

مجله حسابداری سلامت، سال پنجم، شماره اول، پیاپی ۱۵، بهار و تابستان ۱۳۹۵، صص ۱۰۷-۱۳۳.

## بررسی رابطه بین بازده سهام و کیفیت حسابرسی در شرکت‌های دارویی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

مهدی و کیلیان آغویی<sup>۱</sup>، دکتر محمدرضا عباس‌زاده<sup>۲</sup> و دکتر مهدی صالحی<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۲/۰۱

تاریخ اصلاح نهایی: ۱۳۹۴/۰۵/۱۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۱/۲۱

### چکیده

**مقدمه:** در این پژوهش با هدف شناسایی عوامل مؤثر بر کیفیت حسابرسی و معیارهای سنجش آن، رابطه بین بازده عادی و غیرعادی سالانه سهام و کیفیت حسابرسی با بهره‌گیری از معیار اقلام تعهدی اختیاری بررسی شد.

**روش پژوهش:** این پژوهش کاربردی، طرح آن شبه‌تجربی و از نظر رویکرد پس‌رویدادی است. جامعه آماری پژوهش را شرکت‌های دارویی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهد و نمونه مورد بررسی با توجه به محدودیت‌های در نظر گرفته شده، شامل ۲۴ شرکت در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۷ است. فرضیه‌های پژوهش با بکارگیری روش تحلیل رگرسیون خطی چندگانه آزمون شده است.

**یافته‌ها:** نتایج پژوهش حاکی از آن است که بین بازده غیرعادی و کیفیت حسابرسی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد اما بین بازده واقعی و کیفیت حسابرسی رابطه معناداری وجود ندارد. سایر یافته‌های پژوهش حاکی از وجود رابطه منفی و معنادار بین بازده دارایی‌ها و دوره تصدی حسابرس با کیفیت حسابرسی است. هم‌چنین، رابطه نسبت کیو توین و تعداد بندهای شرط حسابرسی با کیفیت حسابرسی مثبت و معنادار است اما رابطه معناداری بین متغیرهای اندازه شرکت، نرخ بازده حقوق صاحبان سهام، پیچیدگی فعالیت شرکت، نوع اظهارنظر، اندازه مؤسسه حسابرسی، تعداد شرکای مؤسسه حسابرسی، تخصص حسابرس در صنعت، فشار کار حسابرسی، استقلال هیأت مدیره، دوگانگی مسئولیت مدیر عامل و تغییر مدیر عامل با کیفیت حسابرسی مشاهده نشد.

**نتیجه‌گیری:** در شرایط وجود بازده غیرعادی، تمایل به مدیریت سود کم‌تر و کیفیت حسابرسی بالاتر بوده و در نتیجه سرمایه‌گذاران در صنعت دارویی و سایر استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی با اتکای بیشتری نسبت به گزارش‌های حسابرسی می‌توانند تصمیم‌گیری کنند.

**واژه‌های کلیدی:** اقلام تعهدی اختیاری، بازده سهام، کیفیت حسابرسی، مدیریت سود.

۱. عضو هیأت علمی دانشگاه امام رضا (ع) و دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه فردوسی مشهد.

۲. دانشیار حسابداری دانشگاه فردوسی مشهد.

\* نویسنده مسئول؛ رایانامه: mvakilian@imamreza.ac.ir

## مقدمه

دستکاری انجام شده در سود خالص می‌داند (۵). لی و همکاران کیفیت حسابرسی را احتمال منتشرشدن گزارش مقبول برای صورت‌های مالی حاوی اشتباه‌های اساسی تعریف می‌کنند (۶). با این وجود، متداول‌ترین تعریف درباره کیفیت حسابرسی، تعریفی است که به وسیله دی آنجلو ارائه شده است؛ وی کیفیت حسابرسی را سنجش و ارزیابی بازار از توانایی حسابرس در کشف تحریف‌های با اهمیت در صورت‌های مالی و یا نظام حسابداری صاحب‌کار و نیز گزارش تحریف‌های با اهمیت کشف‌شده تعریف کرده است (۷).

کیفیت حسابرسی دارای ابعاد متفاوتی است و به طور ذاتی غیرقابل مشاهده و مشخصه خاصی برای آن وجود ندارد. در پژوهش‌های تجربی از الگوهای متفاوتی به‌عنوان معیار برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی استفاده شده است که در ادامه برخی از آن‌ها ذکر می‌شود. لینوکس و همکاران در بررسی تأثیر تغییر اجباری حسابرس بر کیفیت حسابرسی معیار «تعدیلات سنواتی» را بکار گرفتند (۸). مینوتی میزا در بررسی تأثیر تخصص حسابرس در صنعت بر کیفیت حسابرسی سه معیار «اقدام تعهدی اختیاری»، «اظهار نظر حسابرسی در رابطه با تداوم فعالیت» و «میزان تحقق سود پیش‌بینی شده تحلیل‌گران» را مد نظر قرار دادند (۹). چی و همکاران در بررسی تغییر اجباری شریک حسابرسی و کیفیت حسابرسی از دو معیار «اقدام تعهدی غیرعادی» و «ضریب واکنش سود» استفاده کردند (۱۰). کامرانا و همکاران در بررسی تأثیر تغییر اجباری حسابرس بر کیفیت حسابرسی دو معیار

با شکل‌گیری رابطه نمایندگی و تضاد منافع بین مدیران و سهامداران، مدیران ممکن است دست به رفتارهای فرصت‌طلبانه بزنند و تصمیم‌هایی در جهت منافع خود و مخالف منافع سهامداران بگیرند (۱). تضاد منافع بین این دو گروه، تقاضا برای ارائه خدمات به وسیله حسابرسان مستقل را ایجاد کرده تا در مورد انطباق صورت‌های مالی با اصول پذیرفته‌شده حسابداری به سرمایه‌گذاران گزارش دهند (۲). افزون بر تضاد منافع، مسائل دیگری از قبیل پیچیدگی عملیات و دسترسی‌نداشتن مستقیم کاربران به اطلاعات، موجب تقاضا برای خدمات حسابرسی مستقل شده است که از این دیدگاه هدف حسابرسی ارزیابی کیفیت اطلاعات برای کاربران است. در نتیجه، حسابرسان نقشی نظارتی و اطلاعاتی دارند که در نقش اطلاعاتی، حسابرسی به‌عنوان ابزاری برای بهبود کیفیت اطلاعات مالی از نظر سرمایه‌گذاران تلقی می‌شود. در این راستا، کیفیت تعیین‌کننده عملکرد حسابرسی است که تاکنون تعاریف زیادی برای آن بیان شده است؛ والاس کیفیت حسابرسی را در قالب توانایی حسابرس مستقل در کاهش اختلالات اطلاعات منعکس‌شده در صورت‌های مالی و افزایش دقت این اطلاعات تعریف کرده است (۳). تیمان و ترومن کیفیت حسابرسی را به‌عنوان درستی اطلاعات گزارش‌شده به وسیله حسابرس تعریف می‌کنند (۴). دیویدسون کیفیت حسابرسی را توانایی حسابرس در کشف و گزارش تحریف‌های با اهمیت و نیز کشف

گرفتند (۱۹). نونهال‌نهر و همکاران در بررسی رابطه بین کیفیت حسابرس و قابلیت اتکای اقلام تعهدی دو معیار «اندازه مؤسسه حسابرسی» و «دوره تصدی مؤسسه حسابرسی» را مد نظر قرار دادند (۲۰). مهدوی و حسینی‌نیا در بررسی اثربخشی کیفیت حسابرسی از سه عامل تغییر حسابرس، تخصص حسابرس در صنعت و نوع گزارش حسابرس استفاده کردند (۲۱). با توجه به پژوهش‌های ذکر شده در بالا و فرضیه کیفیت اطلاعات، اقلام تعهدی اختیاری معیاری مناسب برای کیفیت حسابرسی است. بر اساس فرضیه کیفیت اطلاعات، وظیفه حسابرس بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری است، وظیفه‌ای که سرانجام موجب ارتقای سودمندی اطلاعات برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و سایر ذی‌نفعان می‌شود. بر اساس این فرضیه هر چه کیفیت اطلاعات از طریق فرآیند حسابرسی افزایش یابد هزینه سرمایه، نامتقارنی اطلاعات و هزینه نمایندگی کاهش می‌یابد. در ادبیات پژوهش تأثیر عوامل مختلفی بر کیفیت حسابرسی بررسی شده است. در این ارتباط، بررسی روابط معیارهای مختلف عملکرد با کیفیت حسابرسی حاکی از وجود رابطه بین معیارهای عملکرد و کیفیت حسابرسی است (۲۲). هم‌چنین، نتایج پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که بین بازده عادی و بازده غیرعادی سالانه و سود حسابداری رابطه معناداری وجود دارد (۲۳). با توجه به مطالب یاد شده، این پژوهش با بهره‌گیری از اقلام تعهدی اختیاری به‌عنوان کیفیت حسابرسی به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا بازده سهام با کیفیت حسابرسی رابطه دارد؟

«محافظة کاری» و «اقلام تعهدی غیرعادی سرمایه در گردش» را بکار گرفتند (۱۱). اتردیج و همکاران در بررسی فشار هزینه بر کیفیت حسابرسی از معیار «اقلام تجدید ارائه شده» استفاده کردند (۱۲). لویز و پیتر در بررسی تأثیر فشار حجم کار حسابرسی بر کیفیت حسابرسی، معیار کیفیت حسابرسی را «اقلام تعهدی غیرعادی» قرار دادند (۱۳). گول و همکاران در بررسی کیفیت حسابرسی شاغلان انفرادی از سه معیار «اظهارنظر حسابرس»، «اقلام تعهدی غیرعادی» و «سود کم» (زیان‌گریزی) استفاده کردند (۱۴). بی‌هان و همکاران معیارهای اندازه و تخصص حسابرس در صنعت را بکار گرفتند (۱۵). احمدی و همکاران در بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر بازده آتی سهام از سه معیار «اندازه مؤسسه حسابرسی»، «تخصص مؤسسه حسابرسی» و «دوره تصدی حسابرس» استفاده کردند (۱۶). حساس‌یگانه و آذین‌فر در بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و اندازه مؤسسه حسابرسی، کیفیت حسابرسی را بر مبنای مقایسه تحریفات کشف و گزارش‌شده در گزارش‌های حسابرسی سال جاری با گردش سود و زیان انباشته سال آینده مورد سنجش قرار دادند (۱۷). پورحیدری و بدری خیره مسجدی در بررسی رابطه بین تغییر مؤسسات و شریک حسابرس با کیفیت حسابرسی و تعدیلات سنواتی از دو معیار «اقلام تعهدی اختیاری» و «تعدیلات سنواتی» استفاده کردند (۱۸). رحیمیان و جان‌فدا در بررسی تأثیر تغییر اجباری و داوطلبانه مؤسسات حسابرسی بر کیفیت حسابرسی، «نوع اظهارنظر-مقبول و تعدیل‌شده» را به‌عنوان معیار کیفیت حسابرسی بکار

مبنای نظری و پیشینه پژوهش

گزارش‌های مالی از مهم‌ترین منابع اطلاعاتی است که هدف آن فراهم کردن اطلاعات لازم برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی است و بخش اعظمی از نیاز اطلاعاتی بازار سرمایه را تأمین می‌کند (۲۴). در این ارتباط، بررسی رابطه بین متغیرهای حسابداری و متغیرهای بازار سهام حائز اهمیت است. برای اولین بار نتایج پژوهش بال و براون (۲۵) نشان داد که بین تغییرات غیرمنتظره سود و بازده اضافی سود، رابطه مستقیم وجود دارد. هم‌چنین، نتایج پژوهش دیگر بال و همکاران (۲۶) با استفاده از نظریه شنن، نشان داد که بین محتوای اطلاعاتی ترازنامه و تغییرات سود، رابطه وجود دارد. پژوهش کی‌ون (۲۷) با بررسی رابطه بین سود حسابداری و ارزش دفتری سهام، وجود رابطه بین سود حسابداری و ارزش دفتری سهام را تأیید کرده و نشان داد که این رابطه در شرکت‌های زیان‌ده با شرکت‌های سودده یکسان نیست. در این پژوهش با توجه به نقش حسابرسان در بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری بر مبنای فرضیه کیفیت اطلاعات و در نظر گرفتن اقلام تعهدی اختیاری به عنوان معیار کیفیت حسابرسی، رابطه بین بازده سهام و کیفیت حسابرسی بررسی شده است. بررسی ادبیات پژوهش در حوزه کیفیت حسابرسی حاکی از بررسی رابطه ویژگی‌های متعددی از حسابرسان و صاحب‌کار با کیفیت حسابرسی است. از جمله این ویژگی‌ها، دوره تصدی حسابرسان، اندازه مؤسسه حسابرسی، فشار حجم کار حسابرسی، تخصص حسابرسان در صنعت، تعداد بندهای شرط گزارش حسابرسی، اندازه

شرکت، استقلال هیأت مدیره، پیچیدگی فعالیت و وضعیت سودآوری شرکت مورد حسابرسی است که هر یک از این موارد به تفکیک در ادامه تشریح می‌شود.

دوره تصدی حسابرسان

نتایج پژوهش‌های تجربی در مورد رابطه بین دوره تصدی حسابرسان و کیفیت حسابرسی متفاوت است. نتایج پژوهش لینوکس و همکاران در بررسی تأثیر تغییر اجباری حسابرسان بر کیفیت حسابرسی نشان داد که تغییر اجباری حسابرسان موجب بهبود کیفیت حسابرسی می‌شود؛ به طوری که تفاوت معناداری بین کیفیت حسابرسی در سال آخر تغییر شریک و سال اول بعد از آن مشاهده شد (۸). هم‌چنین، نتایج پژوهش کمران و همکاران در بررسی تأثیر تغییر اجباری حسابرسان بر کیفیت حسابرسی در بازار سرمایه ایتالیا در سه دوره سه ساله تصدی مجاز حسابرسان نشان داد که محافظه‌کاری حسابرسان در دوره سوم تصدی بیشتر از دو دوره قبل آن بوده است (۱۱). نتایج پژوهش کاپلی و دوگت نشان داد که با افزایش دوره ارتباط حسابرسان و صاحب‌کار، کیفیت حسابرسی افزایش می‌یابد اما دوره ارتباط درازمدت باعث کاهش کیفیت حسابرسی می‌شود (۲۸). هم‌چنین، نتایج پژوهش فارقل و همکاران نشان داد که کیفیت حسابرسی در دوره‌های کوتاه‌مدت و درازمدت تصدی شریک مؤسسه حسابرسی متفاوت است (۲۹). نتایج پژوهش چی و همکاران در بررسی تغییر اجباری حسابرسان و کیفیت حسابرسی (با استفاده از معیارهای اقلام تعهدی

اختیاری و ضریب واکنش سود) در بازار سرمایه تایوان نشان داد که کیفیت حسابرسی شرکت‌هایی که تغییر اجباری حسابرس داشته‌اند تفاوت معناداری با شرکت‌های بدون تغییر اجباری دارد (۱۰) اما نتایج پژوهش ورنوکیا و همکاران نشان داد که تغییر حسابرس بر کیفیت حسابرسی تأثیر ندارد (۳۰).

نتایج پژوهش کرمی و همکاران برای بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و مدیریت سود نشان داد که وجود رابطه درازمدت میان صاحب‌کار و حسابرس، باعث افزایش انعطاف‌پذیری مدیریت در استفاده از اقلام تعهدی اختیاری می‌شود اما این استفاده بیشتر در جهت کاهش سود (محافظه‌کارانه) است (۳۱). نتایج پژوهش پورحیدری و بدری خیره مسجدی در بررسی رابطه بین تغییر مؤسسات حسابرسی و شریک حسابرس با کیفیت حسابرسی نشان داد که تغییر مؤسسات حسابرسی بر کیفیت حسابرسی تأثیری ندارد اما تغییر شریک مؤسسه حسابرس باعث افزایش کیفیت حسابرسی می‌شود (۱۸). نتایج پژوهش رحیمیان و جان‌فدا نیز در بررسی تأثیر تغییر اجباری و داوطلبانه مؤسسات حسابرسی بر کیفیت حسابرسی و تعدیلات سنواتی نشان داد که تغییر اجباری و داوطلبانه مؤسسات حسابرسی تأثیری بر کیفیت حسابرسی ندارد (۱۹).

#### اندازه مؤسسه حسابرسی

نتایج پژوهش‌های تجربی نشان می‌دهد که اندازه مؤسسه حسابرسی یکی از ویژگی‌هایی است که بر کیفیت حسابرسی اثرگذار است. مؤسسه‌های

حسابرسی بزرگ‌تر، خدمات حسابرسی را با کیفیت بیشتری ارائه می‌کنند زیرا علاقه‌مندند شهرت بهتری در بازار کار کسب کنند. این مؤسسه‌ها تلاش می‌کنند که کار را با کیفیت بالا انجام دهند زیرا تصور بر این است که چنین مؤسسه‌هایی، به دلیل دسترسی به منابع و امکانات بیشتر برای آموزش حسابرسان خود و انجام آزمون‌های مختلف، خدمات حسابرسی بهتری را در اختیار مشتریان خود قرار می‌دهند (۷). لنارد و یو در پژوهشی به بررسی این موضوع پرداختند که چگونه کیفیت سود، تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌های چینی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج پژوهش آنان نشان داد که در شرکت‌های چینی (شرکت‌های که به وسیله مؤسسات حسابرسی بزرگ حسابرسی می‌شوند) سرمایه‌گذاری بیشتری انجام می‌شود (۳۲). نتایج پژوهش بی‌هان و همکاران نشان داد که دقت پیش‌بینی سود تحلیل‌گران برای شرکت‌های حسابرسی شده به وسیله مؤسسات حسابرسی بزرگ بیشتر است (۱۵). هم‌چنین، نتایج پژوهش بکر و همکاران نشان داد که شرکت‌هایی که به وسیله مؤسسات حسابرسی بزرگ حسابرسی نمی‌شوند اقلام تعهدی اختیاری بیشتری را گزارش می‌کنند (۳۳). یافته‌های پژوهش گول و همکاران نشان داد که حسابرسان شاغل انفرادی موجب تغییر با اهمیتی در کیفیت حسابرسی (اظهارنظر حسابرس، اقلام تعهدی غیرعادی و سود کم یا زیان‌گریزی) می‌شوند (۱۴). نتایج پژوهش هنوک نشان داد که مؤسسات حسابرسی بزرگ‌تر معمولاً خدمات بهتری را نسبت به مؤسسات حسابرسی کوچک‌تر ارائه می‌دهند اما مواردی هم

یافت شد که مؤسسات حسابرسی کوچکتر مشاوره بهتری را به صاحبکاران خود ارائه کرده‌اند (۳۴). نتایج پژوهش رضایی و شعبانی در بررسی تأثیر اندازه و عمر مؤسسه حسابرسی بر کیفیت حسابرسی نشان داد که افزایش در عمر و اندازه مؤسسات حسابرسی باعث کاهش اقلام تعهدی می‌شود (۳۵).

حساس‌یگانه و آذین‌فر در پژوهشی رابطه بین کیفیت حسابرسی و اندازه مؤسسه حسابرسی را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که رابطه معنادار و معکوس بین کیفیت حسابرسی و اندازه حسابرسی (مؤسسه حسابرسی) وجود دارد (۱۷). نتایج پژوهش نونهال‌نهر و همکاران در بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و قابلیت اتکای اقلام تعهدی نشان داد که ضریب پایداری اقلام تعهدی در شرکت‌های حسابرسی‌شده به‌وسیله حسابرسی با کیفیت بالاتر (مؤسسه بزرگ‌تر و دوره تصدی بالاتر) در مقایسه با شرکت‌های حسابرسی‌شده به‌وسیله حسابرسی با کیفیت پایین‌تر بیشتر است. در نتیجه، اقلام تعهدی در این شرکت‌ها قابلیت اتکای بالایی دارد (۲۰). نتایج پژوهش خواجه‌وی و زارع نشان داد که بین سازوکارهای راهبری شرکتی و انتخاب سازمان حسابرسی یا مؤسسه‌های حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی ایران به‌عنوان حسابرسی به‌وسیله شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار ضعیفی وجود دارد (۳۶).

#### فشار حجم کار حسابرسی

نتایج پژوهش‌های تجربی نشان می‌دهد که فشار

حجم کار حسابرسی یکی از عواملی است که بر کیفیت حسابرسی اثرگذار است. لویز و پیتز در پژوهشی برای بررسی تأثیر فشار حجم کار حسابرسی بر کیفیت حسابرسی از اقلام تعهدی غیرعادی به‌عنوان معیار کیفیت حسابرسی استفاده کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که فشار کار حسابرسی با میزان اقلام تعهدی شرکت‌ها رابطه معنادار دارد (۱۳). نتایج پژوهش گانداری با عنوان «فشار بودجه زمانی، نوع شخصیت حسابرسان و ترویج اعمال کاهنده کیفیت حسابرسی» نشان داد که بین فشار بودجه زمانی و اعمال کاهنده کیفیت حسابرسی رابطه معناداری وجود دارد (۳۷).

#### تخصص حسابرسی در صنعت

شواهد تجربی نشان می‌دهد که تخصص در مورد صنعت شرکت مورد بررسی از دیگر عواملی است که بر کیفیت حسابرسی تأثیرگذار است. کیم و همکاران به بررسی نقش نظارتی حسابرسان با کیفیت بالا (حسابرسان متخصص در صنعت) در ارزیابی بازار سهام از نگاهداشت وجه‌نقد پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که ارزش بازار نگاهداشت وجه‌نقد شرکت‌هایی که از حسابرسان متخصص در صنعت استفاده می‌کنند به میزان قابل توجهی بیشتر از سایر شرکت‌ها است (۳۸). نتایج پژوهش مینوتی‌میزا در بررسی تأثیر تخصص حسابرسی در صنعت بر کیفیت حسابرسی با استفاده از سه معیار اقلام تعهدی اختیاری، اظهارنظر حسابرسی و میزان تحقق سود پیش‌بینی شده به وسیله تحلیل‌گران نشان داد که تفاوتی در کیفیت

افزایش کیفیت حسابرسی است (۴۱).

#### اندازه شرکت

نتایج پژوهش لاسالی و همکاران نشان داد که احتمال دریافت گزارش عدم اظهارنظر به وسیله شرکت‌های بزرگ در مقایسه با شرکت‌های کوچک بیشتر است (۴۲). نتایج حاصل از پژوهش پالمرز نشان داد که به دلیل افزایش تعداد قراردادهای نظارتی و راهبری شرکتی در شرکت‌های بزرگ، حسابرسان در ارائه گزارش برای این شرکت‌ها دقت بیشتری می‌کنند (۴۳). نتایج پژوهش فاروجیا و بالدجینو نشان داد که رابطه معناداری بین اندازه شرکت مورد رسیدگی و گزارش مشروط حسابرس وجود دارد (۴۴). باریز و همکاران وجود رابطه معنادار بین اندازه شرکت مورد رسیدگی و اظهارنظر حسابرس را تأیید کردند (۴۵) اما نتایج پژوهش هودیپ و کوکی نشان داد که بین اندازه شرکت و اظهارنظر حسابرس رابطه معناداری وجود ندارد (۴۶).

#### استقلال هیأت مدیره

فارینها و ویانا در پژوهشی رابطه بین ویژگی‌های هیأت مدیره و نوع گزارش حسابرسان مستقل را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که تعداد اعضای غیرموظف هیأت مدیره با گزارش مقبول حسابرس رابطه مثبت و معناداری دارد (۴۷). عباسزاده و منظرزاده در پژوهشی احتمال صدور گزارش مقبول حسابرسان مستقل با استفاده از ویژگی‌های هیأت مدیره را بررسی کردند. نتایج

حسابرسی دو گروه حسابرسان متخصص در صنعت و غیرمتخصص وجود ندارد (۹). بالسام و همکاران در پژوهشی رابطه بین تخصص حسابرس در صنعت و ضریب واکنش سود (از طریق مقایسه ضرایب واکنش سود) صاحب‌کاران حسابرسی شده به وسیله حسابرسان متخصص در صنعت و سایر صاحب‌کاران را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که تخصص حسابرس در صنعت موجب افزایش ضریب واکنش سود می‌شود (۳۹). نتایج پژوهش شوئر با استفاده از سنجه سهم حسابرس در یک صنعت خاص نشان داد که سطح ارقام تعهدی اختیاری در شرکت‌های با حسابرس متخصص در صنعت کم‌تر است. همچنین، وی به منظور ارائه تبیین روشن‌تری از رابطه بین میزان تخصص‌گرایی و سطح ارقام تعهدی اختیاری، رابطه بین افزایش سطح تخصص‌گرایی و سطح ارقام تعهدی اختیاری را آزمون کرد و نشان داد که با افزایش سطح تخصص‌گرایی، سطح ارقام تعهدی اختیاری کاهش می‌یابد (۴۰).

#### تعداد بندهای شرط گزارش حسابرسی

نتایج پژوهش بنی‌مهد و همکاران با عنوان «مدیریت سود و اظهارنظر حسابرس: شواهدی از بخش خصوصی حسابرسی» نشان داد که با افزایش حق‌الزحمه، حسابرسان وقت بیشتری برای حسابرسی صرف می‌کنند و این موضوع موجب افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری و در نتیجه کیفیت حسابرسی می‌شود. همچنین، رابطه مستقیم بین مدیریت سود و تعداد بندهای شرط گزارش حسابرسی ناشی از

جمع دارایی‌ها، نسبت مالکانه و تعداد اعضای غیرموظف هیأت مدیره با گزارش مقبول حسابرسی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد (۴۷).

عباس‌زاده و منظرزاده در پژوهشی احتمال صدور گزارش مقبول حسابرسان مستقل با استفاده از ویژگی‌های هیأت مدیره را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که رابطه مثبت و معناداری بین افزایش نرخ بازده دارایی‌ها و گزارش مقبول حسابرسی وجود دارد (۴۸). نتایج پژوهش جامعی و همکاران با عنوان «بررسی تأثیر عملکرد مدیران بر اظهارنظر حسابرسان مستقل» نشان داد که بهبود عملکرد مدیریت (نسبت سود عملیاتی به ارزش دفتری دارایی‌ها، سود هر سهم، نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و نرخ بازده دارایی‌ها) سبب کاهش صدور گزارش مشروط می‌شود. در نتیجه، معیارهای حسابداری عملکرد مدیریت، اظهارنظر حسابرسان مستقل را تحت تأثیر قرار می‌دهد (۲۲).

در زمینه پژوهش حاضر هیچ‌گونه پژوهش خارجی و داخلی مشاهده نشد اما پیرامون متغیرهای مستقل، پژوهش‌هایی به شرح زیر انجام شده است. نتایج پژوهش اسلوان نشان داد که شرکت‌های با حجم اقلام تعهدی بالا، بازده سهام پایینی دارند. یعنی، رابطه معکوس بین حجم اقلام تعهدی و بازده سهام وجود دارد. هم‌چنین، شرکت‌های با سود گزارش شده بالاتر از جریان وجوه نقد عملیاتی، به خاطر بالابودن حجم اقلام تعهدی، در سال‌های آینده کاهش در سود عملیاتی را تجربه خواهند کرد (۵۱). یون و میلر در پژوهشی وجوه نقد حاصل از

پژوهش آنان نشان داد که رابطه منفی و معناداری بین افزایش «تعداد اعضای هیأت مدیره» و گزارش مقبول وجود دارد. هم‌چنین، یافته‌های پژوهش آنان بیانگر این بود که «نبود تغییر در اعضای هیأت مدیره سال جاری نسبت به سال قبل» بر گزارش مقبول حسابرسان اثر منفی و معناداری دارد (۴۸).

#### پیچیدگی فعالیت

تهیه صورت‌های مالی تلفیقی به نوعی پیچیدگی‌های حسابداری شرکت اصلی را افزایش می‌دهد. افزایش این پیچیدگی به طور مستقیم می‌تواند افزون بر افزایش مدت زمان لازم برای انجام عملیات حسابرسی بر کیفیت حسابرسی نیز تأثیرگذار باشد. سنگوپتا معتقد است که حسابرسی شرکت‌های چندبخشی پیچیده و مشکل‌تر است و منجر به تأخیر بیشتر در ارائه صورت‌های مالی و هم‌چنین ارائه گزارش حسابرسی می‌شود (۴۹).

#### سودآوری

شواهد تجربی حاکی از بررسی روابط معیارهای مختلف سودآوری با کیفیت حسابرسی است. یافته‌های پژوهش بسلی و همکاران نشان داد که احتمال دریافت گزارش مشروط حسابرسان در شرکت‌هایی بیشتر است که سود کم‌تری گزارش می‌کنند (۵۰). فارینها و ویانا در پژوهشی رابطه بین ویژگی‌های هیأت مدیره و نوع گزارش حسابرسان مستقل را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که بین نرخ بازده دارایی‌ها، سود عملیاتی، لگاریتم



آن با هزینه‌های اختیاری غیرعادی است (۵۴).  
ودיעی و حسینی در پژوهشی رابطه بین معیارهای ارزیابی عملکرد و بازده غیرعادی سهام را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که بین متغیرهای نسبت جاری، نسبت آتی، درصد بدهی به مجموع دارایی‌ها، گردش مجموع دارایی‌ها، درصد بازده مجموع دارایی‌ها، درصد سود به سود ناویژه، درصد سود عملیاتی به درآمد، درصد سود ناویژه به درآمد و نسبت  $\frac{P}{B}$  و  $\frac{P}{E}$  با بازده غیرعادی سهام رابطه معناداری وجود دارد (۵۵).

آقایی و همکاران در پژوهشی تأثیر جریان وجه نقد آزاد و ساختار سرمایه بر معیارهای مختلف ارزیابی عملکرد شرکت‌های صنعت مواد و محصولات دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که رابطه اهرم بدهی با شاخص کیو توبین و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام مثبت و معنادار و با نرخ بازده دارایی‌ها منفی و معنادار است. همچنین، رابطه جریان وجه نقد آزاد با نرخ بازده دارایی‌ها منفی و معنادار و با نرخ بازده حقوق صاحبان سهام مثبت و معنادار است اما با شاخص کیو توبین رابطه معناداری مشاهده نشد (۵۶).

واعظ و احمدی در پژوهشی به بررسی رابطه بین دو عامل حق‌الزحمه حسابرسی و تغییر حسابرس با تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی شرکت‌های دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که تغییر حسابرس با تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی رابطه معناداری ندارد اما

فعالیت‌های عملیاتی را به‌عنوان شاخص اصلی عملکرد بنگاه‌های اقتصادی در نظر گرفتند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که بنگاه‌هایی که با عملکرد ضعیف روبه‌رو بوده‌اند، انگیزه قوی‌تری برای افزایش سود گزارش شده خود از طریق فرآیند مدیریت سود داشته‌اند و برعکس، در بنگاه‌هایی که از عملکرد خوبی برخوردار بوده‌اند، احتمال اتخاذ شیوه‌های افزایش مصنوعی سود به‌وسیله مدیریت، کم‌تر بوده است (۵۲).

یافته‌های چمبرز و پاین در بررسی کیفیت حسابرسی و پایداری ارقام تعهدی بیانگر این است که بین بازده عملیاتی مربوط به پایداری ارقام تعهدی و کیفیت حسابرسی رابطه منفی وجود دارد (۵۳).

فارینها و ویانا در پژوهشی با مطالعه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پرتغال در بازه زمانی ۲۰۰۲-۲۰۰۴ نشان دادند که بین نرخ بازده دارایی‌ها، سود عملیاتی، لگاریتم جمع دارایی‌ها، نسبت مالکانه و تعداد اعضای غیرموظف هیأت مدیره با گزارش مقبول حسابرس رابطه مثبت و معناداری وجود دارد (۴۷).

بادآورنهدی و تقی‌زاده خانقاه در پژوهشی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و مدیریت فعالیت‌های واقعی در شرکت‌های دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که بین دوره تصدی حسابرس و شاخص‌های مدیریت فعالیت‌های واقعی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین، رابطه بین دوره تصدی حسابرس با هزینه‌های تولید غیرعادی متفاوت از رابطه

تأخیر در ارائه گزارش حسابرسی با حق الزحمه حسابرسی رابطه مثبت و معناداری دارد (۵۷).

جبارزاده لنگرلوئی و همکاران در پژوهشی به بررسی رابطه بین مدیریت سود شرکت‌های گروه (تلفیقی) با بازده سهام شرکت اصلی در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که بین مدیریت سود شرکت‌های گروه (تلفیقی) و بازده سهام شرکت اصلی رابطه معکوس و معناداری وجود دارد (۵۸).

#### فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش در این پژوهش رابطه بازده با کیفیت حسابرسی از طریق فرضیه‌های زیر آزمون شده است:

فرضیه اول: بین بازده غیرعادی و کیفیت حسابرسی رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین بازده واقعی و کیفیت حسابرسی رابطه معناداری وجود دارد.

در این پژوهش از ارقام تعهدی اختیاری به عنوان معیار کیفیت حسابرسی استفاده شده است.

#### روش پژوهش

از آن جا که این پژوهش در پی یافتن رابطه معنادار بین دو گروه اطلاعات در یک جامعه است در زمره پژوهش‌های همبستگی قرار دارد. هم‌چنین، پژوهش حاضر از نوع پس‌رویداری است؛ یعنی، بر مبنای تجزیه و تحلیل اطلاعات گذشته انجام می‌شود. در این

پژوهش، ابتدا، همبستگی بین متغیرهای پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است و پس از اطمینان از وجود همبستگی بین متغیرهای پژوهش اقدام به برآورد الگوی رگرسیون شده است.

#### جامعه آماری و قلمرو زمانی و مکانی پژوهش

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های دارویی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۲ می‌شود. در این رابطه شرکت‌هایی که اطلاعات مالی آن‌ها، صورت‌های مالی اساسی (ترازنامه، صورت سود و زیان، صورت جریان وجوه نقد و یادداشت‌های توضیحی همراه صورت‌های مالی)، در طول دوره زمانی مورد آزمون در دسترس بوده به تعداد ۲۴ شرکت بررسی شد. دلیل انتخاب شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان شرکت‌های مورد آزمون، نظارت سازمان‌های مهم اقتصادی مانند وزارت امور اقتصادی و دارایی و بانک مرکزی بر این شرکت‌ها است. افزون بر این، با توجه به این که صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران باید مورد تأیید حسابرسان معتمد سازمان بورس اوراق بهادار قرار گیرد قابلیت اتکای بیشتری دارد. هم‌چنین، به دلیل آن که شرکت‌های مزبور موظفند گزارش‌های مالی خود را به شکل یکنواخت ارائه کنند، از قابلیت مقایسه‌پذیری بیشتری نیز برخوردارند. در نتیجه، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مطلوب‌ترین شرکت‌ها برای استخراج اطلاعات مالی برای بررسی موضوع پژوهش است.

روش گردآوری داده‌ها

در این پژوهش، گردآوری داده‌ها به روش کتابخانه‌ای و اسنادی انجام شد. در واقع، داده‌های مورد استفاده به دو بخش طبقه‌بندی می‌شود. بخش اول، مرتبط با مبانی نظری و ادبیات پژوهش است که از کتب، مقالات معتبر، مجلات علمی-پژوهشی، پایان‌نامه‌های دانشجویی و تارنماهای معتبر گردآوری و مورد استفاده قرار گرفته است و بخش دوم داده‌های مورد نیاز برای انجام پژوهش است که از صورت‌های مالی اساسی شرکت‌های مورد آزمون از طریق تارنماهای رسمی سازمان بورس اوراق بهادار تهران، مدیریت توسعه و پژوهش مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار تهران و سیستم جامع اطلاع‌رسانی ناشران-کدال دریافت شده است.

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

در پژوهش حاضر آزمون معنادار بودن شامل آزمون معنادار بودن الگوی رگرسیون و آزمون معنادار بودن ضرایب انجام شده است. همچنین، آزمون‌های پیش‌فرض استفاده از الگوی رگرسیون شامل آزمون دوربین-واتسون، آزمون هم‌خطی و آزمون نرمال بودن خطاها انجام شده است. برای آزمون فرضیه‌ها و سرانجام، تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار اکسل نسخه ۲۰۱۰ و نرم‌افزار آماری R نسخه ۳/۲/۲ استفاده شده است.

متغیر وابسته

در این پژوهش از ارقام تعهدی اختیاری به عنوان جایگزینی مناسب برای کیفیت حسابرسی استفاده

شده و برای محاسبه آن ابتدا کل ارقام تعهدی به شرح زیر اندازه‌گیری شده است:

$$\text{ACCR}_{i,t} = \text{ERRN}_{i,t} - \text{CFO}_{i,t} \quad \text{رابطه ۱}$$

$\text{ACCR}_{i,t}$ : بیانگر کل ارقام تعهدی شرکت  $i$  در سال  $t$  است.

$\text{ERRN}_{i,t}$ : بیانگر سود عملیاتی شرکت  $i$  در سال  $t$  است.

$\text{CFO}_{i,t}$ : بیانگر وجه نقد حاصل از عملیات شرکت  $i$  در سال  $t$  است.

جوز تفاوت سود و وجه نقد حاصل از عملیات را به‌عنوان ارقام تعهدی معرفی می‌کند. بر مبنای این رویکرد اطلاعات موجود در وجه نقد عملیاتی، معیاری عینی‌تر برای ارزیابی عملکرد واقعی بنگاه اقتصادی است و کم‌تر مورد دستکاری مدیریت قرار می‌گیرد. در این الگو فرض بر این است که برای محاسبه ارقام تعهدی مدیریت نشده ناشی از معاملات اقتصادی دو متغیر دارایی‌های ثابت مشهود و تغییرات در درآمدها مؤثر است. وی فرض ثابت بودن ارقام تعهدی غیراختیاری را کنار گذاشت و تلاش کرد اثر تغییر شرایط اقتصادی بر ارقام تعهدی غیراختیاری را کنترل کند. الگوی جونز به شرح زیر است (۵۹):

رابطه ۲

$$\text{ACCR}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{REV}_{i,t} + \alpha_2 \text{PPE}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$\Delta \text{RVE}_{i,t}$ : بیانگر درآمد شرکت  $i$  در سال  $t$  منهای درآمد سال  $t-1$  تقسیم بر میانگین جمع دارایی‌ها.

$\text{PPE}_{i,t}$ : بیانگر ناخالص دارایی‌های ثابت مشهود شرکت  $i$  در سال  $t$  تقسیم بر میانگین جمع دارایی‌ها.

$\varepsilon_{i,t}$ : جزء خطا است که در این الگو به‌عنوان معیار ارقام تعهدی اختیاری و معیار معکوس کیفیت

حسابرسی است.

در شرایط افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در ایران، کاهش در موجودی مواد و کالا نسبت به سال قبل موجب افزایش در درآمدها به صورت اختیاری خواهد شد. در نتیجه، آنان تغییرات در موجودی مواد و کالا را به الگوی ارائه شده به وسیله کاسنیک اضافه کردند. با این کار تغییرات در موجودی مواد و کالا از ارقام تعهدی اختیاری و تحت کنترل مدیریت تلقی شد و از ارقام تعهدی غیراختیاری در الگوی کاسنیک خارج شد (۶۲).

#### رابطه ۵

$$ACCR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 [\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t} + \Delta INV_{i,t}] + \alpha_2 PPE_{i,t} + \alpha_3 \Delta CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$\Delta INV_{i,t}$ : بیانگر موجودی مواد و کالای شرکت  $i$  در

سال  $t$  منهای موجودی مواد و کالا سال  $t-1$  تقسیم بر

میانگین جمع دارایی‌هاست.

با توجه به موارد مذکور در این پژوهش برای جداسازی بخش اختیاری از کل ارقام تعهدی، داده‌های پژوهش با سه الگوی تعدیل‌شده جونز، کاسنیک و تعدیل‌شده کاسنیک آزمون‌شده و سرانجام از الگوی تعدیل‌شده جونز، که خطاهای آن از همه کم‌تر بود، استفاده شده است.

#### الگوی پژوهش

در این پژوهش از الگوی رگرسیون چندگانه زیر

برای بررسی رابطه بین بازده غیرعادی و بازده عادی با

ارقام تعهدی اختیاری استفاده شده است:

#### رابطه ۶

$$AUDITQ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 RETURN_{i,t} + \alpha_2 LNAT_{i,t} + \alpha_3 LNSALE_{i,t} + \alpha_4 ROA_{i,t} + \alpha_5 ROE_{i,t} + \alpha_6 QTOBIN_{i,t} + \alpha_7 COMPLEXITY_{i,t} + \alpha_8 OPINION_{i,t} + \alpha_9 PROVISIONS_{i,t} +$$

در الگوی جونز فرض می‌شود که درآمد فروش غیراختیاری است در حالی که چنانچه سود از طریق درآمدهای غیراختیاری مدیریت شود الگوی مذکور بخشی از سود مدیریت شده را حذف می‌کند. از این رو، دیچو و همکاران برای از بین بردن فرض غیراختیاری بودن درآمد فروش، اقدام به تعدیل درآمد از طریق تغییرات حساب‌های دریافتی کردند و فرض کردند که تمام تغییرات فروش نسبه از مدیریت سود ناشی می‌شود؛ در نتیجه، تغییرات در حساب‌های دریافتی به الگوی جونز افزوده شد و الگوی زیر ارائه شد (۶۰):

#### رابطه ۳

$$ACCR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 [\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}] + \alpha_2 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$\Delta REC_{i,t}$ : بیانگر حساب‌های دریافتی تجاری شرکت

$i$  در سال  $t$  منهای حساب‌های دریافتی تجاری سال

$t-1$  تقسیم بر میانگین جمع دارایی‌ها است.

پس از پژوهش دیچو و همکاران، کاسنیک با در نظر گرفتن وجه نقد حاصل از عملیات، الگوی جونز را به شرح زیر تعدیل کرد (۶۱).

#### رابطه ۴

$$ACCR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 [\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}] + \alpha_2 PPE_{i,t} + \alpha_3 \Delta CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$\Delta CFO_{i,t}$ : بیانگر وجه نقد حاصل از عملیات شرکت  $i$

در سال  $t$  منهای وجه نقد حاصل از عملیات سال  $t-1$

تقسیم بر میانگین جمع دارایی‌ها است.

بهار مقدم و کوهی به دلیل اهمیت موجودی مواد و کالا در شرکت‌های ایرانی معتقدند که موجودی مواد و کالا ابزاری برای مدیریت سود است. هم‌چنین،

مالیات به مجموع دارایی‌ها بدست می‌آید.

$ROE_{i,t}$ : بیانگر بازده حقوق صاحبان سهام شرکت  $i$  در سال  $t$  است که از تقسیم سود خالص به حقوق صاحبان سهام در پایان سال بدست می‌آید.

$QTOBIN_{i,t}$ : بیانگر نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به همراه بدهی‌ها تقسیم بر ارزش دفتری دارایی‌های شرکت  $i$  در سال  $t$  است.

$COMPLEXITY_{i,t}$ : بیانگر پیچیدگی شرکت  $i$  در سال  $t$  است که برای صورت‌های مالی تلفیقی عدد ۱ و در غیر این صورت صفر منظور می‌شود.

$OPINION_{i,t}$ : بیانگر نوع اظهار نظر حسابرسی شرکت  $i$  در سال  $t$  است که برای اظهار نظر مقبول، مشروط، عدم اظهار نظر و مردود، به ترتیب، عدد ۱، ۲، ۳ و ۴ استفاده شده است.

$PROVISIONS_{i,t}$ : بیانگر تعداد بندهای شرط گزارش حسابرسی شرکت  $i$  در سال  $t$  است.

$TENURE_{i,t}$ : بیانگر دوره تصدی حسابرس شرکت  $i$  در سال  $t$  است. با توجه به نتایج پژوهش‌های پیشین و این که سازمان بورس و اوراق بهادار تهران از تاریخ ۸ مرداد ۱۳۸۶ در دستورعمل مؤسسات حسابرسی معتمد بورس و اوراق بهادار تغییر مؤسسات حسابرسی را برای دوره چهار ساله الزامی کرده است در این پژوهش دوره تصدی ۱ تا ۴ و برای بیشتر از آن عدد ۵ به‌عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است (۶۳).

$AUDITSIZE_{i,t}$ : بیانگر اندازه مؤسسه حسابرسی شرکت  $i$  در سال  $t$  است که اگر حسابرس سازمان حسابرسی و مؤسسه حسابرسی مفید راهبر باشد برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته شده است.

$$\alpha_{10}TENURE_{i,t} + \alpha_{11}AUDITSIZE_{i,t} + \alpha_{12}PARTNERNUM_{i,t} + \alpha_{13}SPECIALIST_{i,t} + \alpha_{14}AUDITPRESSURE_{i,t} + \alpha_{15}LAG_{i,t} + \alpha_{16}OUTDIR_{i,t} + \alpha_{17}DUALITY_{i,t} + \alpha_{18}CHANGECEO_{i,t}$$

$AUDITQ_{i,t}$ : بیانگر کیفیت حسابرسی است که از طریق رابطه شماره ۳ برآورد شده است.

$RETURN_{i,t}$ : بیانگر قدرمطلق بازده غیرعادی است که از تفاوت بازده مورد انتظار و بازده واقعی به شرح زیر بدست می‌آید.

$$AR_{i,t} = R_{m,t} - R_{j,t} \quad \text{رابطه ۷}$$

در این رابطه  $R_{m,t}$  بیانگر بازده مورد انتظار است که معادل بازده بازار فرض شده است و از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$R_{m,t} = (IN_{m,t} - IN_{m,t-1}) / IN_{m,t-1} \quad \text{رابطه ۸}$$

در این رابطه  $IN_{m,t}$  شاخص قیمت و سود صنعت در پایان سال است.  $IN_{m,t-1}$  شاخص قیمت و سود صنعت در اول سال و  $R_{j,t}$  بیانگر بازده واقعی است که از رابطه زیر بدست آمده است:

$$R_{j,t} = \frac{(1+\alpha)(Pt - Pt-1) + DPS - C}{Pt-1} \quad \text{رابطه ۹}$$

در این رابطه  $\alpha$  بیانگر درصد افزایش سرمایه،  $Pt$  بیانگر قیمت بازار هر سهم در پایان سال،  $Pt-1$  بیانگر قیمت بازار هر سهم در اول سال،  $DPS$  بیانگر سود تقسیمی هر سهم و  $C$  بیانگر آورده نقدی بابت افزایش سرمایه است.

$LNSALE_{i,t}$  و  $LNAT_{i,t}$ : بیانگر اندازه شرکت  $i$  در سال  $t$  است که، به ترتیب، برابر با لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌ها و لگاریتم طبیعی فروش است.

$ROA_{i,t}$ : بیانگر بازده دارایی‌های شرکت  $i$  در سال  $t$  است که از تقسیم سود قبل از هزینه‌های مالی و

سال  $t$  است و فاصله بین تاریخ خاتمه عملیات حسابرسی تا تاریخ تصویب صورت‌های مالی در مجمع عمومی را نشان می‌دهد.

$OUTDIR_{i,t}$ : بیانگر تعداد اعضای غیرموظف هیأت مدیره شرکت  $i$  در سال  $t$  به کل اعضای هیأت مدیره است. عضو غیرموظف هیأت مدیره عضو است که در شرکت مسئولیت اجرایی و رسمی نداشته باشد.

$DUALITY_{i,t}$ : بیانگر دوگانگی وظایف مدیرعامل شرکت  $i$  در سال  $t$  است. اگر مدیرعامل، رئیس هیأت مدیره نیز باشد برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر صفر است.

$CHANGECEO_{i,t}$ : بیانگر تغییر مدیر عامل شرکت  $i$  در سال  $t$  است. در صورت تغییر برابر با ۱ و در غیر این صورت برابر صفر است.

به منظور تعیین الگوی مناسب اقلام تعهدی اختیاری، سه الگوی تعدیل شده جونز، الگوی کاسنیک و الگوی تعدیل شده کاسنیک برآزش شد و الگویی که دارای کم‌ترین خطا بود برای تعیین اقلام تعهدی اختیاری استفاده شده است. خطاهای الگوهای مذکور در جدول شماره ۱ ارائه شده است. همان‌طور که جدول مزبور نشان می‌دهد الگوی تعدیل شده جونز دارای کم‌ترین خطا است و در این پژوهش از اقلام تعهدی اختیاری حاصل شده از این الگو به عنوان معیار کیفیت حسابرسی استفاده شده است. هم‌چنین، به منظور آزمون فرضیه دوم در رابطه شماره ۶ به جای بازده غیرعادی (AR) از بازده واقعی (R) استفاده شده است.

هم‌چنین، از تعداد شرکا مؤسسات حسابرسی ۳ تا ۱۳ شریک و بیشتر به عنوان دو متغیر کنترلی به عنوان معیار اندازه حسابرسی استفاده شده است.

$PARTNERNUM_{i,t}$ : تعداد شرکای مؤسسه حسابرسی شرکت  $i$  در سال  $t$  است.

$SPECIALIST_{i,t}$ : بیانگر تخصص حسابرسی در صنعت شرکت  $i$  در سال  $t$  است که بر اساس نسبت دارایی‌های حسابرسی شده به وسیله حسابرسی به جمع دارایی‌های جامعه پژوهش برای هر مؤسسه در سال اول و به صورت تجمعی در سال‌های بعد محاسبه شده است. در این پژوهش تخصص حسابرسی در صنعت به عنوان یک متغیر کنترلی استفاده شده و برای سنجش این متغیر از رویکرد سهم هر مؤسسه حسابرسی از جمع دارایی‌های رسیدگی شده جامعه آماری پژوهش تا پایان هر سال استفاده شده است.

در این پژوهش به شرح زیر از دو معیار فاصله تاریخ تصویب صورت‌های مالی از سوی هیأت مدیره تا خاتمه عملیات حسابرسی و فاصله خاتمه عملیات حسابرسی تا تاریخ مجمع عمومی به عنوان معیار فشار حجم کار حسابرسی استفاده شده است و هر چه این فاصله کم‌تر باشد فشار کار حسابرسی بیشتر خواهد بود.

$AUDITPRESSURE_{i,t}$ : بیانگر فشار کار حسابرسی شرکت  $i$  در سال  $t$  است و فاصله بین تاریخ تصویب صورت‌های مالی در هیأت مدیره و تاریخ خاتمه عملیات حسابرسی را نشان می‌دهد.

$LAG_{i,t}$ : بیانگر فشار کار حسابرسی شرکت  $i$  در

جدول ۱: خطای الگوها بر اساس روش‌های مختلف آماری

روش‌های آماری تعیین خطای الگو	الگوی تعدیل شده جونز	الگوی کاسنیک	الگوی تعدیل شده کاسنیک
ضریب آکائیک	(۱۷۹/۱۷)	(۲۴۳/۳۸)	۲۴۹/۲۳
واریانس خطا	۰/۹۹۷	۱/۰۲۲	۱/۲۸۳
میانگین قدر مطلق انحرافات خطا	۰/۷۵۳	۰/۷۷۸	۰/۸۰۴
میانگین درصد خطای مطلق	۷/۲۰۹	۴/۶۰۲	۳/۶۸۲
قدر مطلق انحراف خطا از میانه	۰/۷۵۳	۰/۷۷۷	۰/۸۰۳

جدول ۲: آمار توصیفی

متغیر	کمینه	بیشینه	میانگین	میانه	انحراف معیار
کیفیت حسابرسی (اقدام تعهدی اختیاری)	(۰/۲۵)	۰/۶۴	۰/۱۲۵	۰/۱۱	۰/۱۴
بازده غیرعادی	۰/۱۹۳	۳۲۶/۸۸۷	۳۳/۱۶۵	۱۹/۲۰۲	۴۳/۶۶۶
بازده واقعی	(۵۱/۷)	۵۷۴/۳۸	۵۷/۰۱۲	۱۹/۴۱	۹۵/۷۹
لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌ها	۱۲	۱۷	۱۳/۷۷	۱۴	۰/۹۸
لگاریتم طبیعی فروش	۱۲	۱۷	۱۳/۴۶	۱۳	۱/۱۱
بازده دارایی‌ها	۰/۰۵	۰/۷۱	۰/۲۶۴	۰/۲۴	۰/۱۱۶
بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۰۷	۰/۷۹	۰/۴۲۹	۰/۴۳۵	۰/۱۳۷
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها	۱	۳/۸۴	۱/۷۵۲	۱/۶۳	۰/۵۱۹
تعداد بندهای شرط گزارش حسابرسی	۰	۵	۰/۵۴۲	۰	۰/۹۵۳
تعداد شرکای مؤسسه حسابرسی	۳	۱۳	۵/۷۸۴	۴	۴/۰۶۴
تخصص حسابرس در صنعت	۰	۰/۳۹	۰/۰۸۶	۰/۰۳	۰/۱۱۹
فشار کار حسابرسی نسبت به تاریخ خاتمه	۰	۹۸	۱۰/۹۸	۹	۱۰/۸۶۶
فشار کار حسابرسی نسبت به تاریخ مجمع	۰	۲۸۹	۴۲/۱۲	۱۲	۷۰/۱۸۸
تعداد اعضای غیرموظف هیأت مدیره	۲	۵	۳/۶	۴	۰/۶۱۶

## یافته‌ها

اختیاری، بازده غیرعادی و بازده واقعی، به ترتیب، ۰/۱۲۵، ۳۳/۱۶۵ و ۵۷/۰۱۲ است. این نتایج نشان می‌دهد که نسبت به مقدار بیشینه، میانگین اقدام تعهدی اختیاری در شرکت‌های دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پایین است. هم‌چنین، میانگین ۳/۶ تعداد اعضای غیرموظف هیأت مدیره، با توجه به این که بیشتر شرکت‌ها دارای ۵ عضو هیأت مدیره هستند، به‌طور میانگین میزان استقلال هیأت مدیره این شرکت‌ها را نشان می‌دهد. افزون بر این، مقایسه میانه،

## آمار توصیفی

نتایج آمار توصیفی شامل کمینه، بیشینه، میانگین، میانه و انحراف معیار مربوط به متغیرهای پژوهش در جدول شماره ۲ ارائه شده است. بر اساس اطلاعات ارائه شده میانگین تعداد شرکای مؤسسه حسابرسی ۵/۷۸۴ نفر و میانگین تعداد اعضای غیرموظف هیأت مدیره ۳/۶ نفر است. هم‌چنین، میانگین اقدام تعهدی

میانگین و بیشینه تأخیر گزارشگری (فشار کار حسابرسی نسبت به تاریخ خاتمه) نشان می‌دهد که میزان تأخیر در گزارشگری زیاد نیست.

#### آمار استنباطی

به منظور تعیین الگوی مناسب بین رگرسیون ترکیبی و رگرسیون خطی چند گانه از آزمون F لیمر استفاده شده است. فرضیه صفر آزمون F لیمر حاکی از آن است که الگوی رگرسیون خطی چند گانه مناسب است و فرضیه مقابل آن بیان‌کننده این است که استفاده از الگوی رگرسیون ترکیبی مناسب‌تر است. نتایج حاصل از آزمون F لیمر در جدول شماره ۳ آمده است. نتیجه آزمون F لیمر نشان می‌دهد که سطح معناداری بیشتر از ۵٪ است. بنابراین، فرضیه صفر رد نمی‌شود و الگوی رگرسیون خطی چند گانه مناسب‌تر است.

به منظور تعیین الگوی مناسب بین رگرسیون ترکیبی و رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان، از

آزمون F لیمر برای الگوی رگرسیون ترکیبی در برابر الگوی رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان استفاده شد. فرضیه صفر آزمون F لیمر حاکی از آن است که الگوی رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان مناسب است و فرضیه مقابل آن بیان‌کننده این است که استفاده از الگوی رگرسیون ترکیبی مناسب‌تر است. نتایج این آزمون در جدول شماره ۴ ارائه شده است.

با توجه به نتایج مندرج در جدول شماره ۴ که نشان می‌دهد سطح معناداری بیشتر از ۵٪ است، فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید شده و الگوی رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان مناسب‌تر تشخیص داده می‌شود.

به منظور انتخاب الگوی مناسب بین الگوهای رگرسیون خطی چند گانه و رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان از ضریب آکائیک استفاده شده است. الگویی که ضریب آکائیک کوچک‌تری داشته باشد مناسب‌تر است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول شماره ۵ ارائه شده است.

**جدول ۳: نتایج آزمون F لیمر برای انتخاب رگرسیون ترکیبی در مقابل رگرسیون خطی چند گانه**

فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون
الگوی رگرسیون خطی چند گانه مناسب‌تر است	۰/۸۸۳	۰/۶۲	فرضیه صفر پذیرفته می‌شود

**جدول ۴: نتایج آزمون F لیمر برای انتخاب رگرسیون ترکیبی در مقابل رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان**

فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون
الگوی رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان مناسب‌تر است	۰/۶۵۵	۰/۸۴۶	فرضیه صفر پذیرفته می‌شود

**جدول ۵: ضرایب آکائیک الگوهای رگرسیون خطی چند گانه و رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان**

ضریب آکائیک الگوی رگرسیون خطی چند گانه	ضریب آکائیک رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان
۳۶۵/۰۶۴	۳۶۴/۳۸۸



واتسون استفاده شد. در این آزمون، فرضیه صفر نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی بین خطاهای الگو است و فرضیه مقابل نشان‌دهنده وجود خودهمبستگی بین خطاهای الگو است. نتایج حاصل از آزمون دوربین-واتسون در جدول شماره ۷ ارائه شده است.

همان‌طور که در جدول شماره ۷ نشان داده شده است سطح معناداری بیشتر از ۵٪ است. بنابراین، فرضیه صفر تأیید می‌شود. به عبارت دیگر، بین خطاها، خودهمبستگی وجود ندارد.

با توجه به این که تمام فرضیه‌های زیربنایی الگوی رگرسیون خطی چند گانه وجود دارد از روش رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان برای برازش الگو استفاده شده است.

برای بررسی صحت الگوی رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان از آزمون F استفاده شد که نتایج آن در جدول شماره ۸ ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده معنادار نبودن الگوی رگرسیون خطی ساده با عامل زمان و فرضیه مقابل نشان‌دهنده معنادار بودن الگوی رگرسیون خطی ساده با عامل زمان است.

همان‌طور که نتایج مندرج در جدول شماره ۵ نشان می‌دهد خطای الگوی رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان کم‌تر از الگوی رگرسیون خطی ساده است؛ در نتیجه، در این پژوهش از الگوی رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان استفاده شد.

پس از تعیین الگوی مناسب، شرایط زیربنایی الگوی پژوهش به شرح زیر بررسی شده است:

۱. به منظور بررسی نرمال بودن خطاهای الگو از نمودار هیستوگرام، نمودار جعبه‌ای، نمودار چندک استفاده شد که در همه موارد نتایج مؤید نرمال بودن خطاها بود. نتایج آزمون کلموگوروف-اسمیرنوف (مندرج در جدول شماره ۶) نیز نرمال بودن خطاهای الگو را تأیید می‌کند. فرضیه صفر آزمون کلموگوروف-اسمیرنوف حاکی از نرمال بودن خطاها است و فرضیه مقابل آن بیان‌کننده این است که خطاهای الگو نرمال نیست.

۲. برای بررسی ناهمسانی واریانس خطاها از نمودار پراکنش مانده‌ها استفاده شد. نقاط این نمودار از الگوی خاصی پیروی نمی‌کند. این نتیجه نشان‌دهنده ثابت بودن واریانس است.

۳. برای بررسی خودهمبستگی از آزمون دوربین-

جدول ۶: نتایج آزمون کلموگوروف-اسمیرنوف

فرضیه صفر	آماره D	سطح معناداری	نتیجه آزمون
خطاهای الگو نرمال است	۰/۰۴۱	۰/۹۶۷	فرضیه صفر پذیرفته می‌شود

جدول ۷: نتایج آزمون دوربین-واتسون

فرضیه صفر	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه آزمون
نبود خودهمبستگی بین خطاهای الگو	۲/۰۰۴	۰/۳۳	فرضیه صفر پذیرفته می‌شود

ضرایب در رابطه بازده غیرعادی با کیفیت حساسی در جدول شماره ۹ نشان داده شده است. برای بررسی معنادار بودن ضرایب متغیرهای مستقل در هر الگو از آماره  $t$  استفاده شد تا تأثیر متغیرهای مستقل مشخص شود. فرضیه صفر آزمون بیان کننده

همان طور که جدول شماره ۸ نشان می دهد سطح معناداری کوچک تر از ۰/۰۰۱ است. بنابراین، فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۹٪ رد می شود و الگوی رگرسیونی خطی ساده با عامل زمان معنادار است. نتایج حاصل از برازش الگوی و آزمون معناداری

جدول ۸: نتایج آزمون F برای صحت الگوی رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان

نتیجه آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	فرضیه صفر
فرضیه صفر پذیرفته می شود	< ۰/۰۰۱	۴/۷۵۴	الگوی رگرسیون خطی ساده با عامل زمان معنادار نیست

جدول ۹: نتایج برآورد ضرایب الگو و آزمون معناداری آن ها در رابطه با بازده غیرعادی

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره $t$	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۰/۶۱۸	۱/۵۶	۰/۳۹۶	۰/۶۹۳
بازده غیرعادی	(۰/۰۰۶)	۰/۰۰۱	(۰/۷۵)	۰/۰۰۰
لگاریتم طبیعی دارایی ها	(۰/۱۳۲)	۰/۱۸۳	(۰/۷۲)	۰/۴۷۲
لگاریتم طبیعی فروش	۰/۰۴۶	۰/۱۷۶	۰/۲۶۱	۰/۷۹۴
بازده دارایی ها	۶/۷۰۸	۱/۱۹۳	۵/۶۱۹	۰/۰۰۰
بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۰۱۷	۰/۸۸۵	۰/۰۱۸	۰/۹۸۵
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی ها	(۰/۸۳۵)	۰/۲۲۳	(۳/۷۳۶)	۰/۰۰۰
پیچیدگی (تلفیقی)	(۰/۱۸۵)	۰/۲۲۳	(۰/۸۳)	۰/۴۰۸
نوع اظهار نظر	۰/۳۰۳	۰/۲۶۳	۱/۱۵۵	۰/۲۵۱
تعداد بندهای شرط	(۰/۳۳۲)	۰/۱۲۸	(۲/۵۸۷)	۰/۰۱۱
دوره تصدی حسابرسان (۱)	۰/۴۹	۰/۲۲۴	۰/۲۲۱	۰/۸۲۵
دوره تصدی حسابرسان (۲)	۰/۲۵۶	۰/۲۳۷	۱/۰۷۵	۰/۲۸۲
دوره تصدی حسابرسان (۳)	۰/۴۰۸	۰/۳۳	۱/۲۳۶	۰/۲۱۸
دوره تصدی حسابرسان (۴)	۰/۴۸۵	۰/۱۹۳	۲/۵۱۱	۰/۰۱۳
اندازه مؤسسه حساسی	(۰/۳۵۴)	۰/۶۱	(۰/۵۸)	۰/۵۶۲
تعداد شرکای مؤسسه	(۰/۰۲۸)	۰/۰۵۹	(۰/۴۶۶)	۰/۶۴۲
تخصص حسابرسان در صنعت	(۰/۱۱۴)	۰/۹۵	(۰/۱۲)	۰/۹۰۴
فشار کار حساسی نسبت به تاریخ خاتمه	(۰/۰۰۲)	۰/۰۰۶	(۰/۲۷۴)	۰/۷۸۴
فشار کار حساسی نسبت به تاریخ مجمع	(۰/۰۰۱)	۰/۰۰۱	(۰/۵۵۵)	۰/۵۷۹
تعداد اعضای غیرموظف (استقلال هیأت مدیره)	۰/۱۴۹	۰/۱۳۸	۱/۰۸	۰/۲۸۲
دوگانگی مسئولیت مدیر عامل	(۰/۱۹۵)	۰/۴۰۳	(۰/۴۸۳)	۰/۶۳
تغییر مدیر عامل	۰/۰۷۵	۰/۱۶۹	۰/۴۴۵	۰/۶۵۶
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۵۸			

معنادار دارد. در نتیجه، هرچه نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها و تعداد بندهای شرط بیشتر باشد ارقام تعهدی اختیاری کم‌تر و کیفیت حسابرسی بیشتر است. رابطه معناداری بین سایر متغیرهای اندازه شرکت، نرخ بازده حقوق صاحبان سهام، پیچیدگی فعالیت شرکت، نوع اظهارنظر، اندازه مؤسسه حسابرسی، تعداد شرکای مؤسسه حسابرسی، تخصص حسابرس در صنعت، فشار کار حسابرسی، استقلال هیأت مدیره، دوگانگی مسئولیت مدیر عامل و تغییر مدیر عامل با کیفیت حسابرسی وجود ندارد.

#### سایر یافته‌ها بر اساس بازده واقعی

به منظور تعیین رابطه بازده واقعی با کیفیت حسابرسی، در رابطه شماره ۶ بازده واقعی جایگزین بازده غیرعادی شد. پس از بررسی شرایط زیربنایی الگو و برقراربودن آن‌ها از روش رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان برای برازش الگو استفاده شد. در این رابطه نیز برای بررسی صحت الگوی رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان از آزمون F استفاده شد که نتایج آن در جدول شماره ۱۰ ارائه شده است. همان‌طور که جدول شماره ۱۰ نشان می‌دهد سطح معناداری کوچک‌تر از ۰/۰۰۱ است. بنابراین، فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۹٪ رد می‌شود و الگوی

آن است که متغیر مستقل بر متغیر وابسته تأثیری ندارد. در صورتی که سطح معناداری این آزمون از ۵٪ کم‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر نداشتن تأثیر متغیر مستقل بر متغیر وابسته رد می‌شود و وجود رابطه معنادار بین متغیر مستقل و وابسته، مورد پذیرش قرار می‌گیرد. همان‌طور که در جدول شماره ۹ ارائه شده است سطح معناداری متغیرهای مستقل بازده غیرعادی، بازده دارایی‌ها، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها، تعداد بندهای شرط و دوره تصدی حسابرس کم‌تر از ۵٪ است. در نتیجه، رابطه معناداری بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مذکور وجود دارد. در این رابطه با اطمینان ۹۹٪ بین بازده غیرعادی و ارقام تعهدی اختیاری رابطه منفی و معناداری وجود دارد و در نتیجه هر چه بازده غیرعادی بیشتر باشد ارقام تعهدی اختیاری کم‌تر و کیفیت حسابرسی بالاتر است. متغیرهای کنترلی بازده دارایی‌ها با اطمینان ۹۹٪ و دوره تصدی بیشتر از ۴ سال با اطمینان ۹۵٪ با ارقام تعهدی اختیاری رابطه مثبت و معنادار دارد؛ در نتیجه، هرچه بازده دارایی‌ها و دوره تصدی بیشتر باشد ارقام تعهدی اختیاری بیشتر و کیفیت حسابرسی پایین‌تر است. هم‌چنین، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها با اطمینان ۹۹٪ و تعداد بندهای شرط با اطمینان ۹۵٪ با ارقام تعهدی اختیاری رابطه منفی و

جدول ۱۰: نتایج آزمون F برای صحت الگوی رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان

نتیجه آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	فرضیه صفر
فرضیه صفر پذیرفته می‌شود	< ۰/۰۰۱	۳/۶۲۵	الگوی رگرسیون خطی چند گانه با عامل زمان معنادار نیست

ندارد اما سطح معناداری متغیرهای مستقل بازده دارایی‌ها، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها، تعداد بندهای شرط و دوره تصدی حسابرسی نشان‌دهنده رابطه معنادار با متغیر وابسته است.

رابطه متغیر کنترلی بازده دارایی‌ها با ضریب

رگرسیون خطی چندگانه با عامل زمان معنادار است. نتایج حاصل از برآزش الگو و آزمون معناداری ضرایب در رابطه بازده واقعی با کیفیت حسابرسی در جدول شماره ۱۱ ارائه شده است.

با توجه به نتایج مندرج در جدول شماره ۱۱ بین بازده واقعی و کیفیت حسابرسی رابطه معناداری وجود

**جدول ۱۱: نتایج برآورد ضرایب الگو و آزمون معناداری آن‌ها در رابطه با بازده واقعی**

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	(۱/۳۷۹)	۱/۶۰۶	(/۸۵۹)	۰/۳۹۲
بازده واقعی	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۹۴۱	۰/۳۴۸
لگاریتم طبیعی دارایی‌ها	(۰/۱۱۱)	۰/۱۹۴	(۰/۶۲۷)	۰/۵۳۱
لگاریتم طبیعی فروش	۰/۱۸۷	۰/۱۷۴	۱/۰۷۱	۰/۲۸۶
بازده دارایی‌ها	۷/۸۸۱	۱/۳۱۵	۵/۹۹	۰/۰۰
بازده حقوق صاحبان سهام	(۰/۷۲۲)	۰/۹۵۸	(۰/۸۵۴)	۰/۴۵۲
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها	(۰/۸۵۷)	۰/۲۴۲	(۳/۵۴۴)	۰/۰۰۱
پیچیدگی (تلفیقی)	(۱/۳۷۹)	۱/۶۰۶	(۰/۸۵۹)	۰/۳۹۲
پیچیدگی (غیر تلفیقی)	(۱/۶۹۶)	۱/۶۴۳	(۱/۰۳۲)	۰/۳۰۴
نوع اظهار نظر	۰/۱۰۳	۰/۲۷۲	۰/۳۷۹	۰/۷۰۵
تعداد بندهای شرط	(۰/۲۲۶)	۰/۱۳۲	(۱/۷۱۲)	۰/۰۸۹
دوره تصدی حسابرسی (۱)	(۰/۰۳۵)	۰/۲۳۲	(۰/۱۵۲)	۰/۸۷۹
دوره تصدی حسابرسی (۲)	۰/۳۱۷	۰/۲۴۸	۱/۲۷۹	۰/۲۰۳
دوره تصدی حسابرسی (۳)	۰/۲۳۹	۰/۳۳۹	۰/۷۰۴	۰/۴۸۲
دوره تصدی حسابرسی (۴)	۰/۴۱۷	۰/۲۰۶	۲/۰۲۲	۰/۰۴۵
اندازه مؤسسه حسابرسی	(۰/۴۷)	۰/۶۱۵	(۰/۷۵۳)	۰/۴۴۶
تعداد شرکای مؤسسه	۰/۰۵۴	۰/۰۶۱	۰/۸۸۴	۰/۳۷۹
تخصص حسابرسی در صنعت	(۰/۳۲)	۱/۰۹۲	(۰/۲۹۳)	۰/۷۶۹
فشار کار حسابرسی نسبت به تاریخ خاتمه	۰/۰۰	۰/۰۰۷	۰/۰۷۷	۰/۹۳۹
فشار کار حسابرسی نسبت به تاریخ مجمع	(۰/۰۰۱)	۰/۰۰۱	(۱/۰۲)	۰/۳۱
تعداد اعضای غیرموظف (استقلال هیأت مدیره)	۰/۰۹۲	۰/۱۳۸	۰/۶۶۹	۰/۵۰۵
دوگانگی مسئولیت مدیر عامل	(۰/۱۶۳)	۰/۳۸۴	(۰/۴۲۶)	۰/۶۷
تغییر مدیر عامل	۰/۱۸۷	۰/۱۷۲	۱/۰۹۲	۰/۲۷۷
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۵۷			

اطمینان ۹۹٪ و متغیر دوره تصدی بیشتر از ۴ سال با اطمینان ۹۵٪ با ارقام تعهدی اختیاری مثبت و معنادار است. در نتیجه، هرچه بازده دارایی‌ها و دوره تصدی حسابرس بیشتر باشد ارقام تعهدی اختیاری بیشتر و کیفیت حسابرسی پایین‌تر است. هم‌چنین، رابطه نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها با اطمینان ۹۹٪ و رابطه تعداد بندهای شرط با اطمینان ۹۰٪ با ارقام تعهدی اختیاری منفی و معنادار است. در نتیجه، هرچه نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها و تعداد بندهای شرط بیشتر باشد ارقام تعهدی اختیاری کم‌تر و کیفیت حسابرسی بالاتر است. رابطه معناداری نیز بین سایر متغیرهای اندازه شرکت، نرخ بازده حقوق صاحبان سهام، پیچیدگی فعالیت شرکت، نوع اظهارنظر، اندازه مؤسسه حسابرسی، تعداد شرکای مؤسسه حسابرسی، تخصص حسابرس در صنعت، فشار کار حسابرسی، استقلال هیأت مدیره، دوگانگی مسئولیت مدیر عامل و تغییر مدیر عامل با کیفیت حسابرسی وجود ندارد.

### نتیجه‌گیری

در این پژوهش رابطه بین بازده سهام با کیفیت حسابرسی در شرکت‌های صنعت دارویی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است. در این رابطه، ابتدا، رابطه بازده غیرعادی با کیفیت حسابرسی با هدف فراهم کردن شواهدی پیرامون وجود مدیریت سود در شرکت‌های دارای بازده غیرعادی و سپس رابطه بازده واقعی با کیفیت

حسابرسی مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور، پس از محاسبه بازده مورد انتظار و بازده واقعی، بازده غیرعادی بر اساس تفاوت بازده مورد انتظار با بازده واقعی محاسبه و رابطه آن با ارقام تعهدی اختیاری به‌عنوان معیار کیفیت حسابرسی از طریق رگرسیون چندگانه خطی ساده با عامل ثابت زمان آزمون شد که نتایج پژوهش مؤید تأیید فرضیه اول مبنی بر وجود رابطه معنادار بین بازده غیرعادی و کیفیت حسابرسی و رد فرضیه دوم مبنی بر وجود رابطه معنادار بین بازده واقعی و کیفیت حسابرسی است. تأیید فرضیه اول نشان می‌دهد که با افزایش بازده غیرعادی (قدر مطلق بازده غیرعادی) ارقام تعهدی اختیاری کم‌تر و کیفیت حسابرسی بالاتر است. به عبارت دیگر، در شرایطی که بازده خیلی بالاتر یا خیلی پایین‌تر از بازده مورد انتظار باشد تمایل کم‌تری برای مدیریت سود وجود دارد. این نتایج با یافته‌های پژوهش‌های اسلوان (۵۱)، یون و میلر (۵۲) و جبارزاده‌لنگرلوئی و همکاران (۵۸) همسو است. نتایج پژوهش آنان نشان داد که رابطه معکوس بین بازده سهام و حجم ارقام تعهدی وجود دارد. سایر یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که هر چه بازده دارایی‌ها و دوره تصدی حسابرس بیشتر باشد ارقام تعهدی اختیاری بیشتر و کیفیت حسابرسی پایین‌تر است که این یافته‌ها با نتایج پژوهش فارینها و ویانا (۴۷) و بادآورنهندی و تقی‌زاده خانقاه (۵۴) همسو است. هم‌چنین، سایر یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که هر چه نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها و نیز تعداد بندهای شرط حسابرسی بیشتر باشد ارقام

حسابرسی از جمله تعدیلات سنواتی و اقلام تعهدی غیرعادی سرمایه در گردش.

۳. بررسی رابطه بین بازده و کیفیت حسابرسی با استفاده از سایر الگوهای سنجش اقلام تعهدی اختیاری.

#### محدودیت‌های پژوهش

اگر قلمرو زمانی پژوهش دوره طولانی‌تری باشد نتایج قابلیت تعمیم بیشتری دارد. در پژوهش حاضر به دلیل استفاده از داده‌های ترکیبی، شرکت‌هایی که حتی داده‌های یک سال از قلمرو زمانی پژوهش برای آن‌ها ارائه نشده بود از نمونه به صورت کامل حذف شد. در صورت طولانی‌تر شدن قلمرو زمانی پژوهش لازم خواهد بود که شرکت‌های بیشتری از نمونه حذف شود. در نتیجه، تعداد شرکت‌های نمونه پژوهش کاهش می‌یابد که این امر موجب کاهش روایی پژوهش می‌شود. از این رو، پژوهش حاضر برای بررسی رابطه مذکور در دوره زمانی طولانی‌تر با محدودیت مواجه بود.

تعهدی اختیاری کم‌تر و کیفیت حسابرسی بالاتر است.

#### پیشنهاد‌های پژوهش

با توجه به یافته‌های پژوهش، مبنی بر وجود رابطه منفی و معنادار بین بازده غیرعادی و اقلام تعهدی اختیاری و این که مدیران تمایل کم‌تری دارند که در شرایط بازده غیرعادی سود را مدیریت کنند، حسابرسان در ارزیابی خطر شرکت‌های دارای بازده غیرعادی می‌توانند خطر کم‌تری را مد نظر قرار دهند و استفاده‌کنندگان از گزارش‌های حسابرسی می‌توانند اتکای بیشتری به گزارش‌های حسابرسی این شرکت‌ها داشته باشند. هم‌چنین، پیشنهاد‌های زیر برای انجام پژوهش‌های آینده به پژوهشگران ارائه می‌شود:

۱. با توجه به وجود رابطه معنادار بین بازده غیرعادی و کیفیت حسابرسی پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی این موضوع در سایر صنایع نیز مورد بررسی قرار گیرد.
۲. بررسی رابطه بین بازده و کیفیت حسابرسی با استفاده از سایر معیارهای اندازه‌گیری کیفیت

## References

- 1 Jensen, M. C. and H. M. William (1976). "Theory of the Firm: Managerial Behavior Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 3, pp. 305-360.
- 2 Watts, R. and J. L. Zimmerman (1986). *Positive Accounting Theory*, 1<sup>st</sup> Edition, NJ: Prentice-Hall, Englewood Cliffs.
- 3 Wallace, W. (1980). *The Economic Role of the Audit in Free and Regulated Markets*, 1<sup>st</sup> Edition, New York: Touche Ross & Co.
- 4 Titman, S. and T. Trueman (1986). "Information Quality and the Valuation of New Issues", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 8,

- No. 2, pp. 159-172.
- 5 Davidson, R. D. (1993). "A Note on the Association between Audit Firm Size and Audit Quality", *Contemporary Accounting Research*, Vol. 9, No. 2, pp. 479-488.
  - 6 Lee, P.; Stokes, D.; Stephen, T.; and T. Walter (2003). "The Association between Audit Quality, Accounting Disclosures and Firm-Specific Risk: Evidence from the Australian IPO Market", *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 9, No. 5, pp. 377-400.
  - 7 DeAngelo, L. E. (1981). "Auditor Size and Audit Quality", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 3, No. 3, pp.183-189.
  - 8 Lennox, C. S.; Wu, X.; and T. Zhang (2014). "Does Mandatory Rotation of Audit Partners Improve Audit Quality", *Journal of Accounting Research*, Vol. 89, No. 5, pp. 1775-1803.
  - 9 Minutti-Meza, M. (2013). "Does Auditor Industry Specialization Improve Audit Quality? *Journal of Accounting Research*, Vol. 51, No. 4, pp. 779-817.
  - 10 Chi, W.; Huang, H.; Liao, Y.; and H. Xie (2009). "Mandatory Audit Partner Rotation, Audit Quality, and Market Perception: Evidence from Taiwan", *Contemporary Accounting Research*, Vol. 26, No. 2, pp. 359-91.
  - 11 Camerana, M.; Prencipea, A.; and M. Trombetta (2014). "Mandatory Audit Firm Rotation and Audit Quality", *European Accounting Review*, Vol. 23, No. 1, pp. 1-24.
  - 12 Ettredge, M.; Emeigh, E.; and F. Chan Li (2014). "Fee Pressure and Audit Quality", *Accounting, Organizations and Society*, Vol. 39, No. 4, pp. 247-263.
  - 13 Lo'pez, D. M. and G. F. Peters (2014). "The Effect of Workload Compression on Audit Quality", *American Accounting Association*, Vol. 31, No. 4, pp. 139-165.
  - 14 Gul, F. A.; Wu, D.; and Z. Yang (2013). "Do Individual Auditors Affect Audit Quality? Evidence from Archival Data", *The Accounting Review*, Vol. 88, No. 6, pp. 1993-2023.
  - 15 Behn, B. K.; Choi, J.; and T. Kang (2008). "Audit Quality and Properties of Analyst Earnings Forecasts", *The Accounting Review*, Vol. 83, No. 2, pp. 327-349.
  - 16 Ahmadi, M. and K. Jamali (2013). "The Effect of Audit Quality on the Future Stock Returns of the Companies Listed on the Tehran Stock Exchange", *The Iranian Accounting and Auditing Review*, Vol. 20, No. 4, pp. 1-20. [In Persian]
  - 17 Hassas Yeganeh, Y. and K. Azinfar (2010). "The Relationship between Audit Quality and the Size of Auditing Firm", *The Iranian Accounting and Auditing Review*, Vol. 17, No. 61, pp. 85-98. [In Persian]
  - 18 Pourheidari, O. and A. Badri Khire Masjedi (2013). "Investigating the Relationship between Firms' Rotation and Audit's Partner with Audit Quality and Years Modifications", *Journal of Accounting Advances*, Vol. 5, No. 2, pp. 1-23. [In Persian]
  - 19 Rahimian, N. and R. Jan Fada (2013). "Investigating the Effect of Voluntary and Mandatory Rotation of Audit Firms on Audit Quality", *Auditing: Theory and Practice*, Vol. 1, No. 1, pp. 67-89. [In Persian]
  - 20 Now Nahal Nahr, A.; Jabbarzadeh Kangarluie, S.; and Y. Pourkarim (2010). "The Relationship between Auditor Quality and Accrual

- Reliability”, *The Iranian Accounting and Auditing Review*, Vol. 17, No. 61, pp. 55-70. [In Persian]
- 21 Mahdavi, Gh. and S. Hosseininia (2015). “Investigating the Effectiveness of Audit Quality on the Reduction of Delay in Offering Audit Report in the Companies Listed on the Tehran Stock Exchange”, *Journal of Accounting Knowledge*, Vol. 6, No. 21, pp. 7-31. [In Persian]
- 22 Jameie, R.; Holeshi, M.; and A. Haji Eidi (2013). “Investigating the Effect of Managers' Performance on Independent Audit Opinion for the Companies Listed on the Tehran Stock Exchange”, *The Iranian Accounting and Auditing Review*, Vol. 19, No. 4, pp. 1-14. [In Persian]
- 23 Baghomian, R.; Shabani, K.; and S. Bayat (2013). “Value Relevance of Accounting Earnings Associated with Normal and Abnormal Returns”, *Journal of Empirical Research in Accounting*, Vol. 3, No. 10, pp. 1-15. [In Persian]
- 24 Kashanipour, M.; Azar Khosh, H.; and M. Rahmani (2015). “The Effect of Managers' Ability on the Relationship between the Quality of Financial Reporting and the Efficiency of Investment in the Pharmaceutical Companies Listed on the Tehran Stock Exchange”, *Journal of Health Accounting*, Vol. 4, No. 13, pp. 66-85. [In Persian]
- 25 Ball, R. and P. Brown (1968). “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”, *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, No. 2, pp. 159-178.
- 26 Ball, R.; Watts, R.; and B. Lev (1979). “Income Variation and Balance Sheet Composition”, *Journal of Accounting Research*, Vol. 14, No. 1, pp. 1-9.
- 27 Kwon, J. G. (2009). “The Value Relevance of Earnings and Book Value Using an Option-style Equity Valuation Model: Evidence from Korea”, *International Journal of Business and Management*, Vol. 4, No. 12, pp. 19-41.
- 28 Copley, P. and M. S. Docett (1993). “Audit Tenure, Fixed Fee Contracts, and Supply of Substandard Single Audits”, *Public Budgeting and Finance*, Vol. 13, No. 3, pp. 23-26.
- 29 Fargher, N.; Lee, H.; and V. Mande (2008). “The Effect of Partner Tenure on Client Managers Accounting Discretion”, *Managerial Auditing Journal*, Vol. 23, No. 2, pp. 162-186.
- 30 Veronica, S.; Amarallah, F.; Wibowo, A.; and V. Anggarita (2012). “Audit Tenure, Auditor Rotation, and Audit Quality: The Case of Indonesia”, *Asia Journal of Business and Accounting*, Vol. 5, No. 1, pp. 55-72.
- 31 Karami, Gh.; Bazr Afshan, A.; and A. Mohammadi (2011). “Investigating the Relationship between Auditor Tenure and Earnings Management”, *Journal of Accounting Knowledge*, Vol. 2, No. 4, pp. 65-82. [In Persian]
- 32 Lenard, M. J. and B. Yu (2013). “Do Earnings Management and Audit Quality Influence Over-Investment by Chinese Companies?”, *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 4, No. 2, pp. 21-30.
- 33 Becker, C. L.; Defond, J.; Jiambalvo, K.; and R. Subramanyam (1998). “The Effect of Audit Quality on Earnings Management”, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 15, No. 1, pp. 1-24.
- 34 Henock, L. (2005). “Acquirers Abnormal Returns, Audit Firm Size and the Small Auditor Clientele Effect”, *Working Paper*, Pennsylvania



- State University-Smeal College of Business, Available at: [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=483662&download=yes](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=483662&download=yes). [Online] [04 July 2014]
- 35 Rezaei, F. and S. Shabani (2013). "The Effect of Audit Firm Size and Age on the Quality of Audit Work", *European Online Journal of Natural and Social Sciences*, Vol. 3, No.1, pp. 56-64.
- 36 Khajavi, Sh. and Gh. Zare (2012). "Investigating the Effect of Corporate Governance Mechanisms and Auditor Selection of the Companies Listed on the Tehran Stock Exchange", *Accounting and Auditing Research*, Vol. 14, No. 14, pp. 18-31. [In Persian]
- 37 Gundry, L. (2007). "Time Budget Pressure, Auditor's Personality Type, and the Incidence of Reduced Audit Quality Practices", *Pacific Accounting Review*, Vol. 19, No. 2, pp. 125-152.
- 38 Kim, J.; Lee, J.; and J. Park (2015). "Audit Quality and the Market Value of Cash Holdings: The Case of Office-level Auditor Industry Specialization", *The Accounting Review*, Vol. 34, No. 2, pp. 27-57.
- 39 Balsam, S.; Krishnan, J.; and S. Y. Joon (2003). "Auditor Industry Specialization and Earnings Quality", *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, Vol. 22, No. 2, pp. 71-97.
- 40 Schauer, P. C. (2010). "The Effects of Industry Specialization on Audit Quality: An Examination Using Bid-ask Spreads", *Dissertation of Bowling Green State University*, Available at: <https://www2.aahq.org/audit/midyear/02midyear/papers/specialization.PDF>. [Online] [05 July 2014]
- 41 Banimahd, B.; Hasas Yeghaneh, Y.; and N. Yazdani (2014). "Earnings Management and Audit Opinion: Some Evidences of Private Audit Sector", *Management Accounting*, Vol. 7, No. 21, pp. 17-32. [In Persian]
- 42 LaSalle, R.; Anandarajan, A.; and A. Miller (1996). "Going Concern Uncertainties: Disclaimer of Opinion Versus Unqualified Opinion with Modified Wording", *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, Vol. 15, No. 2, pp. 29-48.
- 43 Palmrose, Z. V. (1986). "Audit Fees and Auditor Size: Further Evidence", *Journal of Accounting Research*, Vol. 24, No. 1, pp. 97-110.
- 44 Farrugia, J. and J. Baldacchino (2005). "Qualified Audit Reports in Malta", *Managerial Auditing Journal*, Vol. 20, No. 8, pp. 823-43.
- 45 Barizah, N.; Baker, A.; Rahim, A.; Rahman, A.; and A. Rashid (2005). "Factors Influencing Auditor Independence: Malaysian loan Officers' Perceptions", *Managerial Auditing Journal*, Vol. 20, No. 8, pp. 356-273.
- 46 Hudaib, M. and T. E. Cooke (2005). "The Impact of Managing Director Changes and Financial Distress on Audit Qualification and Auditor Switching", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 32, Nos. 9 and 10, pp. 1170-1210.
- 47 Farinha, J. and L. F. Viana (2006). "Board Structure and Modified Audit Opinions", *International Journal of Auditing*, Vol. 13, No. 3, pp. 237-258.
- 48 Abbaszadeh, M. and H. Manzarzadeh (2011). "Investigating the Probability of Issuing an Accepted Report by Independent Auditors Using the Characteristics of Board of Directors of the Companies Listed on the Tehran Stock Exchange", *The Iranian Accounting and Auditing Review*, Vol. 18, No. 63, pp. 95-112. [In Persian]

- 49 Sengupta, P. (2004). "Disclosure Timing: Determinants of Quarterly Earnings Release Dates", *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 23, No. 6, pp. 754-824.
- 50 Beasley, S. M.; Carcello, J. V.; and D. R. Hermanson (1999). "Fraudulent Financial Reporting: 1987-1997: An Analysis of US Public Companies", *Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission (COSO)*, Available at: <http://corp.govcenter.utk.edu/Research/ABFraBeaCarHerm1999.pdf>. [Online] [25 July 2014]
- 51 Sloan, R. G. (1996). "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?", *The Accounting Review*, Vol. 71, No. 3, pp. 289-315.
- 52 Yoon, S. and A. Miller (2002). "Cash from Operation and Earning Management in Korea", *The International Journal of Accounting*, Vol. 37, No. 4, pp. 395-412.
- 53 Chambers, D. and J. Payne (2011). "Audit Quality and Accrual Persistence: Evidence from the Pre- and Post-Sarbanes-Oxley Periods", *Managerial Auditing Journal*, Vol. 26, No. 5, pp. 437-456.
- 54 Bad Avar Nahandi, Y. and V. Taghizadeh Khanqah (2014). "Investigating the Relationship between Auditor Tenure and Management of Real Activities in Pharmaceutical Companies Listed on the Tehran Stock Exchange", *Journal of Health Accounting*, Vol. 3, No. 1, pp. 20-41. [In Persian]
- 55 Vadiie, M. and M. Hosseini (2012). "The Relationship between Performance Evaluation Criteria and Abnormal Stock Return", *Journal of Empirical Research in Accounting*, Vol. 1, No. 4, pp. 73-87. [In Persian]
- 56 Aaghie, M.; Kazempour, M.; and R. Mansour Lakouraj (2014). "The Effect of Free Cash Flow and Capital Structure on Different Criteria for Evaluating the Performance of the Material Industry and Pharmaceutical Products Companies Listed on the Tehran Stock Exchange", *Journal of Health Accounting*, Vol. 3, No. 2, pp. 1-15. [In Persian]
- 57 Vaez, S. A. and R. Ahmadi (2014). "Investigating the Relationship between Auditor Change and Audit Fee with Audit Report Lag of Pharmaceutical Companies Listed on the Tehran Stock Exchange", *Journal of Health Accounting*, Vol. 3, No. 2, pp. 77-95. [In Persian]
- 58 Jabbarzadeh Langar Louie, S.; Mohammadzadeh Salteh, M.; Bayazidi, A.; and Gh. Mounes Khah (2010). "The Investigation of the Relationship between Earnings Management of Group (Consolidated) Companies with the Stock Return of the Parent Company Listed on the Tehran Stock Exchange", *Journal of Securities Exchange*, Vol. 3, No. 11, pp. 91-106. [In Persian]
- 59 Jones, J. (1991). "Earnings Management during Import Relief Investigations", *Journal of Accounting Research*, Vol. 29, No. 9, pp. 93-228.
- 60 Dechow, P.; Sloan, R.; and A. Sweeney (1995). "Detecting Earnings Management", *The Accounting Review*, Vol. 70, No. 2, pp. 193-225.
- 61 Kasznik, R. (1999). "On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management", *Journal of Accounting Research*, Vol. 37, No. 1, pp. 57-81.
- 62 Bahar Moghaddam, M. and A. Kouhi (2010). "Investigating the Type of

Earnings Management in the Companies Listed on the Tehran Stock Exchange”, *Journal of Accounting Knowledge*, Vol. 1, No. 2, pp. 75-93. [In Persian]

63 Securities and Exchange Organization (2007). “Instrcture for Reliable Audit Firms”, Available at: [www.Seo.ir](http://www.Seo.ir) [Online] [10 July 2014] [In Persian]