



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

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

هدی همتی^۱

استادیار گروه حسابداری، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

افشین عرفانی^۲

دانش آموخته کارشناس ارشد حسابرسی، موسسه آموزش عالی رجاء، قزوین، ایران (مسئول مکاتبات)

SH.karimzade1989@gmail.com

رامین صدیقی^۳

دانش آموخته کارشناس ارشد مدیریت دولتی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

DOI:

/10.30495

jmemiau.2022.576966.1143

تاریخ دریافت مقاله:

۰۱ آبان ۱۳۹۷

تاریخ پذیرش مقاله:

۱۴ خرداد ۱۳۹۹

تاریخ چاپ مقاله:

۰۴ مهرماه ۱۴۰۱



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^۱ 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^۲ و همکاران، ۲۰۰۷).

شمار زیادی از پژوهش‌های تجربی نشان داده‌اند که سودهای حسابداری در گزارشات مالی با بازده سهام رابطه دارند (لیو و توماس، 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 شاولیچر و همکاران انجام شد مشخص شد که رابطه بین توانایی سرمایه‌گذاران در پیش‌بینی بازده از طریق سود حسابداری و اعتبار گزارش‌گری مالی در شرکت‌های سودده و زیان‌ده یکسان نمی‌باشد (اسچلیچر^۳ و همکاران، ۲۰۰۷).

باتوجه به این که اطلاعات سودهای تاریخی، شاخص مناسبی برای ارزیابی عملکرد 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^۴، 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 حسابرسی 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 حسابرسی را برای کشف اشتباهات با اهمیت حسابداری افزایش می‌دهد و مربوط به سطحی از استقلال حسابرسی است (العجمی^۵، 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 افزایش عملکرد سود داده می‌شود، رابطه مثبت بین قیمت بازار هر سهم و کیفیت حسابرسی را پیشنهاد می‌دهد (اکالی^۶، ۲۰۱۴). حسابرسان ماهر احتمالاً در هماهنگ‌سازی سود گزارش شده با استانداردهای حسابداری پذیرفته شده توانا تر است. اگر کیفیت حسابرسی (مهارت) به وسیله سهامداران در سطح بالا درک شود، آن‌ها می‌توانند به سود غیرمنتظره گزارش شده سریع جواب دهند. از آنجا که برخی حسابرسان دریافته‌اند پیروی از سیاست‌هایی که باعث اطلاعات مفیدتر درباره ارزش شرکت می‌شود، نظریه



فصلنامه مهندسی مدیریت نوین - دانشگاه آزاد اسلامی واحد دهقان

ارزش گذاری پیش بینی می کند که ضریب واکنش سود برای حسابرسان مختلف متفاوت است. در نتیجه کیفیت حسابرسی را می توان به این صورت تعریف کرد: ویژگی هایی که منجر به مفیدتر بودن سود گزارش شده می شود (ته و وانگ،^۷ ۱۹۹۳).

معیارهای مختلفی برای سنجش کیفیت حسابرسی وجود دارد. کارسلو و همکاران (۱۹۹۲) ۱۲ قلم که از سوی حسابرسان، تهیه کنندگان و استفاده کنندگان از صورت های 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 حرفه ای حسابرس و حفظ جنبه پویایی از سوی کارکنان است (خواجوی و ابراهیمی، ۱۳۹۳).

در این پژوهش مطابق با پژوهش های 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 واکنش های مختلف بازار، به اطلاعات سود، موجب مطرح شدن مفهومی تحت عنوان ضریب واکنش سود شد (اسکات^۸، ۲۰۰۳). نظریه علامت دهی 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 می کند (چمبرز^۹ و همکاران، ۲۰۰۵). طبق فرضیه بازار کارا اطلاعات جدید به سرعت در قیمت اوراق بهادار منعکس می شود. با توجه به پدیده اطلاعات محرمانه انتظار می رود که افراد دارای اطلاعات بیشتر (محرمانه) تا زمان انعکاس کامل اطلاعات در قیمت اوراق بهادار از این اطلاعات استفاده کنند (کورمندی و لیب^{۱۰}، ۱۹۸۷).

ضریب واکنش سود در متون به عنوان شاخصی برای محتوای اطلاعاتی سود حسابداری استفاده شده است، زیرا بازنمایی سود به بازده را اندازه گیری می کند. بیور^{۱۱} و دیگران (۱۹۷۹)، برای اندازه گیری محتوای اطلاعاتی سود از ضریب واکنش بازده به تغییرات سود در دوره ای مشخص استفاده کرده اند، به این ترتیب ضریب واکنش سود (ERC) معیاری برای محتوای اطلاعاتی سود به شمار می رود. یکی از معیارهای کیفیت سود، بررسی همبستگی بین سود و بازده سهام و قدرت توضیح دهندگی سود است. ضریب واکنش سود بیان گر میزان توانایی سود برای توضیح تغییرات بازده سهام می باشد. هر چه این ضریب بالاتر باشد توان توضیح تغییرات بازده سهام بیشتر است (کردستانی، ۱۳۸۳).

پیشینه تجربی پژوهش

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

لیسیک^{۱۲} و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعه ای به بررسی تقلب در حسابداری، کیفیت حسابرسی و نقش جرائم دولتی در چین پرداختند. نتایج نشان می دهد که شرکت های حسابرسی شده توسط مؤسسات حسابرسی بزرگ با احتمال کمتری مرتکب تقلب در صورت های مالی می شوند. این اثر در صنایع تحت کنترل و تقلب های مرتبط با سود قوی تر است؛ و همچنین نتایج نشان می دهد شدت تقلب، به استثنای شرکت های 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 شرکت های حسابرسی بین المللی و کسب و کار به طور کلی موفقیت رقابت در چین را تأیید می کند.

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 سال های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۳ تعداد ۵۵ شرکت را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش نشان داد که بین مالکیت خانوادگی و اجتناب مالیاتی رابطه مستقیم معنی داری وجود دارد و همچنین کیفیت حسابرسی بر رابطه بین مالکیت خانوادگی و اجتناب مالیاتی تأثیر معکوس معناداری دارد به طوری که تمایل مالکیت خانوادگی به اجتناب مالیاتی را کاهش می دهد.

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 بر تمایلات سرمایه‌گذاران 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 مؤسسه حسابرسی و تخصص صنعت حسابرس بر اختلاف صورت‌های مالی حسابرسی شده و حسابرسی نشده تأثیر معناداری ندارد.

خواجهی 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.



فصلنامه مهندسی مدیریت نوین - دانشگاه آزاد اسلامی واحد دهقان

فرضیه فرعی پنجم: بین تخصص صنعت حسابر س محتوای اطلاعاتی سود در شرکت های سودده و زیانده تفاوت معناداری وجود دارد.
فرضیه فرعی ششم: بین دوره تصدی حسابر س محتوای اطلاعاتی سود در شرکت های سودده و زیانده تفاوت معناداری وجود دارد.

روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر، از لحاظ طبقه بندی بر مبنای هدف از نوع کاربردی می باشد. و از لحاظ طبقه بندی 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 فرضیه ها 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 ره آورد نوین، صورت های مالی و یادداشت های توضیحی شرکت ها استخراج شده و تجزیه و تحلیل اطلاعات گردآوری شده توسط نرم افزار Excel، و نسخه سیزدهم Stata انجام شده است.

جامعه آماری پژوهش را شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می دهد.
روش نمونه گیری این پژوهش، حذفی سیستماتیک می باشد به این صورت که شرکت هایی که دارای ویژگی های زیر نباشند از نمونه آماری کنار گذاشته می شوند:

۱. در طی دوره زمانی پژوهش در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
 ۲. سال مالی آن ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
 ۳. اطلاعات مالی شرکت در دوره مورد مطالعه در دسترس باشد و داده های مورد نظر برای محاسبه متغیرها نیز در دسترس باشد.
 ۴. به دلیل معنادار بودن متغیر (تخصص حسابر س در صنعت) آن صنعت حداقل دارای ۵ شرکت باشد.
 ۵. جزء شرکت های سرمایه گذاری یا واسطه گری مالی، هلدینگ، بانک و لیزینگ نباشند.
- از تعداد ۴۸۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، تعداد شرکت بر اساس محدودیت های 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 می باشد. 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 می کنند (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

R_t : t سال سهام در سال

R_{t+1} : t+1 سال سهام در سال

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

تغییرات 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 حسابرسی کننده، قدمت و نام تجاری مؤسسات نمونه‌ای از معیارهای متمایز کننده 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).

$$SPEC_{ik} = \frac{\sum_{j=1}^{J_{ik}} ClientSales_{ijk}}{\sum_{i=1}^{I_k} \sum_{j=1}^{J_{ik}} ClientSales_{ijk}} \quad (\text{رابطه ۲})$$

که در آن:

$SPEC_{ik}$ عبارت است از تخصص صنعت مؤسسه 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	میان	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



فصلنامه مهندسی مدیریت نوین - دانشگاه آزاد اسلامی واحد دهقان

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. در رابطه 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 ۰/۰۰۳ بوده و بیشترین مقدار آن برابر با ۰/۴۸۵ است.

در ضمن جدول (۱) نشان می‌دهد که 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 داده‌ها 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 کارا تر است. برای آزمون برابری واریانس در مورد داده‌های تابلویی، آزمون درستنمایی انجام شده است. بررسی مقادیر آماره χ^2 آزمون نشان می‌دهد که فرضیه 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

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

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:

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

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:

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

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
ولدریج	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 (۰/۰۵ < p) است که حکایت از کارایی روش تابلویی در مقابل روش تلفیقی دارد. برون داد آزمون ولدریج 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 داده‌های 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:

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

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
ولدریج	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 (۰/۰۵ < p) است که حکایت از کارایی روش تابلویی در مقابل روش تلفیقی دارد. برون داد آزمون ولدریج 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 داده‌های 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 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 (۰/۰۰۹) 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.

در 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 حسابرسان 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	۰/۲۵۵	تابلویی
هاسمن	۸۷/۲۳	۰/۳۲۴	اثرات ثابت
درستنمایی	۲۲/۳۶	۰/۰۰۰	همسانی واریانس
وولدریج	۹۹/۱	۳۲۲۳/۰	استقلال خطاها

آماره محاسباتی F برابر با $۱/۳۵$ و مقدار احتمال آن برابر با $۰/۲۵۵ (p < ۰/۰۵)$ 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 مورد استفاده در پژوهش رانشان می‌دهد. بررسی مقادیر آماره χ^2 آزمون نشان می‌دهد که فرضیه 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 داده‌های تابلویی - اثرات ثابت استقلال خطاها وجود دارد.

جدول ۷: نتایج تخمین فرضیه اصلی اول

متغیر	بر آورد ضریب	خطای استاندارد	آماره T	احتمال
AU_t	۰/۱۴۳	۰/۰۶۷	۲/۱۱	۰/۰۳۵
$AU_t * X_t$	۰/۳۳۰	۰/۱۳۴	۲/۴۶	۰/۰۱۴
$AU_t * R_{t+1}$	۰/۴۵۸۲	۰/۲۲۶۹	۲/۰۲	۰/۰۴۴
$AU_t * R_{t+2}$	۱/۰۷۳	۰/۲۱۴	۵/۰۰	۰/۰۰۰
$AU_t * EP_{t-1}$	-/۰/۴۲۵	۰/۲۷۵	-/۱/۵۴	۰/۱۲۳
$AU_t * AG_t$	۰/۲۸۱	۰/۱۹۲۹	۱/۴۶	۰/۱۴۵
عرض از مبدا	۲۱۷۳	۰/۳۹۴	۵/۵۱	۰/۰۰۰
آماره F فیشر (احتمال): $۱۱/۹۴ (۰/۰۰۰۰)$ ضریب تعیین تعدیل شده (R^2): $۰/۲۴۱$				



فصلنامه مهندسی مدیریت نوین - دانشگاه آزاد اسلامی واحد دهقان

سطح معنی داری F ، کمتر از ۱ درصد می باشد، پس می توان گفت این مدل با احتمال ۹۹ درصد معنی دار 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 می دهد که ۲۴ درصد از مقادیر متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی، توضیح داده می شود.

در رابطه با متغیر X_1 AU_{it} می توان بیان نمود که مقدار احتمال متغیر آن برابر با ۰/۰۱۴ است که این مقدار از سطح خطای ۵ درصد پایین تر 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 می توان 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 معنی دار وجود دارد، تأیید می شود.

آزمون فرضیه های فرعی چهارم، پنجم و ششم:

فرضیه های فرعی چهارم، پنجم و ششم به ترتیب بیان می کنند که بین اندازه موسسه حسابرسی، تخصص حسابررس، دوره تصدی حسابررس و محتوای اطلاعاتی سود در شرکت های سودده و زیانده تفاوت معناداری وجود دارد. برای بررسی این فرضیه ها، نتایج ارائه شده در جدول (۸) و جدول (۹) مورد تحلیل قرار می گیرد.

جدول ۸: نتایج آزمون فرضیه های فرعی ۴، ۵ و ۶

متغیر	برآورد ضریب		آماره T		احتمال	
	سودده	زیانده	سودده	زیانده	سودده	زیانده
BIG_{it}	۰/۱۳۳۸۲	-۰/۴۹۰۴	۲/۳۱	-۴/۸۳	۰/۰۰۰	۰/۰۲۱
$BIG_{it} \cdot X_{it}$	۰/۶۸۲۵	۰/۲۶۵۰	۴/۸۳	۱/۵۱	۰/۰۰۰	۰/۱۳۳
$BIG_{it} \cdot R_{it-1}$	۰/۰۵۵۳	۰/۰۵۸۸	۱/۱۰	-۰/۹۱	۰/۳۶۵	۰/۲۶۹
$BIG_{it} \cdot R_{it-2}$	۰/۰۶۲۱۴	۰/۰۱۵۶	۱/۳۴	-۰/۲۱	۰/۸۳۶	۰/۱۸۰
$BIG_{it} \cdot EP_{it-1}$	-۰/۱۹۳۳	۰/۵۵۸۶	-۳/۱۹	۴/۳۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱
$BIG_{it} \cdot AG_{it}$	-۰/۰۱۴۹۱	۰/۳۸۰۰	-۰/۳۳	۵/۳۰	۰/۰۰۰	۰/۷۴۱
$Spec_{it}$	۰/۳۹۹۳	-۰/۴۹۴۹	۱/۹۰	-۱/۴۶	۰/۱۴۵	۰/۰۵۷
$Spec_{it} \cdot X_{it}$	۱/۳۳۴	-۰/۲۹۳۹۱	۲/۷۳	-۰/۴۳	۰/۶۶۶	۰/۰۰۶
$Spec_{it} \cdot R_{it-1}$	۰/۱۱۳۲۳	-۰/۵۸۷۷	-۰/۵۵	-۲/۰۲	۰/۰۴۴	۰/۵۸۵
$Spec_{it} \cdot R_{it-2}$	-۰/۰۸۹۸	-۰/۰۲۱۰	-۰/۴۹	-۰/۰۶	۰/۹۴۸	۰/۶۲۷
$Spec_{it} \cdot EP_{it-1}$	-۱/۴۷۱	۱/۱۴۳	-۵/۴۲	۲/۸۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰
$Spec_{it} \cdot AG_{it}$	-۰/۱۶۱۴	۰/۵۳۹۸۷	-۰/۹۸	۱/۸۶	۰/۰۶۳	۰/۳۲۵
Tenure	۰/۰۳۶۷	-۰/۱۳۶۲	۲/۳۴	-۱/۶۶	۰/۵۰۷	۰/۰۱۹
$Tenure_{it} \cdot X_{it}$	۰/۰۹۴۸۲	۰/۲۰۳۳۷	۲/۰۱	۳/۶۳	۰/۰۰۰	۰/۰۴۵
$Tenure_{it} \cdot R_{it-1}$	۰/۰۱۲۹۳	-۰/۰۰۵۵۵	۰/۹۰	-۰/۳۸	۰/۷۰۳	۰/۳۶۸
$Tenure_{it} \cdot R_{it-2}$	۰/۰۳۶۵۶	۰/۰۳۰۶۸	۳/۱۲	۱/۷۳	۰/۰۸۴	۰/۰۰۲
$Tenure_{it} \cdot EP_{it-1}$	-۰/۰۰۹۷۶	۰/۰۱۴۵۷	۰/۴۰	-۱/۶۵	۰/۵۱۸	۰/۶۸۷
$Tenure_{it} \cdot AG_{it}$	-۰/۰۳۷۸۴	۰/۰۰۰۵۸	-۳/۱۱	-۰/۳۸	۰/۷۰۸	۰/۰۰۲
عرض از میدا	۰/۱۶۰۱	۰/۳۱۹۷۹	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 حسابرسی 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 $X_1 * BIG$ 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 $X_1 * BIG$ 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 $X_1 * Spec$ 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 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 $X_1 * Spec$ با توجه به آماره آزمون والد و مقدار احتمال (۰/۰۳) 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 پنجم، مبنی بر این موضوع که بین تخصص حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود در شرکت‌های سودده و زیان‌ده تفاوت معناداری وجود دارد تأیید می‌شود. در رابطه با متغیر $X_1 * Tenure$ 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 حسابرسی 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 $X_1 * Tenure$ با توجه به آماره آزمون والد و مقدار احتمال (۰/۰۱) 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 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 می‌کند 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 می‌گیرد. برای تخمین فرضیه اصلی دوم از مدل زیر استفاده می‌شود:



فصلنامه مهندسی مدیریت نوین - دانشگاه آزاد اسلامی واحد دهقان

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

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 پایین تر از سطح خطای (۰/۰۵) می باشد فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن ضرایب در شرکت های سودده و زیان ده رد شده و فرضیه اصلی دوم تأیید می شود.

جدول ۱۱: نتایج تخمین مدل فرضیه اصلی دوم

متغیر	برآورد ضریب		آماره T		احتمال	
	سودده	زیان ده	سودده	زیان ده	سودده	زیان ده
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	۰/۳۰۱۷۷۰	۳/۷۲	۱/۳۵	۰/۰۰۰	۰/۱۷۶
$AU_t * R_{t+2}$	۰/۰۶۷۴۰	۰/۴۲۷۶۰	-۳/۹۴	-۱/۶۳	۰/۰۰۰	۰/۱۰۶
$AU_t * EP_{t-1}$	۰/۰۹۸۹۰	۰/۱۲۹۲۸	-۳/۹۸	۳/۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
$AU_t * AG_t$	۰/۰۷۹۵	۰/۱۲۲۵۰	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 $AU_t * X_t$ می توان بیان نمود که مقدار احتمال این متغیر در شرکت های سودده برابر با ۰/۵۷۳ بوده و در شرکت های زیان ده برابر ۰/۰۰۰ است. یعنی بین کیفیت حسابرسی و ضریب واکنش سود در شرکت های سودده رابطه معناداری وجود ندارد. این در حالی است که بین کیفیت حسابرسی و ضریب واکنش سود در شرکت های زیان ده رابطه معناداری وجود دارد.

نتیجه گیری

هدف از انجام این پژوهش بررسی رابطه کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود و همچنین بررسی این رابطه در دو گروه شرکت های سودده و زیان ده است. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل یافته های پژوهش نشان می دهد که رابطه معناداری بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود وجود دارد. و همچنین تفاوت معناداری بین کیفیت حسابرسی و محتوای اطلاعاتی سود در شرکت های سودده و زیان ده وجود دارد.

با تکیه بر نتایج آزمون فرضیه های پژوهش حاضر پیشنهاد های ذیل ارائه می شود:

- به سهامداران و هیأت مدیره شرکت ها توصیه می شود 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 حسابداران و حرفه حسابرسی پیشنهاد می‌شود که به افزایش استقلال حسابرس بپردازد.
۴. به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که جهت کسب بازده بالاتر، اقدام به خرید سهام شرکت‌های سودده نمایند.

پیشنادهایی 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 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، صص ۲۵-۱۵.
- 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، صص ۲۳-۴۵.
- 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، شماره ۲، پیاپی ۱۷، صص ۱۱۱-۱۳۰.
- مشایخی، بیتا؛ مهرانی، کاوه؛ رحمانی، علی و مداحی، آزاده (۱۳۹۲). تدوین مدل کیفیت حسابرسی. بورس اوراق بهادار، ۶ (۲۳): صص ۱۳۷-۱۰۳.
- 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 University; 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>.



فصلنامه مهندسی مدیریت نوین – دانشگاه آزاد اسلامی واحد دهقان

- Does family ownership reduce corporate tax avoidance? The Gaaya ,S, Nadia L and Faten, L. (2017). this document contains references to •Managerial Auditing Journal •moderating effect of audit quality 44 other documents. •
- 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. •

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی