



Paper Type: Original Article



Market Reaction to Auditor Reappointment

Sadeqh Habibi¹, Hamed Arad^{2,*} ¹ Department of Accounting, Shafaq Institute of Higher Education, Tonekabon, Iran.² Department of Accounting, Lahijan Branch, Islamic Azad University, Lahijan, Iran; hamedarad.edu@gmail.com.

Citation:

Habibi, S., & Arad, H. (2025). Market reaction to auditor reappointment. *Strategic studies in financial management and insurance*, 2(2), 141-161.

Received: 12/03/2025

Reviewed: 06/05/2025

Revised: 22/05/2025

Accepted: 28/07/2025

Abstract

Purpose: Auditing plays a vital role in capital markets. According to signaling theory, the role of audit reports is to provide information to the capital market. On the other hand, the continuity of auditors' activities calls into question the issue of their independence. The reappointment of auditors can send a negative signal to the market, and the market's inference of the auditor's continued presence may have a negative reaction. Accordingly, the present study seeks to understand the market's response to the reappointment of auditors.

Methodology: For this purpose, data from 101 listed companies collected during the years 2008 to 2023 were tested through regression models.

Findings: The results of our study show that the capital market shows an adverse reaction to the reappointment of auditors due to abnormal returns, and in this regard, the reaction differs between large and small companies. On the other hand, our results show that the capital market does not show a negative response to the reappointment of the auditor with respect to the stock price, but the reaction to large and small companies differs. The results also showed that the capital market shows a negative response to the reappointment of the auditor based on Tobin's Q, and the reaction to large and small companies differs.

Originality/Value: The present study is original and innovative in several ways. First, in the Iranian auditing and financial literature, there has been less attention to examining the capital market's reaction to the reappointment of the auditor, and existing studies have focused more on the qualitative role of the audit or the change of auditor. Second, this study has attempted to measure the market reaction from several angles by using various indicators, including abnormal stock returns, stock prices, and Tobin's Q index, which provides a more comprehensive analysis.

Keywords: Market reaction, Reappointment, Abnormal returns, Stock prices.



Corresponding Author: hamedarad.edu@gmail.com

<https://doi.org/10.22105/ssfmi.v2i2.80>

Licensee. **Strategic Studies in Financial Management and Insurance**. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>).



واکنش بازار در برابر انتصاب مجدد حسابرس

صادق حبیبی^۱، حامد آزاد^۲

^۱ گروه حسابداری، موسسه آموزش عالی شفق، تنکابن، ایران.

^۲ گروه حسابداری، واحد لاهیجان، دانشگاه آزاد اسلامی، لاهیجان، ایران.

چکیده

هدف: حسابرسی، در بازارهای سرمایه نقش حیاتی ایفا می‌کند. بر اساس تئوری سیگنالینگ، نقش گزارش‌های حسابرسی، اطلاعات دهنده‌گی به بازار سرمایه است. از طرفی، تداوم فعالیت حسابرسان مساله استقلال آن‌ها را زیر سوال می‌برد. انتصاب مجدد حسابرسان، می‌تواند برای بازار یک سیگنال منفی را ارسال نماید و استنباط بازار به تداوم حضور حسابرس، یک واکنش منفی را دربرداشته باشد. بر این اساس، در پژوهش حاضر به دنبال درک واکنش بازار به انتصاب مجدد حسابرسان است.

روش‌شناسی پژوهش: به این منظور داده‌های ۱۰۱ شرکت بورسی طی سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۴۰۲ جمع‌آوری از طریق مدل‌های رگرسیونی مورد آزمون قرار گرفت.

یافته‌ها: نتایج بررسی ما نشان می‌دهد بازار سرمایه نسبت به انتصاب مجدد حسابرس، با توجه به بازده غیرعادی یک واکنش منفی از خود نشان می‌دهد و در این رابطه واکنش در برابر شرکت‌های بزرگ و کوچک تفاوت دارد. از طرفی نتایج ما نشان می‌دهد بازار سرمایه نسبت به انتصاب مجدد حسابرس با توجه به قیمت سهام، یک واکنش منفی از خود نشان نمی‌دهد اما واکنش در برابر شرکت‌های بزرگ و کوچک تفاوت دارد. همچنین نتایج نشان داد بازار سرمایه نسبت به انتصاب مجدد حسابرس، یک واکنش منفی بر اساس کیوتوبین از خود نشان می‌دهد و واکنش در برابر شرکت‌های بزرگ و کوچک تفاوت دارد.

اصالت/ارزش افزوده علمی: پژوهش حاضر از چند جهت دارای اصالت و نوآوری است. نخست، در ادبیات حسابرسی و مالی ایران، کمتر به بررسی واکنش بازار سرمایه نسبت به انتصاب مجدد حسابرس پرداخته شده و مطالعات موجود بیشتر بر نقش کیفی حسابرسی یا تغییر حسابرس تمرکز داشته‌اند. دوم، این پژوهش با بهره‌گیری از شاخص‌های مختلف از جمله بازده غیرعادی سهام، قیمت سهام و شاخص کیوتوبین تلاش کرده است تا واکنش بازار را از چند زاویه موردسنجش قرار دهد که این امر تحلیل جامع‌تری را فراهم می‌سازد.

کلیدواژه‌ها: واکنش بازار، انتصاب مجدد، بازده غیرعادی، قیمت سهام.

۱- مقدمه

تغییرات حسابرس شامل تجدید انتصاب حسابرس، تغییر حسابرس و انتخاب حسابرس جدید در سال‌های اخیر موردتوجه پژوهشگران آکادمیک قرار گرفته است [1]. این یک رویداد شرکتی بااهمیت است که با روابط بنیادین میان حسابرسان و شرکت و همچنین سهامداران را منعکس می‌کند. چنین روابطی به‌طور تنگاتنگ با چرایی (دلیل) استقلال حسابرسان در عمل و مسئولیت‌های قانونی حسابرس در قبال سهامداران در ارتباط است. عمده بررسی‌های پیشین در بازار سرمایه آمریکا حول عوامل موثر بر تغییر حسابرسان و فرآیند انتخاب حسابرس جدید و واکنش بازار و کسب‌وکار

را به اطلاع‌رسانی عمومی درباره تغییر حسابرسان را نشان داده‌اند. بیاتی و فیرنلی [2] شواهد و قرائنی از انگلیس درباره انتخاب حسابرس ارائه کردند. تغییرات اختیاری و غیراختیاری حسابرسی می‌تواند به دلایل متعددی باشد، اما هر چه که است، تصور بر این است حسابرس و صاحبکار بر اساس مفاد و چانه‌زنی بر سر کار جدید و تداوم رابطه با یکدیگر به نتیجه مشترک می‌رسند. استعفای حسابرس می‌تواند منجر به وخامت اوضاع در روابط مدیریت صاحبکار و حسابرسان شود و این می‌تواند منجر به دوام احساسی ناخوشایند در بازار کسب‌وکار ایجاد نماید. دامن زدن به حس بی‌اعتمادی بازار به استعفای و برکناری حسابرسی دیدگاهی منفی ایجاد خواهد نمود، زیرا برای یک حسابرس استعفا دادن بدون دلیل موجه بسیار هزینه‌بر تمام خواهد شد، به‌ویژه در زمانی که تیم حسابرسی پیش از پرداخت‌های حق‌الزحمه، به صاحبکار تخفیف داده باشد.

در چنین شرایطی کار حسابرس شبیه فداکاری و گذشت و صرف‌نظر کردن از بخشی از درآمدها و عایدات خاص است تا از نگرانی‌هایش بابت هم‌دست شناخته شدن با شرکت رهایی یابد. این نگرانی‌ها می‌توانند ناشی از بی‌اعتمادی به کیفیت اطلاعات حسابداری باشد؛ اطلاعاتی که مدیریت موسسه اقدام به انتشار آن‌ها می‌کند. برای مدیران و سرپرستان نیز برکنار کردن حسابرس اقدامی هزینه‌بر و پرچالش است. برآورد هزینه برکناری حسابرس برای شرکت بسیار دشوار است؛ چرا که معمولاً حقوق و مزایای حسابرس جدید بیش از حسابرس قبلی خواهد بود. افزون بر این، باید هزینه‌های جست‌وجو و انتخاب حسابرس جایگزین در پایان دوره زمانی را نیز در نظر گرفت. انتخاب تیم حسابرسی جدید و شفاف‌سازی اطلاعات در بدو ورود برای آن‌ها علاوه بر زمان‌بر بودن، کاری است که هیأت‌مدیره چندان رغبتی به انجام آن از خود نشان نمی‌دهد. حسابرس جدید همچنین هزینه‌هایی ناخوشایند به صاحبکار (موسسه) تحمل می‌کنند تا طرح اولیه حسابرسی و دسترسی به اسناد و سیستم کنترلی را عملی سازند. البته در صورتی که حسابرس این هزینه‌ها را به‌عنوان نوعی سرمایه‌گذاری بلندمدت در شرکت تلقی کند، آن‌ها را در ابتدای کار از موسسه طرف قرارداد مطالبه نمی‌کند یا در آینده از طریق ارتقای جایگاه خود در آن موسسه جبران خواهد کرد. علی‌رغم همه این هزینه‌ها و دشواری‌ها، موسسات و شرکت‌ها اقدام به برکناری حسابرسان خود می‌کنند. یک حسابرس می‌تواند با استعفای زود هنگام خود از برکنار شدن مصون بماند. حسابرس همچنین می‌تواند با نادیده انگاشته شدن توسط کارفرما مقابله کرده و رودرو شود یا با نوشتن استعفا، وجهه و اعتبار کاری خود را حفظ کند. در صورت بروز برخی وضعیت‌ها چه از سوی موسسه حسابرسی و چه شرکت طرف قرارداد، حسابرس با دریافت حقوق و مزایای کامل خود مجبور به استعفا می‌شود [1].

یکی از مشکلات و خیمی که در رابطه بین حسابرس و هیأت‌مدیره شرکت رخ می‌دهد بروز بی‌اعتمادی‌های ناشی از نگرانی شرکت درباره رفتن حسابرس می‌باشد. در چنین شرایطی، استعفای حسابرس به‌عنوان نشانه‌ای از وجود مشکل اساسی در وضعیت مالی یا زیرساخت‌های اقتصادی شرکت تلقی می‌شود. حتی در مواردی که حسابرس به اجبار مدیریت مجبور به استعفا شود، این اقدام برای هر دو طرف هزینه‌بر بوده و معمولاً جدی گرفته می‌شود. حتی در مواردی که حسابرس از سوی مدیریت وادار به استعفا می‌شود این کار برای هر دو طرف ماجرایی هزینه‌بر است و معمولاً جدی گرفته می‌شود. از سوی دیگر، ممکن است شرکت به دلیل نارضایتی از کیفیت کار یا سطح هزینه‌های انجام‌شده، حسابرس را برکنار کند. با این حال، غیرمعمول است که شرکتی اجازه دهد وجهه و اعتبارش توسط یک حسابرس آسیب ببیند. گاهی حسابرس نیز برای رهایی از نادیده گرفته شدن توسط شرکت، استعفا می‌دهد. در چنین مواردی، مدیران و سرپرستان شرکت معمولاً با ارایه توضیحات و عوامل مشوق تلاش می‌کنند اطمینان یابند که شرکت و ذی‌نفعان در جریان دلایل استعفای حسابرس قرار گرفته‌اند. از آنجایی که وقتی که نوع اخیر استعفا در مطالعات ما به چشم نخورد؛ ما این‌طور می‌پنداریم که رقابت بین موسسات حسابرسی تعداد مواردی را که این موسسات مسئول جبران هزینه نادیده گرفته شدن حسابرس به خاطر عدم حسن انجام کار می‌باشند، کاهش داده است. این امر به‌ویژه با احترام کافی قابل شدن برای موسسات مندرج در لیست موسسه حسابرسی امکان‌پذیر است [1].

بر این اساس در این پژوهش به دنبال پاسخ به این سوال‌ها هستیم که بازار در برابر انتصاب مجدد حسابرسان از خود چه واکنشی نشان می‌دهد؟ و نحوه اثرگذاری این موضوع بر در نظر داشتن شرکت‌های بزرگ و کوچک چگونه است؟

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- واکنش بازار

شواهد تجربی بسیاری از وجود همبستگی بین انتشار اطلاعات سود حسابداری و تغییرات قیمت سهام حمایت می‌کند، اما همان‌طور که جفه و همکاران [3] گزارش کرده‌اند، سود می‌تواند تنها بخشی از تغییرات بازده سهام را در تاریخ اعلان سود، توضیح دهد. در نتیجه تحقیقات حسابداری،

الگوهای دیگری را کشف کرده است که با استفاده از منابع اطلاعات غیر از صورت‌های مالی هم می‌تواند تغییرات بازده سهام را توضیح دهد. یکی از منابع اطلاعات گزارش حسابرسی است.

دلایل اصلی تاثیر گزارش حسابرسی بر قیمت سهام عبارت‌اند از:

۱. گزارش حسابرسی حاوی بند توضیحی مربوط به تداوم فعالیت شرکت مورد رسیدگی، می‌تواند حاوی اطلاعات مهمی درباره وضعیت حیات و ممات شرکت باشد. حسابرس به اطلاعات محرمانه شرکت از جمله اطلاعات پیش‌بینی‌شده و طرح‌های آتی مدیریت، دسترسی دارد. این اطلاعات در تصمیم‌گیری حسابرس بی‌تاثیر نیست، در نتیجه گزارش حسابرسی همواره بخشی از اطلاعات محرمانه را انعکاس می‌دهد؛ گزارش حسابرسی حاوی بند توضیحی مربوط به تداوم فعالیت شرکت تا حدودی تابع اطلاعات در دسترس عموم هم هست و در نتیجه محتوای این نوع گزارش، قبل از انتشار قابل پیش‌بینی است.
 ۲. گزارش حسابرسی ممکن است حاوی اطلاعاتی باشد که برآورد جریان‌های نقد آتی یا ریسک این جریان‌ها تاثیر بگذارد. اطلاعاتی که بتواند موجب تجدیدنظر در این دو جز (مبلغ و ریسک جریان نقد آتی) شود، اطلاعات مربوط است و می‌تواند موجب تغییر قیمت سهام شود.
- هریون و همکاران [4] در الگوی نظری که از واکنش بازار به گزارش حسابرسی مشروط طراحی کرده‌اند، نشان داده‌اند بازار به بندهای شرط قابل اجتناب و غیرقابل اجتناب، واکنش متفاوتی از خود بروز می‌دهد. واکنش بازار به گزارش حسابرسی مشروط قابل اجتناب که مدیریت می‌تواند با اعمال اصلاح پیشنهادی حسابرس از صدور چنین گزارشی پیش‌گیری کند، می‌تواند مثبت یا منفی باشد؛ اما انتظار بر این است که واکنش بازار در مقابل صدور گزارش حسابرسی مشروط غیرقابل اجتناب، منفی باشد.

اولین رویکرد در مطالعه محتوای اطلاعاتی اظهارنظر حسابرس، رویکرد بازار سرمایه است. این بخش از پژوهش مربوط بودن اظهارنظر حسابرس از طریق تحلیل واکنش مستقیم یا غیرمستقیم بازار سرمایه به اظهارنظر حسابرس را مورد مطالعه قرار می‌دهد. جگادیش و لیونات [5]، وجود همبستگی بین اطلاعات سود حسابداری و تغییرات قیمت سهام را تایید نموده‌اند. باین وجود همان‌گونه که جفه و همکاران [3] نشان دادند؛ سود تنها بخشی از تغییرات در بازده را در تاریخ اعلام سود توضیح می‌دهد. از این رو، درصد آن برآمدند تا با افزودن مدل‌هایی با سایر اطلاعات مالی و غیرمالی، اثر آن اطلاعات را بر تغییرات بازده یا قیمت سهام بررسی نمایند. در این میان، گزارش‌های حسابرسی می‌تواند به‌عنوان یک منبع اطلاعاتی، منجر به تغییر در شاخص‌های بازار شود [6]. هسو و همکاران [7] تاثیر نوع گزارش حسابرس بر رفتار قیمت سهم شرکت‌ها را در کشور تایوان مورد بررسی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که انتشار گزارش حسابرسی غیرمقبول برای سرمایه‌گذاران بازده منفی ایجاد می‌کند؛ بنابراین، آن‌ها نتیجه گرفتند که نوع گزارش حسابرسی بر رفتار قیمت سهام تاثیر دارد و به سرمایه‌گذاران توصیه کردند که از خرید سهام با بازده منفی خودداری کنند؛ زیرا گزارش حسابرسی آن‌ها غیرمقبول است.

۲-۲- انتصاب مجدد

محصول استراتژیک حسابرسی صورت‌های مالی برای ذینفعان، ایجاد اعتماد نسبت به اطلاعات مالی ارایه‌شده توسط شرکت‌ها است. در دنیای نامطمئن کنونی، از حساب‌رسان شرکت‌ها انتظار می‌رود تا با ارایه خدمات حرفه‌ای خود استفاده‌کنندگان را از نحوه ارایه وضعیت و عملکرد مالی مطلع نمایند و آرامشی نسبی را برایشان با کاهش عدم اطمینان نسبت به ادعاهای مدیریت فراهم کنند؛ بنابراین، می‌توان گفت که علاوه بر نقش اقتصادی حسابرسی شاهد تاثیر اجتماعی و روان‌شناختی آن نیز می‌باشیم.

افزایش شمار و پیچیدگی قوانین گزارشگری مالی و حسابداری، اختلاف‌نظر بین حساب‌رسان و صاحب‌کاران را افزایش می‌دهد. از این رو انتقادهایی وجود دارد مبنی بر این که افزایش تغییر حسابرس در سال‌های اخیر، موجب تشدید اختلاف‌نظرهای مذکور شده است و به توانایی حسابرس در ایفاء نقش مهم اعتباردهی به صورت‌های مالی صدمه می‌زند. بر این اساس استدلال می‌شود که تغییر حسابرس باعث کاهش کیفیت حسابرسی و در نتیجه بی‌اعتبار شدن صورت‌های مالی می‌شود. به همین دلیل برخی مقامات قانون‌گذار نگران این هستند که افزایش فراوانی تغییر حسابرس، اعتماد استفاده‌کنندگان را به گزارشگری مالی (و نه فقط به صورت‌های مالی شرکت‌های تغییردهنده حسابرس) کاهش دهد.

از طرفی در مقابل استدلال می‌شود که تغییر دوره‌ای حسابرس موجب افزایش استقلال و کیفیت حسابرسی می‌گردد. چون این موضوع، تضادی قابل‌اعتنا در حوزه نظری حسابرسی ایجاد می‌کند؛ بنابراین، بررسی تاثیر پدیده تغییر موسسات حسابرسی بر کیفیت کار آن‌ها از اهمیت خاصی برخوردار است.

بحران مالی جهان و پی‌آمدهای مخربی که بر اقتصاد بین‌المللی گذاشته است، بازهم ضمن طرح دوباره این پرسش که حسابرسان کجا بودند، وظایف جدیدی بر دوش حسابرسان نهاد. از ابتدای دهه نخست هزاره جدید و در پی رسوایی مالی انرون و در پی آن رسوایی و انحلال موسسه حسابرسی بسیار بزرگ آرتور اندرسون تا بحران بزرگ مالی ۲۰۰۸ و رسوایی‌های مالی متعاقب آن، شرایط تازه‌ای در محیط فعالیت حسابرسان ایجاد شد و توقع عمومی انجام وظایفی است که از حسابرسان انتظار دارند. از همین رو، محیط قانونی جدید برای فعالیت حسابرسان پدید آمد، یا در انتظار ایجاد است. تحقیقات متعددی در ایران و جهان در زمینه تغییر موسسات حسابرسی و تاثیر این عامل و عوامل متعدد دیگر بر کیفیت حسابرسی صورت گرفته است که برخی تحقیقات مزبور به شرح زیر می‌باشند.

بررسی تغییر حسابرسان از نظر تاثیری که بر استقلال حسابرسان دارد، حایز اهمیت است. بنا به اعتقاد کناپ و الیکای [8] تغییر حسابرسان شرکت‌ها، اغلب باعث می‌شود اعتماد سرمایه‌گذاران به قابلیت اتکای صورت‌های مالی کاهش یابد، به‌خصوص اگر رویداد تغییر حسابرسان همراه با بار معنایی منفی، اخبار ناخوشایند و تردید در رابطه با حسابرس جایگزین باشد. کاهش اعتماد استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی نه تنها منجر به ناکامی از دستیابی به اهداف حسابرسی می‌شود، بلکه موجب افت اعتبار فرآیند حسابرسی در ابعاد کلان خواهد شد.

به‌علاوه این امر می‌تواند مانع تخصیص بهینه سرمایه در بازار اوراق بهادار و افزایش هزینه‌های سرمایه‌ای و تامین مالی شود. در حال حاضر بسیاری از واحدهای انتفاعی و دستگاه‌های دولتی از خدمات حسابرسی استفاده می‌کنند. با مشاهده این وضعیت می‌توان استنباط کرد که خدمات حسابرسی از سوی دریافت‌کنندگان آن، بازارش محسوب می‌شود. شواهد نشان می‌دهد که در دو دهه ۱۸۸۰ و ۱۸۹۰ میلادی، واحدهای اقتصادی فعال در کشور آمریکا به‌صورت داوطلبانه از خدمات حسابرسان استفاده می‌کرده‌اند و این به‌خودی‌خود گویای این واقعیت است که از دیدگاه دریافت‌کنندگان خدمات حسابرسی، ارزش این خدمات و منافع متصور بر اجرای آن به‌مراتب بیشتر از مخارج آن است. در ارتباط با تحقیقاتی که پیرامون عوامل تغییر حسابرس انجام شده، می‌توان به عامل حق‌الزحمه حسابرس اشاره کرد که توسط پونگ و ویتینگتن [9] در انگلستان انجام و تایید شده است. هم‌چنین تحقیق دیگری توسط جانسون و لایز [10] انجام و عامل نوع اظهارنظر حسابرسی بر روی تغییر حسابرس آزمون و تایید شده است و بالاخره تحقیقی که توسط وو و کو [9] انجام شده، یک رابطه مثبت بین تغییر مدیریت شرکت‌ها و تغییر حسابرسان آن‌ها را نشان می‌دهد.

با توجه به تاثیری که تغییر حسابرسان در استقلال آن‌ها دارد، این پدیده به‌عنوان موضوع مهمی در تحقیقات دانشگاهی مطرح شده است. استقلال سنگ زیربنای حرفه حسابرسی است و واضح است که از بین رفتن سنگ زیربنای هر حرفه‌ای باعث رکود و از بین رفتن آن حرفه می‌شود؛ بنابراین، آشنایی با مفهوم و ادبیات استقلال حسابرسان و عوامل تاثیرگذار بر آن اهمیت فراوانی دارد. فرانسیس و ویلسون [10] بیان می‌کنند که فرآیند تغییر حسابرس به دو مرحله تقسیم می‌شود زیرا دلایل مربوط به کنارگذاری حسابرس قبلی ممکن است ربطی به معیارهای خاص مورد استفاده در تغییر حسابرس جدید نداشته باشد. از نظر آنان در مرحله اول، شرکت تصمیم به تغییر حسابرس می‌گیرد و در مرحله بعد، حسابرس جدید را انتخاب می‌کند [11].

از طرف دیگر، چن و همکاران [12] معتقدند به‌طورکلی انتخاب حسابرس یک تصمیم اقتصادی است "صاحبکار خدمات حسابرس را در سطح کیفیت مورد انتظار خود با کمترین هزینه از فروشنده (حسابرس) می‌خرد و تغییر حسابرس پاسخی به تغییر در مقدار و نوع خدمات مورد نیاز صاحبکار است". از نظر دیویدسون و همکاران [13] انتخاب موسسه حسابرسی برای حیات شرکت‌های سهامی تصمیم‌گیری مهمی محسوب می‌شود و تصمیم برای تغییر حسابرسان نباید به‌سادگی انجام و بی‌اهمیت تلقی شود. کناپ و الیکای [8] معتقدند که افزایش تغییر حسابرس به توانایی حسابرس در ایفای نقش مهم اعتباردهی به صورت‌های مالی صدمه می‌زند. خزانه‌داری آمریکا [16] بیان می‌کند که تغییرات حسابرسان به‌شدت در حال افزایش است و هنوز هم اجباری برای افشای دلیل تغییر وجود ندارد و یا اگر که وجود دارد کافی نیست؛ بنابراین، لازم است که کمیسیون بورس اوراق بهادار همه شرکت‌های آمریکایی را ملزم کند که دلایل تغییر حسابرس خود را افشا کنند.

بررسی سوابق در کشور ایران در این زمینه نشان می‌دهد که فرآیند تغییر حسابرسان مستقل در سال‌های گذشته به دلیل محدود بودن حسابرسی توسط چند موسسه بزرگ از جمله موسسه حسابرسی صنایع ملی و سازمان برنامه، موسسه حسابرسی بنیاد مستضعفان و موسسه حسابرسی شاهد به شکل مدون و رسمی و در غالب مفاد قانونی وجود نداشت و فقط گروه‌های حسابرسی مسئول اجرای تعدادی از کارهای خاص، با نظر مدیران موسسه تغییر می‌کرد. در سال ۱۳۶۶ سازمان حسابرسی با ادغام این موسسه‌ها تشکیل شد. در سازمان حسابرسی به دلیل تنوع و تعدد صاحب‌کاران و به منظور اعمال کنترل و بررسی بیشتر، گروه‌های حسابرسی مسئول اجرای کار در دوره‌های زمانی با میانگین سه سال تغییر می‌یابند. این جابجایی ممکن است مسئولیت انجام حسابرسی یک شرکت را از یک مدیر سلب و به مدیر دیگری در داخل آن سازمان محول کند؛ بنابراین، فرآیند تغییر صرفاً بین گروه‌های مختلف در درون سازمان حسابرسی انجام می‌شود و در زمره مقررات تغییر حسابرس، آن‌گونه که در سایر کشورها مدنظر است قرار نمی‌گیرد؛ اما در نهایت با تصویب دستورالعمل موسسه‌های حسابرسی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار در هشتم مرداد ۱۳۸۶ توسط شورای عالی بورس و اوراق بهادار، تغییر منظم حسابرس مستقل در دوره زمانی چهارساله الزامی شد و تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و سایر اشخاص تحت نظارت سازمان بورس و اوراق بهادار موظف به رعایت آن شدند.

۱-۲-۲- دلایل تغییر

درواقع، حامیان تغییر اجباری حسابرسان بر این عقیده هستند که حسابرسان بعد از حضور طولانی مدت در کنار یک صاحب‌کار، به دلیل وابستگی‌های اقتصادی انگیزه بیشتری برای حفظ صاحب‌کار و پذیرش دیدگاه‌ها و خواسته‌های وی خواهند داشت که این امر استقلال آن‌ها را مخدوش می‌کند. به اعتقاد آن‌ها دوره تصدی طولانی باعث ایجاد یک سری روابط عاطفی می‌شود تا حدی که احساس وظیفه‌شناسی یا وفاداری در حسابرسان ایجاد می‌کند و بدین ترتیب، استقلال آن‌ها را به خطر می‌اندازد. مخالفان تغییر اجباری، شاید این دیدگاه را تایید کنند اما آنان اعتقاد دارند مخارج اجرا و اعمال این قانون بیش از منافع آن است. از طرفی، آن‌ها استدلال می‌کنند که عوامل دیگری نظیر نیاز به حفظ اعتبار و شهرت و ترس از طرح دعوای حقوقی علیه آن‌ها وجود دارد که حسابرسان را وادار به حفظ استقلال می‌کند [14].

چنین تصور می‌شود که شرکت‌ها بعد از دریافت گزارش تعدیل‌شده حسابرسی، حسابرس خود را تغییر می‌دهند که این الزاما با کاهش کیفیت حسابرسی همراه است. به همین دلیل، پژوهش‌های زیادی در این زمینه انجام شده و پژوهشگران به نتایج مختلفی دست یافته‌اند. چاو و رایس [15] در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که بندهای توضیحی گزارش حسابرسی اثر منفی بر روی قیمت سهم دارد. افزون بر این، اظهارنظر حسابرس و بندهای توضیحی بر تغییر حسابرس اثر مثبت داشته و شرکت‌ها تمایل دارند پس از دریافت اظهارنظر مشروط، حسابرسان خود را تغییر دهند، به امید اینکه حسابرس دیگر اظهارنظر بهتری ارایه کند. همچنین، راکو و همکاران [16] معتقدند که ممکن است یک صاحب‌کار به منظور نظارت بیشتر بر گزارش‌های مدیریتی و در اختیار قرار دادن این گزارش‌ها به اشخاص ثالث، از حسابرسان با تخصص بیشتری استفاده کند و ترسی از نوع گزارش حسابرسی نداشته باشند، درحالی که صاحب‌کاران دیگری نیز وجود دارند که به دنبال حسابرسانی هستند که به رویه‌های حسابداری و سایر ویژگی‌های حسابداری آن‌ها نظر مساعدتری داشته و گزارش خود را در رابطه با این موضوعات تعدیل نمی‌کنند. پژوهشگرانی همچون جانسون و لایز [10]، لینوکس [18]، وو و کو [9] و هودیپ و کوک [19] در پژوهش‌های خود به این نتیجه رسیدند که احتمال تغییر حسابرسان به دنبال صدور اظهارنظر مشروط افزایش می‌یابد. ولی پژوهشگران دیگری چون اسمیت [20] تفاوتی بین اظهارنظر حسابرس قبلی و حسابرس جانشین پیدا نکردند.

از سوی دیگر، کریشان و استفان [21]، ناگی [22]، چن و ژانگ [23] و کریشان و همکاران [24] در پژوهش‌های خود به این نتیجه رسیدند که شرکت‌هایی که حسابرسان خود را تغییر می‌دهند حسابرس جانشین و حسابرس قبلی به یک اندازه سیاست‌های محافظه‌کارانه را به کار می‌برند در نتیجه، کیفیت حسابرسی لطمه نمی‌بیند و الزاما این شرکت‌ها بعد از تغییر حسابرس اظهارنظر مقبول دریافت نمی‌کنند.

در این پژوهش تغییر حسابرس شامل هر نوع تغییر حسابرس از جمله تغییر از سازمان حسابرسی به موسسه‌های حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی ایران، تغییر از یک موسسه حسابرسی بزرگ به یک موسسه حسابرسی کوچک و بالعکس است. همچنین، در این پژوهش، مشابه پژوهش لین و لیو [25]، خواجهی و زارع [26] و مهدوی و محمدی [27] موسسه‌های حسابرسی بر اساس میزان درآمد آن‌ها به موسسه‌های بزرگ و کوچک تقسیم‌بندی شده‌اند.

۳- پیشینه پژوهش

مطالعات تجربی قبلی تفکیکی بین تغییرات حسابرسان ناشی از اقدامات صاحب‌کار و یا ناشی از تصمیم شخص حسابرسان قایل نشده است. در پژوهش فعلی نیز بر اخبار و حوادث مربوط به رویداد مهمی چون استعفای حسابرسان تمرکز نکرده است، زیرا خود حسابرسان از انگشت‌نما شدن در شبکه‌های اطلاع‌رسانی مورد کاربرد عموم پرهیز دارند. بیشتر پژوهش‌ها حکایت از واکنش منفی بازار و کسب‌وکار نسبت به تغییر حسابرسان دارند و برخی نویسندگان نیز چنین نظر می‌دهند که تغییر تا استعفای حسابرسان خودبه‌خود حاوی پیامی ناخوشایند درباره شرکت و موسسه مربوطه است [1].

برخی دیگر به روابط درون موسسه اشاره کرده و این‌طور بیان می‌دارند که اگر مدیریت، حسابرسان موسسه خود را تغییر دهد، به حسابرسان جدید دیده اهمیت کمتری نگاه می‌شود و استقلال عمل حسابرسان در ذهن سرمایه‌گذاران زیر سوال می‌رود. بر طبق تفکر حاکم بر موسسه و اساسنامه شرکت، قصد مدیریت از تغییر حسابرسان، بزرگ‌نمایی خدمات ارائه‌شده توسط شرکت در مقابل دارایی‌های سهامداران است. دیوید سون و گریبین [28] بیان کردند که در بازار دادوستد و سهام نگاه‌ها و واکنش‌ها به تغییر حسابرسان منفی است؛ زیرا که از آن به‌عنوان یک رویداد مدیریتی در جهت استحکام بخشیدن به شرکت و سلطه مدیر نگرسته می‌شود. شواهد موجود درباره واکنش بازار سرمایه آمریکا به تغییر حسابرسان، نتایجی درهم‌آمیخته ارائه می‌دهد. در بسیاری از مطالعات پیشین، تفکیک روشنی میان واکنش به استعفای حسابرسان، نادیده‌گرفته‌شدن او توسط شرکت و یا برکناری‌اش صورت نگرفته است. باین‌حال، برخی نتایج مثبت تغییر حسابرسان را می‌توان با دلایلی همچون تمایل متقابل طرفین پس از رسیدن حسابرسان به مرحله رشد و بلوغ حرفه‌ای، یا تمایل شرکت به همکاری با موسسه‌ای جدید و قابل‌اعتمادتر، توضیح داد.

فرید و شیف [29] واکنش‌های منفی بازار را به استعفای ۴۸ نفر حسابرسان در فاصله سال‌های ۱۹۷۲ تا ۱۹۷۵ گزارش می‌دهند و درعین حال نتوانستند دلیل و انگیزه این رفتارها و واکنش‌ها را ارائه دهند. دیوید سون و گریبین [28] واکنش‌های بازار را به استعفا و تغییر حسابرسان درباره ۳۶ مورد در فاصله سال‌های ۱۹۸۳ تا ۱۹۹۳ مورد دقت نظر قرار داده و دریافتند که حتی در صورت صدور بیانیه رسمی بابت تغییر حسابرسان باز هم واکنش‌ها و بازخوردهای منفی نسبت به این موضوع وجود دارد. به‌عنوان یک نتیجه‌گیری آن‌ها این‌طور تبیین کردند که نسبت به دلایل و انگیزه‌های مدیریت درباره تغییر حسابرسان همیشه بدبینی و بی‌اعتمادی وجود دارد. شواهد و قرائنی منحصربه‌فرد توسط اسمیت و نیکولز [30] ارائه شده است که هیچ واکنش مشخصی نسبت به استعفا یا تغییر حسابرسانی در مورد ۵۱ نفر حسابرسان در فاصله سال‌های ۱۹۷۳ تا ۱۹۷۹ مشاهده نشده است. در مورد مشابهی جانسون و لیز [17] تعداد ۱۹۴ فقره استعفای خودخواسته و اختیاری حسابرسان را در فاصله ۱۹۷۵ تا ۱۹۷۸ مورد بررسی قرار داده و دریافتند که به‌صورت سیستماتیک و سازمانی، بازخورد و واکنشی غیرعادی نسبت به تغییر حسابرسان رخ نداده است و نیز در همان دوران چنین نتیجه‌گیری شد که تغییر حسابرسان اطلاعات ناچیزی را درباره قیمت‌گذاری اسرار و اسناد محرمانه شرکت در اختیار قرار می‌دهد. این پژوهش بر پایه مواردی بنا شده است که در آن‌ها حسابرسان به‌طور شفاف به اداره یا موسسه اطلاع می‌دهد که در حال استعفا می‌باشد. این اطلاع‌رسانی باعث می‌شود که شرکت توانایی بالقوه (پتانسیل) آن را بیابد که واکنشی معقول‌تر و شفاف‌تر به تغییر حسابرسان از خود نشان دهد چراکه احتمال وخامت رابطه بین مدیر و حسابرسان همیشه وجود دارد.

بر اساس قانون شرکت‌های بریتانیا حسابرسان بیرون از مجموعه یک شرکت استعفا دهند، بایستی هرگونه موضوعی را که توجه سهامداران و بستانکاران را به جهت خاصی هدایت می‌کند، به آن‌ها هشدار دهند. استعفای حسابرسان و تغییرات متعاقب آن، اتفاقاتی آگاهی‌بخش و حاوی اطلاعات مفیدی از امور شرکتی می‌باشند. استعفا از اداره یا دفتر کار نشانه‌ای پرهیز برای حرفه حسابرسانی تلقی می‌شود؛ به‌ویژه وقتی که طرف مشاوره آن یک شرکت سهامی باشد. تجزیه و تحلیل ما بر روی داده‌های روزانه چنین بیان می‌کنند که در تاریخ نگارش استعفانامه واکنشی منفی به آن وجود دارد؛ هرچند تعداد اندکی از حسابرسان چنین بیان کرده‌اند که مشکلاتی وجود داشته که سهامداران و بستانکاران می‌بایست از آن‌ها باخبر می‌شدند. این موضوع موجب حمایت از قانون الزامی بودن اطلاع‌رسانی عمومی درباره استعفای حسابرسان گردید. ما همچنین دریافتیم که میزان واکنش کسب‌وکار در روز استعفا به اندازه یا مقدار اهمیت حسابرسان مستعفی بستگی دارد.

دان و همکاران [1] در بررسی واکنش بازار به انتصاب مجدد حسابرسان با بررسی ۸۸ شرکت به این نتیجه رسیدند که بازار به انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی نشان می‌دهد.

۴- روش پژوهش

۴-۱- جامعه آماری

هر بخش از جامعه آماری را نمونه گویند که خصوصیات و ویژگی غالب اعضای جامعه آماری را دارا می‌باشد و درواقع معرف جامعه می‌باشد و نتایج حاصل از مطالعه آن قابل تعمیم به کل جامعه می‌باشد. صرف نظر از اینکه استفاده از چه روش‌های آمار استنباطی موردنظر است، در صورتی که نمونه نماینده واقعی جامعه نباشد، پیش‌بینی دقیق و صحیح در مورد پارامترهای جامعه امکان نخواهد داشت [31].

اغلب جهت نمونه‌گیری از روش سیستماتیک استفاده می‌شود. در این روش ابتدا شرایطی برای انتخاب نمونه تعریف می‌شود و سپس نمونه‌ای فاقد شرایط مذکور از نمونه حذف می‌گردد؛ اما با توجه به روش و فرضیات تحقیق می‌توان ضوابطی را جهت اعمال در نمونه‌گیری تعریف نمود. از این جهت روش نمونه‌گیری این تحقیق، روش حذف سیستماتیک است. جامعه آماری این تحقیق کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۷ الی ۱۴۰۲ است که واجد شرایط ذیل بوده‌اند.

با قید محدودیت‌های زیر برای جامعه آماری و تعدیل آن، نمونه آماری مشخص می‌گردد. نمونه انتخابی این تحقیق شامل شرکت‌هایی می‌شود که دارای شرایط زیر باشند:

اطلاعات مالی حسابرسی شده هر یک از شرکت‌های موجود می‌باشد.

۱. سال مالی منتهی به پایان اسفندماه هر سال باشد.
۲. شرکت در طول دوره پژوهش تغییر سال مالی نداده است.
۳. شرکت‌هایی که در طی دوره ۱۳۸۷ تا ۱۴۰۲ در بورس فعال باشند (وقفه بیش از سه ماه نداشته باشد).
۴. جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری نباشد.

۴-۲- مدل و متغیرهای پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های این تحقیق از مدل مطالعه دان و همکاران [1] استفاده شده است.

مدل تجربی تحقیق حاضر به شرح زیر است:

$$ABR_{it} = \alpha_0 + b_1 ARS_{it} + b_2 A_u SIZE_{it} + b_3 A_u TYPE_{it-1} + b_4 A_u Risk_{it} + b_5 Growth_{it} + b_6 LEV_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر وابسته

واکنش بازار به انتصاب مجدد حسابرس است که از طریق بازده غیرعادی سهام محاسبه شده است.

ABR_{it} = برابر است با بازده غیرعادی سهام.

متغیر مستقل

ARS = اگر حسابرس در سال پژوهش، مجدداً انتصاب شده باشد (۱) و در صورت تغییر آن (۰).

$A_u size$ = اگر حسابرس سازمان حسابرسی و موسسات گروه الف باشد (۱) و در غیر این صورت (۰).

$A_u TYPE$ = اگر اظهارنظر سال قبل حسابرس تعدیل نشده باشد (۱) و در صورت صدور نظر تعدیل شده (۰).

A_{it} Risk برابر است با نسبت حق الزحمه حسابرسان به گردش دارایی‌ها که اگر انتخاب برای مشاهدات بالای عدد میانه باشد (۱) و در غیر این صورت (۰).

$Growth$ برابر است با تغییرات در دارایی‌های ثابت شرکت صاحب‌کار.

LEV برابر است با جمع بدهی‌ها تقسیم بر جمع دارایی‌ها.

Σ_{i2t} برابر است با مغایر خطای مدل.

برای محاسبه بازده غیرعادی که از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به دست آمده به شرح زیر است:

$$\Delta R_{i,t} = r_{i,t} - E(r)_{i,t},$$

که

$\Delta R_{i,t}$: بازده غیرعادی سهم i در زمان t است.

$r_{i,t}$: بازده واقعی سهم i در زمان t است.

$E(r)_{i,t}$: بازده مورد انتظار سهم i در زمان t است.

هر یک از متغیرهای بازده غیرعادی که از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به دست آمده به شرح زیر است:

$$r_{i,t} = \frac{P_1 - P_0 + dir}{P_0},$$

که

P_1 : قیمت سهام در پایان دوره مالی.

P_0 : قیمت سهام در ابتدای دوره مالی.

Div_0 : سود سهام به دست آمده دوره قبل.

و $E(r)_{i,t}$ به صورت مقابل محاسبه می‌گردد:

$$E(r)_{i,t} = r_f + \beta_i(r_m - r_f),$$

که

$E(r)_{i,t}$: بازده مورد انتظار سهم i در زمان t است.

r_f : بازده بدون ریسک است.

β_i : ریسک سیستماتیک سهم i است.

r_m : بازدهی بازار.

۲: صرف ریسک است.

۵- یافته‌های پژوهش

در این پژوهش به بررسی واکنش بازار سهام به انتصاب مجدد حسابرس پرداختیم. در این فصل داده‌ها و اطلاعات به‌دست آمده با استفاده از روش‌ها و مدل‌های آماری مناسب تجزیه و تحلیل می‌شود. در پژوهش‌های علمی، تجزیه و تحلیل داده‌های آماری جمع‌آوری شده از نمونه‌های آماری، مرحله مهمی از تحقیق تلقی می‌شود؛ به علت اینکه محقق در این مرحله به نتیجه نهایی خواهد رسید؛ یعنی با استفاده از یک روش تحقیق، داده‌ها تجزیه و تحلیل و فرضیه آزمون و در نهایت نتیجه‌گیری برای گزارش انجام خواهد شد. در این فصل، اطلاعات مربوط به ۱۰۱ شرکت نمونه در دوره زمانی ۱۶ ساله از ۱۴۰۲-۱۳۸۷ تجزیه و تحلیل قرار گرفته تا ارتباط بین متغیرها برای آزمون فرضیه تحقیق بررسی شود. در این فصل ابتدا برای تحلیل داده‌ها از روش‌های آمار توصیفی استفاده می‌شود. در ادامه، آزمون نرمال بودن متغیر وابسته مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای تجزیه و تحلیل مدل به صورت داده‌های ادغام شده از تحلیل پنلی استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که برای تجزیه و تحلیل داده‌های آماری از نرم‌افزار *Eviews 10* استفاده شده است.

۱-۵- آمار توصیفی

در این بخش ابتدا شاخص‌های آمار توصیفی که شامل شاخص‌های مرکزی (ماکزیمم، مینیمم و میانگین) و شاخص‌های پراکندگی شامل واریانس و انحراف معیار و شاخص‌های چولگی و کشیدگی هستند، مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد.

جدول ۱- شاخص آماری متغیرهای وابسته و مستقل.

Table 1- Statistical index of dependent and independent variables.

متغیر	علامت	میانگین	میان	بیشترین مقدار	کمترین مقدار	انحراف معیار
بازده غیرعادی	ABR	-0.95	-0.78	0.00	-2.11	0.35
انتخاب حسابرس	ARS	0.20	0.00	1	0.00	0.40
اندازه حسابرس	ASIZE	0.27	0.00	1	0.00	0.44
اظهار نظر تعدیل نشده	TYPE	0.09	0.00	1	0.00	0.29
ریسک	RISK	0.14	0.00	1	0.00	0.20
رشد شرکت	GROW	0.39	0.35	2.76	-0.85	0.97
اهرم مالی	LEV	0.62	0.63	2.31	0.04	0.22
قیمت	PRICE	6371.15	4377	22416	408	2150
ارزش بازاری به دفتری	Q	1.24	1.10	6.91	0.35	0.89

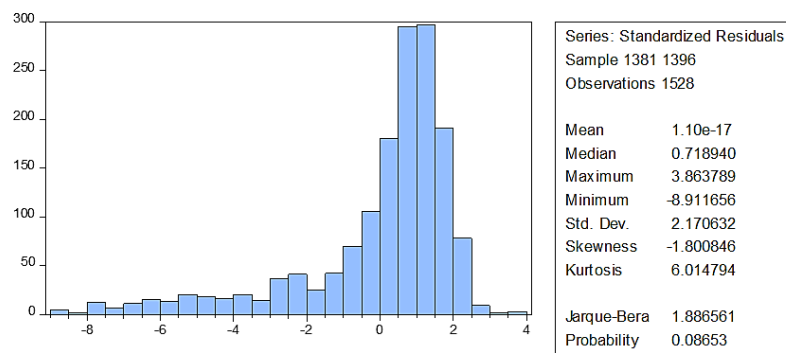
میانگین اصلی‌ترین و مورد استفاده‌ترین شاخص مرکزی است. مقدار میانگین دقیقاً در نقطه تعادل و مرکز ثقل داده‌ها قرار می‌گیرد. متغیرهایی دارای کیفیت مناسب می‌باشند که بین میانگین و میانه آن‌ها اختلاف چندانی وجود نداشته باشند.

۲-۵- آمار استنباطی

آمار استنباطی شامل روش‌هایی است که با استفاده از آن‌ها، اطلاعات موجود در نمونه را به کل جامعه تعمیم می‌دهیم. مهم‌ترین هدف آمار، انجام استنباط‌هایی در مورد مشخصات جامعه، با توجه به اطلاعات موجود در نمونه است. محدودی از مسایل آماری در مرحله آمار توصیفی پایان می‌پذیرند، ولی بیشتر مسایل آماری شامل استنباط درباره مشخصه یک جامعه با استفاده از اطلاعات قابل دسترس در یک نمونه، است.

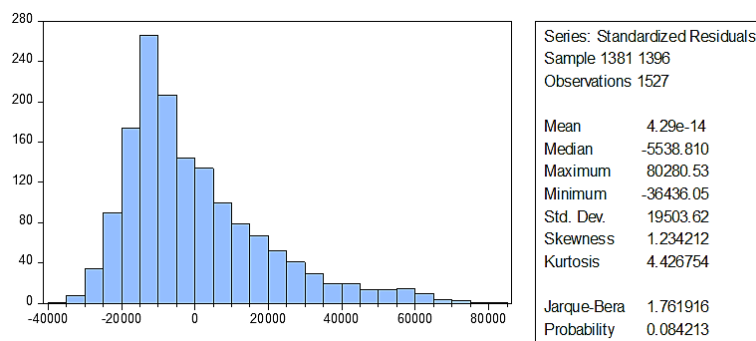
۳-۵- بررسی نرمال بودن متغیرهای پژوهش

نرمال بودن توزیع خطاها سبب اطمینان خاطر محقق از نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه‌های مربوط به مبدا تشخیصی و تفسیر ضرایب خواهد شد. آزمون نرمالیتی باقیمانده‌های پژوهش به قرار زیر است که در آن با توجه به این که فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع خطاهای رگرسیون می‌باشد، آماره جاکو-برا نشان از نرمال بودن توزیع خطاهاست زیرا $prob > 0.05$ می‌باشد.



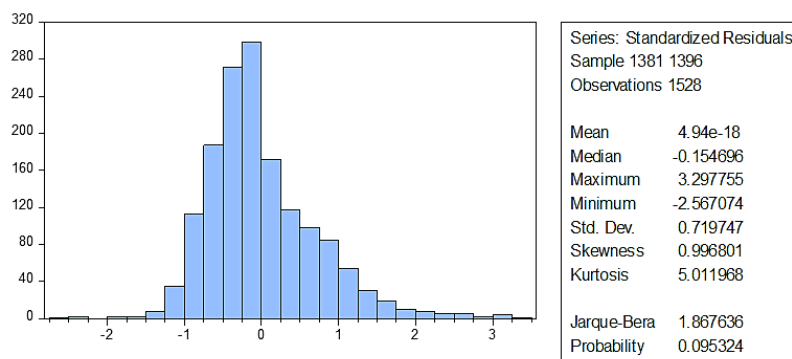
شکل ۱- نرمال بودن جز خطا مدل ۱.

Figure 1- Normality of the error component of model 1.



شکل ۲- نرمال بودن جز خطا مدل ۲.

Figure 2- Normality of the error component of model 2.



شکل ۳- نرمال بودن جز خطا مدل ۳.

Figure 3- Normality of the error component of model 3.

۴-۵- مبدا تشخیص بر روی داده‌ها

آزمون مانایی

در تحلیل‌های اقتصادی فرض بر این است که بین متغیرهای مطرح در یک تئوری اقتصادی، ارتباط بلندمدت و تعادلی برقرار است. در تحلیل‌های اقتصادسنجی کاربردی جهت برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها، میانگین و واریانس آن‌ها را در طی زمان ثابت و مستقل از عامل زمان، در نظر می‌گیرند و در نتیجه به طور ضمنی ثبات رفتاری را برای آن‌ها فرض می‌کنند. با وجود این در تحقیقات کاربردی معلوم شده است که در بیشتر موارد ثبات رفتاری متغیرهای سری‌های زمانی تحقق پیدا نمی‌کند. وجود متغیرهای نامانا در مدل سبب می‌شود تا مبدا کلاسیک t و F از اعتبار لازم برخوردار نباشند. در چنین حالتی رگرسیون انجام گرفته رگرسیون کاذبی بیش نخواهد بود. به دلیل اینکه سری‌های زمانی اقتصادی عموماً نامانا هستند، لازم است تا محققان به عواقب و مشکلات استفاده از داده‌های سری زمانی نامانا و امکان بروز رگرسیون کاذب واقف باشند.

نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد برای پسماند رگرسیون مدل به شرح ذیل هست.

جدول ۲- نتایج آزمون مانایی متغیرهای مدل.

Table 2- Results of the stationarity test of model variables.

متغیرها	آزمون فیشر	سطح معنی داری	نتیجه
ABR	590.54	0.000	مانا
GROW	523.08	0.000	مانا
LEV	388.8	0.000	مانا
PRICE	513.4	0.000	مانا
Q	601.4	0.000	مانا

یافته‌های پژوهشی (خروجی نرم افزار ایویوز)

به منظور بررسی مانایی متغیرها از سال‌های دور آزمون ریشه واحد مطرح شده و بسط پیدا کرده است. در تحقیق حاضر و در الگوهای مطرح شده به تبعیت از مطالعات اقتصادی به انجام آزمون ریشه واحد پرداخته شد. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد برای پسماند رگرسیون نشان می‌دهد که سطح معناداری متغیرهای مدل کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین، مانایی برای متغیرهای مدل بر اساس آزمون، فیشر در سطح برقرار است و متغیرها فاقد ریشه واحد هست؛ بنابراین، رگرسیون برآورد شده کاذب نیست.

آزمون خودهمبستگی

عدم خودهمبستگی بین جملات خطا: به طور ساده، در فروض کلاسیک فرض می‌گردد که جز خطای مربوط به یک مشاهده، تحت تاثیر جز خطای مربوط به مشاهده دیگر قرار نمی‌گیرد. خودهمبستگی از درجه یک شروع می‌شود و تا درجات بالاتر ادامه دارد. معروفترین آزمون مربوط به خودهمبستگی درجه یک آزمون دوربین-واتسون^۱ می‌باشد. درجات بالاتر خودهمبستگی توسط آزمون انجام می‌گیرد [32].

با استفاده از آزمون LM می‌توان به وجود خودهمبستگی بین متغیرها پی برد که H_0 نشان از عدم وجود خودهمبستگی است. آزمون LM برای بررسی وجود خودهمبستگی انجام شده است که با توجه به آنچه در جدول ۳، $prob > 0.05$ است که نشان از عدم وجود خودهمبستگی در الگو می‌باشد.

جدول ۳- آزمون خودهمبستگی بروش گادفری (LM test).

Table 3- Godfrey's autocorrelation test (LM test).

آزمون	آماره F	احتمال
مدل ۱ LM test	0.36	0.69
مدل ۲ LM test	1.25	0.36
مدل ۳ LM test	1.31	0.15

¹ Durbin-Watson (DW)

آزمون واریانس ناهمسانی

یکی از فروض مهم در رگرسیون این است که واریانس جملات خطا یکسان باشد. با توجه به تاثیر مهم ناهمسانی واریانس بر برآورد انحراف معیار ضرایب و همچنین مساله استنباط آماری، لازم است قبل از پرداختن به هرگونه تخمین، در مورد وجود یا عدم وجود واریانس ناهمسانی تحقیق شود.

جدول ۴- آزمون ناهمسانی واریانس.

Table 4- Heterogeneity of variance test.

احتمال	آماره t	آزمون
0.00	1.61	Breusch-Pagan LM
0.00	0.85	Pesaran scaled LM
0.00	8305.05	Breusch-Pagan LM
0.00	31.07	Pesaran scaled LM
0.00	7118.97	Breusch-Pagan LM
0.00	38.19	Pesaran scaled LM

منبع: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار ایویوز)

بررسی مقادیر آماره خی دو مبدا انجام شده نشان می‌دهد، فرضیه صفر برابری واریانس تایید نمی‌شود؛ لذا مشکل ناهمسانی واریانس در مدل وجود دارد؛ بنابراین، در برآورد مدل از آزمون *GLS* استفاده می‌گردد.

بررسی وجود هم خطی^۱

در اقتصادسنجی هم خطی زمانی اتفاق می‌افتد که دو یا بیش از دو متغیر توضیح دهنده (مستقل) در یک رگرسیون چندمتغیره نسبت به یکدیگر از همبستگی بالایی برخوردار باشند. منظور از همبستگی در اینجا وجود یک ارتباط خطی بین متغیرهای مستقل است. بسته به شدت همبستگی بین متغیرهای مستقل، میزان و نوع هم خطی متفاوت خواهد بود. هم خطی کمابیش در همه مدل‌های رگرسیون موجود است؛ آنچه مهم است شدت هم خطی بین متغیرهای مستقل است. وجود (هم خطی کامل) موجب نقض فرض‌های کلاسیک مدل رگرسیون می‌شود. در این پژوهش از روش با استفاده از نرم‌افزار *Eviews 10* وجود یا عدم وجود هم خطی بررسی می‌شود که نتایج در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵- آزمون هم خطی متغیرهای مدل.

Table 5- Colinearity test of model variables.

متغیرهای تحقیق	عامل متمرکز تورم واریانس (VIF)
ARS	1.07
ASIZE	1.08
TYPE	1.005
RISK	1.01
GROW	1.001
LEV	1.005

چنانچه آماره *VIF* بزرگ‌تر از ۱۰ باشد در آن صورت هم خطی در مدل تحقیق وجود خواهد داشت. با توجه به نتایج به دست آمده از جدول ۵ متغیرهای تحقیق دارای هم خطی نمی‌باشد.

¹ Multicollinearity

برآورد مدل کلی با استفاده از تحلیل پنلی و تخمین مدل

در این بخش برای بررسی و برآورد مدل کلی از تحلیل پنلی^۱ استفاده شده است. دلیل استفاده از این روش به علت نوع ماهیت داده‌هاست؛ زیرا در تحلیل پانلی، داده‌ها به صورت مقطعی زمانی^۲ گردآوری شده‌اند. در داده‌هایی که به این صورت جمع‌آوری می‌شوند، استقلال مشاهدات حفظ نمی‌گردد؛ زیرا از هر شرکت در سال‌های مختلف چندین مشاهده وجود دارد که این مشاهدات به هم وابسته‌اند. به عبارت دیگر در این تحلیل تعداد داده‌ها عبارت است از تعداد شرکت‌ها ضرب در تعداد سال‌ها.

آزمون تشخیص مدل

قبل از تخمین مدل ابتدا باید مبدا مربوط به آن را انجام داد. اولین آزمونی که انجام می‌دهیم، آزمون بررسی فرضیه زیر است. با توجه به فرض ثابت بودن ضرایب متغیرها، آیا عرض از مبدا در تمامی سال‌ها ثابت است یا خیر. به طور کلی برای انتخاب از میان مدل *Pooled* و *Panel* از آزمون زیر استفاده می‌کنیم:

$$\begin{cases} \text{مدل } Pooled \iff \text{تمام عرض از مبداها با هم برابرند} \iff H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_{T-1} \\ \text{مدل } Panel \iff \text{حداقل یکی از عرض از مبداها با بقیه متفاوت است} \iff H_1: \alpha_i \neq \alpha_j \end{cases}$$

برای آزمون فرضیه فوق از آماره چاو استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ذیل خلاصه شده است. در صورتی که مقدار *P-Value* بیشتر از ۵٪ باشد از روش پولینگ برای برآورد استفاده می‌شود. مدل‌های مورد استفاده در این تحقیق عبارت است از:

$$ABR = \alpha + \alpha ARS + \alpha ASIZE + \alpha ATYPE + \alpha ARISK + \alpha GROW + \alpha LEV.$$

$$PRICE = \alpha + \alpha ARS + \alpha ASIZE + \alpha ATYPE + \alpha ARISK + \alpha GROW + \alpha LEV. \quad (۱)$$

$$Q = \alpha + \alpha ARS + \alpha ASIZE + \alpha ATYPE + \alpha ARISK + \alpha GROW + \alpha LEV.$$

جدول ۶- آزمون تشخیص مدل (آزمون اثرات ثابت).

Table 6- Model identification test (fixed effects test).

عنوان مدل	آماره F	احتمال	مقایسه با ۰/۰۵	نتیجه آزمون
مدل اول	6.64	0.000	بزرگ‌تر	تایید فرض صفر - مدل ترکیبی
مدل دوم	8.27	0.000	بزرگ‌تر	تایید فرض صفر - مدل ترکیبی
مدل سوم	40.07	0.000	بزرگ‌تر	تایید فرض صفر - مدل ترکیبی

مطابق با جدول ۶ سطح معنی‌داری آماره *F* برای مدل‌های رگرسیونی تحقیق از ۰/۰۵ کمتر می‌باشند. به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت فرض H_1 (مدل ترکیبی) تایید می‌شود.

آزمون تشخیص رگرسیون ترکیبی با اثر تصادفی یا ثابت (آزمون هاسمن)

پس از مشخص شدن اینکه عرض از مبدا برای سال‌های مختلف یکسان نیست، باید روش استفاده در برآورد مدل (اثرات ثابت یا تصادفی) تعیین گردد که بدین منظور از آزمون هاسمن استفاده می‌گردد. فرضیه صفر و فرضیه مقابل نیز به صورت زیر می‌باشند.

^۱ Panel analysis

^۲ Cross section-time series

H_0 : مدل ترکیبی با اثرات تصادفی مناسب می‌باشد.

H_1 : مدل ترکیبی با اثرات ثابت می‌باشد.

نحوه داروی: چنانچه در سطح اطمینان ۹۵٪ (خطای $\alpha = 5\%$) آماره X^2 محاسبه شده از معادله رگرسیون کوچک‌تر از مقدار X^2 به دست آمده از نگاره باشد فرض H_0 را نمی‌توان رد کرد و در غیر این صورت H_1 رد می‌شود. به عبارت دیگر اگر سطح معنی‌داری آزمون هاسمن از ۰/۰۵ بزرگ‌تر باشد، مدل با اثر تصادفی و اگر سطح معنی‌داری این آزمون از ۰/۰۵ کوچک‌تر باشد، مدل ترکیبی با اثر ثابت استفاده می‌شود.

جدول ۷- آزمون هاسمن.

Table 7- Hausman test.

عنوان مدل	آماره X^2	احتمال	نتیجه آزمون
مدل اول	13.31	0.0383	رد فرض صفر - مدل ترکیبی با اثرات ثابت
مدل دوم	15.67	0.015	رد فرض صفر - مدل ترکیبی با اثرات ثابت
مدل سوم	11.81	0.046	رد فرض صفر - مدل ترکیبی با اثرات ثابت

با توجه به آزمون هاسمن در جدول ۷ برازش مدل‌های رگرسیونی این پژوهش با استفاده از تخمین مدل داده‌های ترکیبی به روش اثرات ثابت برای مدل مناسب خواهد بود.

آزمون فرضیات

با توجه به نتایج به دست آمده از جدول ۴ که دلالت بر عدم وجود واریانس ناهمسانی در مدل می‌باشد؛ بنابراین، برای برآورد مدل اول از روش GLS استفاده می‌شود.

$$ABR = \alpha + \alpha ARS + \alpha ASIZE + \alpha ATYPE + \alpha ARISK + \alpha GROW + \alpha LEV.$$

فرضیه‌ای که با استفاده از این مدل آزمون خواهد شد به صورت زیر می‌باشند:

فرضیه ۱- انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی در بازار سرمایه دارد.

در **فرضیه ۱** متغیر وابسته تحقیق، بازده غیرعادی سهام شرکت‌ها است؛ که بر اساس مدل (۱) سنجیده شده است. نتایج بررسی ما در جدول ۸ درج شده است.

جدول ۸- نتیجه آزمون مدل.

Table 8- Model test result.

سطح معناداری	آماره t	ضریب	Variable
0.000	-21.66	-0.99	C
0.0085	-2.63	-0.001	ARS
0.2070	1.26	0.05	ASIZE
0.7585	0.30	0.01	TYPE
0.0018	-2.92	-0.05	RISK
0.0053	-2.71	-0.001	GROW
0.6273	0.48	0.03	LEV
	F 6.84	0.84	R-squared
	Durbin-Watson 2.05	0.79	Adjusted R-squared

در خصوص **فرضیه ۱** پژوهش، فرضیه صفر و فرضیه مقابل به صورت زیر می‌باشد:

H_0 : انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی در بازار سرمایه ندارد.

H_1 : انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی در بازار سرمایه دارد.

مطابق جدول ۸، سطح معنی داری انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی ۰/۰۰۸۵ می باشد که این مقدار کمتر از سطح معنی داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است. همچنین قدر مطلق آماری t که برابر ۲/۶۳ می باشد، از ۱/۹۶ که معادل توزیع نرمال استاندارد ۰/۹۵ می باشد بیشتر است؛ بنابراین، در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه صفر مبنی بر این که انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی در بازار سرمایه ندارد، تایید نمی شود و فرضیه اصلی تایید می گردد.

فرضیه ۲- واکنش بازار به انتصاب مجدد حسابرسان در شرکت های بزرگ و کوچک متفاوت است.

نتایج برازش مدل برای شرکت های بزرگ در جدول ۹ ارائه شده است.

جدول ۹- نتیجه آزمون مدل.

Table 9- Model test result.

Variable	ضریب	آماره t	سطح معناداری
C	-1.04	-9.36	0.000
ARS	-0.09	-0.95	0.3419
ASIZE	-0.002	-0.03	0.9719
TYPE	0.08	1.14	0.2516
RISK	0.23	0.69	0.4865
GROW	-0.002	-1.55	0.1203
LEV	0.01	0.1	0.9198
R-squared	0.72	F 1.76	
Adjusted R-squared	0.65	Durbin-Watson 2.01	

نتایج برازش مدل برای شرکت های کوچک در جدول ۱۰ ارائه شده است.

جدول ۱۰- نتیجه آزمون مدل.

Table 10- Model test result.

Variable	ضریب	آماره t	سطح معناداری
C	-0.99	-10.24	0.000
ARS	-0.15	-4.30	0.000
ASIZE	0.002	0.02	0.9805
TYPE	-0.12	-1.60	0.107
RISK	-0.23	-1.55	0.121
GROW	-0.0004	-14.99	0.000
LEV	0.19	1.50	0.133
R-squared	0.77	F 2.55	
Adjusted R-squared	0.70	Durbin-Watson 2.04	

با توجه به نتایج جدول ۹ و جدول ۱۰، در شرکت های کوچک سطح معناداری دو متغیر واکنش بازار و انتصاب مجدد حسابرسان ۰/۰۰۰ است که کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین، واکنش بازار به انتصاب مجدد حسابرسان معنادار است و در شرکت های بزرگ واکنش بازار به انتصاب مجدد حسابرسان معنادار نیست. نتایج بررسی ما نشان داد که تفاوت نوع ارتباط میان دو دسته از شرکت های بزرگ و کوچک در این پژوهش وجود دارد. به واقع شرکت های بزرگ در برابر انتساب مجدد واکنش نشان نمی دهند اما برقراری یک ارتباط منفی در شرکت های کوچک مورد تایید قرار گرفت.

در فرضیه ۳ متغیر وابسته تحقیق، قیمت سهام شرکت ها است؛ که بر اساس مدل (۲) سنجیده شده است. نتایج بررسی ما در جدول ۱۱ درج شده است.

$$PRICE = \alpha + \alpha ARS + \alpha ASIZE + \alpha ATYPE + \alpha ARISK + \alpha GROW + \alpha LEV.$$

با توجه به نتایج به دست آمده از جدول ۱۱ که دلالت بر عدم وجود واریانس ناهمسانی در مدل می‌باشد؛ بنابراین، برای برآورد مدل اول از روش GLS استفاده می‌شود.

فرضیه‌ای که با استفاده از این مدل آزمون خواهد شد به صورت زیر می‌باشند:

فرضیه ۳- انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی در بازار سرمایه (قیمت) دارد.

جدول ۱۱- نتیجه آزمون مدل.

Table 11- Model test result.

Variable	ضریب	آماره t	سطح معناداری
C	3.52	128.30	0.000
ARS	-0.01	-0.75	0.4808
ASIZE	-0.04	-2.29	0.0217
TYPE	0.006	0.25	0.8003
RISK	0.05	1.37	0.1702
GROW	-0.005	-0.51	0.6057
LEV	0.08	2.10	0.0351
R-squared	0.52	F 14.49	
Adjusted R-squared	0.48	Durbin-Watson 1.68	

در خصوص فرضیه ۳ پژوهش، فرضیه صفر و فرضیه مقابل به صورت زیر می‌باشد:

H_0 : انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی در بازار سرمایه (قیمت) ندارد.

H_1 : انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی در بازار سرمایه (قیمت) دارد.

مطابق جدول ۱۱، سطح معنی داری انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی ۰/۴۸ می‌باشد که این مقدار بیشتر از سطح معنی داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است؛ بنابراین، در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه صفر مبنی بر این که انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی در بازار سرمایه (قیمت) ندارد، تایید می‌شود و فرضیه اصلی تایید نمی‌گردد.

فرضیه ۴- واکنش بازار به انتصاب مجدد حسابرسان در شرکت‌های بزرگ و کوچک متفاوت است.

نتایج برازش مدل برای شرکت‌های بزرگ در جدول ۱۲ ارایه شده است.

جدول ۱۲- نتیجه آزمون مدل.

Table 12- Model test result.

Variable	ضریب	آماره t	سطح معناداری
C	3.605209	83.40843	0.0000
ARS	0.082275	2.202555	0.0279
ASIZE	-0.090672	-2.774680	0.0057
TYPE	0.015120	0.527990	0.5977
RISK	0.134375	1.004525	0.3155
GROW	-0.000443	-0.299118	0.7649
LEV	-0.047075	-0.743514	0.4574
R-squared	0.63	F 9.70	
Adjusted R-squared	0.58	Durbin-Watson 1.75	

نتایج برازش مدل برای شرکت‌های کوچک در جدول ۱۳ ارائه شده است.

جدول ۱۳- نتیجه آزمون مدل.

Table 13- Model test result.

Variable	ضریب	آماره t	سطح معناداری
C	3.472080	82.90589	0.0000
ARS	0.011609	0.301902	0.7628
ASIZE	0.011874	0.418851	0.6755
TYPE	-0.018096	-0.622852	0.5336
RISK	-0.041819	-0.908860	0.3637
GROW	3.24E-06	0.468292	0.6397
LEV	0.148678	2.389599	0.0171
R-squared	0.69	F 8.24	
Adjusted R-squared	0.65	Durbin-Watson 1.63	

با توجه به نتایج جدول ۱۲ و جدول ۱۳، در شرکت‌های بزرگ سطح معناداری دو متغیر واکنش بازار و انتصاب مجدد حسابرسان ۰/۰۲ است که کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین، واکنش بازار به انتصاب مجدد حسابرسان معنادار است و در شرکت‌های کوچک واکنش بازار به انتصاب مجدد حسابرسان معنادار نیست.

با توجه به تایید واکنش در شرکت‌های بزرگ در برابر شرکت‌های کوچک، می‌توانیم نتیجه‌گیری کنیم که واکنش بازار نسبت به تغییر حسابرسان در شرکت‌های بزرگ و کوچک متفاوت است. در شرکت‌های کوچک قیمت‌های سهام نسبت به انتصاب مجدد حسابرس تحت تاثیر قرار نمی‌گیرند، اما این موضوع برای شرکت‌های بزرگ متفاوت است.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از جدول ۱۴ که دلالت بر عدم وجود واریانس ناهمسانی در مدل می‌باشد؛ بنابراین، برای برآورد مدل اول از روش GLS استفاده می‌شود.

$$Q = \alpha + \alpha ARS + \alpha ASIZE + \alpha ATYPE + \alpha ARISK + \alpha GROW + \alpha LEV. \quad (3)$$

فرضیه‌ای که با استفاده از این مدل آزمون خواهد شد به‌صورت زیر می‌باشند:

فرضیه ۵- انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی در بازار سرمایه (کیو تو بین) دارد.

جدول ۱۴- نتیجه آزمون مدل.

Table 14- Model test result.

Variable	ضریب	آماره t	سطح معناداری
C	0.24	28.1	0.000
ARS	-0.012	-2.22	0.02
ASIZE	0.01	2.76	0.005
TYPE	0.004	0.58	0.55
RISK	-0.02	-2.28	0.02
GROW	-0.001	-1.65	0.09
LEV	-0.003	-0.25	0.79
R-squared	0.74	F 38.84	
Adjusted R-squared	0.72	Durbin-Watson 2.35	

در خصوص فرضیه ۱ پژوهش، فرضیه صفر و فرضیه مقابل به‌صورت زیر می‌باشد:

H_0 : انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی در بازار سرمایه (توبین) ندارد.

H_1 : انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی در بازار سرمایه (توبین) دارد.

مطابق جدول ۱۴، سطح معنی داری انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی ۰/۰۲ می باشد که این مقدار کمتر از سطح معنی داری در نظر گرفته شده در پژوهش حاضر (۵٪) است. همچنین قدر مطلق آماری t که برابر ۲/۲۲ می باشد از ۱/۹۶ که معادل توزیع نرمال استاندارد ۰/۹۵ می باشد بیشتر است؛ بنابراین، در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه صفر مبنی بر این که انتصاب مجدد حسابرسان واکنش منفی در بازار سرمایه ندارد، تایید نمی شود و فرضیه اصلی تایید می گردد.

فرضیه ۶- واکنش بازار به انتصاب مجدد حسابرسان در شرکت های بزرگ و کوچک متفاوت است.

نتایج برازش مدل برای شرکت های بزرگ در جدول ۱۵ ارایه شده است.

جدول ۱۵- نتیجه آزمون مدل.

Table 15- Model test result.

سطح معناداری	آماره t	ضریب	Variable
0.0000	21.11846	0.255183	C
0.0263	-2.298570	-0.002866	ARS
0.1396	-1.478989	-0.013301	ASIZE
0.2438	-1.166434	-0.008549	TYPE
0.0425	2.087173	0.065963	RISK
0.6333	0.477326	0.000181	GROW
0.2423	-1.170116	-0.020731	LEV
	F 31.57	0.71	R-squared
	Durbin-Watson 1.50	0.68	Adjusted R-squared

نتایج برازش مدل برای شرکت های کوچک در جدول ۱۶ ارایه شده است.

جدول ۱۶- نتیجه آزمون مدل.

Table 16- Model test result.

سطح معناداری	آماره t	ضریب	Variable
0.0000	20.80168	0.225336	C
0.5003	-0.674364	-0.007098	ARS
0.0010	3.306792	0.024274	ASIZE
0.5843	-0.547415	-0.004164	TYPE
0.1513	1.436494	0.021671	RISK
0.7699	0.292598	2.37E-07	GROW
0.1165	-1.571467	-0.025788	LEV
	F 25.42	0.67	R-squared
	Durbin-Watson 1.77	0.64	Adjusted R-squared

با توجه به نتایج جدول ۱۵ و جدول ۱۶، در شرکت های بزرگ سطح معناداری دو متغیر واکنش بازار و انتصاب مجدد حسابرسان ۰/۰۲ است که کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین، واکنش بازار به انتصاب مجدد حسابرسان معنادار است و در شرکت های کوچک واکنش بازار به انتصاب مجدد حسابرسان معنادار نیست.

بر اساس این موضوع، ارزش شرکت در شرکت های کوچک در مقایسه با شرکت های بزرگ تفاوت دارد. در شرکت های کوچک واکنش بازار در برابر انتصاب مجدد حسابرس وجود ندارد، اما در شرکت های بزرگ این موضوع برقرار است و یک رابطه منفی برقرار است.

۶- نتیجه گیری

نتایج بررسی ما به تفکیک در جدول ۱ درج شده است.

جدول ۱۷- نتایج بررسی پژوهش.

Table 17- Research results.

فرضیه	نتیجه
واکنش بازار نسبت به انتصاب مجدد حسابرس (بازده غیرعادی) منفی است.	تایید
واکنش بازار (قیمت سهام) به انتصاب مجدد در شرکت های بزرگ و کوچک متفاوت است.	تایید
واکنش بازار نسبت به انتصاب مجدد حسابرس (قیمت سهام) منفی است.	رد
واکنش بازار (قیمت سهام) به انتصاب مجدد در شرکت های بزرگ و کوچک متفاوت است.	تایید
واکنش بازار نسبت به انتصاب مجدد حسابرس (کیوتوبین) منفی است.	تایید
واکنش بازار (کیو توبین) به انتصاب مجدد در شرکت های بزرگ و کوچک متفاوت است.	تایید

نتایج بررسی ما نشان داد، در **فرضیه ۱**، بازار سرمایه نسبت به انتصاب مجدد حسابرس، یک واکنش منفی از خود نشان می دهد، ما برای سنجش واکنش بازار در **فرضیه ۱** از متغیر بازده غیرعادی سهام استفاده نمودیم. همان طور که در بخش ۵ ارایه گردید، این واکنش منفی است. همچنین در **فرضیه ۲**، واکنش در برابر شرکت های بزرگ و کوچک تفاوت دارد.

نتایج بررسی ما نشان داد، در **فرضیه ۳**، بازار سرمایه نسبت به انتصاب مجدد حسابرس، یک واکنش منفی از خود نشان نمی دهد. ما برای سنجش واکنش بازار در **فرضیه ۳** از متغیر قیمت سهام استفاده نمودیم. همچنین در **فرضیه ۴**، واکنش در برابر شرکت های بزرگ و کوچک تفاوت دارد.

نتایج بررسی ما نشان داد، در **فرضیه ۵**، بازار سرمایه نسبت به انتصاب مجدد حسابرس، یک واکنش منفی از خود نشان می دهد. ما برای سنجش واکنش بازار در **فرضیه ۵** از متغیر بازده کیو توبین استفاده نمودیم. همان طور که در بخش ۵ ارایه گردید، این واکنش منفی است. همچنین در **فرضیه ۶**، واکنش در برابر شرکت های بزرگ و کوچک تفاوت دارد.

۱-۶- پیشنهادهای حاصل از پژوهش

فرضیه های تحقیق ما از سه جز برای واکنش بازار بهره گیری نموده است. بازده غیرعادی، قیمت سهام و کیو توبین سه جز است که مورد استفاده قرار گرفت. بر اساس طرح کلی نتایج، پیشنهادهای ما به شرح زیر است:

۱. نتایج ما نشان داد که انتصاب مجدد حسابرس برای بازار یک پیام منفی به همراه دارد، از این رو، به نهادهای ناظر بازار توصیه می کنیم، بر تداوم حسابرسی موسسات و نوع و ماهیت قیمت گذاری قراردادهای حسابرسی توجه نمایند. بازار سرمایه در برابر عوامل خطرزا واکنش منفی نشان می دهد، آنچه تحقیق ما منعکس نموده است، تفاوت میان نوع واکنش است. همچنین نتایج ما برای شرکت های بزرگ و کوچک نشان دهنده تفاوت معنی دار است.
۲. همچنین پیشنهاد می کنیم، سرمایه گذاران موضوع انتصاب مجدد حسابرس را مورد ارزیابی و دقت نظر قرار دهند، زیرا در بررسی ما این موضوع روی کیفیت متصوره از حسابرسی اثر داشته است.
۳. به جامعه حسابداران رسمی نیز توصیه می کنیم، در خصوص رفتار و انتخاب و عقد قراردادهای حسابرسی با موسسات دقت لازم را داشته باشند تا از اتفاق های ناگواری همچون، فروش اظهار نظر جلوگیری شود.

۲-۶- محدودیت های پژوهش

در پژوهش حاضر محدودیت های زیر در سر اجرای کار وجود داشت:

۱. پژوهش های اندکی در زمینه انتصاب مجدد حسابرس موجود دارد که از جهت تطبیق نتایجمان با مشکل مواجه شدیم.
۲. ارقام از نظر تورم مورد اصلاح قرار نگرفت، از این رو تعمیم نتایج را باید با دقت صورت داد.

منابع

- [1] Dunn, J., Puxty, A., & Sikka, P. (1994). *Auditor resignations from public limited companies: Some preliminary findings*. Working paper.
- [2] Beattie, V., & Fearnley, S. (1995). The importance of audit firm characteristics and the drivers of auditor change in UK listed companies. *Accounting and business research*, 25(100), 227–239. <https://doi.org/10.1080/00014788.1995.9729912>
- [3] Jaffe, J., Keim, D. B., & Westerfield, R. (1989). Earnings yields, market values, and stock returns. *The journal of finance*, 44(1), 135–148. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb02408.x>
- [4] Herbohn, K., Ragunathan, V., & Garsden, R. (2007). The horse has bolted: Revisiting the market reaction to going concern modifications of audit reports. *Accounting & finance*, 47(3), 473–493. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629X.2007.00216.x>
- [5] Jegadeesh, N., & Livnat, J. (2006). Post-earnings-announcement drift: The role of revenue surprises. *Financial analysts journal*, 62(2), 22–34. <https://doi.org/10.2469/faj.v62.n2.4081>
- [6] Sloan, R. G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *Accounting review*, 71(3), 289–315. <https://www.jstor.org/stable/248290>
- [7] Hsu, J., Young, W., & Chu, C. H. (2011). Price behavior of qualified companies around the audit report and report announcement days: The case of Taiwan. *Journal of international financial management & accounting*, 22(2), 114–130. <https://doi.org/10.1111/j.1467-646X.2011.01047.x>
- [8] Knapp, M. C., & Elikai, F. (1988). Auditor changes: A note on the policy implications of recent analytical and empirical research. *Journal of accounting, auditing & finance*, 3(1), 78–86. <https://doi.org/10.1177/0148558X8800300108>
- [9] Pong, C. M., & Whittington, G. (2007). The determinants of audit fees: Some empirical models. In *Profitability, accounting theory and methodology* (pp. 167–191). Routledge. <https://www.taylorfrancis.com/chapters/edit/10.4324/9780203968147-14/determinants-audit-fees-empirical-models-pong-whittington>
- [10] Johnson, W. B., & Lys, T. (1990). The market for audit services. Evidence from voluntary auditor changes. *Journal of accounting and economics*, 12(1–3), 281–308. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(90\)90051-5](https://doi.org/10.1016/0165-4101(90)90051-5)
- [11] Woo, E. S., & Koh, H. C. (2001). Factors associated with auditor changes: A Singapore study. *Accounting and business research*, 31(2), 133–144. <https://doi.org/10.1080/00014788.2001.9729607>
- [12] Francis, J. R., & Wilson, E. R. (1988). Auditor changes: A joint test of theory relating to agency costs and auditor differentiation. *Accounting review*, 63(4), 663–680. <https://www.jstor.org/stable/247906>
- [13] Mahdavi, Gh., & Ebrahimi, S. (2010). Change of auditor: Red or green light. *Auditor's journal*, (49), 113–121. **(In Persian)**. <https://www.sid.ir/paper/492903/fa>
- [14] Chen, C. J. P., Su, X., & Wu, X. (2010). Auditor changes following a Big 4 merger with a local Chinese firm: A case study. *Auditing: a journal of practice & theory*, 29(1), 41–72. <https://doi.org/10.2308/aud.2010.29.1.41>
- [15] Davidson, W. N., Jiraporn, P., & DaDalt, P. J. (2011). Causes and consequences of audit shopping: An analysis of auditor opinions, earnings management, and auditor changes. *SSRN electronic journal*, 69–87. <https://doi.org/10.2139/ssrn.592542>
- [16] Department of the Treasury. (2008). *Final report of the advisory committee on the auditing profession*. <https://home.treasury.gov/news/press-releases/hp1158>
- [17] Karami, Gh., & Bazrafshan, A. (2009). Investigating the relationship between auditor tenure and conservative earnings reporting in Tehran Stock Exchange. *Stock exchange*, 2(7), 55–80. **(In Persian)**. <https://b2n.ir/pj3265>
- [18] Chow, C. W., & Rice, S. J. (1982). Qualified audit opinions and auditor switching. *Accounting review*, 57(2), 326–335. <https://www.jstor.org/stable/247018>
- [19] Rakow, K. C., Reichelt, K. J., & Tiras, S. L. (2010). Audit switching risk and lending decisions. *Commercial lending review*, 25(5), 35–38. <http://0-search.ebscohost.com.wam.city.ac.uk/login.aspx?direct=true&db=bth&AN=53846027&site=ehost-live>
- [20] Lennox, C. (2000). Do companies successfully engage in opinion-shopping? Evidence from the UK. *Journal of accounting and economics*, 29(3), 321–337. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(00\)00025-2](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(00)00025-2)
- [21] Hudaib, M., & Cooke, T. E. (2005). The impact of managing director changes and financial distress on audit qualification and auditor switching. *Journal of business finance and accounting*, 32(9–10), 1703–1739. <https://doi.org/10.1111/j.0306-686X.2005.00645.x>
- [22] Smith, D. B. (1986). Auditor" subject to" opinions, disclaimers, and auditor changes. *Auditing: a journal of practice & theory*, 6(1). https://openurl.ebsco.com/EPDB%3Agcd%3A15%3A19569487/detailv2?sid=ebsco%3Aplink%3Ascholar&id=ebsco%3Agcd%3A4684950&crl=c&link_origin=scholar.google.com
- [23] Krishnan, J., & Stephens, R. G. (1995). Evidence on opinion shopping from audit opinion conservatism. *Journal of accounting and public policy*, 14(3), 179–201. [https://doi.org/10.1016/0278-4254\(95\)00020-F](https://doi.org/10.1016/0278-4254(95)00020-F)
- [24] Nagy, A. L. (2005). Mandatory audit firm turnover, financial reporting quality, and client bargaining power: The case of arthur andersen. *Accounting horizons*, 19(2), 51–68. <https://doi.org/10.2308/acch.2005.19.2.51>
- [25] Chen, P., & Zhang, G. (2007). How do accounting variables explain stock price movements? Theory and evidence. *Journal of accounting and economics*, 43(2–3), 219–244. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2007.01.001>
- [26] Krishnan, J., Raghunandan, K., & Yang, J. S. (2007). Were former Andersen clients treated more leniently than other clients? Evidence from going-concern modified audit opinions. *Accounting horizons*, 21(4), 423–435. <https://doi.org/10.2308/acch.2007.21.4.423>

- [27] Lin, Z. J., & Liu, M. (2010). The determinants of auditor switching from the perspective of corporate governance in China. *Advances in accounting*, 26(1), 117–127. <https://doi.org/10.1016/j.adiac.2010.03.001>
- [28] Khajavi, S., & Zare, G. H. (2012). The study of corporate governance mechanisms and auditor election of listed companies of Tehran Stock Exchange. *Accounting and auditing research*, 4(14), 38-51. **(In Persian)**. <https://doi.org/10.22034/iaar.2012.104684>
- [29] Mahdavi, Gh., & Mohammadi, S. (2011). Investigating the impact of changing the independent auditor on the stock prices of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Financial accounting quarterly*, 3(12), 23-49. **(In Persian)**. <https://civilica.com/doc/1416947/>
- [30] Davidson, W. N., & Gribbin, D. (1998). *The board of directors' and prior audit opinions influence on the stock market reactions to announced auditor changes: An agency perspective*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=55448
- [31] Fried, D., & Schiff, A. (1981). CPA switches and associated market reactions. *Accounting review*, 56(2), 326–341. <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=bth&AN=4482644&lang=pt-br&site=eds-live>
- [32] Smith, D. B., & Nichols, D. R. (1982). A market test of investor reaction to disagreements. *Journal of accounting and economics*, 4(2), 109–120. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(82\)90016-7](https://doi.org/10.1016/0165-4101(82)90016-7)
- [33] Azar, A., & Momeni, M. (2015). *Statistics and its application in management (statistical analysis)*. Samt Publications. **(In Persian)**. <https://samt.ac.ir/en/book/5267/statistics-and-its-application-in-management-vol.i->
- [34] Gujarati, D. (2006). *Fundamentals of econometrics*. Publications of the Institute of Printing and Publishing of the University of Tehran. **(In Persian)**. <https://B2n.ir/xx8396>