

## بررسی تأثیر تداوم کوتاه مدت و بلند مدت انتخاب حسابرسان بر خطر سقوط آتی

### قیمت سهام

محمد رمضان احمدی\*

استادیار، حسابداری، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران.

سید صابر درسه

دانشجوی کارشناسی ارشد، حسابداری، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران.

### چکیده

یافته‌های تحقیقات نظری حاکی از آن است که تداوم انتخاب حسابرسان موجب بهبود کیفیت حسابرسان می‌شود. همچنین، حسابرسان از طریق نقش اطلاعاتی و راهبری شرکتی خود خطر سقوط قیمت سهام را با کاهش هزینه‌ی نمایندگی، هم‌سویی منافع مدیران و سرمایه‌گذاران، کاهش تخلفات توسط مدیران، بهبود تصمیم‌گیری‌های عملیاتی و افزایش کیفیت گزارشگری، کاهش می‌دهند، بنابراین هدف این پژوهش، بررسی تأثیر تداوم کوتاه مدت و بلند مدت انتخاب حسابرسان بر خطر سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بدین منظور داده‌های مربوط به ۹۹ شرکت عضو برای دوره‌ی زمانی بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. الگوی رگرسیون پژوهش با استفاده از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت، بررسی و آزمون شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که متغیر تداوم کوتاه مدت انتخاب حسابرسان تأثیر مثبت و معناداری و متغیرهای تداوم انتخاب حسابرسان و تداوم بلند مدت انتخاب حسابرسان دارای تأثیر منفی و معناداری بر خطر سقوط آتی قیمت سهام دارند. به طور خلاصه یافته‌های تحقیق مبین این است که تداوم انتخاب حسابرسان موجب افزایش کیفیت حسابرسان و در نتیجه کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران می‌شود.

**واژگان کلیدی:** خطر سقوط آتی قیمت سهام، تداوم کوتاه مدت انتخاب حسابرسان و تداوم بلند مدت انتخاب حسابرسان.

\* تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۴/۳/۶ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۴/۱۰/۱

نویسندگان عهده‌دار مکاتبات: Ahmadi\_m@scu.ac.ir

## 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 می‌شوند و فرایند انتشار اطلاعات بدون توجه به خوب یا بد بودن آن، به صورت سیستماتیک انجام می‌گیرد، به عبارت دیگر، اگر مدیران همه‌ی اطلاعات را به سرعت افشا کنند، این عمل سبب می‌شود که بازده سهام دارای توزیع متقارن گردد. 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<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۰۹)؛ 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، ۲۰۰۹،<sup>۳</sup>). 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، ۲۰۰۳،<sup>۴</sup>).

مدیران واحدهای اقتصادی به همان اندازه که به انتشار اخبار خوب در خصوص شرکت متمایل هستند؛ سعی در پنهان نمودن اخبار بد نیز دارند. طیف وسیعی از انگیزه‌ها نظیر قراردادهای پاداش و مسائل مربوط به دوره تصدی وجود دارد که مدیران را تشویق می‌کند تا از افشای اطلاعات منفی خودداری کرده و آن‌ها را در داخل شرکت انباشت نمایند (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۹). چنانچه مدیران برای یک دوره طولانی اقدام به نگهداری و انباشت اخبار بد در داخل شرکت کنند، بین قیمت ذاتی سهام شرکت و ارزش تعیین‌شده برای آن توسط سرمایه‌گذاران، یک شکاف بزرگ (حباب قیمتی سهام) ایجاد می‌شود. هنگامی که توده اخبار منفی انباشت شده به نقطه انفجار می‌رسد، به یکباره وارد بازار شده و به ترکیدن حباب‌های قیمتی و سقوط قیمت سهام می‌انجامد (هاتن<sup>۵</sup> و همکاران، ۲۰۰۹). حسابرسان با کیفیت بالا، می‌تواند احتکار اخبار بد را به دلیلی از دلایل زیر کاهش دهد. اول، حسابرسان با کیفیت بالا، به دلیل توانمندی خود (به عنوان مثال، پرسنل، آموزش، تجربه)، به احتمال زیاد برای کشف به موقع از اخبار بد و بهبود کیفیت صورت‌های مالی بیشتر تلاش می‌کنند. دوم، حسابرسان با کیفیت بالا، به دلایلی مانند حفظ اعتبار خود و کاهش مسئولیت (دی آنجلو، ۱۹۸۱،<sup>۶</sup>؛ کورانا و رامان، ۲۰۰۴،<sup>۷</sup>). آن‌ها انگیزه‌های قوی‌تر برای اطمینان از افشای به موقع از اخبار بد و سرکوب کردن فعالیت‌های احتکار اخبار بد مدیران دارند. با توجه به این استدلال، منطقی است فرض شود که کیفیت حسابرسی بالا، موجب افشای به موقع اخبار بد و در نتیجه کاهش سطح خطر

سقوط آتی قیمت سهام گردد (روبین و زانگ ۲۰۱۴،<sup>۸</sup>). بنابراین، با توجه به اهمیت سرمایه-گذاری و بازار سهام در سطح اقتصاد ملی، تأثیر تداوم انتخاب حسابرس شامل تداوم کوتاه مدت و بلند مدت انتخاب حسابرس بر خطر سقوط آتی قیمت سهام بررسی می‌شوند. این ویژگی‌های با توجه به تأثیری که بر شفافیت محیط گزارشگری مالی، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و ارزش شرکت دارند، موجب تغییر در خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌شوند.

## ۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

### ۲-۱- مفهوم کیفیت حسابرسی

دی آنجلو (۱۹۸۱) کیفیت حسابرسی را به صورت احتمال مشترک این که یک حسابرس معین، تحریف‌های بااهمیت موجود در گزارش‌های مالی را کشف و گزارش کند، تعریف می‌نماید. دیویدسون و نئو<sup>۹</sup> (۱۹۹۳) در تعریفی جامع‌تر، کیفیت حسابرسی را توانایی حسابرس در کشف و برطرف نمودن تحریف‌های با اهمیت و دستکاری‌های انجام‌شده در سود گزارش‌شده عنوان می‌نمایند؛ بنابراین توانایی حسابرس موضوعی مهم در کیفیت حسابرسی است که از دیدگاه‌های مختلفی تفسیر شده و به طور گسترده‌ای با عوامل داخلی و خارجی، خصوصیات حسابرسان (همانند تجربه، شایستگی، رعایت اخلاق و...)، مستقل بودن حسابرسان (استقلال از کارفرما، رقابت در بازار و...) و محیط قانون‌گذاری (تعویض اجباری، خدمات حسابرسی و غیر حسابرسی و...) در ارتباط است. با توجه به چند بعدی بودن کیفیت حسابرسی، مشخص نیست که از بین عوامل ذکر شده، کدامیک در تعیین توانایی حسابرسان تأثیرگذارتر بوده و بنابراین نمی‌توان کیفیت حسابرسی را به طور مستقیم مشاهده و اندازه‌گیری نمود. همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، کیفیت حسابرسی به تعداد زیادی محرکه‌ای مستقیم و غیرمستقیم وابسته است. در عین حال که عده‌ای بیشتر روی محرکه‌ای مستقیم تأکید دارند.

### ۲-۲- تداوم انتخاب حسابرس

اثر تداوم انتخاب حسابرس بر کیفیت حسابرسی از دو منظر قابل بررسی است. از یک طرف تداوم انتخاب حسابرس موجب نزدیکی بیش از حد حسابرس به مدیریت صاحب‌کار می‌شود که این موضوع ممکن است اثر منفی بر استقلال حسابرس و کیفیت حسابرسی داشته باشد؛ اما از سوی دیگر تداوم انتخاب حسابرس موجب می‌شود تا حسابرسی به مرور دانش خاص مشتری را کسب کند که این موضوع موجب افزایش صلاحیت حرفه‌ای و کیفیت حسابرسی می‌شود. کمران<sup>۱۰</sup> و همکاران (۲۰۰۵) به چهار دلیل استدلال می‌کند تداوم انتخاب حسابرس سبب افزایش صلاحیت حرفه‌ای و کیفیت حسابرسی می‌شود: اول، این که پیچیدگی‌های زیاد در محیط کاری شرکت‌ها موجب شده است تا حسابرس نتواند در مدت زمان کوتاهی با

فعالیت‌های شرکت مورد رسیدگی آشنایی کامل پیدا کند. همچنین، حسابرِس جدید ممکن است به دلیل عدم شناخت کافی از شرکت صاحب‌کار، مجبور باشد بیشتر بر اظهارات و برآوردهای مدیریت تکیه کند که این موضوع ریسک حسابرِس را افزایش خواهد داد. دوم، این‌که تعویض دوره‌ای حسابرِس، هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم حسابرِس را افزایش می‌دهد. در یک تحقیق که توسط سینت<sup>۱۱</sup> در سال ۲۰۰۴ انجام شد، نشان داد که هزینه‌های حسابرِس سال اول پس از تعویض ادواری موسسه‌ی حسابرِس، بیش از ۲ درصد هزینه‌ی حسابرِس در سال‌های بعد خواهد بود. سوم، این‌که تعویض دوره‌ای حسابرِس از تمایل حسابرِس برای حفظ صاحب‌کار نخواهد کاست؛ زیرا، حسابرِس‌ان در هر صورت با این خطر مواجه هستند که با ارائه یک گزارش خلاف نظر صاحب‌کار، زودتر از موعد مقرر تعویض شوند. همچنین، بیشتر تحقیق‌های تجربی نشان داده‌اند که نه تنها شواهدی مبنی بر کاهش کیفیت حسابرِس بر اثر تداوم انتخاب حسابرِس وجود ندارد، بلکه بسیاری از آن‌ها بر این نکته تأکید کرده‌اند که اغلب قصورهای حسابرِس در سال‌های نخست رابطه‌ی حسابرِس با صاحب‌کار روی داده است. چهارم این‌که با تعویض دوره‌ای حسابرِس، موسسه‌های حسابرِس پس از اتمام یک دوره‌ی مشخص، مجبور به از دست دادن یک مشتری هستند و تا چند سال بعد نیز قادر به ارائه‌ی خدمات به این مشتری نیستند. این موضوع موجب خواهد شد به تدریج موسسه‌هایی که قبلاً سهم بیشتری از بازار را در اختیار داشتند، مجبور به ترک مشتری خود شده و در مقابل موسسه‌هایی که پیش از این سهم کمتری از بازار را داشتند، اکنون فرصت‌های بیشتری برای جلب مشتری در اختیار داشته باشند. در حقیقت تعویض ادواری حسابرِس باعث می‌شود تا موسسه‌های با کارایی بیشتر نتوانند پاداش بهتر بودن خود را دریافت کنند، زیرا، این قوانین به تدریج موجب کاهش تقاضا برای خدمات آن‌ها خواهد شد. در مقابل، موسسه‌های حسابرِس با کارایی کمتر نه تنها ضرر و زیانی متحمل نمی‌شوند، بلکه حتی ممکن است با افزایش مشتری نیز مواجه شوند. علاوه بر این نتایج تحقیق‌های والکر<sup>۱۲</sup> و همکاران (۲۰۰۱)، جیجز و راگاناندان<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۲) و گونی<sup>۱۴</sup> و همکاران (۲۰۰۷) نشان داد تداوم انتخاب حسابرِس موجب افزایش کیفیت حسابرِس می‌شود. همچنین نتایج تحقیق جانسون<sup>۱۵</sup> و همکاران (۲۰۰۲) نشان داد که رابطه‌ی کوتاه مدت حسابرِس\_صاحب‌کار، موجب کاهش کیفیت گزارشگری مالی شده و الزامی شدن تعویض ادواری حسابرِس، موجب بهبود کیفیت حسابرِس خواهد شد.

البته دیس<sup>۱۶</sup> و جیروکس (۱۹۹۲)، لاورس<sup>۱۷</sup> (۱۹۹۸)، ونس و ترالین<sup>۱۸</sup> (۲۰۰۰) و کاسترلا<sup>۱۹</sup> و همکاران (۲۰۰۲) اثر تداوم انتخاب حسابرِس بر کیفیت حسابرِس را از منظر دیگری بررسی نمودند و نتایج پژوهش‌های آن‌ها نشان داد که تداوم انتخاب حسابرِس موجب کاهش کیفیت حسابرِس می‌شود. علاوه بر این میرز<sup>۲۰</sup> و همکاران (۲۰۰۳) استدلال می‌کند

تداوم انتخاب حسابرس موجب نزدیکی بیش از حد حسابرس به مدیریت صاحب‌کار می‌شود که این موضوع ممکن است اثر منفی بر استقلال حسابرس و کیفیت حسابرسی داشته باشد. با توجه به مطالب پیشین، اکثر مطالعات رابطه مثبتی بین کیفیت حسابرسی و تداوم انتخاب حسابرس مشاهده نمودند. لیبی و فردریک<sup>۲۱</sup> (۱۹۹۰) دریافتند که تجارب حسابرس موجب می‌شود وی فهم بیشتری از خطاهای مالی شرکت کسب کند، در نتیجه میزان خطای بعدی کاهش می‌یابد. علاوه بر این شوروزی و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهشی تحت عنوان تأثیر تصدی طولانی مدت حسابرس بر استقلال حسابرس نشان دادند که تصدی طولانی مدت حسابرس بر استقلال حسابرس مؤثر است و در مجموع یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که استقلال حسابرس در دوره‌های تصدی کوتاه مدت بیشتر از تصدی بلند مدت تهدید می‌شود. علاوه بر این نشان دادند که چرخش اجباری حسابرس در دوره‌های طولانی مدت ضروری نیست؛ بنابراین در تحقیق حاضر، در ارتباط با تأثیر تداوم انتخاب حسابرس بر کیفیت حسابرسی، به دلیل تأثیر تداوم انتخاب حسابرس بر صلاحیت حسابرس بر دیدگاه دوم تأکید شده است.

### ۳-۲- تداوم انتخاب حسابرس و خطر سقوط آتی قیمت سهام

مطالعات قبل نشان می‌دهد که حسابرسان، از طریق نقش اطلاعاتی خود، نیز باعث کاهش خطر سقوط از طریق کاهش هزینه‌های نمایندگی، کاهش تخلفات توسط مدیران، بهبود تصمیم‌گیری‌های عملیاتی و کاهش سلب مالکیت می‌شود. واتس و زیمرمن<sup>۲۲</sup> (۱۹۸۳) با تجزیه و تحلیل سوابق تاریخی استدلال می‌کنند که حسابرسی موجب کاهش هزینه نمایندگی می‌شود. به طور مشابه، جنسن و مک لینک (۱۹۷۶) فرض می‌کنند که حسابرس مستقل یک نوع فعالیت نظارتی است که ارزش شرکت را با کاهش تخلفات از جانب مدیران افزایش می‌دهد. با توجه به تصمیم‌گیری‌های عملیاتی، گادفری و همیلتون<sup>۲۳</sup> (۲۰۰۵) و فرانسیس<sup>۲۴</sup> و همکاران (۲۰۱۲)، استدلال می‌کنند که حسابرسان با کیفیت بالا رابطه مثبتی با نتایج سرمایه‌گذاری شرکت‌های مشتری دارند. در نهایت، به‌ویژه در محیط‌های بین‌المللی، مطالعات متعدد نقش محوری حسابرسان را در پیشگیری سلب مالکیت خودی نشان دادند. به عنوان مثال، فن و ونگ<sup>۲۵</sup> (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که شرکت‌های شرق آسیا با ساختار مالکیت مساعدتر با استخدام حسابرسان با کیفیت بالا به احتمال زیاد منجر به سلب مالکیت می‌شوند. با توجه به این استدلال، منطقی است فرض کنیم که کیفیت حسابرسی بالا، موجب افشای به موقع اخبار بد و در نتیجه کاهش سطح خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌شود (روبین و زانگ ۲۰۱۴). علاوه بر استدلال‌های سنتی ارائه شده در بالا، اظهارات دیگری در ادبیات وجود دارد که ممکن است حسابرسان با کیفیت بالا از طریق آن‌ها بتوانند خطر سقوط آتی قیمت سهام را تحت تأثیر قرار دهند: حسابرسان با کیفیت بالا می‌تواند خطر سقوط را با کاهش اختلاف نظر در میان

سرمایه‌گذاران کاهش دهند. هنگ و استین (۲۰۰۳) و هاتن و همکاران (۲۰۰۹) نشان می‌دهد که خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌تواند از اختلاف نظر در میان سرمایه‌گذاران منجر شود. با وجود سطح بالایی از اختلاف نظر، ممکن است قیمت سهام حتی در غیاب هرگونه اطلاعات اساسی جدید تغییر کند (پورتر ۱۹۹۲، ۲۶). تغییر قیمت، به ویژه هنگامی که یک واکنش منفی باشد، یک واکنش از سرمایه‌گذاران ناگاه می‌تواند منجر به تغییرات اضافی قیمت و در نتیجه خطر سقوط قیمت سهام ایجاد می‌شود. به طور کلی، حسابرسان با کیفیت بالا می‌توانند چنین تأثیراتی را با کاهش اختلاف نظر میان سرمایه‌گذاران کاهش دهند. در مجموع، بحث قبلی نشان می‌دهد که رابطه‌ای منفی میان حسابرسان با کیفیت بالا و خطرات سقوط قیمت سهام وجود دارد (روبین و زانگ ۲۰۱۴).

چن و همکاران (۲۰۰۴) معتقدند حسابرسان با گذشت زمان شناخت بهتری از فعالیت صاحبکار بدست آورده و تجربه بیشتری کسب می‌کنند و به این ترتیب توانایی آن‌ها در مورد مناسب یا مناسب نبودن روش‌های حسابداری و گزارشگری افزایش می‌یابد؛ بنابراین رابطه طولانی مدت حسابرسان و صاحبکار می‌تواند کیفیت حسابرسان را بهبود بخشد. در نتیجه افزایش کیفیت حسابرسان سبب افزایش شفافیت و کیفیت افشای اطلاعات در سطح محیط اطلاعاتی شرکت می‌شود. افزایش شفافیت اطلاعاتی سبب کاهش عدم قطعیت در ارتباط با سهام شرکت و در نتیجه سبب کاهش نوسان‌های بازده سهام می‌شود و در نهایت منجر به کاهش خطر سقوط قیمت سهام می‌شود (پاستور و رونسی<sup>۲۷</sup>، ۲۰۰۳). چن و همکاران (۲۰۰۴) معتقدند تغییر حسابرسان موجب کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران به اتکالی صورت‌های مالی می‌شود. جانسون و همکاران (۲۰۰۲) نشان دادند؛ که رابطه‌ی کوتاه مدت حسابرسان\_ صاحبکار، موجب کاهش کیفیت گزارشگری مالی شده و الزامی شدن تعویض ادواری حسابرسان، موجب بهبود کیفیت حسابرسان نخواهد شد. همچنین مایانگسار<sup>۲۸</sup> (۲۰۰۷) نشان داد که الزام تعویض ادواری حسابرسان بر کیفیت سود اثر منفی دارد و موجب کاهش کیفیت حسابرسان می‌شود، با توجه به این نتایج می‌توان بیان کرد تداوم کوتاه انتخاب حسابرسان موجب کاهش کیفیت حسابرسان و در نتیجه کاهش کیفیت حسابرسان سبب کاهش شفافیت اطلاعاتی و کاهش کیفیت گزارشگری مالی سالانه می‌شود (دان و میو<sup>۲۹</sup>، ۲۰۰۴). کیفیت گزارشگری مالی ضعیف سبب افزایش عدم تقارن اطلاعاتی میان فعالان بازار می‌شود. زمانی که عدم تقارن اطلاعاتی در رابطه با سهام یک شرکت افزایش یابد، ارزش ذاتی آن با ارزشی که سرمایه‌گذاران در بازار برای سهام مورد نظر قایل می‌شوند، متفاوت خواهد بود و در نتیجه، ارزش واقعی سهام شرکت‌ها با ارزش مورد انتظار سهامداران تفاوت خواهد داشت؛ و در نهایت منجر به افزایش خطر سقوط قیمت سهام می‌شود.

به طور کلی، در ارتباط با تأثیر کیفیت حسابرسی بر خطر سقوط قیمت سهام استدلال می‌شود که افزایش کیفیت حسابرسی سبب کاهش هزینه نمایندگی و هم‌سویی منافع مدیران و سرمایه‌گذاران، کاهش تخلفات توسط مدیران، بهبود تصمیم‌گیری‌های عملیاتی و افزایش کیفیت گزارشگری مالی شده که در این حالت خطر سقوط آتی قیمت سهام کاهش می‌یابد، اما اگر کیفیت حسابرسی کاهش یابد، سبب کاهش کیفیت گزارشگری مالی و همچنین افزایش هزینه نمایندگی ناشی از تضاد منافع مدیر و سرمایه‌گذار می‌شود. به بیان دیگر، این امکان وجود دارد که مدیریت با استفاده از ضعف کنترل داخلی، سود را مدیریت کرده و از منافع سهامداران به نفع خود استفاده کند و ارزش شرکت را کاهش دهد. در نتیجه، سبب افزایش خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌شود؛ و از سوی دیگر، نقش نظارتی حسابرس مستقل و افزایش کیفیت حسابرسی سبب افزایش کیفیت راهبری شرکتی می‌شود که در نهایت افزایش کیفیت سود و کیفیت گزارشگری مالی را به دنبال دارد. افزایش کیفیت سود و کیفیت گزارشگری مالی سبب شفافیت بیشتر محیط اطلاعاتی و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در ارتباط با سهام شرکت در بازار می‌شود (تاو<sup>۲۰</sup>، ۲۰۱۲)؛ و در نهایت موجب کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌شود.

#### ۴-۲- پیشینه تجربی

پژوهش‌های زیادی، رابطه تداوم انتخاب حسابرس و کیفیت حسابرسی را بررسی کرده‌اند. نتایج برخی از این پژوهش‌ها به شرح زیر است: دیس و جیروکس (۱۹۹۲)، لاورس (۱۹۹۸) و نس و ترانلن (۲۰۰۰) نشان داد که تداوم انتخاب حسابرس موجب کاهش کیفیت حسابرسی می‌شود. همچنین والکر و همکاران (۲۰۰۱) و جیجز و راگاناندان (۲۰۰۲) نشان داند تداوم انتخاب حسابرس موجب افزایش کیفیت حسابرسی می‌شود. کاسترلا و همکاران (۲۰۰۲) نتیجه‌گیری کردند که تداوم انتخاب حسابرس موجب کاهش کیفیت حسابرسی می‌شود. نتایج تحقیق جانسون و همکاران (۲۰۰۲) بیانگر این بود که رابطه کوتاه مدت حسابرس\_ صاحبکار، موجب کاهش کیفیت گزارشگری مالی شده و الزامی شدن تعویض ادواری حسابرس، موجب بهبود کیفیت حسابرسی نخواهد شد. میرز و همکاران (۲۰۰۳) با استفاده از دو معیار اقلام تعهدی جاری و اقلام تعهدی اختیاری برای کیفیت حسابرسی، دریافتند تداوم انتخاب حسابرس با کیفیت بالاتر حسابرسی رابطه مستقیم وجود دارد. مایانگسار (۲۰۰۷) دریافت که الزام تعویض ادواری حسابرس بر کیفیت سود اثر منفی دارد و موجب کاهش کیفیت حسابرسی می‌شود. نتایج تحقیق‌های گونی و همکاران (۲۰۰۷) و کرمان و همکاران (۲۰۰۸) نشان داد، تداوم انتخاب حسابرس، باعث افزایش کیفیت حسابرسی می‌شود. میترا<sup>۳۱</sup> و همکاران (۲۰۰۹) دریافتند که هرچه رابطه حسابرس\_ صاحبکار طولانی‌تر شود، احتمال مدیریت سود در شرکت‌های مورد رسیدگی کم‌تر خواهد

شد. همچنین حساس یگانه و آذین فر (۱۳۸۹) در تحقیق خود فرض را بر این نهادند که دوره بلند مدت تداوم انتخاب حسابرسان موجب افزایش کیفیت حسابرسان می‌شود.

چن و همکاران (۲۰۰۱) در پژوهشی با عنوان "پیش بینی 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 مطالعه خود مجموعه‌ای از مدل‌های رگرسیونی مقطعی را به منظور پیش بینی چولگی منفی بازده روزانه سهام مورد استفاده قرار دادند و از داده‌های مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس آمریکا (AMEX) و بورس نیویورک (NYSE) 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 بازه مثبت بوده است. با احتمال بیشتری با چولگی منفی مواجه می‌شود.

هانگ و استین<sup>۳۲</sup> (۲۰۰۳) در رابطه با خطر سقوط قیمت سهام به این رابطه پرداختند که ناهمگنی رفتارهای سرمایه‌گذاران خود دلیلی برای سرعت بخشیدن به سقوط قیمت سهام است. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد اگر تفاوت نظر در رفتار سرمایه‌گذاران زیاد باشد سرمایه‌گذاران تند رو با شنیدن کوچک‌ترین اخبار بد نامطلوب به فروش سریع سهام خود مبادرت می‌ورزند، همچنین سعی می‌کنند هر چه سریع‌تر از بازار خارج شوند که این حرکت در نهایت به سقوط قیمت سهام منجر می‌شود. به‌علاوه آن‌ها اثبات کردند اخبار نهایی انباشته شده در شرکت در زمان تنزل بازار تمایل بیشتری به آشکار شدن پیدا می‌کنند که نتیجه آن تعدیل شدید و منفی بازده سهام.

چین و مایرز (۲۰۰۶) مدلی را گسترش دادند که بیان می‌نمود، عدم شفافیت اطلاعات به مدیران فرصت بیشتری برای پوشاندن اخبار بد از ذینفعان شرکت می‌دهد؛ و در نهایت زمانی که این اخبار بد انباشته شده در شرکت انتشار پیدا کند. باعث ایجاد یک تعدیل منفی و شدید در بازده سهام یا همان سقوط قیمت سهام می‌شود.

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

کوتاری و همکاران (۲۰۰۹) شواهدی را فراهم کردند که نشان می‌دهند مدیران تمایل دارند که انتشار اخبار بد برای سرمایه‌گذاران خارجی را به تأخیر بیندازند. تمایل مدیریتی به



سمت منفی نگه داشتن اخبار بد از سرمایه‌گذاران خارجی خطر کاهش قیمت سهام و بازده منفی را ایجاد می‌نماید.

فیر چایلدر<sup>۳۳</sup> و همکاران (۲۰۰۹) به بررسی تأثیر تصدی حسابرس بر صلاحیت گزارشگری و تقلب مدیریت پرداختند. یافته‌های آنان نشان می‌دهد با افزایش تصدی حسابرس روش‌های شناسایی تقلب را افزایش می‌دهد؛ بنابراین احتمال کشف تقلب افزایش پیدا می‌کند و انگیزه‌های مدیران نسبت به تقلب را کاهش می‌دهد.

چیا و کارلسون<sup>۳۴</sup> (۲۰۱۲) به بررسی تأثیر تصدی طولانی حسابرس بر استقلال حسابرس پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد تهدید منافع شخصی، خود بررسی و ارباب در دوره‌های تصدی طولانی بر استقلال حسابرس مؤثر است و تهدید جانبداری و روابط صمیمانه در دوره‌ی تصدی طولانی بر استقلال حسابرس مؤثر نیست.

روبین و زانگ (۲۰۱۴) در پژوهش به بررسی تخصص صنعت حسابرسی و خطر سقوط قیمت سهام پرداختند آن‌ها با استفاده از یک نمونه بزرگ از ۱۹۹۰-۲۰۰۹ در ایالت متحده آمریکا به این نتیجه رسیدند حسابرسان باکیفیت بالا به دلیل واسطه اطلاعاتی و نقش حاکمیت شرکتی رابطه منفی و معنی‌داری با خطر سقوط آتی قیمت سهام دارد. همچنین یادآوری می‌کند که حسابرسان با کیفیت بالا به طور مستقیمی می‌تواند به نفع سرمایه‌گذاران موجب کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام شود. علاوه بر این نشان دادند که تداوم انتخاب حسابرس رابطه منفی و معنی‌داری با خطر سقوط آتی قیمت سهام دارد، همچنین نشان دادند که تخصص صنعت حسابرس بر رابطه شفافیت اطلاعات مالی، محافظه کاری حسابداری و اجتناب از مالیات بر خطر سقوط آتی قیمت سهام مؤثر است.

کرمی و بذرافشان (۱۳۸۸) به بررسی رابطه‌ی دوره‌ی تصدی حسابرس و گزارشگری سودهای محافظه کارانه در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های تحقیق آن‌ها مبین این نکته هستند که دوره‌های تصدی کوتاه مدت، محافظه کاری کمتر است؛ بنابراین ممکن است چرخش اجباری حسابرس اثر معکوسی رو محافظه کاری سود داشته باشد.

ملکیان کله بستی و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی به بررسی رابطه کیفیت حسابرسی مستقل و اختلاف پیشنهادی خرید و فروش سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج آن‌ها حاکی از آن بود که بین اندازه موسسه حسابرسی و اختلاف پیشنهادی خرید و فروش سهام رابطه معناداری وجود ندارد؛ اما بین تعداد سال‌های متوالی حسابرس و اختلاف پیشنهادی خرید و فروش سهام، رابطه منفی و معناداری وجود داد.

شوروزی و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهشی تحت عنوان تأثیر طولانی تصدی بر استقلال حسابرس نتایج تحقیق آن‌ها حاکی این بود که تصدی طولانی مدت حسابرس بر استقلال حسابرس مؤثر است و در مجموع یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که استقلال حسابرس در

دوره‌های تصدی کوتاه مدت بیشتر از تصدی طولانی مدت تهدید می‌شود. علاوه بر این نشان دادند که چرخش اجباری حسابرسان در دوره‌های طولانی مدت ضروری نیست. دیانتی و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر کاهش احتمال ریسک ریزش (سقوط) قیمت سهام پرداختند. نتایج آن‌ها حاکی از این است که مدیریت سرمایه در گردش احتمال ریسک ریزش قیمت سهام را به صورت معناداری کاهش می‌دهد. شرین بخش و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی تحت عنوان نابرابری اطلاعات: شواهدی در رابطه با دوره تصدی و تخصص صنعت حسابرسان پرداختند. یافته‌های تحقیق آن‌ها دلالت بر وجود یک رابطه معکوس و معنا داری بین دوره تصدی و تخصص صنعت حسابرسان با نابرابری اطلاعات دارد. به عبارتی دیگر تخصص صنعت و دوره تصدی حسابرسان موجب کاهش نابرابری اطلاعات می‌شود. علاوه بر این تحلیل حساسیت تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که با تفکیک دوره تصدی حسابرسان به سه دوره کوتاه، متوسط و بلند مدت نتایج آن‌ها مجدداً تأیید شد.

احمد پور و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی تأثیر ویژگی‌های شرکت و بر ریسک سقوط قیمت سهام پرداختند. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که متغیرهای بازده دارایی، اندازه شرکت، نسبت ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام و نسبت کیوتوبین دارای رابطه منفی و معنادار با خطر سقوط قیمت سهام دارند. همچنین نتایج آن‌ها نشان که متغیرهای بازده حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی رابطه معناداری با خطر سقوط قیمت سهام ندارند.

با توجه به مبانی نظری مطرح شده فرضیه‌های تحقیق به صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه اول: تداوم انتخاب حسابرسان تأثیر منفی بر خطر سقوط آتی قیمت سهام دارد.

فرضیه دوم: تداوم کوتاه مدت انتخاب حسابرسان تأثیر مثبت بر خطر سقوط آتی قیمت سهام دارد.

فرضیه سوم: تداوم بلند مدت انتخاب حسابرسان تأثیر منفی بر خطر سقوط آتی قیمت سهام دارد.

### ۳- روش پژوهش

برای آزمون فرضیه‌ها از الگوی رگرسیون داده‌های اثرات ثابت استفاده شده است. برای انتخاب از بین روش‌های الگوهای رگرسیونی ترکیبی<sup>۳۵</sup> و الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت<sup>۳۶</sup> از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. اگر در آزمون F لیمر روش داده‌های ترکیبی انتخاب شود، کار تمام است اما اگر روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انتخاب شود لازم است تا آزمون هاسمن نیز انجام شود. از آزمون هاسمن برای تعیین استفاده از الگوی اثرات ثابت در مقابل الگوی اثرات تصادفی استفاده می‌شود (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹).

به دلیل اینکه نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند در فرایند تصمیم‌گیری استفاده شود، 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. در این پژوهش به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش از نرم افزار Excel و Eviews استفاده شده است. همچنین، سطح اطمینان مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌ها و بررسی فروض کلاسیک رگرسیون ۹۵ درصد است. علاوه بر این، به منظور آزمون فرضیه‌ها از روش اثرات ثابت استفاده شده است. در داده‌های ترکیبی به منظور انتخاب بین داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی از آزمون F لیمر استفاده شد و بر اساس این آزمون، داده‌های ثابت<sup>۳۷</sup> برای آزمون فرضیات انتخاب گردید. برای برآورد پارامترهای مدل-های رگرسیون، آزمون فروض کلاسیک از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از جمله مهم‌ترین این فروض فرض‌های مربوط به خود همبستگی، عدم هم خطی و عدم ناهمسانی واریانس بین باقیمانده‌های مدل است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که باقیمانده مدل‌های مورد بررسی دارای توزیع نرمال هستند. به منظور تشخیص وجود خود همبستگی بین باقیمانده‌ها، از آزمون دوربین واتسون<sup>۳۸</sup> استفاده شد. مقدار این آماره برای مدل‌های پژوهش، نشان دهنده‌ی نبود خود همبستگی بین باقیمانده‌هاست. در خصوص بررسی هم خطی نیز 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 نسبت‌ها $R^2$  و  $R^2$  بالا اما آماره‌های t بی معنی باشند) استفاده شده است. نتایج این بررسی‌ها نشان می‌دهد که بین باقیمانده مدل‌های مورد آزمون، هم خطی وجود ندارد.

#### جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری این پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ است. در این پژوهش به منظور نمونه‌گیری از روش نمونه‌گیری هدفمند استفاده شده است، بدین منظور کلیه شرکت‌های جامعه که دارای شرایط زیر بوده‌اند، به عنوان نمونه انتخاب و بقیه حذف شده‌اند؛

- به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی ۲۹ اسفند باشد.
- به منظور همگن بودن اطلاعات، فعالیت آن‌ها تولیدی باشد.
- معاملات سهام آن‌ها طی دوره پژوهش بیش از سه ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.
- اطلاعات مربوط به متغیرهای انتخاب شده در این پژوهش در دسترس باشد.
- با اعمال شرایط مذکور از بین شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران، تعداد ۹۹ شرکت به عنوان نمونه آماری این پژوهش انتخاب شدند.

مدل تحقیق

با توجه به چارچوب نظری و پیشینه‌ی تحقیق، الگوی تحقیق از نوع رگرسیون چند متغیره است. بنابراین، مدل زیر برای انجام آزمون فرضیه‌ها انتخاب شده است (روبین و زانگ ۲۰۱۴).

$$NCSKEW_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TENURE_{i,t-1} + \beta_2 SHROT_{i,t-1} + \quad (۱)$$

$$\beta_3 LONG_{i,t-1} + \beta_4 DTURN_{i,t-1} + \beta_5 CRASH_{i,t-1} + \beta_6 STD_{i,t-1} + \beta_7 RET_{i,t-1} + \beta_8 SIZE_{i,t-1} + \beta_9 AGE_{i,t-1} + \beta_{10} MTB_{i,t-1} + \beta_{11} LEV_{i,t-1} + \beta_{12} ROA_{i,t-1} + \beta_{13} INTANG_{i,t-1} + \beta_{14} IO\_LEVEL_{i,t-1} + \beta_{15} IO\_CONCEN_{i,t-1} + \beta_{16} CONSERVATINSM_{i,t-1} + \beta_{17} OPAQUE_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیرهای الگو در نگاره (۱) تعریف شدند.

نگاره‌ی شماره‌ی (۱): تعریف متغیرهای الگو

| متغیر مورد بررسی                            | نماد                 |
|---|----------------------|
| چولگی منفی بازده هفتگی سهام                 | <i>NCSKEW</i>        |
| دوره تصدی حسابرسان                          | <i>TENURE</i>        |
| دوره کوتاه مدت تصدی حسابرسان                | <i>SHROT</i>         |
| دوره طولانی مدت تصدی حسابرسان               | <i>LONG</i>          |
| عدم تجانس سرمایه‌گذاران                     | <i>DUALITY</i>       |
| چولگی منفی بازده سهام سال قبل               | <i>CRASH</i>         |
| انحراف معیار بازده هفتگی بازده سهام         | <i>STD</i>           |
| میانگین بازده هفتگی بازده سهام              | <i>RET</i>           |
| اندازه شرکت                                 | <i>SIZE</i>          |
| سن شرکت                                     | <i>AGE</i>           |
| نسبت ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام   | <i>MTB</i>           |
| اهرم مالی                                   | <i>LEV</i>           |
| بازده دارایی‌ها                             | <i>ROA</i>           |
| نسبت دارایی‌های نامشهود به مجموع دارایی‌های | <i>INTANG</i>        |
| درصد مالکیت سهامداران نهادی                 | <i>IO_LEVEL</i>      |
| رقابت در بازار محصول                        | <i>IO_CONCEN</i>     |
| محافظه کاری حسابداری                        | <i>CONSERVATINSM</i> |
| عدم شفافیت اطلاعات مالی                     | <i>OPAQUE</i>        |

تداوم انتخاب حسابرس (TENURE): به منظور اندازه‌گیری صحیح تداوم انتخاب حسابرس، باید سالی در دسترس باشد که در آن حسابرس به استخدام واحد تجاری درآمده است. تعیین این تاریخ برای شرکت‌هایی که طی دوره زمانی تحقیق، حسابرس خود را تغییر داده‌اند مشکل نیست، اما برای شرکت‌هایی که در تمامی طول دوره تحقیق از یک حسابرس استفاده کردند، تعیین سال اول شروع کار حسابرسی با توجه به اطلاعات در دسترس، ممکن نیست (کرمی و بذرافشان، ۱۳۸۹). به این دلیل برای حداقل نمودن تأثیرات هرگونه خطای اندازه‌گیری مبنای سال اندازه‌گیری دوره تصدی از ۳ سال قبل از شروع دوره تحقیق (سال شروع دوره تحقیق ۸۳ می‌باشد) در نظر گرفته می‌شود.

دوره تصدی کوتاه مدت (SHOH) و دوره تصدی بلندمدت (LONG)؛ مطابق پژوهش جنکیز و ولوری (۲۰۰۸)، الموتراری و همکاران (۲۰۰۹) و کرمی و بذرافشان (۱۳۸۸).

TENURN: تعداد سال‌هایی که حسابرس در استخدام شرکت است.

SHORH: اگر  $TENURN \leq 3$  عدد ۱ و در غیر این صورت عدد صفر را می‌پذیرد.

LONG: اگر  $TENURN > 8$  عدد ۱ و در غیر این صورت عدد صفر را می‌پذیرد.

اندازه‌گیری سقوط قیمت سهام

برای اندازه‌گیری سقوط قیمت سهام از مدل ضریب چولگی (چن و همکاران ۲۰۰۱) و مدل (هاتن و همکاران ۲۰۰۹) استفاده شده و به شرح زیر می‌باشد.

$$NCSKEW_{it} = -\frac{(n(n-1)^2 \sum R_{jt}^3)}{((n-1)(n-2)(\sum R_{it}^2)^{\frac{3}{2}})} \quad (2)$$

در مدل فوق  $W_{j,\theta}$ : بازده هفتگی خاص شرکت  $J$  در هفته  $\theta$  طی سال مالی و  $n$  تعداد هفته‌های مشاهده شده بازده طی سال مالی می‌باشد. در مدل فوق هرچه مقدار ضریب چولگی منفی بیشتر باشد، آن شرکت در معرض سقوط قیمت سهام بیشتر خواهد بود. بازده هفتگی خاص شرکت که با  $w$  نشان داده می‌شود برابر است با لگاریتم طبیعی عدد ۱ به علاوه عدد باقی‌مانده که از فرمول شماره (۳) محاسبه شده است.

$$W_{j,\theta} = \ln(1 + \varepsilon_{j,\theta}) \quad (3)$$

$\varepsilon_{j,\theta}$  باقیمانده یا پسماند شرکت  $J$  در ماه  $\theta$  است و عبارت است از بازده باقیمانده یا پسماند

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_{1,j}r_{m,t-2} + \beta_{j,2}r_{m,t-1} + \beta_{j,3}r_{m,t} + \beta_{j,4}r_{m,t+1} + \beta_{j,5}r_{m,t+2} \quad (4)$$

در فرمول شماره (۴)  $R_{i,t}$  بازده سهام شرکت  $J$  در هفته  $t$  می‌باشد و  $R_{i,t}$  بازده هفتگی بازار بر اساس (شاخص بازار) خواهد بود.

عدم تجانس سرمایه‌گذاران (DTURN): عبارت است 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. و مدل آن به شرح زیر می‌باشد

رقابت در بازار محصول (IO\_CONCEN)

رقابت در بازار محصول بر اساس شاخص هرفیندال هیرشمن اندازه گیری شده است که در تحقیقات گیرود و مولر<sup>۳۷</sup> (۲۰۰۱)، گاستا و رونی<sup>۳۸</sup> (۲۰۱۲) مورد استفاده قرار گرفته است. لازم به ذکر است که شاخص مذکور میزان رقابت پذیری را در صنایع مختلف محاسبه کرده و به صورت زیر تعریف می شود:

$$herfindahl - Hirschhman Indx(HHI) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{S_i}{S}\right)^2 \quad (5)$$

$S_i$  درآمد فروش شرکت  $i$

$S_i$  مجموع درآمد فروش شرکت های موجود در صنعتی که شرکت  $i$  در آن فعالیت می کند

$n$  تعداد شرکت های موجود در صنعت

پس از بدست آوردن شاخص  $HHI$  باید یادآور شد که هرچه این شاخص کوچک تر باشد رقابت در آن صنعت خاص قوی تر است.

شاخص هرفیندال هیرشمن میزان تمرکز صنعت را اندازه گیری می کند. هر چه این شاخص بزرگتر باشد، میزان تمرکز بیشتر بوده و رقابت کمتری در صنعت وجود دارد و بالعکس.

CRASH: ضریب چولگی منفی بازده هفتگی خاص شرکت در سال قبل

STD: انحراف معیار بازده هفتگی خاص شرکت در سال قبل

STD: میانگین بازده هفتگی خاص شرکت در سال قبل.

$$STD_{i,t} = \sum_{\theta=1}^{\theta=52} \left( \frac{(r_{i,\theta} - Ret_{r_{i,\theta}})^2}{N} \right)^{1/2} \quad (7)$$

$$Ret_{r_{i,\theta}} = \sum_{\theta=1}^{\theta=52} \frac{r_{i,t}}{N} \quad (8)$$

$$r_{r_{i,\theta}} = \frac{(p_{r_{i,\theta}} - p_{i,\theta-1}) + \text{سود نقدی} + \text{سهم جایزه} + \text{حق تقدم}}{r_{i,\theta-1}} \quad (9)$$

در فرمول شماره (۸، ۷ و ۹)  $r_{i,\theta}$  بازده سهام شرکت  $z$  در هفته  $\theta$  می باشد و  $Ret_{i,j}$  میانگین بازده هفتگی بازار بازده سهام شرکت  $z$  در هفته  $t$  می باشد  $p_{i,t}$  قیمت پایان هفته و  $p_{i,\theta-1}$  قیمت ابتدای هفته.

SIZE بیانگر اندازه شرکت که برابر است با لگاریتم طبیعی جمع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام.

ROA: بیانگر شاخص سودآوری که برابر است با سود خالص تقسیم بر حقوق صاحبان سهام شرکت  $i$  در سال  $t - 1$ .

LEV: اهرم مالی شرکت است که برابر با تسهیلات مالی تقسیم بر جمع دارایی‌های شرکت  $i$  در سال  $t$ .

MTB: بیانگر نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت  $i$  در سال  $t$ .

AEG: برابر است با لگاریتم طبیعی سن شرکت  $i$  در سال  $t$ .

محافظه کاری حسابداری (CONSERVATISM):

بر اساس مطالعه‌ی لافاند و واتس<sup>۳۹</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 تأیید پذیری 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، به‌گونه‌ای به هنگام‌تر وارد بازار می‌شود (چن و همکاران، ۲۰۰۱). عمل حسابداری از جمله اختلالات و مقرراتی است که منجر به تشخیص سریع‌تر اخبار بد مربوط به صورت‌های مالی و کاهش عدم تقارن اطلاعات شرکت می‌شود. به عبارت دیگر، هرگونه خبر با تأثیر بالقوه منفی برای شرکت باید با سرعت بیشتری نسبت به اخبار با تأثیر بالقوه مثبت به منظور نشان دادن احتمال بالاتری از خطر برای کاربران وضعیت مالی به ثبت رسند. تشخیص سریع‌تر اخبار بد که معمولاً به اخبار وابسته است در ادبیات مربوط به محافظه‌کاری نامیده می‌شود (باسو ۱۹۹۷،<sup>۴۰</sup>). و استدلال شده محافظه‌کاری حسابداری عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد و از این رو احتمال خطر سقوط سهام کاهش می‌یابد (هو، لی و ژانگ<sup>۴۱</sup>، ۲۰۱۴؛ کیم و ژانگ<sup>۴۱</sup>، ۲۰۱۳).

مدل استفاده شده برای محاسبه متغیر محافظه کاری حسابداری، مدل خان واتس (۲۰۰۹) است که معیار سال\_شرکت محافظه کاری حسابداری را بر اساس مدل اصلاح شده باسو تخمین می‌زند که این مدل مطابق با پژوهش (احمد و دیولمن، ۲۰۱۲؛ کیم و ژانگ، ۲۰۱۳، دیمیتریوس و همکاران ۲۰۱۴ و روبین و ژانگ، ۲۰۱۴). در فرم جبری، به شرح زیر است:

$$\frac{EPS_{i,t}}{Pt_{i,t-1}} = +\gamma_0 + \gamma_1 DT_{i,t} + \gamma_2 Ret_{i,t} + \gamma_3 DT_{i,t} * ReT_{i,t} + \gamma_4 MC_{i,t} + \gamma_5 LEV_{i,t-1} + \gamma_6 MtB_{i,t-1} + \gamma_7 DT_{i,t} * MC_{i,t-1} + \gamma_8 DT_{i,t} * LeV_{i,t-1} + \gamma_9 DT_{i,t} * MtB_{i,t-1} + \gamma_{10} Ret_{i,t} * MC_{i,t-1} + \gamma_{11} Ret_{i,t} * lev_{i,t-1} + \gamma_{12} Ret_{i,t} *$$

$MtB_{i,t-1} + \gamma_{13}DT_{i,t} * Ret_{i,t} * MC_{i,t-1} + \gamma_{14}DT_{i,t} * Ret_{i,t} * MC_{i,t-1} + \gamma_{15}DT_{i,t} * Ret_{i,t} * MtB_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$   
 که در آن  $EPS_{i,t}$  سود هر سهم و  $Pti_{i,t-1}$  قیمت سهام نه ماه قبل از پایان سال مالی است.  $MC_{i,t}$ : لگاریتم طبعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری سهام شرکت  $i$  در سال  $t$ .  $MTB_{i,t}$ : نسبت ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت  $i$  در سال  $t$ .  $LEV_{i,t}$ : نسبت بدهی به دارایی‌های شرکت  $i$  در پایان سال  $t$ .  $D_{i,t}$ : متغیر مجاری اگر  $RET < 0$  باشد. برابر ۱ و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود.  $RET_{i,t}$ : بازده سهام شرکت  $i$  طی سال  $t$ . بازده سهام برای دوره شروع نه ماه قبل از مالی پایان سال است و پایان دادن به سه ماه پس از مالی پایان سال.

سپس با استفاده از تخمین‌های انجام شده در مدل رگرسیون سالانه رابطه (۷) و استخراج ضرایب موردنیاز، اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابداری خان و واتس (۲۰۰۹)؛ مطابق با (کیم و ژانگ، ۲۰۱۳؛ دیمیتریوس و همکاران، ۲۰۱۴ و رویین و ژانگ، ۲۰۱۴) به شرح زیر تخمین زده می‌شود است:

$$CONSERVATINSM = \gamma_3 DT_{i,t} * RET_{i,t} + \gamma_{13} DT_{i,t} * Ret_{i,t} * MC_{i,t-1} + \gamma_{14} DT_{i,t} * Ret_{i,t} * Lev_{i,t-1} + \gamma_{15} DT_{i,t} * Ret_{i,t} * MtB_{i,t-1} \quad (11)$$

میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی ( $IO\_LEVEL$ ): درصد مالکیت سهامداران شرکت‌ها نظیر

بانک‌ها، شرکت‌های بیمه و شرکت‌های سرمایه‌گذاری

عدم شفافیت اطلاعات مالی ( $OPAQUE$ ): یک معیار مبتنی بر حسابداری که با استفاده از میزان ارقام تعهدی محاسبه می‌گردد. با استفاده از مدل تعدیل‌شده جونز (۱۹۹۷) و به صورت مقطعی (سال به سال) ارقام تعهدی اختیاری را اندازه‌گیری کرده و به عنوان شاخص کیفیت اطلاعات مالی بکار برده است. بنابراین در این پژوهش از مدل تعدیل‌شده جونز برای بررسی عدم شفافیت اطلاعات مالی استفاده شده است. در مدل یاد شده در اولین قدم ارتباط مجموع ارقام تعهدی برای یک دوره زمانی مشخص که به دوره رویداد معروف است با متغیرهای فروش و ناخالص اموال و ماشین‌آلات و تجهیزات استفاده شده، که مدل تعدیل‌شده جونز توسط کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) مطابق پژوهش (کیم و ژانگ، ۲۰۱۳؛ دیمیتریوس و همکاران، ۲۰۱۴ و رویین و ژانگ، ۲۰۱۴) به شرح زیر می‌باشد:

$$\frac{TA_{it}}{A_{i(t-1)}} = \alpha_1 \left( \frac{1}{A_{i(t-1)}} \right) + \alpha_2 \left( \frac{\Delta REV_{it}}{A_{i(t-1)}} \right) + \alpha_3 \left( \frac{PPE_{it}}{A_{i(t-1)}} \right) + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

در این رابطه  $TA_{it}$  معرف مجموع ارقام تعهدی است که به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$TA_{i,t} = (\Delta CA_{i,t} - \Delta CASH_{i,t}) - (\Delta DCL_{i,t} - \Delta STD_{i,t}) - DEP_{i,t} \quad (13)$$

در معادله (۱۲) و (۱۳) متغیرها به شرح زیر هستند:

$\Delta CA_{i,t}$ : تغییر در دارایی‌های جاری سال جاری نسبت به سال قبل

$\Delta CASH_{i,t}$ : تغییر در وجه نقد سال جاری نسبت به سال قبل



$\Delta DCL_{i,t}$  تغییر در بدهی‌های سال جاری نسبت به سال قبل  
 $\Delta STD_{i,t}$ : تغییر در حصه کوتاه‌مدت بدهی‌های بلندمدت سال جاری نسبت به سال قبل  
 $DEP_{i,t}$ : هزینه استهلاک دارایی‌های مشهود و نامشهود سال جاری  
 همچنین،  $A_{i(t-1)}$  مجموع دارایی‌های شرکت در سال قبل،  $\Delta REV_{i,t}$  تفاوت فروش سال جاری نسبت به سال قبل و  $PPE_{i,t}$ ، اموال، ماشین آلات و تجهیزات ناخالص و  $\varepsilon_{i,t}$  خطای برآورد  $\alpha_1$ ،  $\alpha_2$  و  $\alpha_3$  پارامترهای خاص شرکت است. پس از تخمین پارامترهای مدل شماره (۱۲)، اقلام تعهدی غیر اختیاری ( $NDA_{i,t}$ ) به شرح زیر برای "دوره برآورد" محاسبه می‌گردند.

$$NDA_{i,t} = \alpha_1 \left( \frac{1}{A_{i(t-1)}} \right) + \alpha_2 \left( \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i(t-1)}} \right) + \alpha_3 \left( \frac{PPE_{i,t}}{A_{i(t-1)}} \right) \quad (14)$$

در مدل فوق  $\Delta REC_{i,t}$  معرف تغییر در خالص حساب‌های دریافتنی سال جاری نسبت به سال قبل است.

در مرحله آخر اقلام تعهدی اختیاری ( $DACC$ ) به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$DACC_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i(t-1)}} - NDA_{i,t} \quad (15)$$

پس از محاسبه اقلام تعهدی اختیاری، عدم شفافیت اطلاعات مالی از طریق رابطه زیر اندازه گیری می‌شود:

$$OPAQUE_{i,t} = Abs(DACC_{i,t-1}) + Abs(DACC_{i,t-2}) + Abs(DACC_{i,t-3}) \quad (16)$$

$OPAQUE_{i,t}$ : معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی شرکت  $i$  در سال مالی  $t$ :  $Abs$ : نماد قدر مطلق،

$DACC_{i,t-1}$ : اقلام تعهدی اختیاری شرکت  $i$  در پایان سال  $t-1$ :  $DACC_{i,t-2}$ : اقلام تعهدی

اختیاری شرکت  $i$  در پایان سال  $t-2$ :  $DACC_{i,t-3}$ : اقلام تعهدی اختیاری شرکت  $i$  در پایان

سال  $t-3$

#### ۴- یافته‌های پژوهش

نتایج آمار توصیفی متغیرهای تحقیق در نگاره‌ی شماره (۲) نشان داده شده است.

نگاره (۲): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

| متغیر          | میانگین | میانه   | بیشینه | کمینه  | انحراف معیار |
|----------------|---------|---------|--------|--------|--------------|
| <i>NCSKEW</i>  | -۰/۴۵۷  | -۳/۵۲۷  | ۴/۲۴۲  | -۴/۲۴۲ | ۳/۸۰۳        |
| <i>TENURE</i>  | ۵/۲۲۲   | ۵       | ۱۱     | ۱      | ۲/۷۲۱        |
| <i>SHORT</i>   | ۰/۳۶۱   | ۱       | ۱      | ۰      | ۰/۴۸۰        |
| <i>LONG</i>    | ۰/۰۷۵   | ۰       | ۱      | ۰      | ۰/۲۶۵        |
| <i>DUALITY</i> | -۰/۱۶۵  | -۰/۰۱۹۵ | ۱۱/۵۲۴ | -۱۲/۲۳ | ۲/۴۰۲        |
| <i>STD</i>     | ۰/۰۶۳   | ۰/۰۵۹۹  | ۰/۱۴۳  | ۰/۰۰۸  | ۰/۰۲۳۳       |
| <i>RET</i>     | -۰/۰۴۶  | -۰/۰۸۸  | ۱/۳۶۳  | -۰/۳۲۴ | ۰/۱۸۳        |

|       |        |       |        |        |                      |
|-------|--------|-------|--------|--------|----------------------|
| ۳/۷۹۲ | -۴/۲۴۲ | ۴/۲۴۲ | ۳/۴۶۴  | ۰/۴۶۳  | <i>CRASH</i>         |
| ۰/۶۶۳ | ۴/۰۶۲  | ۷/۶۰۵ | ۵/۴۷۰  | ۵/۵۷۸  | <i>SIZE</i>          |
| ۰/۱۹۸ | ۰/۷۷۸  | ۱/۷۷۰ | ۱/۵۵۶  | ۱/۴۸۸  | <i>AEG</i>           |
| ۱/۸۵۵ | ۰/۲۴۲  | ۹/۸۸۶ | ۱/۷۴۷  | ۲/۳۹۵  | <i>MTB</i>           |
| ۰/۱۷۲ | ۰/۰۹۶  | ۰/۹۷۱ | ۰/۶۴۴  | ۰/۶۲۳  | <i>LEV</i>           |
| ۰/۲۶۷ | ۰/۷۲۷  | ۰/۹۷۴ | ۰/۳۷۴  | ۰/۳۷۷  | <i>ROA</i>           |
| ۰/۰۱۹ | ۰      | ۰/۳۰۳ | ۰/۰۰۲۶ | ۰/۰۰۸۳ | <i>INTANG</i>        |
| ۰/۲۴۸ | ۰/۰۰۹  | ۰/۹۹۹ | ۰/۸۴۳  | ۰/۷۵۵  | <i>IO_LEVEL</i>      |
| ۰/۱۳۵ | ۰۰۰۱   | ۰/۸۷۳ | ۰/۰۰۷۱ | ۰/۰۶۲۱ | <i>IO_CONCER</i>     |
| ۰/۲۰۰ | -۲/۴۰۹ | ۱/۷۹۵ | ۰/۰۰۲  | -۰/۰۰۹ | <i>CONSERVATINSM</i> |
| ۰/۷۹۲ | ۰/۰۰۸  | ۷/۷۰۵ | ۰/۲۹۸  | ۰/۵۱۲  | <i>OPAQUE</i>        |

نگاره (۲) آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد که بیانگر پارامترهای توصیفی برای هر متغیر به صورت مجزا است. این پارامترها عمدتاً شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های مرکزی، نظیر بیشینه، کمینه، میانگین و میانه و همچنین اطلاعات مربوط به شاخص‌های پراکندگی نظیر انحراف معیار است. مهم‌ترین شاخص مرکزی میانگین است که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال میانگین متغیر اهرم مالی (*lev*) برابر است با ۰/۶۲۳ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی است که وضعیت را نشان می‌دهد. همان گونه که در نگاره (۲) مشاهده می‌شود، میانه متغیر اندازه شرکت (*size*) برابر با ۵/۴۷۰ که نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. به طور کلی، پارامترهای پراکندگی معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده‌ها با یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است از جمله مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر ضریب چولگی منفی (*NCSKEW*) برابر ۳/۸۰۳ و برای متغیر نسبت دارایی‌های نامشهود به مجموع دارایی‌های (*INTANG*) برابر با ۰/۰۱۹ است که نشان می‌دهد در بین متغیرهای پژوهش، *NCSKEW* و *INTANG* به ترتیب دارای بیشترین و کمترین میزان پراکندگی هستند. همچنین، لازم به توضیح است به منظور اجتناب از تأثیر داده‌های پرت بر نتایج تحقیق، کلیه داده‌های پرت متغیرها در سطح یک درصد حذف شده‌اند.

قبل از برآزش الگوها لازم است تا آزمون F لیمر به منظور بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی برای الگوهای مزبور انجام شود. نتایج حاصل از آزمون F لیمر برای الگوهای مزبور در نگاره‌ی شماره (۳) نشان داده شده است.

نگاره (۳): نتایج آزمون F لیمر برای الگوهای تحقیق

| مدل مورد بررسی | آماره | سطح خطا | روش پذیرفته شده  |
|----------------|-------|---------|------------------|
| مدل شماره (۱)  | ۱/۷۷۷ | ۰/۰۰۰   | الگوی اثرات ثابت |

\* منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به آماره و سطح خطای آزمون F لیمر برای تمامی الگوها، لازم است برای انتخاب از بین الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت یا داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی، آزمون هاسمن نیز انجام شود. نتایج مربوط به آزمون هاسمن نیز در نگاره‌ی شماره (۴) نشان داده شده است.

نگاره (۴): نتایج آزمون هاسمن برای الگوهای تحقیق

| الگوی مورد بررسی | آماره   | سطح خطا | روش پذیرفته شده  |
|------------------|---------|---------|------------------|
| مدل شماره (۱)    | ۱۴۹/۵۸۴ | ۰/۰۰۰   | الگوی اثرات ثابت |

\* منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که در نگاره (۳) قابل مشاهده است، نتایج حاکی از آن است که الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت برای مدل (۱) روش ارجح است؛ بنابراین، در ادامه به تخمین الگوهای تحقیق با توجه به روش ارجح پرداخته شد. حال در ادامه نتایج تخمین الگوی تحقیق در نگاره‌ی شماره (۵) با روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت نشان داده شده است.

نگاره (۵): نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق

| متغیر      | ضریب متغیر | آماره تی | سطح خطا |
|------------|------------|----------|---------|
| $\alpha_0$ | ۱۱/۹۳۳     | ۱/۴۲۸    | ۰/۱۵۳   |
| TENURE     | -۰/۱۹۸     | -۲/۱۳۷   | ۰/۰۳۳   |
| SHORT      | ۰/۹۰۷      | ۲/۳۰۸    | ۰/۰۲۱۴  |
| LONG       | -۱/۳۶۰     | -۲/۳۳۸   | ۰/۰۱۹۷  |
| DUALITY    | ۰/۰۳۱۸     | ۰/۵۸۱    | ۰/۵۶۱   |
| CRASH      | ۰۰/۰۳۹۰    | ۰/۷۶۱    | ۰/۴۴۶   |
| STD        | ۳/۸۰۵      | ۰/۵۴۱    | ۰/۵۸۷   |
| RET        | -۱/۲۳۹     | -۰/۲۸۰   | ۰/۴۸۸   |
| SIZE       | ۰/۷۴۱      | ۰/۸۶۸    | ۰/۳۲۴   |
| AEG        | ۱۰/۳۶۰     | -۲/۳۴۶   | ۰/۰۰۸۷  |
| MTB        | ۰/۲۶۷      | ۱/۹۰۰۷   | ۰/۰۵۷۹  |
| LEV        | ۲/۳۴۹      | ۱/۴۹۱    | ۰/۱۳۴   |
| ROA        | ۱/۳۰۳      | ۱/۴۳۰    | ۰/۱۳۵   |
| INTANG     | -۱۱/۶۷۸    | -۱/۱۴۲   | ۰/۲۵۴   |
| IO_LEVEL   | ۰/۳۸۲      | ۰/۲۷۴    | ۰/۷۸۴   |

|       |        |        |                       |
|-------|--------|--------|-----------------------|
| ۰/۱۷۵ | -۱/۳۵۵ | -۷/۰۴۶ | <i>IO_CONCER</i>      |
| ۰/۰۱۳ | -۲/۴۶۹ | -۲/۲۶۵ | <i>CONSERVATINSM</i>  |
| ۰/۴۱۷ | ۰/۸۱۲  | ۰/۱۹۶  | <i>OPAQUE</i>         |
|       | ۰/۴۵۱  |        | ضریب تعیین            |
|       | ۰/۳۲۲  |        | ضریب تعیین تعدیل شده  |
|       | ۲/۲۷۶  |        | آماره‌ی دوربین-واتسون |
|       | ۳/۵۰۳  |        | آماره‌ی F             |
|       | ۰/۰۰۰  |        | احتمال آماره‌ی F      |

با توجه به نتایج قابل مشاهده در نگاره (۵) و با توجه آماره‌ی F بدست آمده (۳/۵۰۳) و سطح خطای آن (۰/۰۰۰)، می‌توان ادعا کرد که در مجموع مدل تحقیق از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده بدست آمده برای الگو که برابر ۳۲ درصد است، می‌توان بیان کرد که در مجموع متغیرهای مستقل و کنترل تحقیق بیش ۳۲ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره‌ی دوربین واتسون که برابر ۲/۲۷۶ است، می‌توان ادعا کرد که خود همبستگی مرتبه‌ی اول میان باقی‌مانده‌های الگو وجود ندارد.

#### آزمون فرضیه اول

فرضیه اول به بررسی تأثیر تداوم انتخاب حسابرسان بر خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌پردازد. با توجه به نتایج بدست آمده در نگاره (۵) از برآورد الگو، ضریب متغیر تداوم انتخاب حسابرسان برابر ۰/۱۹۸- است و با توجه به P-Value آن که به ترتیب برابر با ۰/۰۳۳ که کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است؛ بنابراین، ضریب منفی متغیر نشان دهنده آن است که تداوم انتخاب حسابرسان خطر سقوط آتی قیمت سهام را کاهش داده و سبب بهبود در کیفیت گزارشگری مالی می‌شود. در نتیجه، این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می‌گیرد.

#### آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم به بررسی تأثیر دوره کوتاه مدت تداوم انتخاب حسابرسان بر خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌پردازد. با توجه به نتایج بدست آمده در نگاره (۵) از برآورد الگو، ضریب متغیر دوره کوتاه مدت تداوم انتخاب حسابرسان برابر ۰/۹۰۷- است و با توجه به P-Value آن که به ترتیب برابر با ۰/۰۲۱۴ که کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است؛ بنابراین، ضریب مثبت متغیر نشان دهنده آن است که دوره کوتاه مدت تداوم انتخاب حسابرسان خطر سقوط آتی

قیمت سهام را افزایش داده و موجب کاهش کیفیت گزارشگری مالی شده. در نتیجه، این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می‌گیرد.

#### آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم به بررسی تأثیر تداوم بلند مدت انتخاب حسابرسان بر خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌پردازد. با توجه به نتایج بدست آمده در نگاره (۵) از برآورد الگو، ضریب متغیر تداوم بلند مدت انتخاب حسابرسان برابر ۱/۳۶۰- است و با توجه به P-Value آن برابر با ۰/۰۱۹۷ که کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است؛ بنابراین، ضریب منفی متغیر نشان دهنده آن است که تداوم بلند مدت انتخاب حسابرسان خطر سقوط آتی قیمت سهام را کاهش داده و سبب بهبود در کیفیت گزارشگری مالی می‌شود. در نتیجه، این فرضیه در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می‌گیرد.

### ۵- نتیجه گیری و پیشنهادها

در این مطالعه به بررسی اینکه آیا کیفیت بالای حسابرسان با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی موجب افزایش کیفیت حسابداری و در نتیجه کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌شود پرداخته شد. بدین منظور سه فرضیه برای بررسی این موضوع تدوین و داده‌های موجود مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج بدست آمده از تخمین مدل تحقیق نیز بیانگر آن است؛ که از میان متغیرها تنها متغیر تداوم کوتاه مدت انتخاب حسابرسان تأثیر مثبت و معناداری و تداوم انتخاب حسابرسان و تداوم بلند مدت انتخاب حسابرسان تأثیر منفی و معناداری با خطر سقوط آتی قیمت سهام دارند که مطابق با مبانی نظری تحقیق است (مطابق با تحقیق روبین و زانگ، ۲۰۱۴)؛ بنابراین، افزایش کیفیت حسابرسان با توجه به تأییدی که بر افزایش شفافیت محیط گزارشگری دارد سبب کاهش عدم قطعیت و عدم تقارن اطلاعاتی در ارتباط با سهام شرکت می‌شود. لذا، زمانی که عدم قطعیت و عدم تقارن اطلاعاتی در ارتباط با سهام شرکت کاهش یابد موجب می‌شود تا ارزش ذاتی سرمایه‌گذاری با ارزشی که سرمایه‌گذاران در بازار برای سهام خود قائل می‌شوند نزدیک بوده لذا سبب نزدیکی ارزش واقعی سهام و ارزش مورد انتظار سهامداران شده که در نهایت منجر به کاهش سقوط آتی قیمت سهام می‌شود. نتایج پژوهش علاوه بر این نشان می‌دهد که بین محافظه‌کاری حسابداری و خطر سقوط آتی قیمت سهام رابطه منفی و معناداری وجود دارد مطابق با پژوهش (کیم و زانگ، ۲۰۱۳)؛ دیمیتریوس و همکاران، ۲۰۱۴ و روبین و زانگ، ۲۰۱۴)؛ بدین معنی است که 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. همچنین محافظه‌کاری به واسطه‌ی الزام به قابلیت تأیید پذیری 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 به هنگام‌تر وارد بازار می‌شود و موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و در نتیجه موجب کاهش خطر سقوط آتی قیمت سهام می‌شود. همچنین مطابق با پژوهش‌های پیشین، رابطه مثبتی بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و خطر سقوط آتی قیمت سهام یافت می‌شود مطابق با پژوهش (کیم و زانگ، ۲۰۱۳؛ دیمتریوس و همکاران، ۲۰۱۴ و روین و زانگ، ۲۰۱۴)؛ یعنی در صورت وجود عدم شفافیت در گزارشگری مالی مدیران به علل متعدد، از جمله حفظ شغل خود، از افشای اخبار منفی خود داری می‌کنند. با ادامه روند عدم افشای اخبار منفی، این نوع اطلاعات در داخل شرکت انباشت شده و هنگامی که به یکباره وارد بازار می‌شود، به سقوط قیمت سهام منجر می‌گردد.

با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش مبنی بر وجود رابطه‌ی معنادار میان برخی متغیرهای حسابداری و حسابرسی بر خطر سقوط آتی قیمت سهام پیشنهاد می‌شود که استفاده‌کنندگان در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود همواره باید این نکته را مد نظر قرار دهند که به موازات کاهش کیفیت حسابرسی به هر دلیلی منجر به افزایش ریسک سرمایه‌گذاری می‌شود. به عبارتی دیگر سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز هیچ‌گاه شرکت‌هایی را که در آنها کیفیت حسابرسی در سطح حداقل می‌باشد به عنوان شرکت‌های مطلوب جهت سرمایه‌گذاری در نظر نمی‌گیرند

افزون بر این، با انجام هر پژوهش، راه به سوی مسیری جدید باز می‌شود و ادامه‌ی راه مستلزم انجام پژوهش‌های دیگری است؛ بنابراین، انجام پژوهش‌های به شرح زیر پیشنهاد می‌شود:

- بررسی ارتباط میان حق الزحمه‌ی حسابرسی مستقل و خطر سقوط قیمت سهام.
- بررسی تأثیر دیگر معیارهای کیفیت حسابرسی بر خطر سقوط آتی قیمت سهام.

## یادداشت‌ها

1. Chen et al.
2. Kothar

3. Ball
4. Watts
5. Hutton
6. Deangelo
7. Khurana & Raman
8. Robin & Zhang
9. Davidson & Neu
10. Cameran
11. Sinnett
12. Walker
13. Geiger & Raghunandan
14. Gunny
15. Johnson
16. Deis
17. Louwers
18. Vanstraelen
19. Casterella
20. Myers
21. Libby and Frederick
22. Watts & Zimmerman
23. Godfrey & Hamilton
24. Francis
25. Fan & Wong
26. Porter
27. Pastor and Veronesi
28. Mayangsari
29. Dunn & Mayhew
30. Tao
31. Mitra
32. Hong, & Stein
33. Fairchild
34. Chia-Ah & Karlsson
35. Pooled Data
36. Fix Effect
37. Fixed
38. Durbin-Watson Stat
39. Panel Data

#### کتابنامه

۱. احمدپور، احمد، زارع بهنمیری، محمد جواد؛ حیدری رستمی، کرامت‌الله. (۱۳۹۳). بررسی تاثیر ویژگی‌های شرکت بر ریسک سقوط قیمت سهام (شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران)، فصلنامه بورس و اوراق بهادار، ۷(۲۸): ۴۵-۲۹.
۲. افلاطونی، عباس و نیکبخت؛ لیلی. (۱۳۸۹). کاربرد اقتصادسنجی در تحقیقات حسابداری، مدیریت مالی و علوم اقتصادی. چاپ اول. تهران: انتشارات ترمه.
۳. حساس یگانه، یحیی و آذین فر، کاوه. (۱۳۸۹). رابطه بین کیفیت حسابداری و اندازه موسسه حسابداری، بررسی‌های حسابداری و حسابداری، ۱۷(۶۱): ۸۵-۹۸.
۴. دیانتی دیلمی، زهرا، لطفی، محسن؛ آزاد بخش، کسری. (۱۳۹۱). تأثیر مدیریت سرمایه در گردش مبتنی بر چرخه تبدیل نقدی «گیتمان» بر کاهش ریسک سقوط (ریزش) قیمت سهام، مجله دانش حسابداری و حسابداری، ۱(۴): ۶۴-۵۵.

۵. شوروزی، محمد رضا، زنده دل، احمد؛ قاسمپور انارکی، سینا (۱۳۹۱). تأثیر تصدی طولانی بر استقلال حسابرس، پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی، ۲(۴): ۱۳۴-۱۶۲.
۶. شیرین بخش، شمس اله، عارف منش، زهره؛ بذرافشان، آمنه (۱۳۹۲). نابرابری اطلاعات: شواهدی در رابطه با دوره تصدی و تخصص صنعت حسابرس، فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۱(۳۷): ۱۴۹-۱۷۶.
۷. کرمی، غلامرضا و بذرافشان، آمنه (۱۳۸۸). بررسی رابطه دوره تصدی حسابرس و گزارشگری سودهای محافظه کارانه در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۲(۷): ۵۵-۸۰.
۸. ملکیان کله بست، اسفندیار، معین‌الدین، محمود؛ کلاتری، انیسه (۱۳۹۱). رابطه کیفیت حسابداری مستقل و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۸(۶۶): ۶۹-۸۰.

9. Ahmed, A., & Duellman, S. (2012). Managerial overconfidence and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 51, 1-30.

10. Almutairi, A. R.; Kimberly, A. D.; and S. Terrance (2009). "Auditor Tenure, Auditor Specialization, and Information Asymmetry". *Managerial Auditing Journal*, 24(7): 600-623.

11. Ball, R. (2009). Market and political/regulatory perspectives on the recent accounting scandals. *Journal of Accounting Research*, 47, 277-323.

12. Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24.

13. Cameran, M., Di Vincenzo, D., and Merlotti, E. (2005). "The audit firm rotation rule: A review of the literature", *SDA Bocconi Research Paper*.

14. Casterella, J., Knechel, W.R., & Walker, P.L. (2002). *The relationship of audit failures and auditor tenure. Working paper, University of Florida*.

15. Chen, J., Hong, H., & Stein, J. (2001). Forecasting crashes: trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices.

16. Chia-Ah, E. J. Karlsson, (2012), The impact of extended Audit Tenure on Auditor Independence.

17. Davidson. R. A. and D. Neu. (1993). "A Note on Association Between Audit Firm Size and Audit Quality". *Contemporary Accounting Research*. Vol . 9. No . 2: 479- 488.17.

18. DeAngelo, L., (1981). "Auditor size and auditor quality", *Journal of Accounting and Economics* 3 (3):pp. 183-199.

19. Deis, D. R. J., & Giroux, G. A. (1992). Determinants of audit quality in the public sector. *The Accounting Review*, 67(3), 462-479.

20. Dimitrios V. Kousenidis, Anestis C. Ladas, Christos I. Negakis. (2014). Accounting conservatism quality of accounting information and crash risk. *Journal of Economic Asymmetries* 11 ,120-137



21. Dunn K A and Mayhew B W (2004), "Audit Firm Industry Specialization and Client Disclosure Quality", *Review of Accounting Studies*, Vol. 9, No. 1, pp. 35-58.
22. Fairchild, R., I, Crawford, H, Saqlain, (2009), *Auditor Tenure, Managerial Fraud and Report Qualification*, University of Bath, UK.
23. Fan, J.P.H., and T. J. Wong. 2005. Do external auditors perform a corporate governance role in emerging markets? Evidence from East Asia. *Journal of Accounting Research* 43(1): 35–72.
24. Francis, J. R., P. Michas, and S. Stein. 2012. *Auditor industry expertise and firm-level investment efficiency*. Working paper, University of Missouri-Columbia.
25. Geiger, M. A., & Raghunandan, K. (2002). Auditor tenure and audit reporting failures. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 21(1), 67-78.
26. Godfrey, J. M. and J. Hamilton. (2005). The impact of R&D intensity on demand for specialist auditor services. *Contemporary Accounting Research* 22 (1): 55–93.
27. Gunny, K., Krishnan, G.V., & Zhang, T. C. (2007). Is Audit Quality Associated with Auditor Tenure, Industry Expertise, and Fees? Evidence from PCAOB Opinions. <http://ssrn.com/abstract=1015089>.
28. Hong, H. & Stein, J. C. (2003). Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes. *The Review of Financial Studies*, 16, 487-525.
29. 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.
30. Jensen, M. C. and W. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and capital structure, *Journal of Financial Economics* 3(4): 305–360.
31. Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 (2): 193–228.
32. 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.
33. Kim, J.-B., & Zhang, L. (2013). Accounting conservatism and stock price crash risk: firm-level evidence. *Contemporary Accounting Research*. Available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1521345>.
34. Kothari, S. P., Leone, A., & Wasley, C. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting & Economics*, 39, 163–197.
35. Kothari, S.P., Shu, S., Wysocki, P.D., (2009b). Do Managers Withhold Bad News? *Journal of Accounting Research*, 47, 241-276.
36. Lafond, R. & Watts, R. L. (2008). The information role of conservatism. *The Accounting Review*, 83, 447-478.
- 37.

38. Libby, R. and Frederick, D. (1990), *Experience and the ability to explain audit findings*. *Journal of Accounting Research*, Vol. 28 No. 2, pp. 348-367.
39. Louwers, T. J. (1998). The relation between going-concern opinions and auditors' loss function. *Journal of Accounting Research*, 36, 143-156.
- 40.
41. Mayangsari, S. (2007). The Auditor Tenure and the Quality of Earnings: Is Mandatory Auditor Rotation Useful? *Working Paper, Universitas Trisakti*.
42. Mitra, S., Deis, D. R., & Hossain, M. (2009). Pre and post sox association between audit firm tenure and earnings management risk. *Journal of Forensic and Investigative Accounting*, 1(1), *On-line publication*.
- 43.
44. Myers, J., Myers, L., and T. Omer. (2003). "Exploring the term of the auditor client relationship and the quality of earnings: A case for mandatory auditor rotation?", *The Accounting Review* 78 (3):pp. 779-800.
45. Pastor, L., and P. Veronesi. (2003). "Stock valuation and learning about profitability", *Journal of Finance* 58: pp, 1749-1789.
46. Porter, M.E., 1992. Capital choice: changing the way America invests in industry. *Journal of Applied Corporate Finance* 5, 4-16.
47. Tao, .M. (2012). "Financial Reporting Quality and Information Asymmetry: Evidence from the Chinese Stock Market". <http://ssrn.com>
48. Walker, M (2003)'Principal/agency theory when some agents are trustworthy', *Accounting and Finance Working Paper, Manchester: Manchester Business School, Manchester University*
49. Walker, P. L., Lewis, B. L., & Casterella, J. R. (2001). Mandatory auditor rotation: Arguments and current evidence. *Accounting Enquiries*, 10(2), 209-242.
50. Watts, R. L. (2003a). Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons*, 17, 207-221.
51. Watts, R., and J. Zimmerman. 1983. Agency problems, auditing and the theory of the firm: some evidence. *Journal of Law and Economics* 26(3): 613-634.