فصلنامه مهندسی مدیریت نوین– دانشگاه آزاد اسلامی واحد دهاقان

رابطه بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

هدی همتی[1]
استادیار گروه حسابداری، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

افشین عرفانی [2]
دانش آموخته کارشناس ارشد حسابرسی، موسسه آموزش عالی رجاء، قزوین، ایران
(مسئول مکاتبات)
SH.karimzade1989@gmail.com

رامین صدیقی[3]
دانش آموخته کارشناس ارشد مدیریت دولتی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

DOI:
/10,30495
jmemiau.2022.576966.1143

تاریخ دریافت مقاله:
۱۰ اسفند ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش مقاله:
۱۴ خرداد ۱۴۰۱
تاریخ چاپ مقاله:
۰۴ شهریور ۱۴۰۱

چکیده

هدف اصلی این پژوهش، بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود (توانایی سرمایه‌گذاران برای پیش‌بینی بازده) حسابداری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. در این پژوهش، جهت سنجش محتوای اطلاعاتی سود از معیار ضریب واکنش سود استفاده شده است. همچنین، جهت سنجش کیفیت حسابرسی از سه معیار اندازه حسابرس، تخصص حسابرس در صنعت و دوره تصدی حسابرس استفاده شده است. در این پژوهش تعداد ۸۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار گرفته‌اند. در پژوهش حاضر، جهت آزمون فرضیه‌ها از مدل رگرسیون خطی چندمتغیره و جهت برآورد مدل پژوهش، از روش پانل دیتا با نرم افزار **Stata** استفاده شده است. یافته‌های حاصل از پژوهش، نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معناداری بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری وجود دارد. همچنین تفاوت معناداری بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود در شرکت‌های سودده و زیان‌ده وجود دارد.

کلیدواژه‌ها: اندازه حسابرس، تخصص حسابرس، ضریب واکنش سود، دوره تصدی حسابرس

مقدمه

تصمیم‌های مربوط به آینده همواره با عدم اطمینان روبه‌رو است و کسانی در رقابت پیروز می‌شوند که بتوانند آینده را پیش‌بینی و براساس آن اقدام به تصمیم‌گیری کنند. با گسترش روزافزون دانش بشری، امکان پیش‌بینی بهتر آینده فراهم شده است. در حوزه حسابداری نیز مانند سایر علوم می‌توان از پیش‌بینی استفاده کرد (چارلس[1] و همکاران، ۲۰۱۰). از ویژگی‌های لازم برای مربوط بودن اطلاعات حسابداری، سودمندی در پیش‌بینی است. مفید بودن اطلاعات برای پیش‌بینی، بدین معنی است که اطلاعات حسابداری باید به نحوی تهیه و ارائه شود که به استفاده‌کنندگان این اطلاعات در پیش‌بینی رویدادهای اقتصادی آتی کمک کند (هازینی[2] و همکاران، ۲۰۰۷).

شمار زیادی از پژوهش‌های تجربی نشان داده‌اند که سودهای حسابداری در گزارشات مالی با بازده سهام رابطه دارند (لیو وتوماس، ۲۰۰۰؛ مایرین ۲۰۰۷؛ آستریو، ۲۰۰۹). پژوهش‌های مذکور به این نتیجه رسیده‌اند که قدرت توضیح‌دهندگی سود، محدود و از شرکتی به شرکت دیگر متفاوت است. از جمله در پژوهشی که توسط شاوچیر و همکاران انجام شد مشخص شد که رابطه بین توانایی سرمایه گذاران در پیش‌بینی بازده از طریق سود حسابداری و اعتبار گزارشگری مالی در شرکت‌های سودده و زیان‌ده یکسان نمی‌باشد (اسچلیچر[3] و همکاران، ۲۰۰۷).

باتوجه به این که اطلاعات سودهای تاریخی، شاخص مناسبی برای ارزیابی‌عملکرد آتی شرکت نمی‌باشند، لذا پیش‌بینی سودهای آتی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. قدرت پیش‌بینی سودهای آتی با وجود اطلاعات مالی قابل اتکا که از طریق کیفیت بالای حسابرسی تأمین می‌شود افزایش می‌یابد و دارای محتوای اطلاعاتی بیشتری خواهد بود که در نتیجه آن سرمایه‌گذاران از توانایی بیشتری برای پیش‌بینی سودهای آتی برخوردار خواهند بود (اسکیپر[4]، ۱۹۹۱). در پژوهش حاضر سعی شده است که رابطه بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود (توانایی سرمایه‌گذار برای پیش‌بینی سودهای آتی) مورد بررسی قرار گیرد.

پیشینه نظری پژوهش

کیفیت حسابرسی

کیفیت حسابرسی، مفهومی چند وجهی است که از دیدگاه‌های مختلف می‌تواند مورد بررسی قرار گیرد. در یک دیدگاه «گزارش حسابرس به عنوان یک محصول» مورد توجه قرار می‌گیرد و کیفیت این محصول از جهت مطابقت با استانداردهای تعیین شده بیانگر کیفیت حسابرسی است.

در دیدگاه دوم، «حسابرسی به عنوان خدمت» در نظر گرفته می‌شود که این خدمت باید به وسیله اشخاص واجد شرایط ارائه شود. بنابراین، در صورتی که ارائه خدمت مزبور، از نقطه شروع تا پایان، مطابق با استانداردها و ضوابط تعیین شده انجام شود، از کیفیت لازم برخوردار است (مشایخی و همکاران، ۱۳۹۲). دی آنجلو (۱۹۸۱) تعریفی دو بعدی برای کیفیت حسابرسی ارائه کرد. به این ترتیب، که اول، اشتباه با اهمیت باید کشف شود و دوم، اشتباه کشف شده باید گزارش شود. کیفیت حسابرسی به این معنا وظیفه حسابرس را برای کشف اشتباهات با اهمیت حسابداری افزایش می‌دهد و مربوط به سطحی ازاستقلال حسابرس است (العجمی[5]، ۲۰۰۹).

درک بازار از کیفیت حسابرسی یک شرکت، قیمت سهام آن شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به این ترتیب، مدیران و مدیریت ممکن است بخواهند به سهامداران نشان دهند که منافع آن‌ها به خوبی نظارت شده است. بنابراین، علامت‌دهی باید به صورت تئوریک، تقاضا برای کیفیت حسابرسی را تحت تأثیر قرار دهد. اثر مثبت شفافیت و اعتباردهی که به بازار ارسال می‌شود و اطمینانی که به سهامداران درباره کیفیت افشای عملکرد سود داده می‌شود، ر ابطه مثبت بین قیمت بازار هر سهم و کیفیت حسابرسی را پیشنهاد می‌دهد (اکالی[6]، ۲۰۱۴). حسابرس ماهر احتمالاً در هماهنگ‌سازی سود گزارش شده با استانداردهای حسابداری پذیرفته شده تواناتر است. اگر کیفیت حسابرس (مهارت) به وسیله سهامداران در سطح بالا درک شود، آن‌ها می‌توانند به سود غیرمنتظره گزارش شده سریع جواب دهند. از آنجا که برخی حسابرسان دریافتند پیروی از سیاست‌هایی که باعث اطلاعات مفیدتر درباره ارزش شرکت می‌شود، نظریه

ارزش‌گذاری پیش‌بینی می‌کند که ضریب واکنش سود برای حسابرسان مختلف متفاوت است. در نتیجه کیفیت حسابرسی را می‌توان به این صورت تعریف کرد: ویژگی‌هایی که منجر به مفیدتر بودن سود گزارش شده می‌شود (ته و وانگ[۷]، ۱۹۹۳).

معیارهای مختلفی برای سنجش کیفیت حسابرسی وجود دارد. کارسلو و همکاران (۱۹۹۲) ۱۲ قلم که از سوی حسابرسان، تهیه‌کنندگان و استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی به عنوان معیارهای کیفیت حسابرسی شناخته شده است را ارائه کردند. این اقلام شامل اندازه مؤسسه، تجربه مؤسسه و تیم حسابرسی، تخصص در صنعت، پاسخ به نیاز صاحبکار، مطابقت با استانداردهای پذیرفته شده حسابداری، مشارکت مدیران شرکت، تعهد مؤسسه به کیفیت، شامل شدن کمیته حسابرسی، درجه پاسخگویی کارکنان، انجام کار میدانی، تردید حرفه‌ای حسابرس و حفظ جنبه پویایی از سوی کارکنان است (خواجوی و ابراهیمی، ۱۳۹۳).

در این پژوهش مطابق با پژوهش‌های اکالی(۲۰۱۴)، دیو و ژو (۲۰۱۴)، و مالک و سیدین (۲۰۱۴) از دو معیار اندازه مؤسسه حسابرسی و دوره تصدی حسابرس و همچنین تخصص صنعت حسابرس استفاده شده است.

ضریب واکنش سود

شناخت و توضیح علل واکنش‌های مختلف بازار، به اطلاعات سود، موجب مطرح شدن مفهومی تحت عنوان ضریب واکنش سود شد (اسکات[۸]، ۲۰۰۳). نظریه علامت‌دهی و آربیتراژ رابطه تئوریک بین اطلاعات در دسترس افراد موجود در بازار درباره سهام خاص (معمولاً سهام شرکت خاص) و قیمت آن سهام را توصیف می‌کنند (چمبرز[۹] و همکاران، ۲۰۰۵). طبق فرضیه بازار کارا اطلاعات جدید به سرعت در قیمت اوراق بهادار منعکس می‌شود. با توجه به پدیده اطلاعات محرمانه انتظار می‌رود که افراد دارای اطلاعات بیشتر (محرمانه) تا زمان انعکاس کامل اطلاعات در قیمت اوراق بهادار از این اطلاعات استفاده کنند (کورمندی و لیپ[۱۰]، ۱۹۸۷).

ضریب واکنش سود در متون به عنوان شاخصی برای محتوای اطلاعاتی سود حسابداری استفاده شده است، زیرا بازنمایی سود به بازده را اندازه‌گیری می‌کند. بیور[۱۱] و دیگران (۱۹۷۹)، برای اندازه‌گیری محتوای اطلاعاتی سود از ضریب واکنش بازده به تغییرات سود در دوره‌ای مشخص استفاده کرده‌اند، به این ترتیب ضریب واکنش سود (ERC) معیاری برای محتوای اطلاعاتی سود به شمار می‌رود. یکی از معیارهای کیفیت سود، بررسی همبستگی بین سود و بازده سهام و قدرت توضیح‌دهندگی سود است. ضریب واکنش سود بیان‌گر میزان توانایی سود برای توضیح تغییرات بازده سهام می‌باشد. هر چه این ضریب بالاتر باشد توان توضیح تغییرات بازده سهام بیشتر است(کردستانی، ۱۳۸۳).

پیشینه تجربی پژوهش

با توجه به اینکه پژوهش‌های داخلی و خارجی که به طور مستقیم مرتبط با موضوع این پژوهش باشد، یافت نشد، در زیر برخی از پژوهش‌های مرتبط با متغیرهای این پژوهش ذکر می‌شود.

لیسیک[۱۲] و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی تقلب در حسابداری، کیفیت حسابرسی و نقش جرائم دولتی در چین پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های حسابرسی شده توسط مؤسسات حسابرسی بزرگ با احتمال کمتری مرتکب تقلب در صورت‌های مالی می‌شوند. این اثر در صنایع تحت کنترل و تقلب‌های مرتبط با سود قوی‌تر است؛ و همچنین نتایج نشان می‌دهد شدت تقلب، به استثنای شرکت‌های متقابل در سایر حوزه های قضایی، با استفاده از اقدامات جایگزین تقلب، انتخاب حسابرسان توسط حسابداران و کنترل برای سایر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بیشتر هستند. نتایج نقش جرائم دولت در تضمین کیفیت حسابرسی و پیامدهای مهم عملی و کاربردی برای کمک به شرکت‌های حسابرسی بین‌المللی و کسب وکار به طورکلی موفقیت رقابت در چین را تأیید می‌کند.

گایا[۱۳] و همکاران (۲۰۱۷) پژوهشی با عنوان تأثیر کیفیت حسابرسی بر رابطه بین مالکیت خانوادگی و اجتناب مالیاتی انجام دادند. بازه زمانی این پژوهش سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۳ تعداد ۵۵ شرکت را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش نشان داد که بین مالکیت خانوادگی و اجتناب مالیاتی رابطه مستقیم معنی‌داری وجود دارد و همچنین کیفیت حسابرسی بر رابطه بین مالکیت خانوادگی و اجتناب مالیاتی تأثیر معکوس معناداری دارد به طوری‌که تمایل مالکیت خانوادگی به اجتناب مالیاتی را کاهش می‌دهد.

مالک و سیدین (۲۰۱۴)، در پژوهشی به بررسی رابطه بین تغییر حسابرس و ضریب واکنش سود پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که ضریب واکنش سود برای شرکت‌هایی که حسابرس خود را تغییر می‌دهند نسبت به شرکت‌هایی که حسابرس خود را تغییر نمی‌دهند بیشتر است.

اکالی (۲۰۱۴)، در پژوهشی به بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و ضریب واکنش سود پرداخت، نتایج پژوهش وی نشان داد که بین کیفیت حسابرسی و ضریب واکنش سود رابطه معناداری وجود دارد.

هازینی در پژوهشی (۲۰۰۹)، به بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و پیش‌بینی سود پرداخت. نتایج پژوهش وی نشان داد که کیفیت حسابرسی دارای رابطه معنی‌داری با قدرت پیش‌بینی سود است و سرمایه‌گذاران در شرکت‌هایی از توانایی بیشتری برای پیش‌بینی سود برخوردارند که توسط چهار مؤسسه بزرگ حسابرسی، حسابرسی شوند.

بهارمقدم و جوکار (۱۳۹۷)، پژوهشی با عنوان اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی برتمایلات سرمایه گذاران در قیمت‌گذاری سهام انجام دادند. بدین منظور، نمونه‌ای متشکل از ۵۶۰ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۴ با استفاده از رگرسیون چندمتغیره تعدیل‌شده بررسی شده است. نتایج پژوهش نشان داد گزارش‌های حسابرس اعتماد سرمایه‌گذاران به اطلاعات حسابداری را تقویت می‌کند و بر تمایلات سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری سهام تأثیر می‌گذارد. اما اندازه حسابرس دارای اثر تعدیل‌کنندگی نمی‌باشد و تأثیری بر تمایلات سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ندارد.

قزل سفلی و همکاران (۱۳۹۷)، پژوهشی با عنوان تأثیر کیفیت حسابرسی بر اختلاف صورت‌های مالی حسابرسی شده و حسابرسی نشده انجام دادند. بدین منظور داده‌های مربوط به ۱۵۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. نتایج پژوهش حاکی از رابطه مستقیم و معنادار بین نوع مؤسسه حسابرسی و امتیاز کنترل کیفیت مؤسسه حسابرسی با اختلاف ارقام مندرج در صورت سود و زیان حسابرسی شده و حسابرسی نشده است. به این ترتیب، در شرکت‌هایی که توسط سازمان حسابرسی و مؤسسات دارای رتبه الف، حسابرسی می‌شوند میزان اختلاف ارقام مندرج در صورت سود و زیان حسابرسی شده و حسابرسی نشده بیشتر است. بعلاوه، نتایج حاکی از آن است که اندازه موسسه حسابرسی و تخصص صنعت حسابرس بر اختلاف صورت‌های مالی حسابرسی شده و حسابرسی نشده تأثیر معناداری ندارد.

خواجوی و همکاران (۱۳۹۳)، به بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و ضریب واکنش سود پرداختند. آن‌ها از دو معیار دوره تصدی و اندازه مؤسسه حسابرسی به عنوان کیفیت حسابرسی استفاده کردند، نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که بین دوره تصدی حسابرس و ضریب واکنش سود رابطه معناداری وجود دارد، به این معنی که با افزایش دوره تصدی حسابرس، ضریب واکنش سود کاهش می‌یابد. نتایج پژوهش هم‌چنین بیانگر این است که بین اندازه مؤسسه حسابرسی و ضریب واکنش سود رابطه معناداری وجود ندارد.

پورحیدری و همکاران (۱۳۹۱)، به بررسی ارتباط کیفیت حسابرسی با توانایی پیش‌بینی سود از دیدگاه سرمایه‌گذاران پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد زمانی که صورت‌های مالی شرکت‌ها توسط سازمان حسابرسی مورد رسیدگی قرار گرفته است، سرمایه‌گذاران قادر به پیش‌بینی بهتر سودهای آینده هستند. با این حال، این نتایج در شرکت‌های غیرسودده قابلیت کاربرد ندارد.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش فرضیه‌های زیر در نظر گرفته شده است:

فرضیه اصلی اول: بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی اول: بین اندازه مؤسسه حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی دوم: بین تخصص حسابرس در صنعت و محتوای اطلاعاتی سود رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی سوم: بین دوره تصدی حسابرس و محتوای اطلاعاتی سود رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه اصلی دوم: بین کیفیت حسابرسی محتوای اطلاعاتی سود در شرکت‌های سودده و زیانده تفاوت معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی چهارم: بین اندازه مؤسسه حسابرسی محتوای اطلاعاتی سود در شرکت‌های سودده و زیانده تفاوت معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی پنجم: بین تخصص صنعت حسابرس محتوای اطلاعاتی سود در شرکت‌های سودده و زیان‌ده تفاوت معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی ششم: بین دوره تصدی حسابرس محتوای اطلاعاتی سود در شرکت های سودده و زیان‌ده تفاوت معناداری وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر، از لحاظ طبقه‌بندی بر مبنای هدف از نوع کاربردی می‌باشد. و از لحاظ طبقه‌بندی بر حسب روش، از نوع توصیفی- همبستگی بوده، چرا که در آن ارتباط بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری مورد مطالعه قرار می گیرد. به همین جهت برای آزمون فرضیه‌ها از روش رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. همچنین، برای مطالعه ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش از روش مطالعات کتابخانه-ای استفاده شده است. اطلاعات مربوط به متغیرهای پژوهش با مراجعه به سازمان بورس اوراق بهادار، نرم افزار ره‌آورد نوین، صورت‌های مالی و یاداشت‌های توضیحی شرکت‌ها استخراج شده و تجزیه و تحلیل اطلاعات گردآوری شده توسط نرم افزار Excel، و نسخه سیزدهم Stata انجام شده است.

جامعه‌ی آماری پژوهش را شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهد.

روش نمونه‌گیری این پژوهش، حذفی سیستماتیک می‌باشد به این صورت که شرکت‌هایی که دارای ویژگی‌های زیر نباشند از نمونه آماری کنار گذاشته می‌شوند:

۱. در طی دوره زمانی پژوهش در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.

۲. سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

۳. اطلاعات مالی شرکت در دوره مورد مطالعه در دسترس باشد و داده‌های مورد نظر برای محاسبه متغیرها نیز در دسترس باشد.

۴. به دلیل معنادار بودن متغیر(تخصص حسابرس در صنعت) آن صنعت حداقل دارای ۵ شرکت باشد.

۵ . جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری یا واسطه‌گری مالی، هلدینگ، بانک و لیزینگ نباشند.

از تعداد ۴۸۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، تعداد شرکت بر اساس محدودیت‌های اعمال شده به مدت ۶ سال انتخاب شده است و در نهایت تعداد ۸۶ شرکت به عنوان جامعه مورد آزمون مورد استفاده قرار گرفته است.

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته

متغیر وابسته در این پژوهش محتوای اطلاعاتی سود می‌باشد. وارفیلد[۱۴] و همکاران (۱۹۹۵)، محتوای اطلاعاتی سود را ظرفیت توجیه بازدهی سهام تعریف نمودند، در حالیکه احمد و همکاران، محتوای اطلاعاتی سود را داشتن بار اطلاعاتی پیرامون سود آتی تعریف می‌کنند (کرمی، ۱۳۸۷). در این پژوهش برای سنجش محتوای اطلاعاتی سود از ضریب واکنش سود با استفاده از الگوی کولینز[۱۵] و همکاران (۱۹۹۴) به شرح مدل رگرسیون در قالب رابطه ۱ استفاده شده است.

رابطه ۱)

$$R_t = b_0 + b_1 X_t + \sum_{k=1}^{2} b_{k+1} X_{t+k} + \sum_{k=1}^{2} b_{k+3} R_{t+k} + b_6 EP_{t-1} + b_7 AG_t$$

مقدار ثابت (عرض از مبدا): b_0

ضریب متغیرهای مستقل: $b_1 - b_8$

ضریب خطا: u

بازده سهام در سال t: R_t

بازده سهام در سال t+1: R_{t+1}

تغییرات سود هر سهم در سال t تقسیم بر قیمت سهام چهار ماه بعد از پایان سال مالی t-1: x_t

تغیرات سود هر سهم در سال t+1 تقسیم بر قیمت سهام چهار ماه بعد از پایان سال مالی t-1: X_{t+1}

عایدی، سود هر سهم است که از طریق تقسیم سود هر سهم در دوره t-1 بر قیمت سهام چهار ماه بعد از پایان سال مالی t-1: EP_t

نرخ رشد ارزش دفتری کل دارایی‌ها در دوره t: AG_t

متغیرهای مستقل

کیفیت حسابرسی: در پژوهش جاری برای کمی‌سازی کیفیت حسابرسی بر مبنای پژوهش فرناندو[۱۶] و همکاران (۲۰۰۸) از سه معیار اندازه مؤسسه حسابرس، دوره تصدی‌گری حسابرسی و تخصص صنعت حسابرس استفاده خواهد شد.

اندازه حسابرس: اندازه مؤسسات حسابرسی‌کننده، قدمت و نام تجاری مؤسسات نمونه‌ای از معیارهای متمایزکننده می‌باشد. یعنی مؤسسات بزرگ‌تر و دارای نام تجاری مشهورتر نسبت به مؤسسات دیگر دارای کیفیت کاری بالاتری هستند (دی آنجلو[۱۷]، ۱۹۸۱). در این پژوهش در صورتی که حسابرس، سازمان حسابرسی باشد، مقدار متغیر مجازی اندازه حسابرس برابر با یک و در غیر این صورت مقدار آن برابر با صفر در نظر گرفته می‌شود.

دوره تصدی حسابرس: دوره تصدی حسابرس، یکی از معیارهای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی است که به تعداد سال‌های متوالی که مؤسسات حسابرسی یک صاحب کار را مورد رسیدگی و حسابرسی قرار می‌دهند اطلاق می‌شود (فلاتح[۱۸]، ۲۰۰۶). در پژوهش جاری، سال ۱۳۸۶ به عنوان سال پایه تعیین شده و برای تمامی شرکت‌ها شمارشگر دوره تصدی عدد ۱ لحاظ می‌شود. اگر حسابرس بدون تغییر باشد برای سال بعد شمارشگر به ۲ و در سال سوم به ۳ و به همین ترتیب افزایش می‌یابد. اگر حسابرس در یک سال تغییر کند عدد شمارشگر مجدداً ۱ لحاظ می‌شود. این روش توسط غوش و مون[۱۹] (۲۰۰۵) استفاده شده است.

تخصص حسابرس: برای محاسبه این متغیر از رابطه زیر استفاده خواهد شد (کریشنا، ۲۰۰۳).

$$SPEC_{ik} = \frac{\sum_{j=1}^{J_{ik}} ClientSales_{ijk}}{\sum_{i=1}^{I_k}\sum_{j=1}^{J_{ik}} ClientSales_{ijk}}$$ رابطه۲)

که در آن:

$SPEC_{ik}$ عبارت است از تخصص صنعت موسسه حسابرسی i در صنعت k.

$ClientSales_{ijk}$ عبارت است از درآمد صاحب کار مؤسسه حسابرس i در صنعت k.

یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی

برای ارائه یک نمای کلی از خصوصیات مهم متغیرهای محاسبه شده، در جدول (۱) برخی از مفاهیم آمار توصیفی این متغیرها، شامل میانگین، انحراف معیار حداقل، حداکثر و تعداد مشاهدات ارائه شده است.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	تعداد مشاهدات
بازده	R	۰/۲۶۸۵	۰/۱۶۲۲	۰/۲۱۷۸	۰/۳۱۱۲	۱/۴۷۴	۶۸۸
تغییرات سود هر سهم	X	۰/۰۰۷۶	۰/۰۱۰۰	۰/۱۰۳۷	-۰/۱۹۸۱	۴/۳۸۲	۶۸۸
عایدی هر سهم	EP	۰/۱۹۲۹	۰/۲۱۲۳	۰/۱۵۶۹	-۲/۱۱۹	۱۱/۷۲۷	۶۸۸
نرخ رشد ارزش دفتری کل دارایی‌ها	AG	۱/۲۰۳	۱/۱۶۸	۰/۲۳۳۰	۰/۲۰۰۳	۲/۸۷۸	۶۸۸
اندازه حسابرس	BIG	۰/۲۰۷۸	۰/۰۰۰۰	۰/۴۰۶۱	۱/۴۴۰	۳/۰۷۳	۶۸۸
تخصص حسابرس	SPEC	۰/۱۰۲۶	۰/۰۸۰۷	۰/۰۹۴۷	۱/۵۴۴	۵/۹۱۵	۶۸۸
دوره تصدی حسابرس	tenure	۲/۴۳۴	۲	۲/۰۳۶	۰/۶۳۲۷	۲/۴۵۳	۶۸۸

باتوجه به نتایج منعکس در جدول شماره (۱)، میانگین مربوط به بازده سهام برای شرکت‌های عضو نمونه در دوره پژوهش برابر با ۰/۲۶ است. این در حالی است که حداقل مقدار این متغیر برابر با ۰/۰۴- و حداکثر مقدار آن برابر با ۰/۷۶ است. دررابطه با متغیر تخصص حسابرس می‌توان بیان نمود که میانگین این متغیر برابر با ۱۰ درصد برای شرکت‌های نمونه است. حداقل مقدار این متغیر برابر با ۰/۰۰۰۳ بوده و بیشترین مقدارآن برابر با ۰/۴۸۵ است.

درضمن جدول (۱) نشان می‌دهدکه متغیر تخصص حسابرس نسبت به سایر متغیرها کمترین میزان پراکندگی را دارد. همچنین دوره تصدی حسابرس انحراف معیار بیشتری دارد و نشان دهنده این است که این متغیر پراکندگی بیشتری نسبت به سایر متغیرها دارد.

پارامتر مرکزی میانه داده‌ها را به دو بخش مساوی تقسیم می‌کند. میانه متغیر دوره تصدی برابر ۲ می‌باشد که نشان‌گر این است که نیمی از داده‌های مربوط به دوره تصدی بیشتر از ۲ و نیمی از داده‌ها کمتر از ۲ می‌باشد. همچنین در متغیر اندازه حسابرس میانه برابر صفر می‌باشد که نشان‌گر این است که ۵۰ درصد داده‌ها از صفر بیشتر و ۵۰ درصد دادها مقدارشان بیشتر از صفر می‌باشد.

آمار استنباطی

با توجه به جدول (۲)، آماره محاسباتی F برابر با ۸ و مقدار احتمال آن برابر با ۰/۰۰۰ (p<۰/۰۵) است که حکایت از کارایی روش تابلویی در مقابل روش تلفیقی دارد. از سوی دیگر، آزمون هاسمن برای بیانگر این است که فرضیه صفر مبنی بر کارایی اثرات تصادفی رد شده و اثرات ثابت برای آن کاراتر است. برای آزمون برابری واریانس در مورد داده‌های تابلویی،آزمون درستنمایی انجام شده است. بررسی مقادیرآماره‌ی χ^2 آزمون نشان می‌دهدکه فرضیه‌ی صفر برابری واریانس رد نمی‌شود و بنابراین، مشکل ناهمسانی واریانس وجود ندارد. برای تشخیص خود همبستگی، در پژوهش جاری از آزمون وولدریج استفاده شده است. برون داد آزمون وولدریج برابر با ۱/۰۵۹ مقدار احتمال آن برابر ۰/۳۰ درصد است. این مقادیر حاکی از آن می‌باشند که فرضیه صفر در این آزمون مبنی بر استقلال خطاها رد نمی‌شود. بنابراین، در مدل برازش شده بر مبنای داده‌های تابلویی– اثرات ثابت استقلال خطاها وجود دارد.

بنابراین، برای بررسی فرضیه‌های فرعی از روش تابلویی– اثرات ثابت مبتنی بر روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۲) ارایه گردیده است

جدول ۲: نتایج مربوط به آزمون‌های استفاده شده برای فرضیه فرعی اول

نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
F لیمر	۸/۰۰	۰/۰۰۰۰	تابلویی
هاسمن	۲۱/۳۹	۰/۰۶۵۶	اثرات ثابت
درستنمایی	۳۷/۰۰	۱/۰۰۰۰	همسانی واریانس
وولدریج	۱/۰۵۹	۰/۳۰۶۳	استقلال خطاها

همان طور که بیان شد، فرضیه فرعی اول پژوهش به بررسی رابطه بین اندازه حسابرس و محتوای اطلاعاتی سود می‌پردازد که جهت تجزیه و تحلیل آن از مدل زیر استفاده شده است:

$$R_t = b_0 + b_1 X_t + \sum_{k=1}^{2} b_{k+1} X_{t+k} + \sum_{k=1}^{2} b_{k+3} R_{t+k} + b_6 EP_{t-1} + b_7 AG_t + b_8 Big + b_9 \{Big^* X_t\} + \sum_{k=1}^{2} b_{k+9} \{Big * R_{t+k}\} + b_{12} \{Big^* EP_{t-1}\} + b_{13} \{Big^* AG_t\} + u_t.$$

فرضیه فرعی دوم پژوهش به بررسی رابطه بین تخصص حسابرس و محتوای اطلاعاتی سود می‌پردازد که جهت تجزیه و تحلیل آن از مدل زیر استفاده شده است:

$$R_t = b_0 + b_1 X_t + \sum_{k=1}^{2} b_{k+1} X_{t+k} + \sum_{k=1}^{2} b_{k+3} R_{t+k} + b_6 EP_{t-1} + b_7 AG_t + b_8 Spec + b_9 \{Spec * X_t\} + \sum_{k=1}^{2} b_{k+9} \{Spec * R_{t+k}\} + b_{12} \{Spec *EP_{t-1}\} + b_{13} \{Spec *AG_t\} + u.$$

جدول ۳ : نتایج آزمون فرضیه فرعی دوم

نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
F لیمر	۰۴/۸	۰۰۰۰/۰	تابلویی
هاسمن	۱۳/۵۷	۰۰۰۰/۰	اثرات ثابت
درستنمایی	۲۵/۳۶	۰۰۰۰/۱	همسانی واریانس
وولدریج	۴۵۷/۱	۲۳۰۸/۰	استقلال خطاها

با توجه به جدول (۳)، آماره محاسباتی F برابر با ۸ و مقدار احتمال آن برابر با ۰/۰۰۰ (p<۰/۰۵) است که حکایت از کارایی روش تابلویی در مقابل روش تلفیقی دارد. برون داد آزمون وولدریج برابر با ۱/۴۵۷ مقدار احتمال آن برابر ۰/۲۳ درصد است. این مقادیر حاکی از آن می‌باشند که فرضیه صفر در این آزمون مبنی بر استقلال خطاها رد نمی‌شود. بنابراین، در مدل برازش شده بر مبنای داده های تابلویی– اثرات ثابت استقلال خطاها وجود دارد.

بنابراین، برای بررسی فرضیه فرعی دوم از روش تابلویی– اثرات ثابت مبتنی بر روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۳) ارایه گردیده است

فرضیه فرعی سوم پژوهش به بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و محتوای اطلاعاتی سود می‌پردازد که جهت تجزیه و تحلیل آن از مدل زیر استفاده شده است:

$$R_t = b_0 + b_1 X_t + \sum_{k=1}^{2} b_{k+1} X_{t+k} + \sum_{k=1}^{2} b_{k+3} R_{t+k} + b_6 EP_{t-1} + b_7 AG_t + b_8 \text{ Tenure} + b_9 \{\text{Tenure} * X_t\} + \sum_{k=1}^{2} b_{k+9} \{\text{Tenure} * R_{t+k}\} + b_{12} \{\text{Tenure} * EP_{t-1}\} + b_{13} \{\text{Tenure} * AG_t\} + u_t$$

جدول ۴: نتایج آزمون فرضیه فرعی سوم

نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
F لیمر	۸/۰۸	۰/۰۰۰۰	تابلویی
هاسمن	۲۷/۶۱	۰/۰۱۰۳	اثرات ثابت
درستنمایی	۳۴/۲۳	۱/۰۰۰۰	همسانی واریانس
وولدریج	۰/۹۸۸	۰/۳۲۳۱	استقلال خطاها

با توجه به جدول (۴)، آماره محاسباتی F برابر با ۸ و مقدار احتمال آن برابر با ۰/۰۰۰ (p<۰/۰۵) است که حکایت از کارایی روش تابلویی در مقابل روش تلفیقی دارد. برون داد آزمون وولدریج برابر با ۰/۹۸۸ مقدار احتمال آن برابر ۰/۳۲ درصد است. این مقادیر حاکی از آن می‌باشند که فرضیه صفر در این آزمون مبنی بر استقلال خطاها رد نمی‌شود. بنابراین، در مدل برازش شده بر مبنای داده های تابلویی– اثرات ثابت استقلال خطاها وجود دارد.

بنابراین، برای بررسی فرضیه فرعی دوم از روش تابلویی– اثرات ثابت مبتنی بر روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۴) ارایه گردیده است

جدول ۵: نتایج تخمین مدل فرضیه‌های فرعی ۱، ۲ و ۳

متغیر	برآورد ضریب	خطای استاندارد	آماره T	احتمال
BIG_t	/۱۰۲۷۰	/۰۴۲۸۴۰	۲/۴۰	۰/۰۱۶
$BIG_{t*} X_t$	/۰۰۹۱۱۴۰	/۰۰۴۴۲۰	۲/۰۶	۰/۰۳۹
$BIG_{t*}R_{t+1}$	/۰۱۸۴۰	/۰۳۳۱۲۰	۰/۵۶	۰/۵۷۷
$BIG_{t*}R_{t+2}$	/۰۲۸۹۶۰	/۰۳۵۳۲۰	۰/۸۲	۰/۴۱۲
$BIG_{t*}EP_{t-1}$	/۰۲۷۳۰–	/۰۴۶۳۰	–۰/۵۹	۰/۵۵۵
$BIG_{t*}Age$	/۰۰۰۹۰–	/۰۳۳۴۰	–۰/۰۳	۰/۹۷۷
$Spec_t$	/۵۷۳۸۰	/۲۱۱۹۰	۲/۷۱	۰/۰۰۷
$Spec_{t*} X_t$	/۴۰۶۸۰	/۱۴۳۹۰	۲/۸۳	۰/۰۰۵
$Spec_{t*}R_{t+1}$	/۱۶۶۱۰	/۱۹۹۶۰	۰/۸۳	۰/۴۰۵
$Spec_{t*}R_{t+2}$	/۴۰۶۸۰	/۲۰۵۰۰	۱/۹۸	۰/۰۴۷
$Spec_{t*}EP_{t-1}$	/۰۳۴۴۰–	/۲۸۰۳۰	–۰/۱۲	۰/۹۰۲
$Spec_{t*}Age$	/۲۹۶۳۴۰	/۱۷۸۰۰	۱/۶۶	۰/۰۹۶
$Tenure_t$	۰۲۴۵۰/	۰۰۷۸۷۰/	۳/۱۲	۰/۰۰۲
$Tenure_{t*} X_t$	۰۳۹۳۰/	۰۱۶۷۰/	۲/۳۵	۰/۰۱۹
$Tenure_{t*}R_{t+1}$	/۰۰۲۰۰۰–	۰۰۷۱۲۰/	–۰/۲۸	۰/۷۷۹
$Tenure_{t*}R_{t+2}$	۰۲۷۸۰/	۰۰۶۲۷۰/	۴/۴۴	۰/۰۰۰
$Tenure_{t*}EP_{t-1}$	۰۰۵۵۰/	۰۱۱۰۶۰/	۰/۵۰	۰/۶۱۶
$Tenure_{t*}AG_t$	۰۲۱۳۰/	۰۰۶۴۱۰/	۳/۳۲	۰/۰۰۱
عرض از مبدا	/۱۷۱۵۰	/۰۱۷۶۵۰	۹/۷۲	۰/۰۰۰
آماره F فیشر (احتمال): ۹/۵۶ (۰/۰۰۰۰) ضریب تعیین تعدیل شده (R^2): ۰/۲۶۹				

با توجه به نتایج منعکس در جدول (۵) می‌توان نتیجه‌گیری زیر را در نظر گرفت:

سطح معنی‌داری F ، کمتر از ۱ درصد می‌باشد، پس می‌توان گفت این مدل با احتمال ۹۹ درصد معنی‌دار است. به دیگر سخن، این مدل از اعتبار بالایی برخوردار است. علاوه بر این، ضریب تعیین تعدیل شده این مدل ۲۷ درصد است؛ این عدد نشان می‌دهد که ۲۷ درصد از مقادیر متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی، توضیح داده می‌شود.

در رابطه با متغیر $BIG_{t*} X_t$ می‌توان بیان نمود که مقدار احتمال متغیر آن برابر با ۰/۰۳۹ است که این مقدار از سطح خطای ۵ درصدپایین‌تر بوده و حکایت از آن دارد که این متغیر با متغیر وابسته که همان بازده سهام است رابطه معناداری دارد. با توجه به علامت ضریب متغیر مذکور (۰/۰۰۹) نیز چنین می‌توان استدلال نمود که این متغیر با بازده سهام یک رابطه مثبت دارد. یعنی بین اندازه حسابرس و ضریب واکنش سود رابطه معناداری وجود دارد. بنابراین، فرضیه فرعی اول پژوهش، مبنی بر این موضوع که بین اندازه حسابرس به عنوان یکی از ویژگی‌های کیفی حسابرسی و ضریب واکنش سود یک رابطه معنی‌دار وجود دارد، تأیید می‌شود.

در رابطه با متغیر $Spec_{t*} X_t$ می‌توان بیان نمود که مقدار احتمال متغیر آن برابر با ۰/۰۰۵ است که این مقدار از سطح خطای ۵ درصد پایین‌تر بوده و حکایت از آن دارد که این متغیر با متغیر وابسته که همان بازده سهام است رابطه معناداری دارد. با توجه به علامت ضریب متغیر مذکور (۰/۴۰) نیز چنین می‌توان استدلال نمود که این متغیر با بازده سهام یک رابطه مثبت دارد. یعنی بین تخصص حسابرس و ضریب واکنش سود رابطه معناداری وجود دارد. بنابراین، فرضیه فرعی دوم پژوهش، مبنی بر این موضوع که بین تخصص حسابرس به عنوان یکی از ویژگی‌های کیفی حسابرسی و ضریب واکنش سود یک رابطه معنی‌دار وجود دارد، تأیید می‌شود.

ر رابطه با متغیر $Tenure_{t*} X_t$ می‌توان بیان نمود که مقدار احتمال متغیر آن برابر با ۰/۰۱۹ است که این مقدار از سطح خطای ۵ درصد پایین‌تر بوده و حکایت از آن دارد که این متغیر با متغیر وابسته که همان بازده سهام است رابطه معناداری دارد. با توجه به علامت ضریب متغیر مذکور (۰/۰۳۹) نیز چنین می‌توان استدلال نمود که این متغیر با بازده سهام یک رابطه مثبت دارد. یعنی بین دوره تصدی حسابرس و ضریب

واکنش سود رابطه معناداری وجود دارد. بنابراین، فرضیه فرعی سوم پژوهش، مبنی بر این موضوع که بین دوره تصدی حسابرس به عنوان یکی از ویژگی‌های کیفی حسابرسی و ضریب واکنش سود یک رابطه معنی‌دار وجود دارد، تأیید می‌شود.

آزمون فرضیه اصلی اول:

فرضیه اصلی اول پژوهش به بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود می‌پردازد. به این منظور، با توجه به میانه متغیرهای تخصص حسابرسی، اندازه حسابرسی و دوره تصدی حسابرسی متغیرها به صورت صفر و یک تبدیل شده و در آخر برای محاسبه کیفیت حسابرسی با یکدیگر جمع شده اند و متغیر AU (کیفیت حسابرسی) وارد مدل رگرسیون کرده و فرضیه اصلی با مدل زیر تخمین زده شده است.

$$R_t = b_0 + b_1 X_t + \sum_{k=1}^{2} b_{k+1} X_{t+k} + \sum_{k=1}^{2} b_{k+3} R_{t+k} + b_6 EP_{t-1} + b_7 AG_t + b_8 AU + b_9 \{AU * X_t\} + \sum_{k=1}^{2} b_{k+9} \{AU * R_{t+k}\} + b_{12} \{AU * EP_{t-1}\} + b_{13} \{AU * AG_t\} + U_t$$

بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود رابطه معناداری وجود دارد. برای بررسی فرضیه اصلی اول از روش تابلویی– اثرات ثابت مبتنی بر روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۶) و (۷) ارائه گردیده است:

جدول ۶: نتایج آزمون فرضیه اصلی اول

نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
F لیمر	۳۵/۱	۰۲۵۵/۰	تابلویی
هاسمن	۸۷/۲۳	۰۳۲۴/۰	اثرات ثابت
درستنمایی	۲۲/۳۶	۰۰۰۰/۱	همسانی واریانس
وولدریج	۹۹۱/۰	۳۲۲۳/۰	استقلال خطاها

آماره محاسباتی F برابر با ۱/۳۵ و مقدار احتمال آن برابر با ۰/۰۲۵۵(p<۰/۰۵) است که حکایت از کارایی روش تابلویی در مقابل روش تلفیقی دارد. از سوی دیگر، آزمون هاسمن برای بیانگر این است که فرضیه صفر مبنی بر کارایی اثرات تصادفی رد شده و اثرات ثابت برای آن کاراتر است. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی بر روی پسماندهای مدل مورداستفاده در پژوهش رانشان می‌دهد. بررسی مقادیرآماره‌ی χ^2 آزمون نشان می‌دهد که فرضیه‌ی صفر برابری واریانس رد نمی‌شود و بنابراین، مشکل ناهمسانی واریانس وجود ندارد. جدول (۶)، نتایج آزمون وولدریج را به منظور شناسایی وجود یا عدم وجود خود همبستگی در مدل پژوهش را نشان می‌دهد. همان طور که در جدول مذکور ملاحظه می‌شود، برون داد آزمون وولدریج برابر با ۰/۹۹۱ مقدار احتمال آن برابر ۰/۳۲ درصد است. این مقادیر حاکی از آن می‌باشند که فرضیه صفر در این آزمون مبنی بر استقلال خطاها رد نمی‌شود. بنابراین، در مدل برازش شده بر مبنای داده های تابلویی– اثرات ثابت استقلال خطاها وجود دارد.

جدول ۷: نتایج تخمین فرضیه اصلی اول

متغیر	برآورد ضریب	خطای استاندارد	آمارهT	احتمال
AU_t	۰۱۴۳/	۰۰۶۷/	۲/۱۱	۰/۰۳۵
$AU_{t*} X_t$	۰۳۳۰/	۰۱۳۴/	۲/۴۶	۰/۰۱۴
$AU_{t*}R_{t+1}$	۰۴۵۸۲/	۰۲۲۶۹/	۲/۰۲	۰/۰۴۴
$AU_{t*}R_{t+2}$	۱۰۷۳/	۰۲۱۴/	۵/۰۰	۰/۰۰۰
$AU_{t*}EP_{t-1}$	–/۰۴۲۵	۰۲۷۵/	–۱/۵۴	۰/۱۲۳
$AU_{t*}AG_t$	۰۲۸۱/	۰۱۹۲۹/	۱/۴۶	۰/۱۴۵
عرض از مبدا	۲۱۷۳/	۰۳۹۴/	۵/۵۱	۰/۰۰۰
آماره F فیشر (احتمال) : ۱۱/۹۴ (۰/۰۰۰۰) ضریب تعیین تعدیل شده (R^2): ۰/۲۴۱				

سطح معنی‌داری F، کمتر از ۱ درصد می‌باشد، پس می‌توان گفت این مدل با احتمال ۹۹ درصد معنی‌دار است. به دیگر سخن، این مدل از اعتبار بالایی برخوردار است. علاوه بر این، ضریب تعیین تعدیل شده این مدل ۲۴ درصد است؛ این عدد نشان می‌دهد که ۲۴ درصد از مقادیر متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی، توضیح داده می‌شود.

در رابطه با متغیر $AU_{t*}\ X_t$ می‌توان بیان نمود که مقدار احتمال متغیر آن برابر با ۰/۰۱۴ است که این مقدار از سطح خطای ۵ درصد پایین‌تر بوده و حکایت از آن دارد که این متغیر با متغیر وابسته که همان بازده سهام است رابطه معناداری دارد. با توجه به علامت ضریب متغیر مذکور (۰/۰۳۳) نیز چنین می‌توان استدلال نمود که این متغیر با بازده سهام یک رابطه مثبت دارد. یعنی بین کیفیت حسابرسی و ضریب واکنش سود رابطه معناداری وجود دارد. بنابراین، فرضیه اصلی اول پژوهش مبنی بر این موضوع که بین کیفیت حسابرسی و ضریب واکنش سود یک رابطه معنی‌دار وجود دارد، تأیید می‌شود.

آزمون فرضیه‌های فرعی چهارم، پنجم و ششم:

فرضیه‌های فرعی چهارم، پنجم و ششم به ترتیب بیان می‌کنند که بین اندازه موسسه حسابرسی، تخصص حسابرس، دوره تصدی حسابرس و محتوای اطلاعاتی سود در شرکت‌های سودده و زیان‌ده تفاوت معناداری وجود دارد. برای بررسی این فرضیه‌ها، نتایج ارائه شده در جدول(۸) و جدول (۹) مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

جدول ۸: نتایج آزمون فرضیه‌های فرعی ۴، ۵ و ۶

متغیر	برآورد ضریب		آماره T		احتمال	
	سودده	زیان‌ده	سودده	زیان‌ده	سودده	زیان‌ده
BIG_t	۰/۱۳۲۸۲	-/۴۹۰۴	۲/۳۱	-۴/۸۳	۰/۰۲۱	۰/۰۰۰
$BIG_t \cdot X_t$	۰/۶۸۲۵	۰/۲۶۵۰	۴/۸۲	۱/۵۱	۰/۰۰۰	۰/۱۳۲
$BIG_t \cdot R_{t-1}$	۰/۰۵۵۳	۰/۰۵۸۸	۱/۱۰	۰/۹۱	۰/۲۶۹	۰/۳۶۵
$BIG_t \cdot R_{t-2}$	۰/۰۶۲۱۴	۰/۰۱۵۶	۱/۳۴	۰/۲۱	۰/۱۸۰	۰/۸۳۶
$BIG_t \cdot EP_{t-1}$	-۰/۱۹۳۳	۰/۵۵۸۶	-۳/۱۹	۴/۳۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
$BIG_t \cdot AG_t$	-۰/۰۱۴۹۱	۰/۳۸۰۰	-۰/۳۳	۵/۳۰	۰/۷۴۱	۰/۰۰۰
$Spec_t$	۰/۳۹۹۳	-۰/۴۹۴۹	۱/۹۰	-۱/۴۶	۰/۰۵۷	۰/۱۴۵
$Spec_t \cdot X_t$	۱/۳۳۴	-۰/۲۹۲۹۱	۲/۷۳	-۰/۴۳	۰/۰۰۶	۰/۶۶۶
$Spec_t \cdot R_{t-1}$	۰/۱۱۲۲۳	-۰/۵۸۷۷	۰/۵۵	-۲/۰۲	۰/۵۸۵	۰/۰۴۴
$Spec_t \cdot R_{t-2}$	-۰/۰۸۹۸	-۰/۰۲۱۰	-۰/۴۹	-۰/۰۶	۰/۶۲۷	۰/۹۴۸
$Spec_t \cdot EP_{t-1}$	-۱/۴۷۱	۱/۱۴۲	-۵/۴۲	۲/۸۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵
$Spec_t \cdot AG_t$	-۰/۱۶۱۴	۰/۵۳۹۸۷	-۰/۹۸	۱/۸۶	۰/۳۲۵	۰/۰۶۳
Tenure	۰/۰۳۶۷	۰/۰۱۲۶۲	۲/۳۴	۰/۶۶	۰/۰۱۹	۰/۵۰۷
$Tenure_t \cdot X_t$	۰/۰۹۴۸۲	۰/۲۰۳۲۷	۲/۰۱	۳/۶۳	۰/۰۴۵	۰/۰۰۰
$Tenure_t \cdot R_{t-1}$	۰/۰۱۲۹۳	۰/۰۰۵۵۵	۰/۹۰	۰/۳۸	۰/۳۶۸	۰/۷۰۳
$Tenure_t \cdot R_{t-2}$	۰/۰۳۶۵۶	۰/۰۳۰۶۸	۳/۱۲	۱/۷۳	۰/۰۰۲	۰/۰۸۴
$Tenure_t \cdot EP_{t-1}$	۰/۰۰۹۷۶	۰/۰۱۴۵۷	۰/۴۰	۰/۶۵	۰/۶۸۷	۰/۵۱۸
$Tenure_t \cdot AG_t$	-۰/۰۳۷۸۴	۰/۰۰۵۸	-۳/۱۱	۰/۳۸	۰/۰۰۲	۰/۷۰۸
عرض از مبدأ	۰/۱۶۰۱	۰/۲۱۹۷۹	۵/۹۷	۶/۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

جدول ۹: نتیجه آزمون والد فرضیه‌های فرعی ۴، ۵ و ۶

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار احتمال	نتیجه
والد	۱۱/۲	۰/۰۴	تفاوت معنادار بین دو متغیر اندازه مؤسسه حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود
والد	۳۲/۲	۰/۰۳	تفاوت معنادار بین دو متغیر تخصص حسابرس و محتوای اطلاعاتی سود
والد	۲/۸	۰/۰۱	تفاوت معنادار بین دو متغیر دوره تصدی حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود

در رابطه با متغیر $BIG_{t*} X_t$ می‌توان بیان نمود که مقدار احتمال این متغیر در شرکت‌های سودده برابر با ۰/۰۰۰ بوده و در شرکت‌های زیانده برابر ۰/۱۳۲ است. یعنی بین اندازه مؤسسه حسابرسی و ضریب واکنش سود در شرکت‌های سودده رابطه معناداری وجود دارد. این در حالی است که از لحاظ آماری در شرکت‌های زیانده، این رابطه تأیید نمی‌شود. همچنین در رابطه با متغیر $BIG* X_t$ با توجه به آماره آزمون والد و مقدار احتمال (۰/۰۴) که پایین‌تر از سطح خطای (۰/۰۵) می‌باشد. فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن ضرایب در شرکت‌های سودده و زیانده رد شده و فرضیه فرعی چهارم، مبنی بر این موضوع که بین اندازه مؤسسه حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود در شرکت‌های سودده و زیانده تفاوت معناداری وجود دارد تأیید می‌شود. در رابطه با متغیر $Spec_{t*} X_t$ می‌توان بیان نمود که مقدار احتمال این متغیر در شرکت‌های سودده برابر با ۰/۰۰۶ بوده و در شرکت‌های زیانده برابر ۰/۶۶۶ است. یعنی بین تخصص حسابرس و ضریب واکنش سود در شرکت‌های سودده رابطه معناداری وجود دارد. این در حالی است که از لحاظ آماری در شرکت‌های زیانده، این رابطه تأیید نمی‌شود. همچنین در رابطه با متغیر $Spec * X_t$ با توجه به آماره آزمون والد و مقدار احتمال (۰/۰۳) که پایین‌تر از سطح خطای (۰/۰۵) می باشد فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن ضرایب در شرکت‌های سودده و زیانده رد شده و فرضیه فرعی پنجم، مبنی بر این موضوع که بین تخصص حسابرس و محتوای اطلاعاتی سود در شرکت های سودده و زیانده تفاوت معناداری وجود دارد تأیید می‌شود. در رابطه با متغیر $Tenure_{t*} X_t$ می‌توان بیان نمود که مقدار احتمال این متغیر در شرکت‌های سودده برابر با ۰/۰۴۵ بوده و در شرکت‌های زیانده برابر ۰/۰۰۰ است. یعنی بین دوره تصدی حسابرس و ضریب واکنش سود در شرکت‌های سودده و همچنین شرکت‌های زیانده، رابطه معناداری وجود دارد. با مقایسه آماره t در بین این دو زیر نمونه (۲/۰۱ با ۳/۶۳) می‌توان بیان نمود که رابطه بین دوره تصدی حسابرسی و ضریب واکنش سود در شرکت‌های زیانده قوی‌تر از همین رابطه در شرکت‌های سودده است. همچنین در رابطه با متغیر $Tenure * X_t$ با توجه به آماره آزمون والد و مقدار احتمال (۰/۰۱) که پایین تر از سطح خطای (۰/۰۵) می‌باشد. فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن ضرایب در شرکت‌های سودده و زیانده رد شده و فرضیه فرعی ششم، مبنی بر این موضوع که بین دوره تصدی حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود در شرکت‌های سودده و زیانده تفاوت معناداری وجود دارد تأیید می‌شود.

آزمون فرضیه اصلی دوم:

فرضیه اصلی دوم بیان می کند که بین محتوای اطلاعاتی سود و کیفیت حسابرسی در شرکت‌های سودده و زیانده تفاوت معناداری وجود دارد. به این منظور، با توجه به میانه متغیرهای تخصص حسابرسی، اندازه حسابرسی و دوره تصدی حسابرسی متغیرها به صورت صفر و یک تبدیل شده و در آخر برای محاسبه کیفیت حسابرسی با یکدیگر جمع شده‌اند و متغیر AU (کیفیت حسابرسی) را وارد مدل رگرسیون کرده و فرضیه اصلی دوم با مدل زیر تخمین زده شده است که نتایج آن در جدول (۱۰) و (۱۱) مورد تحلیل قرار می گیرد.

برای تخمین فرضیه اصلی دوم از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$R_t = b_0 + b_1 X_t + \sum_{k=1}^{2} b_{k+1} X_{t+k} + \sum_{k=1}^{2} b_{k+3} R_{t+k} + b_6 EP_{t-1} + b_7 AG_t + b_8 AU + b_9 \{AU * X_t\} + \sum_{k=1}^{2} b_{k+9} \{AU * R_{t+k}\} + b_{12} \{AU * EP_{t-1}\} + b_{13} \{AU * AG_t\} + U_t.$$

جدول ۱۰: نتیجه آزمون والد فرضیه اصلی دوم

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار احتمال	نتیجه
والد	۳/۱۱	۰/۰۰۶	تفاوت معنادار بین دو متغیر محتوای اطلاعاتی سود و کیفیت حسابرسی

با توجه به آماره آزمون و مقدار احتمال (۰/۰۰۶) که پایین‌تر از سطح خطای (۰/۰۵) می‌باشد فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن ضرایب در شرکت‌های سودده و زیان‌ده رد شده و فرضیه اصلی دوم تأیید می‌شود.

جدول ۱۱: نتایج تخمین مدل فرضیه اصلی دوم

متغیر	برآورد ضریب		آماره T		احتمال	
	سودده	زیان‌ده	سودده	زیان‌ده	سودده	زیان‌ده
AU_t	۰/۰۷۷۹۳	۰/۰۵۹۴۳	۳/۹۵	۲/۰۹	۰/۰۰۰	۰/۰۳۷
$AU_t * X_t$	۰/۰۳۳۵۵	۰/۲۱۹۰۳	۰/۵۶	۳/۶۶	۰/۵۷۳	۰/۰۰۰
$AU_t * R_{t+1}$	۰/۰۷۴۹۹	/۰۳۰۱۷۷۰	۳/۷۲	۱/۳۵	۰/۰۰۰	۰/۱۷۶
$AU_t * R_{t+2}$	/۰۶۷۴۰–	/۰۴۲۷۶۰–	–۳/۹۴	–۱/۶۲	۰/۰۰۰	۰/۱۰۶
$AU_t * EP_{t-1}$	/۰۹۸۹۰–	۰/۱۲۹۲۸	–۳/۹۸	۳/۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
$AU_t * AG_t$	۰/۰۷۹۵	/۰۱۲۲۵۰–	۵/۲۰	–۰/۵۰	۰/۰۰۰	۰/۶۱۸
عرض از مبدأ	۰/۳۴۳	۰/۲۰۹۴۶	۸/۸۱	۵/۶۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

در رابطه با متغیر $AU_{t*} X_t$ می‌توان بیان نمود که مقدار احتمال این متغیر در شرکت‌های سودده برابر با ۰/۵۷۳ بوده و در شرکت‌های زیان‌ده برابر ۰/۰۰۰ است. یعنی بین کیفیت حسابرسی و ضریب واکنش سود در شرکت‌های سودده رابطه معناداری وجود ندارد. این در حالی است که بین کیفیت حسابرسی و ضریب واکنش سود در شرکت‌های زیان‌ده رابطه معناداری وجود دارد.

نتیجه‌گیری

هدف از انجام این پژوهش بررسی رابطه کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود و همچنین بررسی این رابطه در دو گروه شرکت‌های سودده و زیان‌ده است . نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که رابطه معناداری بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود وجود دارد. و همچنین تفاوت معناداری بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود در شرکت‌های سودده و زیان‌ده وجود دارد.

با تکیه بر نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش حاضر پیشنهادهای ذیل ارائه می‌شود:

۱. به سهامداران و هیأت مدیره شرکت‌ها توصیه می‌شود که در انتخاب حسابرس، عامل اندازه، تخصص حسابرس و دوره تصدی حسابرس را بیشتر مدنظر قرار دهند.

۲. با توجه به وجود رابطه معنادار بین تخصص صنعت حسابرس و محتوای اطلاعاتی سود به شرکت‌ها توصیه می‌شود، حسابرسان دارای تخصص را بکار بگیرند، زیرا با توجه به یافته‌های پژوهش انتظار می‌رود حسابرس متخصص در صنعت بتواند از منظر کیفیت افشا، به ارتقا جایگاه شرکت نزد سهامداران، و نهادهای ناظر بر بازار سرمایه منجر شود.

۳. با توجه به وجود رابطه معنادار بین دوره تصدی حسابرس و محتوای اطلاعاتی سود به جامعه حسابدران و حرفه حسابرسی پیشنهاد می‌شود که به افزایش استقلال حسابرس بپردازد.

۴. به سرمایه‌گذارن پیشنهاد می‌شود که جهت کسب بازده بالاتر، اقدام به خرید سهام شرکت‌های سودده نمایند.

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

۱ . در این پژوهش از معیارهای شهرت (اندازه حسابرس، تخصص و دوره تصدی حسابرسی) برای تبیین رابطه بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار استفاده شده است، پیشنهاد می‌شود از از دیگر شاخص‌های کیفیت حسابرسی برای سنجش کیفیت حسابرسی نیز در پژوهش‌های آتی استفاده شود.

۲. رابطه بین دوره تصدی حسابرسی و استقلال حسابرس بررسی شود.

منابع و مآخذ

- بهارمقدم، مهدی و جوکار، حسین (۱۳۹۷). اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر تمایلات سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری سهام، مطالعات تجربی حسابداری مالی، دوره ۱۵، شماره ۵۷، صص ۱۲۳-۱۴۶.
- پورحیدری، امید؛ زارع‌زاده، محمد صادق و تاکر، رضا (۱۳۹۱). بررسی رابطه کیفیت حسابرسی با توانایی پیش‌بینی سود از دیدگاه سرمایه‌گذاران، دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، انجمن حسابداری مدیریت ایران، سال ۱، شماره چهارم، صص۲۵-۱۵.
- خواجوی، شکراله و حسینی‌نیا، سمیه (۱۳۹۳). رابطه بین دوره تصدی حسابرس و اندازه مؤسسه حسابرسی و ضریب واکنش سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، حسابرسی، نظریه و عمل، سال اول، شماره دوم، صص۲۳-۴۵.
- قزل سفلی، مریم؛ بذرافشان، آمنه و مرادی، مهدی (۱۳۹۷). تأثیر کیفیت حسابرسی بر اختلاف صورت‌های مالی حسابرسی شده و حسابرسی نشده، دانش حسابداری مالی، دوره ۵ ،شماره۲ ،پیاپی۱۷، صص ۱۱۱-۱۳۰.
- مشایخی، بیتا؛ مهرانی، کاوه؛ رحمانی، علی و مداحی، آزاده (۱۳۹۲). تدوین مدل کیفیت حسابرسی. بورس اوراق بهادار، ۶ (۲۳): صص۱۳۷-۱۰۳.
- Al-Ajmi, J. (2009). Audit Firm, Corporate Governance, and Audit Quality: Evidence from Bahrain. Advances in Accounting, 25(1), 64-74.
- Beaver, W. H. and Demski. J. (1979). The Nature of Income Measurement. Accounting Review, 55: 38-46.
- Charles. E. J., Stanley J. C, and Charlotte C. H. (2010).
- “The Impact of Audit Quality on Earnings Management to Achieve User Reference Points In EPS”, The Journal of Applied Business Research, Vol, 26, No, 1, pp. 19-30.
- Chambers¸ D. J¸ R. N. Freeman and A. S. Koch. (2005). The effect of Risk on price Responses to Unexpected Earnings. January (3), SSRN.
- Collins, D. W., Kothari, S. P., Shanken, J. & Sloan, R. G. (1994). Lack of Timeliness and Noise As Explanations for The Low Contemporaneous Return-Earnings Association. Journal of Accounting & Economics, 18 (3): 289-324.
- De Angelo, L. E. (1981). Auditor size and audit quality, Journal of Accounting and Economics, Vol.3, pp.99-183.
- Fallatah, Y. (2006). The Role of Asset Reliability and Auditor Quality in Equity Valuation: A dissertation of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy. Florida Atlantic Univercity; Available at UMI Microform 3222087 (Pro Quest).
- Fernando, G.D., Elder, R.J. and Abdel-Meguid, A.M. (2008). Audit quality attributes, Client size and Cost of capital. Available at: http://ssrn.com/ abstract=817286.

- Does family ownership reduce corporate tax avoidance? The this document contains references to ،Managerial Auditing Journal ،moderating effect of audit quality 44 other documents. Gaaya ,S, Nadia L and Faten, L. (2017).
- Ghosh, A. and D. Moon. (2005). Auditor Tenure and Perceptions of Audit Quality. The Accounting Review, No. 80 (2), pp. 585-612.
- Hussainey. K. (2009). The impact of audit quality on earnings predictability, Managerial Auditing Journal, Vol. 24, No. 4, pp. 340-351.
- Kormendi, R., and Lipe, R. (1987). Earnings innovations, earnings persistence, and stock returns. Journal of Business, 60, 323-345.
- Lisic, L., Silveri, S., Song Y., and Wang. K. (2018). Accounting fraud, auditing, and the role of government sanctions in China. Journal of Business Research: 68, 1186-1195.
- Malek, M, Saidin, S. F. (2014). Auditor Switching and Investors' Reliance on Earnings: Evidence from Bursa Malaysia. Journal of Modern Accounting and Auditing, 10(7): 777-785.
- Osh, A., and Moon, D. C. (2003). Does auditor tenure impair audit quality, Working paper, Office of Economic Analysis, Securities and Exchange Commission.
- Okolie, A. O. (2014). Audit Quality and Earnings Response Coefficients of Quoted Companies in Nigeria. Journal of Applied Finance & Banking, 4(2), 139-161.
- .Scott. W.R.t. (2003). financial accounting theory, third (2) edition (Canada: Prentice-Hall)
- Schipper. K. (1991). Commentary on analysts forecasts**,** Journal of accounting Horizons. Vol. 5, No. 4, .pp. 105-121
- Schleicher, T., Hussainey, K. and Walker, M. (2007). Loss firms' annual report narratives and share price anticipation of earnings, The British Accounting Review, Vol. 39 No. 2, pp. 153-171.
- Teoh, S. H. and Wong, T. J. (1993). Perceived auditor quality and earnings response co-efficient. The Accounting Review, 68(2), 346 – 366.
- Warfield, T.D. Wild J. And Wild, K.L. (1995). Managerial Ownership, Accounting Choices. And Informativeness of Earnings, Journal of Accounting & Economics, 20, 61- 92.