیب آن‌ها سرمایه‌گذار نهادی وجود داشته باشد، صفر و برای شرکت‌هایی که در ترکیب سهام‌داران آن‌ها سرمایه‌گذار نهادی وجود نداشته باشد، مقدار یک در نظر گرفته شده است.

**ترکیب اعضای هیأت مدیره (OutDir):** مقدار این متغیر بدین صورت تعریف شده است که برای شرکت‌هایی که در ترکیب هیأت مدیره‌ی آن‌ها، اعضای غیر موظف بیش‌تر از ۵۰ درصد است، مقدار صفر و برای شرکت‌هایی که در ترکیب هیأت مدیره‌ی آن‌ها، اعضای غیر موظف کم‌تر از ۵۰ درصد است، مقدار یک در نظر گرفته شده است.

#### ۴-۴. مدل‌های مربوط به آزمون فرضیه‌های پژوهش

با توجه به این‌که پژوهش حاضر دارای دو فرضیه‌ی اصلی است، به منظور آزمون آن‌ها مدل‌های نهایی به شرح زیر تدوین می‌شود:

##### ۴-۴-۱. مدل نهایی مربوط به آزمون فرضیه‌ی اصلی اول

به منظور آزمون فرضیه‌ی اصلی اول، از رابطه‌ی (۱۱) استفاده می‌شود.

$$CRASH_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CSCORE_{j,t} + \sum_{q=2}^m \alpha_q (q^{th} Control Var_{j,t}) + \xi_{j,t} \quad (11)$$

که در آن:

$CRASH_{j,t+1}$ : ریسک سقوط قیمت سهام در پایان سال مالی  $t+1$ .

$C-SCORE_{j,t}$ : میزان محافظه‌کاری شرطی در پایان سال مالی  $t$ .

$q^{th}$ : شماره‌ی مربوط به متغیر کنترلی.

$Control Var_{j,t}$ : متغیرهای کنترلی مدل که به منظور تفکیک اثر محافظه‌کاری بر ریسک سقوط قیمت سهام از اثر سایر متغیرها، در معادله‌ی رگرسیون گنجانده شده‌اند. متغیرهای کنترلی مذکور عبارتند از:

$DTURN_{j,t}$ : عدم تجانس سرمایه‌گذاران طی سال مالی  $t$ .

$SIGMA_{j,t}$ : انحراف معیار بازده ماهانه‌ی سهام طی سال مالی  $t$ .

$RET_{j,t}$ : میانگین بازده ماهانه‌ی شرکت طی سال مالی  $t$ .

$SIZE_{j,t}$ : اندازه‌ی شرکت در پایان سال مالی  $t$ .

$NCSKEW_{j,t}$ : چولگی منفی بازده سهام طی سال مالی  $t$ .

$ROA_{j,t}$ : بازده دارایی‌های شرکت در پایان سال مالی  $t$ .

با توجه به این‌که، متغیر وابسته در رابطه‌ی فوق، به صورت متغیر مجازی بوده و تنها مقادیر صفر و یک را اختیار می‌کند، به منظور برآورد آن از الگوی لاجیت<sup>۳۴</sup> (رگرسیون لجستیک) و روش داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود.

الگوی لاجیت از جمله الگوهای غیرخطی است که برای برآورد آن از روش بیشینه‌ی درست‌نمایی<sup>۳۵</sup> استفاده می‌شود.

نتایج حاصل از برآورد الگوی لاجیت به‌طور تقریبی شبیه برآورد الگوهای رگرسیون خطی است، با این تفاوت که در الگوی لاجیت به جای مقدار  $t$  محاسبه شده،  $Z$  محاسبه شده گزارش می‌گردد. به‌علاوه در این الگو، لگاریتم درست‌نمایی<sup>۳۶</sup> و لگاریتم درست‌نمایی مقید<sup>۳۷</sup> گزارش می‌شود. از این دو آماره به منظور محاسبه‌ی آماره نسبت درست‌نمایی<sup>۳۸</sup> و ضریب تشخیص مک فادن<sup>۳۹</sup> استفاده می‌شود. این دو شاخص، به ترتیب برای بررسی اعتبار کل رگرسیون و قدرت توجیه رگرسیون به کار می‌روند. در واقع این دو آماره همانند  $F$  و  $R^2$  در رگرسیون‌های خطی عمل می‌کنند.

#### ۲-۴-۴. مدل‌های نهایی مربوط به آزمون فرضیه‌ی اصلی دوم

به منظور آزمون فرضیه‌ی اصلی دوم، متغیرهای وضعیت بازار محصولات شرکت، ترکیب سهام‌داران شرکت و ترکیب اعضای هیأت مدیره‌ی شرکت، به عنوان نماینده‌ی شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، به صورت جداگانه در مدل‌های نهایی گنجانده می‌شوند. از این‌رو، جهت آزمون فرضیه‌ی اصلی دوم، سه فرضیه‌ی فرعی و به تناسب آن سه مدل نهایی تدوین شده و در هر یک از این فرضیه‌های فرعی و مدل‌ها، تأثیر یکی از متغیرهای سه‌گانه، بیانگر شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، بر رابطه‌ی بین محافظه‌کاری شرطی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام بررسی شده است.

به طور خلاصه، مدل نهایی مربوط به آزمون فرضیه‌ی اصلی دوم و فرضیه‌های فرعی

مرتبط با آن به شرح رابطه‌ی (۱۲) است:

$$\text{CRASH}_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CSCORE}_{j,t} + \alpha_2 \text{CSCORE}_{j,t} * \text{INFO}_{j,t} + \\ (12\alpha_3 \text{INFO}_{j,t} + \sum_{q=4}^m \alpha_q (\text{q}^{\text{th}} \text{Control Var}_{j,t})) + \xi_{j,t}$$

که در آن:

$\text{INFO}_{j,t}$ : عدم تقارن اطلاعاتی. عبارتست از یکی از معیارهای سه‌گانه‌ی وضعیت بازار محصولات شرکت، ترکیب سهام‌داران شرکت یا ترکیب اعضای هیأت مدیره. تعریف سایر متغیرهای رابطه‌ی فوق مشابه‌ی رابطه‌ی (۱۰) است. به منظور برآورد رابطه‌ی (۱۱) و آزمون فرضیه‌ی اصلی دوم و فرضیه‌های فرعی مربوط به آن از الگوی لاجیت (رگرسیون لجستیک) و روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است.

##### ۵. تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این پژوهش، به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش، از نرم‌افزارهای (2007) Excel، (6) Eviews و (11) Stata استفاده شده است.

هم‌چنین سطح اطمینان مورد استفاده جهت آزمون فرضیه‌ها و بررسی فروض کلاسیک رگرسیون ۹۵ درصد است. علاوه بر این، به منظور آزمون فرضیه‌ها، از روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است.

در داده‌های ترکیبی به منظور انتخاب بین داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی از آزمون F لیمر<sup>۴۰</sup> استفاده شد و بر اساس این آزمون روش داده‌های تلفیقی<sup>۴۱</sup> برای آزمون فرضیه‌ها انتخاب گردید.

برای برآورد پارامترهای مدل‌های رگرسیون، آزمون فرض‌های کلاسیک از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از جمله مهم‌ترین این فرض‌ها، فرض‌های مربوط به بررسی نرمال بودن باقیمانده‌های مدل، عدم وجود خود همبستگی، عدم وجود هم خطی و عدم وجود واریانس ناهمسانی بین باقیمانده‌های مدل است.

برای بررسی نرمال بودن باقیمانده‌ها از آزمون جاک-برا<sup>۴۲</sup> استفاده شده است. نتایج

این آزمون، نشان می‌دهد که باقیمانده‌ی مدل‌های مورد بررسی دارای توزیع نرمال هستند. به منظور تشخیص وجود خود همبستگی بین باقیمانده‌ها، از آزمون دوربین واتسون (DW)<sup>۳۳</sup> استفاده شد. مقدار این آماره، برای مدل‌های پژوهش، نشان از نبود خود همبستگی بین باقیمانده‌ها دارد.

در خصوص بررسی هم خطی، قابل ذکر است که با این‌که استفاده از داده‌های ترکیبی، خود یکی از روش‌های جلوگیری از بروز هم خطی است؛ اما برای بررسی وجود احتمالی هم خطی از روش بررسی نسبت‌های  $R^2$  و  $t$  ( $R^2$  بالا اما آماره‌های  $t$  بی‌معنی باشند) استفاده شده است. نتایج این بررسی‌ها نشان داد که بین باقیمانده‌ی مدل‌های مورد آزمون، هم خطی وجود ندارد.

به منظور بررسی وجود واریانس ناهمسانی بین باقیمانده‌ها، از آزمون وایت استفاده شد. نتایج حاصل از این آزمون نشان داد که در مدل‌های مورد بررسی، مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد.

#### ۱-۵. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نگاره شماره ۱ آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد که بیانگر پارامترهای توصیفی برای هر متغیر به صورت مجزا است. این پارامترها، شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های مرکزی نظیر بیشینه، کمینه، میانگین و میانه و هم‌چنین اطلاعات مربوط به شاخص‌های پراکندگی نظیر واریانس، چولگی و کشیدگی است. در این نگاره، سطح بحرانی برای تمام متغیرها برابر صفر و تعداد مشاهدات برای هر متغیر برابر ۸۱۰ مشاهده است.





## ۶. آزمون فرضیه‌های پژوهش

### ۶-۱. آزمون فرضیه‌ی اصلی اول

فرضیه‌ی اصلی نخست این پژوهش، بدین صورت است که "محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را کاهش می‌دهد". نگاره (۲) نتایج حاصل از آزمون این فرضیه را با استفاده از روش رگرسیون لجستیک و داده‌های ترکیبی نشان می‌دهد. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد  $p$ -value محاسبه شده برای متغیر مستقل محافظه‌کاری شرطی (CSCORE)، کم‌تر از سطح خطای ۵٪ است. از این رو، می‌توان نتیجه گرفت که بین محافظه‌کاری شرطی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، یک رابطه‌ی معنادار وجود دارد. از سوی دیگر، ضریب برآورد شده برای محافظه‌کاری در سطح خطای ۵٪، منفی است. این موضوع، بدین معنی است که بین محافظه‌کاری و ریسک سقوط آتی قیمت سهام رابطه‌ی معکوس وجود دارد.

به بیان دیگر، می‌توان گفت که محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را کاهش می‌دهد.

بنابراین، با توجه به نتایج مندرج در نگاره شماره ۲ و در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه‌ی اصلی نخست این پژوهش رد نخواهد شد. نتایج مندرج در نگاره شماره ۲ همچنین نشان می‌دهد که ضریب تبیین مدل مربوط به آزمون فرضیه‌ی اصلی اول ۳۳٪ است. این عدد بیانگر آن است که ۳۳ درصد تغییرات متغیر وابسته (ریسک سقوط آتی قیمت سهام) توسط مجموعه‌ی متغیرهای مستقل مزبور توضیح داده می‌شود. علاوه بر این، با توجه به این‌که احتمال آماره LR، کم‌تر از ۵٪ است، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ این مدل معنی‌دار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

## نگاره ۲: نتایج مربوط به آزمون فرضیه‌ی اصلی اول

p-value	آماره z	خطای استاندارد	ضریب برآورد شده	متغیر	
				نماد	عنوان
۰/۰۱۵	-۲/۵۶	۰/۳۴۵	-۰/۸۸۴	$\alpha_0$	عرض از مبدأ
۰/۰۱۳	-۳/۷۴	۰/۳۱۱	-۱/۱۶۴	CSCORE	محافظه‌کاری شرطی
۰/۰۰۴	۴/۱۱	۰/۰۰۸	۰/۰۳۲	SIZE	اندازه شرکت
۰/۷۸۶	۰/۲۷	۰/۰۲۷	۰/۰۰۷	ROA	بازده دارایی‌ها
۰/۰۰۱	۴/۲۸	۰/۶۹۸	۲/۹۹	DTURN	عدم تجانس سرمایه‌گذاران
۰/۰۱۶	۳/۴	۳/۳۳۹	۱۱/۳۵	SIGMA	انحراف معیار بازده سهام
۰/۰۲۶	-۱/۱۳	۰/۰۲۲	-۰/۰۲۵	RET	میانگین بازده سهام
۰/۰۰۱	۴/۲۸	۱/۴۲۱	۶/۰۸۵	NCSKEW	چولگی منفی بازده سهام
۰/۳۳					ضریب تعیین مک فادن
۴۰۲/۹					آماره LR
۰/۰۰۱۴					احتمال آماره LR

## ۲-۶. آزمون فرضیه‌ی اصلی دوم

فرضیه‌ی اصلی دوم این پژوهش، به این شرح تدوین شده است که " اثر محافظه‌کاری شرطی بر کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌های دارای عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر، بیش‌تر است."

در این پژوهش، جهت توصیف شرایطی که بیانگر عدم تقارن اطلاعاتی است، فرض بر این است که اگر شرکتی در بازار انحصاری فعالیت کند و در ترکیب سهام‌داران آن سهام‌داران نهادی حضور نداشته باشند. هم‌چنین در ترکیب اعضای هیأت مدیره‌ی آن، اعضای غیر موظف کم‌تر از ۵۰ درصد باشند، در آن شرکت عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر است.

با توجه به مطالب فوق، جهت آزمون فرضیه‌ی اصلی دوم، سه فرضیه‌ی فرعی تدوین گردید و در هر یک از این فرضیه‌های فرعی، تأثیر یکی از متغیرهای سه‌گانه بیانگر شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، بر رابطه‌ی بین محافظه‌کاری شرطی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام بررسی شد.

در این بخش، نتایج مربوط به آزمون هر یک از فرضیه‌های فرعی مرتبط با فرضیه‌ی اصلی دوم تشریح می‌شود:

#### ۱-۲-۶. آزمون فرضیه‌ی فرعی ۱-۲

فرضیه‌ی فرعی (۱-۲) بیانگر آن است که " اثر محافظه‌کاری شرطی بر کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌هایی که در بازارهای انحصاری فعالیت می‌کنند، بیش‌تر است."

نگاره شماره ۳ نتایج مربوط به آزمون این فرضیه را نشان می‌دهد. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد، p-value محاسبه شده برای متغیر وضعیت بازار محصولات شرکت (HICON) کم‌تر از سطح خطای ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن مثبت است. بنابراین، می‌توان گفت که بین حضور شرکت در یک بازار انحصاری و ریسک سقوط آتی قیمت سهام آن، یک رابطه‌ی مستقیم و معنی‌دار وجود دارد. نتایج هم‌چنین نشان می‌دهد که p-value محاسبه شده برای متغیر مستقل (CSCORE\*HICON) کم‌تر از ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن منفی است. از این رو، می‌توان گفت که بین این متغیر (حاصل ضرب متغیر محافظه‌کاری شرطی و متغیر وضعیت بازار محصولات) و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، یک رابطه‌ی معکوس و معنی‌دار وجود دارد.

نتایج مندرج در نگاره شماره ۳ هم‌چنین حاکی از آن است p-value محاسبه شده برای متغیر محافظه‌کاری شرطی (CSCORE) کم‌تر از سطح خطای ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن منفی است. این موضوع، بیانگر آن است که بین محافظه‌کاری شرطی و ریسک سقوط قیمت سهام یک رابطه‌ی معکوس و معنی‌دار وجود دارد. علاوه بر این، قدر

مطلق ضریب برآورد شده برای محافظه‌کاری در این فرضیه، از قدر مطلق ضریب برآورد شده در آزمون مربوط به فرضیه‌ی اصلی نخست (یعنی در شرایطی که متغیرهای نماینده‌ی عدم تقارن اطلاعاتی در مدل نهایی گنجانده نشده‌اند)، بزرگ‌تر است.

نگاره ۳: نتایج مربوط به آزمون فرضیه‌ی فرعی ۱-۲

$\text{CRASH}_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CSCORE}_{j,t} + \alpha_2 \text{CSCORE}_{j,t} * \text{HICON}_{j,t} + \alpha_3 \text{HICON}_{j,t} + \sum_{q=4}^m \alpha_q (\text{q}^{\text{th}} \text{Control Var}_{j,t}) + \xi_{j,t}$					
p-value	آماره z	خطای استاندارد	ضریب برآورد شده	متغیر	
				نماد	عنوان
۰/۰۱۹	-۲/۳۵	۰/۳۶	-۰/۸۴۶	$\alpha_0$	عرض از مبدأ
۰/۰۰۱	-۴/۲۸	۰/۵۹۲	-۲/۵۳۵	CSCORE	محافظه‌کاری شرطی
۰/۰۰۶	-۴/۱	۰/۰۳۵	-۰/۱۴۵	CSCORE*HICON	-
۰/۰۰۳	۴/۲۴	۰/۰۳۷	۰/۱۵۷	HICON	وضعیت بازار محصولات
۰/۰۶۰۲	-۰/۵۲	۰/۱۴۴	-۰/۰۷۵	SIZE	اندازه‌ی شرکت
۰/۷۸۶	۰/۲۷	۰/۰۲۷	۰/۰۰۷	ROA	بازده دارایی‌ها
۰/۰۱۴	۳/۶۸	۱/۰۵۷	۳/۸۹۲	DTURN	عدم تجانس سرمایه‌گذاران
۰/۰۱۰	۴/۰۷	۱/۰۸۹	۴/۴۳۳	SIGMA	انحراف معیار بازده سهام
۰/۰۲۷	-۳/۰۱	۰/۳۲۳	-۰/۹۷۳	RET	میانگین بازده سهام
۰/۰۱۹	۲/۱۸	۳/۹۶۹	۸/۶۵۲	NCSKEW	چولگی منفی بازده سهام
۰/۲۰					ضریب تعیین مک فادن
۲۴۲/۲۶					آماره LR
۰/۰۰۲۸					احتمال آماره LR

با توجه به مطالب مذکور، در مجموع می‌توان چنین نتیجه گرفت که در شرایطی که شرکت در یک بازار انحصاری فعالیت می‌کند، عدم تقارن اطلاعات بین مدیران داخلی و سرمایه‌گذاران خارجی شرکت بالاتر است و در نتیجه توانایی محافظه‌کاری شرطی جهت

کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، بیش‌تر است. بنابراین با توجه به نتایج مندرج در نگاره شماره ۳ و در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه‌ی فرعی (۱-۲) این پژوهش رد نخواهد شد.

نتایج مندرج در نگاره شماره ۳ هم‌چنین نشان می‌دهد که ضریب تبیین مدل مربوط به آزمون فرضیه‌ی فرعی (۱-۲) ۲۰٪ است. این عدد بیانگر آن است که ۲۰ درصد تغییرات متغیر وابسته (ریسک سقوط آتی قیمت سهام) توسط مجموعه‌ی متغیرهای مستقل مزبور توضیح داده می‌شود. علاوه بر این، با توجه به این که احتمال آماره LR، کم‌تر از ۵٪ است، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ این مدل معنی‌دار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

#### ۲-۲-۶. آزمون فرضیه‌ی فرعی ۲-۲

فرضیه‌ی فرعی (۲-۲) بیانگر آن است که "اثر محافظه‌کاری شرطی بر کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌هایی که در ترکیب سهام‌داران آن‌ها سرمایه‌گذاران نهادی حضور ندارند، بیش‌تر است." نگاره شماره ۴ نتایج مربوط به آزمون این فرضیه را نشان می‌دهد. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد، p-value محاسبه شده برای متغیر ترکیب سهام‌داران (INST) کم‌تر از سطح خطای ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن مثبت است. بنابراین، می‌توان گفت که بین عدم حضور سرمایه‌گذاران نهادی در ترکیب سهام‌داران یک شرکت و ریسک سقوط آتی قیمت سهام آن، یک رابطه‌ی مستقیم و معنی‌دار وجود دارد.

نتایج هم‌چنین نشان می‌دهد که p-value محاسبه شده برای متغیر مستقل (CSCORE\*INST) کم‌تر از ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن منفی است. از این‌رو، می‌توان گفت که بین این متغیر (حاصل ضرب متغیر محافظه‌کاری شرطی و متغیر ترکیب سهام‌داران) و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، یک رابطه‌ی معکوس و معنی‌دار وجود دارد.

نگاره ۴: نتایج مربوط به آزمون فرضیه‌ی فرعی ۲-۲

$\text{CRASH}_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CSCORE}_{j,t} + \alpha_2 \text{CSCORE}_{j,t} * \text{INST}_{j,t} + \alpha_3 \text{INST}_{j,t} + \sum_{q=4}^m \alpha_q (q^{\text{th}} \text{Control Var}_{j,t}) + \xi_{j,t}$					
p-value	آماره z	خطای استاندارد	ضریب برآورد شده	متغیر	
				نماد	عنوان
۰/۰۲۳	-۲/۴۱	۰/۳۶۴	۰/۸۷۸	$\alpha_0$	عرض از مبدأ
۰/۰۰۴	-۴/۱۱	۰/۳۱۲	-۱/۲۸۴	CSCORE	محافظه‌کاری شرطی
۰/۰۰۶	-۴/۱	۰/۰۳۵	-۰/۰۷۵	CSCORE*INST	-
۰/۰۰۸	۴/۰۴	۰/۰۳۱	۰/۱۲۷	INST	ترکیب سهام‌داران
۰/۶۳۳	-۰/۴۸	۰/۱۴۳	-۰/۰۶۸	SIZE	اندازه‌ی شرکت
۰/۷۹۱	۰/۲۷	۰/۰۲۷	۰/۰۰۷	ROA	بازده دارایی‌ها
۰/۰۱۷	۳/۴۳	۱/۱۴۶	۳/۹۳۳	DTURN	عدم تجانس سرمایه‌گذاران
۰/۰۱۲	۳/۹۳	۱/۱۲۸	۴/۴۳۴	SIGMA	انحراف معیار بازده سهام
۰/۰۳۰	-۲/۸۶	۰/۳۴۱	-۰/۹۷۳	RET	میانگین بازده سهام
۰/۰۳۲	۲/۵۹	۳/۳۶۴	۸/۷۱۴	NCSKEW	چولگی منفی بازده سهام
۰/۳۱۶					ضریب تعیین مک فادن
۳۹۱/۲۲					آماره LR
۰/۰۰۱۸					احتمال آماره LR

نتایج مندرج در نگاره شماره ۴ هم‌چنین حاکی از آن است p-value محاسبه شده برای متغیر محافظه‌کاری شرطی (CSCORE) کم‌تر از سطح خطای ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن منفی است. این موضوع بیانگر آن است که بین محافظه‌کاری شرطی و ریسک سقوط قیمت سهام یک رابطه‌ی معکوس و معنی‌دار وجود دارد. علاوه بر این، قدر مطلق ضریب برآورد شده برای محافظه‌کاری در این فرضیه، از قدر مطلق ضریب برآورد شده در آزمون مربوط به فرضیه‌ی اصلی نخست (یعنی در شرایطی که متغیرهای نماینده

عدم تقارن اطلاعات در مدل نهایی گنجانده نشده‌اند)، بزرگ‌تر است. با توجه به مطالب مذکور، می‌توان چنین نتیجه گرفت که در شرایطی که در ترکیب سهام‌داران شرکت، سرمایه‌گذاران نهادی حضور ندارند، عدم تقارن اطلاعات بین مدیران و سرمایه‌گذاران خارجی شرکت بالاتر است و در نتیجه توانایی محافظه کاری جهت کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، بیش‌تر است.

بنابراین، با توجه به نتایج مندرج در نگاره شماره ۴ و در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه‌ی فرعی (۲-۲) این پژوهش رد نخواهد شد.

نتایج مندرج در نگاره شماره ۴ هم‌چنین نشان می‌دهد که ضریب تبیین مدل مربوط به آزمون فرضیه‌ی فرعی (۲-۲) ۳۱٪ است. این عدد بیانگر آن است که ۳۱ درصد تغییرات متغیر وابسته (ریسک سقوط آتی قیمت سهام) توسط مجموعه متغیرهای مستقل مزبور توضیح داده می‌شود. علاوه بر این، با توجه به این که احتمال آماره LR، کم‌تر از ۵٪ است، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ این مدل معنی‌دار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

### ۳-۲-۶. آزمون فرضیه‌ی فرعی ۲-۳

فرضیه‌ی فرعی (۳-۲) بیانگر آن است که " اثر محافظه‌کاری شرطی بر کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در شرکت‌هایی که در ترکیب اعضای هیأت مدیره‌ی آن‌ها اعضای غیر موظف کم‌تر از ۵۰ درصد هستند، بیش‌تر است."

نگاره شماره ۵ نتایج مربوط به آزمون این فرضیه را نشان می‌دهد. همان‌گونه که نتایج مندرج در این نگاره نشان می‌دهد، p-value محاسبه شده برای متغیر ترکیب اعضای هیأت مدیره (OUTDIR) کم‌تر از سطح خطای ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن مثبت است.

بنابراین، می‌توان گفت که بین شرایطی که تعداد اعضای غیر موظف در ترکیب اعضای هیأت مدیره یک شرکت کم‌تر از ۵۰ درصد است و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، یک رابطه‌ی مستقیم و معنی‌دار وجود دارد.

نتایج نشان می‌دهد که p-value محاسبه شده برای متغیر مستقل



(CSCORE\*OUTDIR) کم‌تر از ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن منفی است. از این‌رو، می‌توان گفت که بین این متغیر (حاصل ضرب متغیرهای محافظه‌کاری شرطی و ترکیب اعضای هیأت مدیره) و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، یک رابطه‌ی معکوس و معنی‌دار وجود دارد.

نتایج مندرج در نگاره شماره ۵ حاکی از آن است  $p$ -value محاسبه شده برای متغیر محافظه‌کاری شرطی (CSCORE) کم‌تر از سطح خطای ۵٪ و ضریب برآورد شده برای آن منفی است.

این موضوع بیانگر آن است که بین محافظه‌کاری شرطی و ریسک سقوط قیمت سهام یک رابطه‌ی معکوس و معنی‌دار وجود دارد. علاوه بر این، قدر مطلق ضریب برآورد شده برای محافظه‌کاری در این فرضیه، از قدر مطلق ضریب برآورد شده در آزمون مربوط به فرضیه‌ی اصلی نخست (یعنی در شرایطی که متغیرهای نماینده‌ی عدم تقارن اطلاعات در مدل نهایی گنجانده نشده‌اند)، بزرگ‌تر است.

با توجه به مطالب مذکور، می‌توان چنین نتیجه گرفت که در شرایطی که تعداد اعضای غیرموظف در ترکیب اعضای هیأت مدیره‌ی یک شرکت کم‌تر از ۵۰ درصد باشد، عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران خارجی شرکت بالاتر است و در نتیجه توانایی محافظه‌کاری جهت کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، بیش‌تر است.

بنابراین، با توجه به نتایج مندرج در نگاره شماره ۵ و در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه‌ی فرعی (۳-۲) این پژوهش رد نخواهد شد.

نتایج مندرج در نگاره شماره ۵ نشان می‌دهد که ضریب تبیین مدل مربوط به آزمون فرضیه‌ی فرعی (۳-۲) ۲۲٪ است. این عدد بیانگر آن است که ۲۲ درصد تغییرات متغیر وابسته (ریسک سقوط آتی قیمت سهام) توسط مجموعه متغیرهای مستقل مزبور توضیح داده می‌شود.

علاوه بر این، با توجه به این که احتمال آماره LR کم‌تر از ۵٪ است، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ این مدل معنی‌دار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

نگاره ۵: نتایج مربوط به آزمون فرضیه‌ی فرعی ۲-۳

$CRASH_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CSCORE_{j,t} + \alpha_2 CSCORE_{j,t} * OUTDIR_{j,t} + \alpha_3 OUTDIR_{j,t} + \sum_{q=4}^m \alpha_q (q^{th} Control Var_{j,t}) + \xi_{j,t}$					
p-value	آماره z	خطای استاندارد	ضریب برآورد شده	متغیر	
				نماد	عنوان
۰/۰۳۱	-۲/۷۵	۰/۲۸۵	-۰/۷۷۱	$\alpha_0$	عرض از مبدأ
۰/۰۰۷	-۴/۰۹	۰/۳۶۷	-۱/۵۰	CSCORE	محافظه‌کاری شرطی
۰/۰۴۳	-۲/۲۸	۰/۰۱۵	-۰/۰۳۵	CSCORE*OUTDIR	-
۰/۰۰۶	۴/۱۰	۰/۰۴۷	۰/۱۹۳	OUTDIR	ترکیب اعضای هیأت مدیره
۰/۵۹۸	-۰/۵۳	۰/۱۴۴	-۰/۰۷۶	SIZE	اندازه‌ی شرکت
۰/۸۱۵	۰/۲۳	۰/۰۲۷	۰/۰۰۶	ROA	بازده دارایی‌ها
۰/۰۲۱	۳/۲۴	۱/۷۹۴	۵/۸۱۳	DTURN	عدم تجانس سرمایه‌گذاران
۰/۰۱۹	۳/۳۵	۱/۷۹۴	۴/۰۰۵	SIGMA	انحراف معیار بازده سهام
۰/۲۵۴	-۱/۱۴	۰/۰۲۳	-۰/۰۲۶	RET	میانگین بازده سهام
۰/۰۲۷	۳/۰۱	۲/۹۳۴	۸/۸۳۲	NCSKEW	چولگی منفی بازده سهام
۰/۲۲					ضریب تعیین مک فادن
۲۱۸/۳۸					آماره LR
۰/۰۰۳۴					احتمال آماره LR

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه‌های فرعی مربوط به فرضیه‌ی اصلی دوم و این موضوع که تمامی فرضیه‌های فرعی مربوط به فرضیه‌ی اصلی دوم در سطح اطمینان ۹۵٪ رد نشدند، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه‌ی اصلی دوم رد نخواهد شد.

به بیان دیگر، می‌توان گفت که در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعات، توانایی محافظه‌کاری جهت کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام، بیش‌تر است.

### ۷. بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه، تأثیر محافظه‌کاری شرطی حسابداری بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شد. محافظه‌کاری در حسابداری به عنوان شناسایی سریع‌تر اخبار بد نسبت به اخبار خوب با توجه به جریان‌های نقدی آتی توصیف می‌شود. یکی از انواع محافظه‌کاری، محافظه‌کاری شرطی یا محافظه‌کاری از دیدگاه سود و زیانی است که بر اساس آن ارزش دفتری خالص دارایی‌ها در شرایط نامساعد کاهش می‌یابد؛ اما در شرایط مساعد افزایش نمی‌یابد. نتایج این پژوهش، نشان داد که محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را کاهش می‌دهد. به بیان دیگر، محافظه‌کاری از مجرای الزام مدیران به افشای به موقع اخبار بد، مانع از انباشت چنین اخباری در داخل شرکت می‌شود. از این‌رو، محافظه‌کاری شرطی احتمال ورود ناگهانی توده‌ی اخبار بد به بازار را کاهش داده و در نتیجه ریسک سقوط آتی قیمت سهام را کاهش می‌دهد. یافته‌های مطالعه‌ی حاضر در این خصوص، مشابهی نتایجی است که در پژوهش کیم و ژانگ (۲۰۱۰) به دست آمده است.

کیم و ژانگ (۲۰۱۰) در پژوهش خود که بر اساس اطلاعات بورس نیویورک انجام شده است، به این نتیجه رسیدند که محافظه‌کاری شرطی در گزارشگری مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را کاهش می‌دهد. نتایج پژوهش حاضر نشان داد که در شرکت‌هایی که از عدم تقارن اطلاعاتی بالاتری برخوردارند، توانایی محافظه‌کاری شرطی جهت کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیش‌تر است.

در این پژوهش، به منظور توصیف شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، فرض شد که اگر شرکتی در بازارهای انحصاری فعالیت کند و در ترکیب سهام‌داران آن سرمایه‌گذاران نهادی حضور نداشته باشند و در ترکیب اعضای هیأت مدیره‌ی آن اعضای غیر موظف کم‌تر از ۵۰ درصد باشند، در آن شرکت عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد.

در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعاتی به دلیل فقدان یک جریان روان اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران، محیط اطلاعاتی شرکت از ابهام بیش‌تری برخوردار است. در نتیجه مدیران از انگیزه‌های لازم برای عدم افشای اخبار بد و نگه‌داری آن‌ها در داخل شرکت برخوردار خواهند شد.

با توجه به این‌که عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه، منجر به گزارشگری مالی محافظه‌کارانه می‌شود، می‌توان نتیجه گرفت که در محیطی با عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر، محافظه‌کاری نقش مهم‌تری در محدود کردن انگیزه‌های مدیران برای عدم افشای اخبار منفی ایفا می‌کند.

در نتیجه، در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعاتی، توانایی محافظه‌کاری شرطی جهت کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیش‌تر خواهد بود. یافته‌های این مطالعه، در خصوص بررسی تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر رابطه‌ی بین محافظه‌کاری شرطی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، مشابهی نتایجی است که در پژوهش کیم و ژانگ (۲۰۱۰) به دست آمده است. کیم و ژانگ (۲۰۱۰) در مطالعه‌ی خود به این نتیجه دست یافتند که در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعاتی، توانایی محافظه‌کاری شرطی جهت کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیش‌تر است.

#### ۸. محدودیت‌های پژوهش

همواره، گام نهادن در راه رسیدن به هدف، با محدودیت‌هایی همراه است که باعث می‌شود رسیدن به هدف مورد نظر با کندی همراه شود.

پژوهش، به عنوان فرآیندی در جهت نیل به هدف حل مسئله‌ی پژوهش، از این امر مستثنی نیست. از این رو، در این قسمت با ارائه‌ی محدودیت‌های پژوهش، سعی بر آن است که به خواننده این پیام داده شود تا بتواند در تعمیم نتایج پژوهش با آگاهی بیش‌تری عمل کند و در مورد فرآیند پژوهش قضاوت عادلانه‌ای داشته باشد.

در این راستا محدودیت‌های پژوهش حاضر به شرح زیر قابل ذکر است:

۱. پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های مربوط به ۹۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است و شرکت‌های سرمایه‌گذاری، لیزینگ و بیمه به علت ماهیت خاص فعالیت آن‌ها از جامعه‌ی آماری کنار گذاشته شده‌اند، از این رو، نتایج به دست آمده قابلیت تعمیم به تمامی شرکت‌ها را ندارد.
۲. قلمرو زمانی مطالعه‌ی حاضر از سال ۱۳۸۰-۱۳۸۸ است. بنابراین، باید توجه کرد که نتایج پژوهش قابل تعمیم به سال‌های قبل از ۱۳۸۰ نیست.
۳. داده‌های استخراج شده از صورت‌های مالی شرکت‌ها، از بابت تورم تعدیل نگردیده است. در صورت تعدیل اطلاعات مذکور، ممکن است نتایج متفاوتی از نتایج فعلی حاصل شود.

#### ۹. پیشنهادهای حاصل از نتایج پژوهش

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه‌های پژوهش، پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

##### ۹-۱. پیشنهادهای کاربردی

۱. به نظر می‌رسد که کمیته‌ی تدوین استانداردهای حسابداری در صدد حذف محافظه‌کاری از چهارچوب مفهومی جدید و توجه به مفاهیمی نظیر ارزش منصفانه و حسابداری بی طرفانه است. لکن نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی اصلی نخست نشان می‌دهد که وجود محافظه‌کاری در گزارشگری مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را کاهش می‌دهد. از این رو، پیشنهاد می‌شود که مراجع تدوین استانداردهای حسابداری نسبت به حذف اصل محافظه‌کاری از چهارچوب مفهومی با احتیاط بیشتری عمل کنند.
۲. با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه‌ی اصلی دوم، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که به منظور تبیین رفتار قیمت سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران، به ساختار نظام راهبری شرکت از قبیل حضور سهام‌داران نهادی در ترکیب

سهام‌داران و حضور اعضای غیر موظف در ترکیب هیأت مدیره و وضعیت رقابت در بازار محصولات شرکت توجه داشته باشند.

## ۹-۲. پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

۱. در مطالعه‌ی حاضر، رابطه‌ی بین محافظه‌کاری شرطی (محافظه‌کاری سود و زیانی) حسابداری و ریسک سقوط آتی قیمت سهام بررسی شد. با توجه به این‌که نوع دیگری از محافظه‌کاری تحت عنوان محافظه‌کاری غیرشرطی (محافظه‌کاری ترازنامه‌ای) در گزارشگری مالی وجود دارد، پیشنهاد می‌شود که تأثیر این نوع محافظه‌کاری، بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام مورد مطالعه قرار گیرد.
۲. در این پژوهش، به منظور اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی از معیار خان و واتس (۲۰۰۹) استفاده گردید. پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی، محافظه‌کاری شرطی با استفاده از سایر معیارهای موجود اندازه‌گیری و تأثیر آن بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام بررسی شود.
۳. پیشنهاد می‌شود، رابطه‌ی بین ویژگی‌های شرکت نظیر چرخه‌ی عمر شرکت و ریسک سقوط آتی قیمت سهام مطالعه شود.
۴. مدل‌های این پژوهش برای تمام صنایع عضو نمونه‌ی آماری به صورت یک‌جا برآورد شده‌اند. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی هر یک از مدل‌های این پژوهش برای صنایع مختلف به تفکیک برآورد شود.

## یادداشت‌ها

- |                          |                   |
|--------------------------|-------------------|
| 1. Chen et al.           | 2. Kothari et al. |
| 3. Ball                  | 4. Watts          |
| 5. Stock Price Crash     | 6. Hottun et al.  |
| 7. Information Asymmetry | 8. Heisenberg     |
| 9. Hammer                | 10. Conservatism  |
| 11. Basu                 | 12. Good News     |
| 13. Bad News             | 14. Givoly & Hayn |

15. Conditional or Ex Post Conservatism
16. Unconditional or Ex Ante Conservatism
17. Beaver & Ryan
18. Ball & Shivakomar
19. Lafond & Watts
- 20 Hong & Stein
20. Standard and Poors 500
22. Options
23. Black Scholes
24. Kim & Zhang
25. Aboody et al.
26. Ajinkya et al.
27. Dhaliwal et al.
28. Rajgopal & Venkatachalam
29. Khan & Watts
30. Conditional Skewness
31. American Stock Exchange
32. New York Stock Exchange
33. Herfinhal- Herishman Index
34. Logit Model
35. Maximum Loglikelihood
36. Loglikelihood
37. Restricted. Loglikelihood
38. Loglikelihood Ratio Statistic (LR)
39. Mac Fadden R-Square
40. F Limer Test
41. Pooling Data
42. Jarque Bera Test
43. Dorbin- Watson Test

## منابع

## الف. فارسی

- ابراهیمی کردل، علی و شهریاری، علیرضا. (۱۳۸۸). بررسی رابطه‌ی بین هزینه‌های سیاسی و محافظه‌کاری (فرضیه‌ی سیاسی) در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۵۷: ۱۶-۳.
- بنی مهد، بهمن و باغبانی، تهمینه. (۱۳۸۸). اثر محافظه‌کاری حسابداری، مالکیت دولتی، اندازه‌ی شرکت و نسبت اهرمی بر زیان‌دهی شرکت‌ها. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۵۸: ۷۰-۵۳.
- کریمی، غلامرضا و عمرانی، حامد. (۱۳۸۹). تأثیر چرخه‌ی عمر شرکت و محافظه‌کاری بر ارزش شرکت. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۵۹: ۹۶-۷۹.
- مهرانی، ساسان، مرادی، محمد و اسکندر، هدی. (۱۳۸۹). رابطه‌ی نوع مالکیت نهادی و حسابداری محافظه‌کارانه. پژوهش‌های حسابداری مالی، ۳: ۷۲-۴۷.
- مهرانی، کاوه، وافی ثانی، جلال و حلاج، محمد. (۱۳۸۹). رابطه‌ی قراردادهای بدهی و

اندازه‌ی شرکت با محافظه‌کاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۵۹: ۹۷-۱۱۲.

#### ب. انگلیسی

- Aboody, D. & Lev, B. (2000). Information asymmetry, R & D, and insider gains. *The Journal of Finance*, 55, 2747-2766.
- Ajinkya, B., Bhojraj, S. & Sengupta, P. (2005). The association between outsider directors and institutional investors and the properties of management earning forecast. *Journal of Accounting Research*, 43, 343-376.
- Ball, R. (2009). Market and political/regulatory perspectives on the recent accounting scandals. *Journal of Accounting Research*, 47, 277-323.
- Ball, R. & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, 39, 83-105.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24, 3-37.
- Beaver, W. H. & Ryan, S. G. (2005). Conditional and unconditional conservatism: Concepts and modeling. *Review of Accounting Studies*, 10, 269-309.
- Black, F. & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *The Journal of Political Economy*, 81, 637-654.
- 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.
- Dhaliwal, D.S., Huang, S.X., Khurana, I. & Pereira, R. (2008). Product market competition and accounting conservatism. Retrieved from <http://www.Ssrn.Com>.
- Financial Accounting Standards Board. (2008). Conceptual framework for financial reporting. The Objective of Financial Reporting and Qualitative Characteristics and Constraints of Decision-Useful



## Financial Reporting Information.

- Giovly, D., Hayn, C. & Natarajan, A. (2007). Measuring reporting conservatism. *The Accounting Review*, 82, 65-106.
- Hammer, M. (1990). Reengineering work: Don't automate, obliterate. *Harvard Business Review*, 76, 85-112.
- Hong, H. & Stein, J. C. (2003). Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes. *The Review of Financial Studies*, 16, 487-525.
- Hutton, A.P., Marcus, A. J. & Tehranian, H. (2009). Opaque financial reports,  $R^2$ , and crash risk. *Journal of Financial Economics*, 94, 67-86.
- 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. & Liandong Zhang. (2010). Does accounting conservatism reduce stock price crash risk? Retrieved from <http://www.Ssrn.Com>.
- Kothari, S. P., Shu, S. & Wysocki, P. D. (2009b). Do managers withhold bad news? *Journal of Accounting Research*, 47, 241-276.
- Lafond, R. & Watts, R. L. (2008). The information role of conservatism. *The Accounting Review*, 83, 447-478.
- Rajgopal, S. & Mohan Venkatachalam. (2011). Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility. *Journal of Accounting and Economics*, 51, 1-20.
- Watts, R. L. (2003a). Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons*, 17, 207-221.
- Watts, R. L. (2003b). Conservatism in accounting Part II: Evidence and research opportunities. *Accounting Horizons*, 17, 287-301.



پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرہنگی  
پرتال جامع علوم انسانی