

## بررسی تاثیر گزارش مشروط حسابرِس بر نوسانات بازار سهام در شرکت های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران

حسین شفیعی<sup>۱\*</sup>

مصیب سالاری<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۰۱ تاریخ چاپ: ۱۴۰۱/۰۴/۱۹

### چکیده

وجود اطلاعات مالی در خور اعتماد، لازمه بقای جامعه امروزی است و تصمیم گیری اقتصادی به اطلاعات قابل اعتماد و اتکا نیاز دارد و نقش حسابرِس، اعتبار دهی به صورتهای مالی است که باعث حصول اطمینان از مطلوبیت در ارائه قابلیت اعتماد صورتهای مالی می شود. هدف از پژوهش، بررسی تاثیر گزارش های مشروط حسابرِس بر نوسانات قیمت بازار سهام است. از این رو، در همین راستا برای تبیین تاثیر رابطه فوق، سه فرضیه تدوین گردید. به همین منظور، داده های مربوط به شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲، جمع آوری شدند و از الگوی رگرسیونی داده های ترکیبی برای آزمون فرضیه ها استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد که اظهارنظر مشروط حسابرِس با نوسانات بازار سهام تاثیر معناداری وجود دارد. همچنین فرضیه دوم بیانگر اظهارنظر مشروط با فرض تداوم فعالیت با نوسانات بیانگر تاثیر معنادار با نوسانات است. فرضیه سوم تحقیق بیانگر تاثیر معنادار بین اظهارنظر مشروط حسابرِس با فرض سایر دلایل غیر از تداوم فعالیت با نوسانات قیمت بازار سهام است.

### واژگان کلیدی

اظهارنظر حسابرِس، نوسانات بازار سهام، بحران مالی

۱. استادیار گروه حسابداری، واحد سیرجان، دانشگاه آزاد اسلامی، سیرجان، ایران. (نویسنده مسئول: [hossein.shafii@gmail.com](mailto:hossein.shafii@gmail.com)).

۲. کارشناس ارشد گروه حسابداری، واحد سیرجان، دانشگاه آزاد اسلامی، سیرجان، ایران. ([eh.salari2014@gmail.com](mailto:eh.salari2014@gmail.com))

## مقدمه

به طور کلی، گزارش‌های سالانه شرکت‌ها به عنوان مجموعه‌ای از قوانین به رسمیت شناخته شده است. از سویی، اصول پذیرفته شده حسابداری<sup>۱</sup> و یا استانداردهای گزارشگری مالی بین‌المللی<sup>۲</sup> به چارچوب نهادی و ویژگی‌های شرکت بستگی دارد. در همین هنگام، مقامات محلی و یا بین‌المللی با توجه به طیف گسترده‌ای از ذی‌نفعان، از صورت‌های مالی به موقع انتشار یافته نهادهای تجاری استفاده می‌کنند. به عنوان نمونه، شرکت‌های اروپایی بایستی صورت‌های مالی خود را برای افشای اجباری اطلاعات از اول مارس ۱۹۸۶ گزارش نمایند؛ بنابراین، عموماً شباهت‌ها و تفاوت‌های در روند تهیه گزارش‌های سالانه ایجاد خواهد شد.

فرایند حسابرسی با صدور گزارش حسابرسی به عموم تکمیل خواهد شد. انواع گزارش‌های حسابرسی و زمان انتشار این نوع گزارشات به دو پیش شرط اساسی برای انجام تحقیقات تجربی در خصوص این مسائل از اطلاعات حسابرسی در بازارهای سرمایه نیاز است (لیتونن، ۲۰۱۲). هدف از این مقاله بررسی این مطلب است که آیا برخی از انواع اظهارنظر مشروط حسابرس منجر به انجام انتقالات اطلاعات جدید که با عنوان قیمت بازار سهام بیان شده است می‌باشد. در ایتالیا، حسابرسی اجباری از نظر قانونی با قوانین شماره ۲۱۶ در سال ۱۹۷۶، توسط دستور ریاست جمهوری در سال ۱۹۷۵ با شماره ۱۳۶ اجرا شد معرفی گردید. در آغاز سال ۱۹۸۰، این قوانین به عنوان ابزاری در زمینه نهادی و اجرایی جدیدی کشور ایتالیا بود.

در این میان پرسش مطرح شده در حوزه پژوهش‌های حسابرسی، یکی در خصوص انتقال اطلاعات از شواهد و مدارک موجود در گزارش حسابرسی برای تصمیمات سرمایه‌گذاری در بازارهای سرمایه است؛ به عبارت دیگر اظهارنظر مشروط حسابرسی چه تاثیری بر قیمت سهام دارد؟ بنابراین، درک واکنش بازار به این نوع از گزارش‌های حسابرسی می‌تواند وابسته به دو مورد باشد. اول، ارزش اطلاعات بدست آمده از شواهد حسابرسی است و دوم اینکه تفاوت ایجاد شده بین این دو گروه (اطلاعات مالی و شواهد حسابرسی) که با یک خط باریک از قضاوت حسابرس در ارتباط است. تمایز این دو گروه به احتمال زیاد به نتیجه‌ای از یک سطح بالایی از مذاکرات بین مدیریت شرکت و حسابرس است (بیتی و همکاران، ۲۰۰۱؛ کلینمن و پالمن، ۲۰۰۱).

تجزیه و تحلیل تجربی به این سوالات، به تحقیقات در خصوص نمونه‌هایی از اظهارنظرهای حسابرسی منتشر شده صورتهای مالی در طول دوره حسابرسی بستگی دارد. از سویی، نقش بورس اوراق بهادار؛ امروزه از چنان اهمیتی برخوردار است که گفته می‌شود توسعه یک کشور با رونق بورس اوراق بهادار و تعداد سهامداران آن رابطه‌ای مستقیم دارد. یکی از مهمترین معیارهای ارزیابی شرایط سرمایه‌گذاری، شاخص‌های معرف رشد بازار سرمایه می‌باشد. هر چند که محتوای اطلاعاتی شاخص‌ها در بازارهای نه‌چندان کارا با ابهام مواجه است لیکن روند تغییرات و نوسانات شاخص‌های سهام گویای عملکرد

<sup>1</sup> generally accepted accounting principles

<sup>2</sup> international financial reporting standards

مثبت یا منفی بازار و رونق یا رکود اقتصاد کشورها می باشد. بی ثباتی بازارهای مالی، اثرات منفی قابل توجهی، بر روی سرمایه گذاران ریسک گریز دارد. با مطالعه و کشف عوامل موثر بر نوسانات شاخص های معرف کارکرد بازارهای سرمایه، امکان پیش بینی آنها طی دوره های زمانی آتی فراهم آمده، اتخاذ تصمیمات صحیح معامله گران انفرادی و نهادی فعال در بازار مقدور می گردد. شواهد نشان داده اند که هرگاه اطلاعات جدیدی مبنی بر بی ثباتی مالی یا رکود اقتصادی در آینده منتشر شود، قیمت های سهام روند نزولی به خود گرفته و بازده آنها نیز کاهش می یابد. تداوم این وضعیت و گریز سرمایه گذاران از بازار منجر به ایجاد بحران در بازارهای سرمایه می شود.

از جمله مسایل مهم در بورس اوراق بهادار، قیمت سهام مورد مبادله شرکت های پذیرفته شده در بورس و برآورد ارزش ذاتی آنها می باشد. زیرا قیمت ها به عنوان یک شاخص راهنما در هدایت نقدینگی و در تخصیص سرمایه مؤثر می باشند و در صورت تطابق با ارزش ذاتی سهام به ابزار قدرتمندی در تخصیص کارآمد منابع مبدل می گردد.

واکنش های بازار سهام به آگهی ها و اخبار متفاوت است و در برخی موارد واکنش افراد عقلایی نیست و سبب ناهنجاری هایی از جمله افزایش بیش از حد یا کمتر از حد قیمت ها می شود. واکنش بیش از حد و واکنش کمتر از حد زمانی رخ می دهد که افراد با توجه به اطلاعات جدید، قیمت ها را بیشتر یا کمتر از میزان واقعی آن تعیین می کنند. اگر چه بازار پس از گذشت زمان به اشتباه خود پی می برد و به حالت تعادل بر می گردد، با این وجود چنین رفتاری نوعی رفتار غیرعقلایی در بازار محسوب می شود که می تواند پاسخ منطقی نسبت به عدم اطمینان درک شده توسط سرمایه گذاران باشد. انتظارات افراد تابع پیش بینی های آنها می باشد که گاهی از ناکارآمدی هایی برخوردار است. فهم منبع این ناکارآمدی ها، می تواند کاربردهای مهمی برای مطالعه در زمینه عقلانیت سرمایه گذاران و کارایی بازار داشته باشد (قالیاف و همکاران، ۱۳۸۵). سهام داران و سرمایه گذاران، همواره در پی اطلاعاتی هستند که آنان را در انتخاب بهترین سرمایه گذاری و مناسبترین پورتنفوی، یاری کند. یکی از مباحث مهمی که تصمیم های سرمایه گذاران را تحت تأثیر قرار میدهد، کیفیت اطلاعات حسابداری است.

پژوهشگران مالی، همواره به دنبال متغیرهایی هستند که بتوانند از طریق آنها، بازده سهام را برای دوره های آتی با درصد اطمینان بیشتری نسبت به متغیرها و مدل های قبلی پیش بینی کنند. شناسایی چگونگی واکنش بازار سهام به اطلاعات حسابداری، در تشخیص کارایی بازار سرمایه و همچنین ارزیابی سودمندی اطلاعات صورت های مالی اساسی، از اهمیت زیادی برخوردار است.

بحران ۱۹۲۹ که به موجب آن حسابداران به دلیل ارائه نکردن استانداردهای حسابداری به خصوص در زمینه همسانی رویه، مورد انتقاد شدید قرار گرفتند، سبب شد تا صورت های مالی حسابرسی شده به وسیله شرکت های سهامی، در بورس نیویورک ضرورت یابد. پس از این بحران، سازمان بورس نیویورک در سال ۱۹۳۳ برای اولین بار از همه شرکت هایی که در خواست پذیرش در بورس نیویورک را داشتند، خواست تا صورت های مالی حسابرسی شده ارائه کنند. در این حسابرسی، حسابرسان بایستی در مورد منصفانه بودن ورعایت اصل اثبات رویه اظهار نظری کردند و برای نخستین بار

اعلام می‌داشتند که صورتهای مالی طبق رویه های پذیرفته شده حسابداری تهیه شده‌اند. حسابرسی مستقل که به موجب بحران ۱۹۲۹ الزامی شد، به نظر قوش (۲۰۰۷)، اخیراً به طور شایانی به عنوان یک مکانیسم نظارت شرکتی مورد توجه قرار گرفته است. وی معتقد است، سیستم نظارت داخلی و برون سازمانی مکمل یا جانشین یکدیگرند و هر دو ارزش شرکت را تحت تاثیر قرار می‌دهد. قوش، همچنین بر وجود یک رابطه جانشینی بین این دو سیستم نظارتی تاکید کرد و بر وجود یک رابطه معنی دار بین سیستم نظارتی داخلی و ارزش شرکت نیز اشاره داشت. در واقع حسابرسی یا نظارت مستقل، به دلیل تاثیری که می‌تواند بر ارزش شرکت‌ها داشته باشد از اهمیت بالایی برخوردار است. وجود اطلاعات مالی قابل اتکا، یکی از لازمه‌های بشر جهت پیشرفت و تولید علم است. فرد سرمایه‌گذاری که تصمیم به خرید یا فروش سهام می‌گیرد، بانکداری که در مورد تایید یک تقاضای وام تصمیم می‌گیرد و دولتی که برای وصول درآمد مالیاتی به اظهارنامه‌های مالیاتی اتکا می‌کند، همگی بر اطلاعاتی تکیه می‌کنند که توسط دیگران تهیه شده است.

از طرفی، بدون تردید حسابرسی فرآیند اطمینان بخشی درباره قابلیت اتکاء و مربوط بودن اطلاعات صورت های مالی است. وجود تضاد منافع میان سهامداران و مدیران، اهمیت ویژه‌ای به حسابرسی برای رفع این تضاد می‌دهد. حسابرسی به عنوان یک مکانیزم کارآمد، به سهامداران این اطمینان را می‌دهد که مدیران در اداره شرکت در راستای منافع سهامداران عمل نموده‌اند یا خیر؟ از این رو، کار حسابرسی اطمینان بخشی به سهامداران و سایر اشخاص ذینفعی است که با شرکت طرف قرارداد هستند (والکر<sup>۳</sup>، ۲۰۰۳). از آنجا که گزارش حسابرسان در فرآیند تصمیم‌گیری استفاده کنندگان صورت های مالی به عنوان یکی از اطلاعات سودمند در نظر گرفته می‌شود. از این رو در تحقیق حاضر درصدد پاسخگویی به این سؤال هستیم که آیا بازار سهام با گزارشات مشروط حسابرس ارتباط دارد یا خیر؟

### مبانی نظری پژوهش

مدیریت سود رویکردی است که مدیران برای دستکاری داده‌ها به کار می‌برند (وایلد و همکاران، ۲۰۰۱). امروزه مدیریت سود یکی از موضوعات بحث‌انگیز و جذاب در پژوهش‌های حسابداری به شمار می‌رود. به دلیل توجه خاص سرمایه‌گذاران به رقم سود که عامل مهمی در تصمیم‌گیری است، این نوع پژوهش‌ها از جنبه رفتاری اهمیت خاص خود را دارند. یک عامل بنیادی در آزمون مدیریت سود شرکت‌ها، تخمین عامل اختیار و اعمال نظر مدیران در تعیین سود است. یکی از مهم‌ترین رویکردها در اندازه‌گیری اختیار مدیر، کاربرد اقلام تعهدی اختیاری در تعیین و کشف مدیریت سود است (دچو، هاتون، کیم و اسلوان، ۲۰۱۱) به دو دلیل انتظار می‌رود بین اقلام تعهدی اختیاری و ریسک ذاتی حسابرسی، رابطه مستقیم وجود داشته باشد. نخست؛ با فرض فرصت‌طلبی مدیریت، اقلام تعهدی ابزاری است در دست مدیریت برای دستکاری سود گزارش شده و مدیران اقلام تعهدی را به نفع خودشان دستکاری می‌کنند و دوم؛ اقلام تعهدی چالشی برای حسابرسان محسوب می‌شود که با حساب‌های پر ریسک، مانند حساب‌های دریافتنی و موجودی‌ها، مرتبط است. محافظه‌کاری و احتیاط سازوکاری است که از طریق آن، حسابرسان می‌توانند به سطح

<sup>3</sup> Walker

مطلوب ریسک حسابرسی برای صاحبکاران با اqlام تعهدی بالا دست یابند. به بیان دیگر، حسابسان می توانند عدم اطمینان ذاتی را که در شرایط با اqlام تعهدی بالا وجود دارد، از طریق پایین آوردن آستانه صدور گزارش های تعدیل شده، جبران کنند (فردیناند، تسی و چن، ۱۹۹۸). یکی از راه های سنجش محافظه کاری حسابسان، میزان ترس آنها از مدیریت سود صاحبکار و آستانه صدور گزارش مشروط (شامل گزارش مشروط به دلیل ابهام در تداوم فعالیت شرکت صاحبکار) است. در تلاش برای سنجش میزان محافظه کاری حسابسان، مطالعه ارتباط اظهارنظر مشروط حسابرس و مدیریت سود، در موقعیتهایی که تمایل به مدیریت سود بالاتر وجود دارد، حائز اهمیت است. یکی از این موقعیتهای هنگامی است که نسبت به تداوم فعالیت شرکت اطمینان وجود ندارد (تسیوریدو و اسپاتیس، ۲۰۱۴). در استاندارد حسابرسی ایران، بخش ۵۷۰ با عنوان "تداوم فعالیت" در ارتباط با نحوه برخورد حسابسان با مسئله ابهام در تداوم فعالیت شرکت صاحبکار چنین آمده است:

"حسابرس در جریان برنامه ریزی و اجرای روش های حسابرسی و ارزیابی نتایج حاصل از آن، باید مناسب بودن استفاده مدیریت را از فرض تداوم فعالیت در تهیه صورت های مالی، بررسی کند. چنانچه به نظر حسابرس واحد مورد رسیدگی قادر به ادامه فعالیت نباشد، اما صورت های مالی بر مبنای تداوم فعالیت تهیه شده باشد، حسابرس باید با توجه به میزان اهمیت، حسب مورد، نظر مشروط یا مردود ارائه کند. در صورت وجود ابهام با اهمیت درباره تداوم فعالیت و افشای کافی در صورت های مالی، حسابرس باید نظر مقبول اظهار کند، اما با افزودن یک بند توضیحی حاوی وجود ابهام با اهمیت درباره رویدادها یا شرایطی که ممکن است به تردیدی عمده در مورد توانایی واحد مورد رسیدگی به ادامه فعالیت بینجامد و با اشاره به یادداشت توضیحی صورت های مالی، گزارش خود را تعدیل کند. در صورت وجود ابهام با اهمیت و عدم افشای کافی در صورت های مالی، حسابرس باید نظر مشروط ارائه کند. گزارش باید به روشنی بیانگر این واقعیت باشد که ابهامی با اهمیت وجود دارد که ممکن است درباره توانایی واحد مورد رسیدگی به ادامه فعالیت، تردیدی عمده ایجاد کند. در موارد وجود ابهام اساسی درباره تداوم فعالیت یا وجود موارد متعدد ابهام با اهمیت، شامل ابهام درباره تداوم فعالیت که آثار بالقوه آن در مجموع اساسی باشد، حسابرس باید صرف نظر از افشا یا عدم افشای آنها در صورت های مالی، نسبت به آن صورت ها عدم اظهار نظر ارائه کند".

تسیوریدو و اسپاتیس (۲۰۱۴) نشان دادند که اظهار نظر حسابرس ارتباط معناداری با مدیریت سود ندارد. همچنین مشخصه های مالی شرکت صاحبکار، مانند سودآوری و اندازه شرکت، در تصمیم حسابرس پیرامون تعدیل گزارش خود در ارتباط با ابهام در تداوم فعالیت مؤثرتر از مدیریت سود است. به بیان دیگر، مدیریت سود نقشی در این ارتباط ندارد.

### پیشینه پژوهش

پور حیدری و همکاران (۱۳۸۴) با بررسی محتوای اطلاعاتی سود حسابداری و ارزش دفتری شرکت در تعیین قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۷۵-۱۳۸۳ ارزش شرکت به وسیله سود

تعیین میشود، ثانیاً، عمده‌ی قدرت توضیح‌دهندگی مجموع سود و ارزش دفتری شرکت به خاطر سود است و ثالثاً، ارزش دفتری شرکت از قدرت توضیح‌دهندگی مناسبی در مقایسه با سود هر سهم برخوردار نیست. دستگیر و خدادادی (۱۳۸۶) با استفاده از مدل‌های ارزشگذاری مبتنی بر درآمدهای پسماند، مدل‌های خطی پذیرفته شده در جهت قیمتگذاری سهام را مورد استفاده قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که از بین مدل‌های برآورد شده، تنها یک مدل با تئوری موجود در این زمینه سازگاری دارد. تقوی و دیگران (۱۳۸۹) در مطالعه اثر بحران مالی بر بورس اوراق بهادار تهران، از روش ARCH و GARCH استفاده کردند و دریافتند که بحران مذکور اثری بر بورس اوراق بهادار تهران نداشته است و نیز استمرار این نوسانات نیز کم بوده است. جعفر عبدی و کشاورز (۱۳۸۹) برای بررسی اثرات سرریز تلاطم یا انتقال اطلاعات از مدل FIGARCH دومتغیره برای بازدهی‌های بازار سهام تهران و دبی استفاده کردند. نتایج حاکی از آن بود که اثر سرریز تلاطم یا انتقال اطلاعات از بازار سهام تهران به سمت بازار سهام دبی وجود دارد. یعنی متلاطم شدن بازار سهام دبی از طریق انتقال اطلاعات و یا به عبارت دیگر از طریق تغییر انتظارات سرمایه‌گذاران، موجب متلاطم شدن بازار سهام تهران می‌گردد؛ اما این امکان وجود دارد که این دو بازار سهام، متأثر از تلاطم‌های بازار دیگری باشند. برای آزمون این ادعا، بازار جهانی طلا را به مدل MFIGARCH اضافه کردند و در نتیجه از فضای دومتغیره وارد فضای سه متغیره شدند. نتایج مدل FIGARCH سه متغیره، بیانگر وجود اثرات سرریز تلاطم، یکی از طرف بازار سهام دبی به سمت بازار سهام تهران و دیگری از طرف بازار جهانی طلا به سمت بازار سهام دبی بود؛ اما برای تصدیق ادعای فوق، لازم بود که تلاطم‌های بازار جهانی طلا علاوه بر بازار سهام دبی، به بازار سهام تهران نیز سرریز داشته باشد. بنابراین صحت ادعای فوق مبنی بر اینکه تلاطم بازارهای سهام تهران و دبی متأثر از تلاطم‌های بازار جهانی طلا می‌باشد، تأیید نشد. در نتیجه اثر سرریز تلاطم میان بازارهای سهام مذکور، متأثر از بازارهای دیگری همچون بازار جهانی طلا نمی‌باشد. ابونوری و عبداللهی (۱۳۹۰) با استفاده از یک مدل چندمتغیره گارچ به بررسی بازار سهام ۴ کشور ایران، آمریکا، ترکیه و مالزی در قالب داده‌های هفتگی پرداختند و نشان دادند که اثرات مثبت و معناداری از سرایت بازدهی‌های سهام آمریکا به ترکیه و مالزی وجود دارد اما این اثر در مورد ایران دیده نشد. همچنین این بازارها از تلاطم‌ها و شوک‌های با وقفه خود نیز تأثیر می‌پذیرند. در این مطالعه پیشنهاد شد که به دلیل وجود درجه پائینی از تلاطم همزمان میان این کشورها، تشکیل سبد از سهام آنها از ریسک پایین‌تری برخوردار است.

گراهام و کینگ (۲۰۰۰) به این نتیجه رسیدند که قدرت توضیحی قیمت سهام به وسیله ارقام حسابداری در کشورهای تایوان و مالزی نسبتاً پایین است در حالی که در مورد کشورهای فیلیپین و کره جنوبی نسبتاً بالا است. پن من (۲۰۰۵) نشان می‌دهد که مدل ارزیابی درآمد پسماند، برآوردهای صحیح‌تر و کم‌نوسانتری از ارزش، نسبت به مدل رشد غیرعادی سود ارائه می‌دهد. یور گنس (۲۰۰۲) در پژوهشی نشان داد، درآمد غیر مالی و هزینه‌های مشارکت در بازار سهام بر تصمیم افراد برای مشارکت در بازار سرمایه موثر هستند. وی بیان می‌کند، درآمد غیر مالی بر احتمال مشارکت در بازار سهام و میزان ثروت سرمایه‌گذاری شده در سهام دارای اثری مثبت و قوی می‌باشد. همچنین وی معتقد است، بین

هزینه‌های مشارکت در بازار سرمایه و تصمیم مشارکت خانوارها در آن وابستگی ساختاری قوی وجود دارد. کریستینسن و همکاران (۲۰۰۵) معتقدند، برخی از کارگزاران قادرند اطلاعات بازار سهام و فرصت‌های سرمایه‌گذاری را شناسایی کرده و در نتیجه هزینه مشارکت در بازار سهام را برای خانوارها کاهش داده و از این طریق احتمال مشارکت خانوارها را در بازار سهام افزایش دهند. نتایج پژوهش فوق نشان می‌دهد، هزینه‌های مرتبط با زمان صرف شده جهت جمع‌آوری و فهم اطلاعات در مورد بازار سرمایه برای سرمایه‌گذاران دارای توانایی بیشتر (مثلا تحصیلات بالاتر) و بالاخص برای سرمایه‌گذاران با دانش اقتصادی، کمتر است و در نتیجه احتمال مشارکت آن‌ها در بازار سرمایه بیشتر می‌باشد. همچنین احتمال مشارکت افراد در بازار سرمایه با افزایش درآمد غیرمالی، افزایش نرخ بازده بازار سهام و مشارکت در اوراق قرضه، افزایش می‌یابد.

### فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول) بین گزارش حسابر و نوسانات بازار سهام رابطه معناداری وجود دارد.  
فرضیه دوم) بحران مالی، بر اظهارنظر مشروط حسابر درباره ابهام تداوم فعالیت رابطه معناداری وجود دارد.  
فرضیه سوم) بحران مالی، بر اظهارنظر مشروط حسابر درباره سایر دلایل غیر از تداوم فعالیت رابطه معناداری وجود دارد.

### روش شناسی پژوهش

تحقیق حاضر درصدد بررسی اثر گزارش حسابر بر نوسانات بازار سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است، بنابراین روش تحقیق حاضر از نوع کاربردی است و تحقیق کاربردی، تحقیقی است که با استفاده از نتایج تحقیقات بنیادی به منظور بهبود و به کمال رساندن رفتارها، روشها، ابزارها، وسایل، تولیدات، ساختارها و الگوهای مورد استفاده جوامع انسانی انجام می‌شود و بخش‌های زیر شامل استفاده از این طرح کاربردی تحقیق حاضر خواهند شد.

### جامعه آماری

جامعه آماری این تحقیق کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند که از ابتدای سال ۱۳۹۳ لغایت تا پایان سال ۱۳۹۹ در بورس فعال بوده‌اند. برای انتخاب نمونه آماری مناسب که یک نماینده مناسبی برای جامعه آماری مورد نظر باشد از روش حذفی سیستماتیک استفاده شده است. برای این منظور ۵ معیار در نظر گرفته شده است. معیارهای مذکور عبارتند از:

۱. سال مالی شرکت‌های مورد بررسی منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
۲. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی و بانک‌ها و موسسات مالی و اعتباری نباشد.
۳. شرکت مورد نظر طی دوره پژوهش فعالیت مستمر داشته و سهام آن مورد معامله قرار گرفته باشد.
۴. شرکت مورد نظر از شرکت‌های صنعت نساجی نباشد.
۵. در دوره تحقیق تغییر سال مالی نداشته باشد.

بعد از مد نظر قرار گرفتن کلیه معیارهای بالا، تعداد نمونه مورد نظر به ۱۶۷ شرکت رسید.

### متغیرها و نحوه سنجش فرضیه‌ها

#### مدل تحقیق

رابطه (۱): برای آزمون فرضیه اول از مدل رگرسیونی زیر استفاده خواهیم کرد:

$$SRV_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 AO_{i,t} + \beta_2 INVREC_{i,t} + \beta_3 TLE_{i,t} + \beta_4 BIG_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 TURN_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه (۲) برای آزمون فرضیه دوم از مدل رگرسیونی زیر استفاده خواهیم کرد:

$$SRV_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 AO.GC_{i,t} + \beta_2 FC_{i,t} + \beta_3 (SRV * FC) + \beta_4 INVREC_{i,t} + \beta_5 TLE_{i,t} + \beta_6 BIG_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 TURN_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه (۳) برای آزمون فرضیه سوم از مدل رگرسیونی زیر استفاده خواهیم کرد:

$$SRV_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 AO.NGC_{i,t} + \beta_2 FC_{i,t} + \beta_3 (SRV * FC) + \beta_4 INVREC_{i,t} + \beta_5 TLE_{i,t} + \beta_6 BIG_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 TURN_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

#### متغیر مستقل

#### نوع گزارش مشروط حسابرس

$AO_{i,t}$ : نوع اظهار نظر حسابرس؛ و به صورت زیر بیان می گردد؛

$GC_{i,t}$ : در آزمون فرضیه دوم اگر بندی از بندهای گزارش حسابرس به دلیل ابهام در تداوم فعالیت منجر به گزارش

حسابرس مشروط شده باشد ۱ و در غیر این صورت صفر خواهد بود؛

$NGC_{i,t}$ : در آزمون فرضیه سوم نیز اگر بندی از بندهای گزارش حسابرس به دلایل دیگری به جز ابهام در تداوم

فعالیت منجر به گزارش مشروط شده باشد ۱ و در غیر این صورت صفر خواهد بود.

#### متغیر وابسته

$SRV$ : ارزش بازار سهام در پایان سال  $i$  برای شرکت  $i$

#### متغیر میانجی

$FC_{i,t}$ : بحران مالی که با استفاده از مدل آلتمن بدست آمده است:

$$Z_i = \alpha + \beta_1 WCTA + \beta_2 CACL + \beta_3 PBTA + \beta_4 TETA + \beta_5 STA + e$$

که در آن:

$Z$ : شاخص بحران مالی در هر شرکت  $i$

$WCTA$ : نسبت سرمایه در گردش به کل داراییها (نقدینگی)

$CACL$ : نسبت دارایی های جاری به بدهیهای جاری (نقدینگی)

$PBTA$ : نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل داراییها (سودآوری)

$TETA$ : نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی ها (مدیریت بدهی)



STA : نسبت فروش به کل دارایی ها (مدیریت دارایی)

متغیر مدل آلتمن را می توان براساس مدل ارائه شده زیر بدست آورد:

مدل "Z- score" به صورت زیر است:

$$Z = 1.2X_1 + 1.4X_2 + 3.3X_3 + 0.6X_4 + 0.999X_5$$

۱. سرمایه در گردش به کل دارایی ها

۲. سود یا زیان انباشته به کل دارایی ها

۳. سود قبل از بهره ومالیات به کل دارایی ها

۴. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری کل بدهی ها

۵. کل فروش به کل دارایی ها

در این مدل شرکت ها به ازای مقادیر کمتر از ۱/۸ برای Z، به عنوان ورشکسته و به ازای مقادیر بیشتر از ۲/۹۹ به عنوان غیر ورشکسته دسته بندی می شوند و برای مقادیر Z بین ۱/۸ و ۲/۹۹ دسته بندی خاصی صورت نمی گیرد (فیروزیان و همکاران، ۱۳۹۰).

**متغیرهای کنترلی:**

**LnAsset:** لگاریتم طبیعی کل دارایی ها

**CR:** نسبت جاری که از تقسیم دارایی های جاری بر بدهی های جاری حاصل می گردد؛

**MB:** ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بر کل حقوق صاحبان سهام می باشد

**LEV:** نسبت اهرمی در تحقیق حاضر است که نتیجه تقسیم بدهی های بلندمدت بر کل دارایی ها می باشد.

## آمار توصیفی

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

| نسبت<br>مجموع<br>فروش<br>به<br>مجموع<br>دارایی-<br>های<br>پایان<br>سال | نرخ<br>بازده<br>دارایی<br>ها | نوع<br>مؤسسه<br>حساب<br>رسی | نسبت<br>کل<br>بدهی-<br>ها به<br>سرمایه | نسبت<br>مجموع<br>موجودی<br>کالا و<br>حساب-<br>های<br>دریافتنی<br>به<br>کل<br>دارایی‌ها | متغیر<br>تعدیلی | بحران<br>مالی | اظهارنظ<br>ر<br>مشروط<br>حساب<br>رسی | نوع<br>اظهارنظ<br>ر<br>حساب<br>رسی<br>(سایر<br>دلایل<br>غیر از<br>تداوم) | نوع<br>اظهارنظ<br>ر<br>حساب<br>رسی<br>(تداوم<br>فعالیت) | نوسان<br>ات<br>قیمت<br>بازارس<br>هام | آمارتوصیفی      |
|------------------------------------------------------------------------|------------------------------|-----------------------------|----------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------|-----------------|---------------|--------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------|--------------------------------------|-----------------|
| 0.770<br>728                                                           | 0.130<br>185                 | 0.222<br>857                | 5.964<br>524                           | 0.59759<br>0                                                                           | 2.32<br>5496    | 0.80<br>3810  | 0.780<br>952                         | 0.780<br>952                                                             | 0.081<br>905                                            | 2.916<br>332                         | میانگین         |
| 0.701<br>428                                                           | 0.061<br>381                 | 0.000<br>000                | 3.654<br>899                           | 0.59127<br>5                                                                           | 0.69<br>0059    | 1.00<br>0000  | 1.000<br>000                         | 1.000<br>000                                                             | 0.000<br>000                                            | 1.336<br>657                         | میانه           |
| 4.769<br>258                                                           | 10.95<br>609                 | 1.000<br>000                | 58.38<br>230                           | 6.03139<br>1                                                                           | 45.2<br>4389    | 1.00<br>0000  | 1.000<br>000                         | 1.000<br>000                                                             | 1.000<br>000                                            | 45.24<br>389                         | بیشینه          |
| 0.000<br>000                                                           | -<br>5.698<br>046            | 0.000<br>000                | 0.235<br>235                           | 0.13295<br>3                                                                           | 0.00<br>0000    | 0.00<br>0000  | 0.000<br>000                         | 0.000<br>000                                                             | 0.000<br>000                                            | 0.001<br>579                         | کمینه           |
| 0.507<br>005                                                           | 0.746<br>947                 | 0.416<br>560                | 6.791<br>779                           | 0.29658<br>7                                                                           | 4.63<br>5175    | 0.39<br>7493  | 0.413<br>995                         | 0.413<br>995                                                             | 0.274<br>481                                            | 4.937<br>709                         | انحراف<br>معیار |

در جداول فوق برخی از مفاهیم آمار توصیفی متغیرها شامل میانگین، میانه، حداقل، حداکثر مشاهده ها به عنوان شاخص های مرکزی و انحراف معیار به عنوان شاخص پراکندگی و ضریب کشیدگی، ضریب چولگی به عنوان شاخص های توزیعی ارائه شده است. اصلی ترین شاخص مرکزی، میانگین است که بیانگر نقطه ی تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده ها است. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر به نوسانات قیمت بازار سهام برابر با ۲/۹۱۶ می باشد که نشان می دهد بیشتر داده ها حول این نقطه تمرکز یافته اند. میانه یکی دیگر از شاخص های مرکزی است که وضعیت جامعه را نشان می دهد. همان طور که نتایج نشان می دهد میانه متغیر اظهارنظر مشروط حسابرس برابر با ۱/۰۰۰ می باشد که بیانگر این است که نیمی از داده ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. انحراف معیار یکی از مهمترین پارامترهای پراکندگی است و معیاری برای میزان پراکندگی مشاهدات از میانگین است؛ مقدار این پارامتر برای متغیر انحراف معیار نوسانات قیمت بازار سهام برابر با ۴/۹۳۷ است.

## آزمون ناهمسانی واریانس

در این پژوهش برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس از آزمون بروش پاگان - کوک و ویسبرگ استفاده شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون آزمون بروش پاگان - کوک و ویسبرگ برای کشف ناهمسانی واریانس

| مدل | فرضیه صفر<br>(H <sub>0</sub> ) | آماره $\chi^2$ بروش<br>پاگان - کوک<br>و ویسبرگ | p-value | نتیجه آزمون                                              |
|-----|--------------------------------|------------------------------------------------|---------|----------------------------------------------------------|
| اول | واریانس ها<br>همسانند          | ۲۴,۸۷۵۴                                        | ۰,۰۰۱۴  | H <sub>0</sub> رد می شود (ناهمسانی<br>واریانس وجود دارد) |
| دوم | واریانس ها<br>همسانند          | ۱۹,۲۸۱۶                                        | ۰,۰۱۲۸  | H <sub>0</sub> رد می شود (ناهمسانی<br>واریانس وجود دارد) |
| سوم | واریانس ها<br>همسانند          | ۲۶,۸۳۳۸                                        | ۰,۰۰۰۶  | H <sub>0</sub> رد می شود (ناهمسانی<br>واریانس وجود دارد) |

بنابر نتایج حاصل از این آزمون که در جدول شماره (۲) آورده شده است، در تمامی مدل های پژوهش مشکل ناهمسانی واریانس وجود دارد (زیرا احتمال یا p-value محاسبه شده کوچکتر از ۰,۰۵ است)؛ بنابراین تخمین نهایی این مدل ها با استفاده از آزمون GLS صورت می گیرد تا فرض همسانی واریانس ها در تحلیل رگرسیون برقرار بماند و مشکل ناهمسانی واریانس ها به این ترتیب حل شود.

## آزمون F لیمر

جدول (۳): آزمون لیمر

| مدل | نوع آزمون    | نوع مدل | P-Value | درجه آزادی | مقدار آماره |
|-----|--------------|---------|---------|------------|-------------|
| اول | آزمون F لیمر | پانل    | ۰/۰۰۰   | ۱۶۶/۴۱۴    | F= ۱,۱۴۰۶۰  |
| دوم | آزمون F لیمر | پانل    | ۰/۰۱۹۶  | ۱۶۶/۴۱۴    | F= ۱,۲۱۰۶   |
| سوم | آزمون F لیمر | پانل    | ۰,۰۰۰۰  | ۱۶۶/۴۱۴    | F= ۱,۳۱۵۲   |

با توجه به شکل جدول فوق، چون Prob کوچکتر از ۰/۰۵ می باشد، فرض  $H_0$  مبنی بر پولینگ بودن داده ها رد می شود؛ بنابراین با توجه به آزمون لیمر، داده ها پانل می باشد حال باید آزمون هاسمن را انجام داد.

### آزمون هاسمن

جدول ۴. آزمون هاسمن

| نوع آزمون   | نوع مدل    | P-Value | درجه آزادی | مقدار آماره         |
|-------------|------------|---------|------------|---------------------|
| آزمون هاسمن | اثرات ثابت | ۰.۰۲۱۸  | ۸          | $\chi^2 = ۷.۴۴۳۲۱۰$ |
| آزمون هاسمن | اثرات ثابت | ۰.۰۰۰۰  | ۸          | $\chi^2 = ۶.۵۷۹۱$   |
| آزمون هاسمن | اثرات ثابت | ۰.۰۱۷۷  | ۸          | $\chi^2 = ۴.۴۱۶۵۹$  |

براساس نتایج حاصل از آزمون F لیمر در جدول (۴)، در برآورد مدل مربوط به فرضیه اول، با توجه به اینکه مقدار عددی این آزمون معادل (۱.۱۴۰۶) شده است و مقدار P-Value نیز در سطح اطمینان ۹۵٪ برابر با صفر شده است، به عبارتی  $P\text{-Value} < 0.05$  است، لذا فرضیه صفر مبنی بر پولینگ ۱ بودن مدل رد شده و فرضیه مقابل (پانل) پذیرفته می شود؛ بنابراین برای تمامی مقاطع مورد مطالعه (شرکت ها) می توان جهت برآورد مدل از روش پانل استفاده کرد. همچنین طبق نتایج حاصل از آزمون هاسمن برای فرضیه اول، با توجه به اینکه در ازاء  $\alpha = 0.05$ ، میزان آماره هاسمن برای مدل (۷.۴۴۳) شده است و از طرفی میزان  $P\text{-Value} < 0.05$  است، لذا فرضیه صفر رد می شود. رد فرضیه صفر ( $H_0$ ) نشان می دهد که روش اثرات تصادفی ناسازگار می باشد و بایستی از روش اثرات ثابت استفاده شود.

### نتایج آزمون مدل اول

جدول (۵). خلاصه نتایج آماری آزمون مدل اول

| متغیر وابسته (نوسانات بازار سهام)                                  | ضرایب     | انحراف معیار | آماره t   | سطح معناداری (sig) |
|--------------------------------------------------------------------|-----------|--------------|-----------|--------------------|
| C (عرض از مبدأ)                                                    | ۰.۰۶۸۹۶۱  | ۰.۰۵۵۳۲۴     | ۱.۲۴۶۴۹۳  | ۰.۲۱۳۶             |
| AO (اظهار نظر مشروط حسابرسان)                                      | ۰.۱۲۸۹۲۰  | ۰.۰۲۹۲۷۱     | ۴.۴۰۴۳۵۲  | ۰.۰۰۰۰             |
| INVREC (نسبت مجموع موجودی کالا و حسابهای دریافتنی به کل دارایی ها) | ۰.۰۰۹۶۱۹  | ۰.۰۰۳۳۶۴     | ۲.۸۵۹۰۲۷  | ۰.۴۶۲۰             |
| TLE (نسبت کل بدهی ها به سرمایه)                                    | -۰.۰۴۳۱۰۵ | ۰.۰۱۱۱۴۹     | -۳.۸۶۶۳۰۹ | ۱۱۲۴۰              |
| BIG (نوع موسسه حسابرسان)                                           | ۰.۰۰۵۵۵۳  | ۰.۰۰۱۰۳۹     | ۵.۳۴۴۶۰۳  | ۴۲۶۳۰              |
| ROA (رخ بازده دارایی ها)                                           | ۰.۰۰۳۳۸۸  | ۰.۰۰۰۵۰۲     | ۶.۷۵۴۶۲۶  | ۰.۰۰۰۰             |

|        |                      |                       |           |                                                      |
|--------|----------------------|-----------------------|-----------|------------------------------------------------------|
| ۰.۰۳۵۶ | -<br>۲.۱۱۱۵۵۸        | ۰.۰۰۷۹۰۸              | -۰.۰۱۶۶۹۹ | TURN (نسبت مجموع فروش به مجموع دارایی های پایان سال) |
| ۲.۰۸۰  | آماره دورین واتسن    | ۳۴.۷۴۴۳<br>(۰.۰۰۰۰۰۰) |           | آماره F فیشر (سطح معنی داری)                         |
| ۰.۸۹۸  | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰.۹۲۵                 |           | ضریب تعیین                                           |

قبل از آزمون فرضیه پژوهش براساس نتایج به دست آمده، باید از صحت نتایج اطمینان حاصل نمود. بدین منظور برای بررسی معناداری کل مدل از آزمون F استفاده گردید. با توجه به احتمال آماره F محاسبه شده (۰,۰۰۰)، می توان ادعا نمود که مدل رگرسیونی برازش شده معنادار است.

با توجه به ضریب تعیین مدل برازش شده می توان ادعا نمود، حدود ۹۲ درصد از تغییرات در متغیر وابسته مدل (نوسانات بازارسهم)، توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می شود.

ضریب برآوردی متغیر مستقل AO در جدول بالا نشان دهنده رابطه معنادار میان اظهارنظر مشروط حسابر و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۱ است؛ زیرا میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، کمتر از ۰,۰۱ بدست آمده است؛ بنابراین می توان گفت که بین اظهارنظر مشروط حسابر و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی INVREC در جدول بالا نشان دهنده عدم رابطه معنادار میان نسبت مجموع موجودی کالا و حسابهای دریافتی به کل دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۱ است. زیرا میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، بیشتر از ۰,۰۱ بدست آمده است. بنابراین می توان گفت که بین نسبت مجموع موجودی کالا و حسابهای دریافتی به کل دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود ندارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی TLE در جدول بالا نشان دهنده عدم رابطه معنادار میان نسبت کل بدهی ها به سرمایه و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۱ است. زیرا میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، بیشتر از ۰,۰۱ بدست آمده است. بنابراین می توان گفت که بین نسبت کل بدهی ها به سرمایه و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود ندارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی BIG در جدول بالا نشان دهنده عدم رابطه معنادار میان نوع موسسه حسابر و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۵ است. زیرا میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر کنترلی تحقیق، بیشتر از ۰,۰۵ بدست آمده است. ب؛ براین می توان گفت که بین نوع موسسه حسابر و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود ندارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی  $ROA$  در جدول بالا نشان‌دهنده رابطه معنادار میان نرخ بازده دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۱ است. زیرا میزان  $p$ -value محاسبه شده برای ضریب این متغیر کنترلی تحقیق، کمتر از ۰,۰۱ بدست آمده است. بنابراین می‌توان گفت که بین نرخ بازده دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی  $TURN$  در جدول بالا نشان‌دهنده عدم رابطه معنادار میان نسبت مجموع فروش به مجموع دارایی های پایان سال و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۵ است؛ زیرا میزان  $p$ -value محاسبه شده برای ضریب این متغیر کنترلی تحقیق، بیشتر از ۰,۰۵ بدست آمده است؛ بنابراین می‌توان گفت که بین نسبت مجموع فروش به مجموع دارایی های پایان سال و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطه معناداری وجود ندارد.

### نتایج آزمون مدل دوم

جدول (۶). خلاصه نتایج آماری آزمون مدل دوم

| متغیر وابسته (نوسانات بازارسهم)                                     | ضرایب     | انحراف معیار | آماره t   | سطح معناداری (sig) |
|---------------------------------------------------------------------|-----------|--------------|-----------|--------------------|
| C (عرض از مبدأ)                                                     | ۲.۹۴۱۸۱۸  | ۰.۱۴۷۹۰۵     | ۱۹.۸۸۹۸۶  | ۰.۰۰۰۰             |
| $AO.GC$ (اظهارنظر مشروط حسابرس براساس فرض تداوم فعالیت)             | -۰.۰۱۶۵۲۳ | ۰.۰۱۱۰۰۴     | -۱.۵۰۱۵۰۲ | ۰.۰۳۴۰             |
| $FC$ (بحران مالی)                                                   | -۲.۹۱۲۱۹۳ | ۰.۱۰۴۸۵۳     | -۲۷.۷۷۴۰۱ | ۰.۰۰۰۰             |
| $SRV * FC$ (متغیر تعدیلی)                                           | ۱.۰۰۰۰۱۴  | ۰.۰۰۰۱۳۱     | ۷۶۳۱.۲۱۷  | ۰.۰۰۰۰             |
| $INVREC$ (نسبت مجموع موجودی کالا و حسابهای دریافتی به کل دارایی ها) | -۰.۰۷۶۳۴۵ | ۰.۰۴۹۴۸۲     | -۱.۵۴۲۸۷۹ | ۰.۱۲۳۶             |
| $TLE$ (نسبت کل بدهی ها به سرمایه)                                   | ۰.۰۰۱۹۳۸  | ۰.۰۰۱۳۱۲     | ۱.۴۷۷۳۰۴  | ۰.۱۴۰۴             |
| $BIG$ (نوع موسسه حسابرسی)                                           | ۰.۰۹۲۲۷۶  | ۰.۱۶۱۴۴۱     | ۰.۵۷۱۵۸۱  | ۰.۵۶۷۹             |
| $ROA$ (نرخ بازده دارایی ها)                                         | -۰.۰۷۵۰۳۵ | ۰.۰۱۲۸۳۳     | -۵.۸۴۶۸۴۱ | ۰.۰۰۰۰             |
| $TURN$ (نسبت مجموع فروش به مجموع دارایی های پایان سال)              | ۰.۰۱۸۷۵۲  | ۰.۰۰۳۲۰۵     | ۵۸۵۰.۲۲۹  | ۰.۰۰۰۰             |

|                              |                        |                      |       |
|------------------------------|------------------------|----------------------|-------|
| آماره F فیشر (سطح معنی داری) | ۳۹۳۳۱.۵۲<br>(۰.۰۰۰۰۰۰) | آماره دورین واتسن    | ۲.۲۶۱ |
| ضریب تعیین                   | ۰.۸۷۹                  | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰.۷۵۹ |

قبل از آزمون فرضیه پژوهش براساس نتایج به دست آمده، باید از صحت نتایج اطمینان حاصل نمود. بدین منظور برای بررسی معناداری کل مدل از آزمون F استفاده گردید. با توجه به احتمال آماره F محاسبه شده (۰,۰۰۰)، می توان ادعا نمود که مدل رگرسیونی برازش شده معنادار است.

با توجه به ضریب تعیین مدل برازش شده می توان ادعا نمود، حدود ۸۷ درصد از تغییرات در متغیر وابسته مدل (نوسانات بازارسهم)، توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می شود.

ضریب برآوردی متغیر مستقل  $AO.GC$  در جدول بالا نشان دهنده رابطه معنادار میان اظهارنظر مشروط حسابر با فرض تداوم فعالیت و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۵ است. زی؛ میزان  $p$ -value محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، کمتر از ۰,۰۵ بدست آمده است. بن؛ این می توان گفت که بین اظهارنظر مشروط حسابر با فرض تداوم فعالیت و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطه معناداری وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر  $FC$  در جدول بالا نشان دهنده رابطه معنادار میان بحران مالی و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۱ است. ؛ را میزان  $p$ -value محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، کمتر از ۰,۰۱ بدست آمده است. ؛ ابراین می توان گفت که بین بحران مالی و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی  $SRV * FC$  در جدول بالا نشان دهنده رابطه معنادار میان نسبت مجموع موجودی کالا و حسابهای دریافتی به کل دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۱ است. زیر؛ میزان  $p$ -value محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، کمتر از ۰,۰۱ بدست آمده است. بنا؛ این می توان گفت که بین نسبت مجموع موجودی کالا و حسابهای دریافتی به کل دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی  $INVREC$  در جدول بالا نشان دهنده عدم رابطه معنادار میان نسبت مجموع موجودی کالا و حسابهای دریافتی به کل دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۱ است. زیرا؛ یزان  $p$ -value محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، بیشتر از ۰,۰۱ بدست آمده است. بناب؛ ین می توان گفت که بین نسبت مجموع موجودی کالا و حسابهای دریافتی به کل دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطه معناداری وجود ندارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی  $TLE$  در جدول بالا نشان دهنده عدم رابطه معنادار میان نسبت کل بدهی ها به سرمایه و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۵ است. ز؛ ا میزان  $p$ -value محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق،

بیشتر از ۰,۰۵ بدست آمده است. ب؛ براین می توان گفت که بین نسبت کل بدهی ها به سرمایه و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطه معناداری وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی *BIG* در جدول بالا نشان دهنده عدم رابطه معنادار میان نوع موسسه حسابرسی و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۵ است. ز؛ ا میزان *p-value* محاسبه شده برای ضریب این متغیر کنترلی تحقیق، بیشتر از ۰,۰۵ بدست آمده است. ب؛ براین می توان گفت که بین نوع موسسه حسابرسی و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطه معناداری وجود ندارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی *ROA* در جدول بالا نشان دهنده رابطه معنادار میان نرخ بازده دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۱ است. ز؛ ا میزان *p-value* محاسبه شده برای ضریب این متغیر کنترلی تحقیق، کمتر از ۰,۰۱ بدست آمده است. ب؛ براین می توان گفت که بین نرخ بازده دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی *TURN* در جدول بالا نشان دهنده رابطه معنادار میان نسبت مجموع فروش به مجموع دارایی های پایان سال و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۵ است؛ زیرا میزان *p-value* محاسبه شده برای ضریب این متغیر کنترلی تحقیق، کمتر از ۰,۰۵ بدست آمده است؛ بنابراین می توان گفت که بین نسبت مجموع فروش به مجموع دارایی های پایان سال و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطه معناداری وجود دارد.

### نتایج آزمون مدل سوم

جدول (۷). خلاصه نتایج آماری آزمون مدل سوم

| متغیر وابسته (نوسانات بازارسهم)                                           | ضرایب     | انحراف معیار | آماره t   | سطح معناداری (sig) |
|---------------------------------------------------------------------------|-----------|--------------|-----------|--------------------|
| C (عرض از مبدأ)                                                           | ۲.۹۴۱۸۱۸  | ۰.۱۴۷۹۰۵     | ۱۹.۸۸۹۸۶  | ۰.۰۰۰۰             |
| <i>AO.NGC</i> (اظهارنظر مشروط حسابرسان بر اساس فرض تداوم فعالیت)          | -۰.۰۱۶۵۲۳ | ۰.۰۱۱۰۰۴     | -۱.۵۰۱۵۰۲ | ۰.۰۴۵۰             |
| <i>FC</i> (بحران مالی)                                                    | -۲.۹۱۲۱۹۳ | ۰.۱۰۴۸۵۳     | -۲۷.۷۷۴۰۱ | ۰.۰۰۰۰             |
| <i>SRV * FC</i> (متغیر تعدیلی)                                            | ۱.۰۰۰۰۱۴  | ۰.۰۰۰۱۳۱     | ۷۶۳۱.۲۱۷  | ۰.۰۰۰۰             |
| <i>INVREC</i> (نسبت مجموع موجودی کالا و حسابهای دریافتنی به کل دارایی ها) | -۰.۰۷۶۳۴۵ | ۰.۰۴۹۴۸۲     | -۱.۵۴۲۸۷۹ | ۰.۲۱۲۵             |
| <i>TLE</i> (نسبت کل بدهی ها به سرمایه)                                    | ۰.۰۰۱۹۳۸  | ۰.۰۰۱۳۱۲     | ۱.۴۷۷۳۰۴  | ۰.۱۲۴۵             |



|        |                      |          |                        |                                                      |
|--------|----------------------|----------|------------------------|------------------------------------------------------|
| ۰.۴۳۵۶ | ۰.۵۷۱۵۸۱             | ۰.۱۶۱۴۴۱ | ۰.۰۹۲۲۷۶               | <i>BIG</i> (نوع موسسه حسابرسی)                       |
| ۰.۰۰۰۰ | -۵.۸۴۶۸۴۱            | ۰.۰۱۲۸۳۳ | -۰.۰۷۵۰۳۵              | <i>ROA</i> ( نرخ بازده دارایی ها)                    |
| ۰.۰۰۰۰ | ۵.۸۵۰۲۲۹             | ۰.۰۰۳۲۰۵ | ۰.۰۱۸۷۵۲               | TURN (نسبت مجموع فروش به مجموع دارایی های پایان سال) |
| ۲.۰۰۸  | آماره دوریین واتسن   |          | ۳۹۳۳۱.۵۲<br>(۰.۰۰۰۰۰۰) | آماره F فیشر (سطح معنی داری)                         |
| ۰.۷۰۹  | ضریب تعیین تعدیل شده |          | ۰.۸۲۹                  | ضریب تعیین                                           |

قبل از آزمون فرضیه پژوهش براساس نتایج به دست آمده، باید از صحت نتایج اطمینان حاصل نمود. بدین منظور برای بررسی معناداری کل مدل از آزمون F استفاده گردید. با توجه به احتمال آماره F محاسبه شده (۰,۰۰۰)، می توان ادعا نمود که مدل رگرسیونی برازش شده معنادار است.

با توجه به ضریب تعیین مدل برازش شده می توان ادعا نمود، حدود ۸۲ درصد از تغییرات در متغیر وابسته مدل (نوسانات بازارسهم)، توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می شود.

ضریب برآوردی متغیر مستقل NGC در جدول بالا نشان دهنده رابطه معنادار میان اظهارنظر مشروط حسابر و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۵ است؛ زیرا میزان *p-value* محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، کمتر از ۰,۰۵ بدست آمده است؛ بنابراین می توان گفت که بین اظهارنظر مشروط حسابر و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطه معناداری وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر *FC* در جدول بالا نشان دهنده رابطه معنادار میان بحران مالی و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۱ است.؛ را میزان *p-value* محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، کمتر از ۰,۰۱ بدست آمده است.؛ ابراین می توان گفت که بین بحران مالی و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی *SRV \* FC* در جدول بالا نشان دهنده رابطه معنادار میان نسبت مجموع موجودی کالا و حسابهای دریافتی به کل دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۱ است. زیرا؛ میزان *p-value* محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، کمتر از ۰,۰۱ بدست آمده است. بنا؛ این می توان گفت که بین نسبت مجموع موجودی کالا و حسابهای دریافتی به کل دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی *INVREC* در جدول بالا نشان دهنده عدم رابطه معنادار میان نسبت مجموع موجودی کالا و حسابهای دریافتی به کل دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۱ است. زیرا؛ میزان *p-value* محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، بیشتر از ۰,۰۱ بدست آمده است. بناب؛ ین می توان گفت که بین نسبت مجموع

موجودی کالا و حسابهای دریافتی به کل دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود ندارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی *TLE* در جدول بالا نشان‌دهنده عدم رابطه معنادار میان نسبت کل بدهی ها به سرمایه و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۵ است. ز؛ میزان *p-value* محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، بیشتر از ۰,۰۵ بدست آمده است. ب؛ براین می‌توان گفت که بین نسبت کل بدهی ها به سرمایه و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود ندارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی *BIG* در جدول بالا نشان‌دهنده عدم رابطه معنادار میان نوع موسسه حسابرسی و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۵ است. ز؛ میزان *p-value* محاسبه شده برای ضریب این متغیر کنترلی تحقیق، بیشتر از ۰,۰۵ بدست آمده است. ب؛ براین می‌توان گفت که بین نوع موسسه حسابرسی و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود ندارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی *ROA* در جدول بالا نشان‌دهنده رابطه معنادار میان نرخ بازده دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۱ است. ز؛ میزان *p-value* محاسبه شده برای ضریب این متغیر کنترلی تحقیق، کمتر از ۰,۰۱ بدست آمده است. ب؛ براین می‌توان گفت که بین نرخ بازده دارایی ها و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود دارد.

ضریب برآوردی متغیر کنترلی *TURN* در جدول بالا نشان‌دهنده رابطه معنادار میان نسبت مجموع فروش به مجموع دارایی های پایان سال و نوسانات بازارسهم در سطح خطای ۰,۰۱ است؛ زیرا میزان *p-value* محاسبه شده برای ضریب این متغیر کنترلی تحقیق، کمتر از ۰,۰۱ بدست آمده است؛ بنابراین می‌توان گفت که بین نسبت مجموع فروش به مجموع دارایی های پایان سال و نوسانات بازارسهم در سطح اطمینان ۹۹٪ رابطه معناداری وجود دارد.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادات

تاثیر اظهار نظر حسابرسان بر نوسان بازار سهام به هم راستایی نظریه حسابرس با نظر سهامداران و سرمایه گذاران بستگی دارد. در صورتی که نظر حسابرس با نظر سهامداران و سرمایه گذاران متفاوت باشد با توجه به دسترسی رسمی حسابرس به اطلاعات درون سازمانی (*Inside Information*) نظریه وی مورد واکنش سهامداران قرار می‌گیرد.

تحقیقات تجربی انجام شده درباره شروط حسابرسی به دو گروه تقسیم می‌گردند یک گروه فرایند تصمیم‌گیری حسابرس را برای رسیدن به گزارش مقبول مورد مطالعه قرار می‌دهد و گروه دیگر تاثیر گزارشهای مشروط به گروههای استفاده کننده را بررسی می‌نماید.

نظرات حسابرس ممکن است با ارزیابی های قبلی بازار همسو باشد و اطلاعاتی را منعکس کند که بازار سهام از آنها مطلع است، در آن صورت نمی‌توان شروط حسابرسی را بر رفتار اقتصادی چندان موثر دانست.

در حالت عکس، در صورتی که اظهار نظر حسابرس حاوی اطلاعاتی باشد که بازار از آنها آگاهی نداشته باشد، نظیر پیش بینی نقدینگی یا وضعیت عملکرد آتی یا سایر برنامه های مدیران، در آن صورت بازار با توجه به جهت مثبت یا منفی اطلاعات واکنش مثبت یا منفی نشان خواهد داد. تحقیق خانم دکتر ساندرا کریزل فلیک در سال ۱۹۸۸ نشان می دهد که اظهار نظر مبنی بر عدم تداوم فعالیت توسط حسابرس در حالی که بازار انتظار آن را نداشته باعث واکنش قیمت سهام شده است. همین نوع اظهار نظر در صورتی که بازار انتظار آن را داشته باشد واکنش قیمت سهام نگردیده است. به طور کلی اظهار نظر درباره نبود تداوم فعالیت یک نوع پیشگویی است که بر تصمیمات استفاده کنندگان از اطلاعات تأثیر می گذارد عبارت ساده تر وقتی گزارش حسابرس احتمال فقدان تداوم فعالیت شرکتی را بیان نماید. این اظهار نظر به گونه ای در ارزیابی بازار و تلقی سرمایه گذاران اثر می گذارد و باعث تسریع مراحل توقف عملیات شرکت می شود. در این زمینه پیش بینی حسابرس مزید بر علت می شود و به واقعیت می پیوندد. بطور خلاصه وظیفه حسابرس در افشای حقایق از یک سو و احتمال تأثیر نامطلوب این اقشار از سوی دیگر در برابر بوده که در تحقیقات گروه اول (فرایند تصمیم گیری) جنبه های مختلف مورد مطالعه قرار گرفته است.

تاکنون تحقیقات متعددی در خصوص متعددی وجود محتوای اطلاعاتی بندهای شرط حسابرسی برای سهامداران انجام گرفته است اما روش های متفاوت اجرای تحقیق و مشکلات مربوط به آن نظیر (تاریخ اعلان عمومی، اندازه نمونه)، اثرات رویدادها همزمان با انتشار گزارش حسابرسی و تداخل احتمالی سایر اطلاعات افشاء شده، تفاوت های موجود در گزارشگری و روش های حسابداری و حسابرسی و محیط های آنها، سبب نتایج متفاوت شده و نمی توان حکم قاطعی مبنی بر واکنش مشخص قیمت سهام صادر کرد. در تحقیق حاضر نیز سعی شده است که آیا بین اظهار نظر مشروط حسابرس و نوسانات بازار سهام در شرکت های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معناداری وجود دارد یا خیر؟ یعنی محیطی کاملاً متفاوت با محیط های قبلی انجام گیرد.

## منابع

۱. «در تأثیر گزارشهای حسابرسی بر قیمت سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، یعقوبی منش، سارا، رساله کارشناسی ارشد حسابداری، تهران، دانشگاه علامه طباطبائی، بهار ۱۳۸۱، فصل های اول و دوم.
۲. ابونوری، اسمعیل و محمدرضا عبداللهی. "ارتباط بازارهای سهام ایران، آمریکا، ترکیه و مالزی در یک مدل گارچ چند متغیره"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۴، صص ۶۱-۷۹.
۳. پور حیدری، امید؛ سلیمانی امیری، غلامرضا و صفاجو، محسن (۱۳۸۴). "بررسی میزان ارتباط سود و ارزش دفتری با ارزش بازار سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، بررسی های حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۲، ۱۹-۳.
۴. جعفر عبدی، اکبر و غلامرضا کشاورز حداد. بررسی ارتباط میان بازارهای سهام تهران و دبی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، تیرماه ۱۳۸۹.

۵. دستگیر، محسن و خدادادی، ولی. (۱۳۸۶). "آزمون ساختار خطی اطلاعات در مدل اولسن"، بررسی های حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۸، ۶۲-۴۳.
۶. شفیعی سعیده، صبوری دیلمی محمد حسین، بهمن و اسفند ۱۳۸۸، "بررسی میزان اثرپذیری متغیرهای کلان اقتصاد ایران از بحران مالی جهانی"، بررسی های بازرگانی، شماره ۳۹.
۷. عزیزی، فیروزه. (۱۳۸۳). آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی. شماره ۱۱ و ۱۲.
۸. علی نیکخواه آزاد و ویدا مجتهدزاده، «حوزه مسئولیت حسابرسان مستقل از دیدگاه استفاده کنندگان خدمات حسابرسی»، بررسی های حسابداری حسابرسی سال هفتم شاره ۲۷/۲۶ دانشکده علوم اداری دانشگاه تهران بهار ۱۳۷۸، صفحه ۱۷ و ۱۸.
۹. فخاری، حسین و طاهری، عصمت السادات. (۱۳۸۹). بررسی رابطه سرمایه گذاران نهادی و نوسان پذیری بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشهای حسابداری مالی. دوره ۲. شماره ۴. صص ۱۵۹-۱۷۲.
۱۰. قالیباف اصل، حسن و نادری، معصومه (۱۳۸۵)، "بررسی واکنش بیش از اندازه سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به اطلاعات و اخبار منتشره در شرایط رکود و رونق"، تحقیقات مالی: ۹۷-۱۱۲.
۱۱. کاشی، منصور؛ روشن، رضا و دنیائی، محمد. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط علی و همزمان بازده سهام، حجم معاملات و نوسان بازده بورس اوراق بهادار تهران: کاربردی از مدل های چندگانه. مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. شماره ۱۷.
۱۲. کشاورز حداد، غلامرضا و بابایی، آرش. (۱۳۸۷). بررسی تلاطم بازده سهام در بورس تهران با استفاده از داده های پانل و مدل گارچ. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شریف. دانشکده مدیریت و اقتصاد.
۱۳. مشایخ، شهناز و حراف عموقین، نسیم. (۱۳۹۰). رابطه اندازه شرکت با نوسانات بازده سهام در شرایط مختلف بازار. پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی. دوره ۳. شماره ۱۱. صص ۶۹-۸۶.
۱۴. مشایخی، بیتا و منتی، وحید. (۱۳۹۲). بررسی عوامل موثر بر نوسان پذیری سود. فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی. سال ۵. شماره ۲۰. صص ۶۶-۸۹.
۱۵. نظیفی نائینی، مینو؛ فتاحی، شهرام و صمدی، سعید. (۱۳۹۱). مدل سازی و پیش بینی نوسانات بازار سهام با استفاده از مدل انتقالی گارچ مارکوف. فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی. شماره ۹. صص ۱۱۷-۱۴۱.
۱۶. ورزین وش، اسداله؛ شکوری، حامد و قاضی عسگر، محمدرضا. (۱۳۸۸). بررسی بازدهی سهام و تورم در ایران، رویکرد مارکوف سوئیچینگ. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه تهران.

17. Agca, S & Mansi, S. (2008). Managerial ownership, takeover defences and debt financing. *Journal of financial research*, vol 31. No 2, pp 85-112
18. Bernile, G, Kogan, S, & Sulaeman, J. (2012). Do exposure and disclosure affect ownership structure and stock returns? Available at [www.ssrn.com](http://www.ssrn.com).
19. Bugshan, T, (2005). Corporate Governance, Earnings Management and the Information Content of accounting Earnings: Theoretical Model and Empirical Tests, Dissertation, Bond University. Australia. Available at: [www.Proquest.com](http://www.Proquest.com)
20. Cremers, K & Nair, V. (2005). Governance mechanisms and equity prices. *The journal of finance*, vol 60, pp 2059-2094
21. Danghui, L, Quang, N, Peter, K & Steven, X. (2010). Large foreign ownership and firm-level stock return volatility in emerging markets. *Journal of financial and quantitative analysis*, working paper version.
22. Erickson, J, Park, Y, Reising, J & Shin, H. (2005). Board composition and firm value under concentrated ownership: the Canadian evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, No 13, pp 387-410
23. Ferreira, M & Laux, P. (2005). Corporate governance, idiosyncratic risk, and information flow. *Journal of finance*, vol 62. No 2, pp 951-989
24. Gedajlovic, E, Shapiro, D. (2002). Ownership structure and firm profitability in Japan. *Academy of Management Journal*. Vol 45. No 2, pp 565-575
25. Gompers, P, Ishii, J & Metrick, A. (2003). Corporate governance and equity prices. *Quarterly journal of economics*, vol 118, pp 107-155
26. Graham, J, Li, S & Qiu, J. (2011). Managerial attribute and executive compensation. *Review of financial studies*. August.
27. Hairul Azlan Annuar, Hafiz Majdi Abdul Rashid, (2015), "An investigation of the control role and effectiveness of independent non-executive directors in Malaysian public listed companies", *Managerial Auditing Journal*, Vol. 30 Iss 6/7 pp. 582-609 <http://dx.doi.org/10.1108/MAJ-09-2013-0936>.
28. Iwasaki, I. (2008). The Determinants of board composition in a transforming economy: evidence from Russia. *Journal of Corporate Finance*, Vol 14. pp 532-549
29. Jackling, B, & Johl, S. (2009). Board structure and firm performance: Evidence from India's top companies corporate governance: an international review. No 17, pp 492-509
30. Kakabadse, N, Andrew K & Kouzmin, A. (2001). Board governance and company performance: any correlations?, *Corporate Governance* 1, pp 24-30
31. Kapopoulos, P, & S. Lazareton, (2007), corporate ownership structure and firm performance, corporate governance: an international review, No2, pp144-158
32. Khaled, A, Zakaria, S. (2014). The effect of ownership structure on share price volatility of listed companies in Amman stock exchange. *Research journal of finance and accounting*. Vol 5. No 6
33. Li, H, John, S, Jahera, Jr & Yost, K. (2012). Corporate risk and corporate governance: another view. The current issue and full text archive of this journal is available at [www.emeraldinsight.com/0307-4358.htm](http://www.emeraldinsight.com/0307-4358.htm)
34. Limpan, F & Lipman, L. (2006). Corporate Governance best Practices: Strategies for public, private and Not-for-Profit organizations. John Wiley & Sons, Inc, Hoboken. New Jersey.

35. Scott, W, Moeller, S, Fredrik, P & Chad, J. (2009). Ownership structure and turget returns. Journal of corporate finance. Vol 15, pp 48-65
36. Wahla, K, Alishah, S& Hussain, Z. (2012). Impact of ownership structure on firm performance evidence from Non-Financial listed companies at Karachi stock exchange. International research journal of finance and economics. Issue 84
37. William, P, John, S & Jahara, Jr. (1986). The relation between returns, ownership structure and market value. Journal of financia; research. Vol 9, pp 171-177

# Investigating the impact of the auditor's conditional report on stock market fluctuations in companies listed on the Tehran Stock Exchange

Hossein Shafi'i<sup>1</sup>

Mosayeb Salari<sup>2</sup>

Date of Receipt: 2022/05/22 Date of Issue: 2022/07/10

## Abstract

The existence of reliable financial information is a necessity for the survival of today's society, and economic decision-making requires reliable and reliable information, and the role of auditing is to give credit to financial statements, which ensures the desirability of presenting the reliability of financial statements. The purpose of the research is to investigate the impact of conditional audit reports on stock market price fluctuations. Therefore, in this direction, three hypotheses were formulated to explain the effect of the above relationship. For this purpose, the data related to the companies admitted to the Tehran Stock Exchange for the period 1388 to 1392 were collected and the regression model of the combined data was used to test the hypotheses. The results of the research showed that there is a significant effect of the auditor's conditional opinion with stock market fluctuations. Also, the second hypothesis expresses a conditional statement with the assumption of continuity of activity with fluctuations indicating a significant impact with fluctuations. The third hypothesis of the research indicates a significant effect between the conditional audit opinion and the assumption of other reasons other than business continuity with stock market price fluctuations.

## Keywords

Auditor's opinion, stock market fluctuations, financial crisis

1. Assistant Professor of Accounting Department, Sirjan Branch, Islamic Azad University, Sirjan, Iran (corresponding author: hossein.shafii@gmail.com).

2. Senior Expert of Accounting Department, Sirjan Branch, Islamic Azad University, Sirjan, Iran. (eh.salari2014@gmail.com)