فصلنامه پژوهش‌های نوین در حسابداری و حسابرسی
دانشگاه خاتم
دوره ۱، شماره ۴
زمستان ۱۳۹۶
صفحه ۱۳۴-۱۵۴

بررسی تأثیر حسابرسی بر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی

کاظم شمس‌الدینی[۱]
حسین جوکار[۲]
وحید دانشی[۳]

چکیده

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی است. کیفیت حسابرسی به‌وسیله متغیرهای مشاهده‌پذیر نوع اظهارنظر حسابرس، اندازه مؤسسه حسابرسی و دوره تصدی حسابرس اندازه‌گیری می‌شود و سنجش متغیر کیفیت اطلاعات حسابداری با استفاده از متغیرهای پایداری سود، کیفیت اقلام تعهدی و ارتباط سود با واکنش سرمایه‌گذاران انجام می‌شود. به‌منظور کمی کردن متغیر عدم اطمینان اطلاعاتی نیز سه متغیر نوسان‌های نرخ بازده سهام، پراکندگی و خطای پیش‌بینی سود هر سهم بر مبنای روش تجزیه و تحلیل مؤلفه اصلی، در نظر گرفته شده است. برای دستیابی به هدف نمونه‌ای متشکل از ۸۱۹ سال- شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۹۴ با استفاده از روش داده‌های ترکیبی بررسی شده است. نتایج پژوهش نشان داد افزایش کیفیت حسابرسی منجر به بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری و کاهش عدم اطمینان اطلاعاتی می‌شود. همچنین نتایج پژوهش نشان داد از میان معیارهای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی، نوع گزارش‌های حسابرس معیار مناسب‌تری برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی است.

واژه‌های کلیدی: کیفیت حسابرسی، کیفیت اطلاعات حسابداری، عدم اطمینان اطلاعاتی

JEL: G11, G12

---

[۱] استادیار گروه حسابداری، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران. kshams@uk.ac.ir
[۲] کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران. (نویسنده مسئول) abas.jokar1388@gmail.com
[۳] کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. Vahidiii007@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۳/۰۳ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۱/۱۵**

مقدمه

در بازار مالی، سرمایه‌گذاران به‌دنبال اطلاعاتی هستند که بتواند با توجه به دستیابی به بازده بیشتر، نشانه‌هایی را با حداقل خطر به آن‌ها ارائه کند. برخی از خطراتی که سرمایه‌گذاران با آن روبه‌رو می‌شوند از یک طرف، با توجه به این احتمال که اطلاعات ارائه شده توسط شرکت‌ها مخصوصاً از طریق صورت‌های مالی ممکن است شامل تحریف‌های چشمگیر باشد، ناشی از کیفیت اطلاعات حسابداری است و از طرف دیگر، با توجه به پدیده‌هایی مانند ویژگی‌های ذاتی کسب و کار، رویه‌های افشای اطلاعات شرکت، محدودیت اطلاعات و تضاد منافع میان سرمایه‌گذاران و مدیران ناشی از عدم اطمینان اطلاعاتی است. با در نظر گرفتن هر دو گروه از خطرات ناشی از کیفیت پایین و غیرشفاف بودن اطلاعات، سؤال این است که چگونه می‌توان از سرمایه‌گذاران در برابر این خطرات حمایت کرد. در این وضعیت، شواهد نشان می‌دهد، حسابرسی مستقل سازوکاری است که می‌تواند خطراتی را کاهش یا برطرف کند که سرمایه‌گذاران با آن روبه‌رو می‌شوند. در حقیقت شواهد نشان می‌دهد، حسابرسی مستقل به‌عنوان سازوکار نظارتی و کشف‌کننده تحریفات با اهمیت، ارزش افزوده‌ای مضاعف ایجاد می‌کند که باعث می‌شود حسابرسی مستقل، ابزار افزایش کیفیت گزارشگری مالی و کاهش عدم اطمینان اطلاعاتی محسوب شود (کردستانی و رحیمی، ۱۳۸۹)؛ اما رسیدن به این هدف مطلوب به خصوصیات حسابرسی سالیانه کاملاً وابسته بوده و این خصوصیات می‌تواند به شکل مثبت یا منفی با کیفیت حسابرسی در ارتباط باشد (چمبرز، لو و الن[1]، ۲۰۰۸)؛ زیرا حسابرسی‌های سالانه با کیفیت‌های مختلفی انجام می‌شود. با این وجود، اگر چه پژوهش‌های پیشین به رابطه بین کیفیت حسابرسی با کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی اشاره می‌کنند (به‌عنوان مثال، ابراهیمی و سیدی، ۱۳۸۷؛ قیطاسی، استا، حاجی‌زاده، ۱۳۹۲)؛ ولی در این مطالعات، اغلب از یک ویژگی برای نشان دادن این رابطه استفاده شده است، در حالی که با توجه به ماهیت نامشهود و چند بعدی متغیرهای کیفیت حسابرسی، کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی، این متغیرها دارای ویژگی‌های مختلفی هستند که ارتباط هر یک از آن‌ها با یکدیگر می‌تواند متفاوت باشد و استفاده از یک ویژگی برای سنجش و ارزیابی آن‌ها موجب می‌شود که تجزیه و تحلیل‌های ناقصی ارائه شود و روایی پژوهش تحت‌الشعاع قرار گیرد؛ از این‌رو، در این پژوهش، تلاش شده با استفاده معیارهای مشاهده‌پذیر بیشتری از کیفیت حسابرسی، کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی که معیار جامع‌تری ارائه شود دارای پشتوانه نظری نیز باشند و به پرسش‌های زیر پاسخ

[1] Chambers, Lo & Allen

داده شود. آیا کیفیت حسابرسی بر کیفیت اطلاعات حسابداری تأثیر می‌گذارد. آیا کیفیت حسابرسی بر عدم اطمینان اطلاعاتی تأثیر می‌گذارد.

مبانی نظری پژوهش

کیفیت حسابرسی

تعدادی از دانشگاهیان، نهادهای حرفه‌ای و تنظیم‌کننده‌ها تلاش کرده‌اند کیفیت حسابرسی واقعی را تعریف کنند؛ اما هنوز هیچ تعریف جهانی یا روشنی از کیفیت حسابرسی وجود ندارد (فدراسیون بین‌المللی حسابداران[1]، ۲۰۱۱). معمول‌ترین تعریف از کیفیت حسابرسی که بیشتر به آن توجه می‌شود، تعریف دی‌آنجلو[2] (۱۹۸۱) از کیفیت حسابرسی است. دی‌آنجلو کیفیت حسابرسی را سنجش و ارزیابی بازار از توانایی حسابرس در کشف تحریفات با اهمیت و گزارشگری تحریفات کشف شده تعریف کرده است. با توجه به تعریف دی‌آنجلو (۱۹۸۱) از کیفیت حسابرسی، حسابرس به‌عنوان سازوکار کشف‌کننده تحریفات با اهمیت و ارائه‌دهنده خدمات اطمینان‌بخش می‌تواند دغدغه‌ها و نگرانی‌های اصلی سرمایه‌گذاران در مواجهه با خطرات ناشی از گزارشگری مالی را کاهش یا برطرف کند. به بیانی دیگر، کیفیت حسابرسی مستقل می‌تواند آثار نامطلوب ناشی از دو گروه عمده از خطرات گزارشگری مالی؛ یعنی کیفیت پایین و عدم اطمینان اطلاعات را رقیق کند.

تأثیر کیفیت حسابرسی بر کیفیت اطلاعات حسابداری

اطلاعات حسابداری با کیفیت، از منابع مهم اطلاعاتی برای سرمایه‌گذاران است که می‌تواند تأثیر مهمی بر تصمیمات بهینه سرمایه‌گذاران داشته باشد (یانگ و ژیانگ، ۲۰۰۸). کیفیت اطلاعات حسابداری معمولاً حاکی از این است که اطلاعات براساس اصول کلی پذیرفته شده نظیر استانداردهای بین‌المللی در حسابداری تولید شده است.

دستیابی به کیفیت بالای گزارشگری مالی، بستگی به درستی و صحت عملِ هر یک از حلقه‌های زنجیرهٔ عرضه گزارشگری مالی دارد و حسابرسی مستقل که یکی از حلقه‌های این زنجیر است، تأثیر عمده‌ای در حفظ و تقویت کیفیت گزارشگری مالی دارد (حیدری، قادری و رسولی، ۱۳۹۵). حسابرسی مستقل از طریق ارزش افزوده‌ای این عمل را انجام می‌دهد که به ابلاغ اولیه اطلاعات مالی از واحد

[1] International Auditing and Assurance Standards Board (IAASB)
[2] DeAngelo

گزارشگر به ذینعفان برون سازمانی اضافه می‌کند. ارزش افزوده حسابرسی تغییری در پایه و اساس فرایند گزارشگری و ارتباط بین استفاده‌کنندگان و تهیه‌کنندگان اطلاعات به‌وجود نمی‌آورد؛ بلکه آنچه به فرایند گزارشگری مالی می‌افزاید، مربوط به کیفیت اطلاعات گزارش شده است (نیکخواه آزاد، ۱۳۹۴).

ارزش افزوده خدمت حسابرسی از طریق دو بعد کنترلی و اعتبار بخشی حسابرس مستقل می‌تواند بر کیفیت اطلاعات حسابداری تأثیر بگذارد. از بعد کنترلی، حسابرسی به‌عنوان عاملی مستقل بر کیفیت اطلاعات حسابداری نظارت دارد و دو دلیل را برای این موضوع شرح می‌دهد: اول، بررسی مستقل میزان تطابق اطلاعات حسابداری با معیارهای از پیش تعیین شده که این معیارها قاعدتاً باید منعکس‌کننده نیاز و خواسته استفاده‌کنندگان اطلاعات باشد. دوم، ایجاد انگیزه برای تهیه‌کنندگان برای تولید اطلاعات در چارچوب معیارهای از پیش تعیین شده؛ زیرا تهیه‌کننده می‌داند که مورد حسابرسی قرار خواهد گرفت. از بعد اعتبار بخشی، حسابرسی بر اعتبار اطلاعات می‌افزاید و منجر به حصول اطمینان بیشتر از کیفیت اطلاعات ارائه شده توسط مدیریت به بازار سرمایه می‌شود؛ زیرا استفاده‌کنندگان می‌توانند مطمئن باشند، عوامل کنترلی پیشگفته بر فرایند گزارشگری حاکم و باعث بهبود کیفیت اطلاعات شده است؛ در نتیجه استفاده‌کنندگان می‌توانند با ضریب اطمینان بیشتری از اطلاعات استفاده کنند. اعتماد استفاده‌کنندگان به اطلاعات و استفاده آن‌ها به شکوفایی کامل ارزش‌های نهفته در اطلاعات حسابداری منجر می‌شود. با در نظر گرفتن هر دو بعد کنترلی و اعتبار بخشی حسابرس مستقل می‌توان بیان کرد که حسابرسی ارزش افزوده‌ای مضاعف ایجاد می‌کند که آن را به ابزاری کارآمد باشد در مسیر بهبود کیفیت گزارشگری مالی تبدیل می‌کند و هر اندازه کیفیت خدمات حسابرسی بیشتر باشد، خطرات ناشی از گزاشگری مالی نیز کاهش می‌یابد (نیکخواه آزاد، ۱۳۹۴).

تأثیر کیفیت حسابرسی بر عدم اطمینان اطلاعاتی

عدم اطمینان اطلاعاتی سابقه‌ای طولانی در ادبیات مالی دارد و به‌معنای ابهام پیرامون ارزش بنیادی شرکت است (مرادزاده فرد، عدل‌زاده و فرجزاده، ۱۳۹۲). عدم اطمینان اطلاعاتی، غالباً از منابعی مانند ویژگی‌های ذاتی کسب و کار، رویه‌های افشای اطلاعات شرکت، قابل پیش‌بینی نبودن رویدادها، محدودیت اطلاعات و تضاد منافع میان سرمایه‌گذاران و مدیران ناشی می‌شود.

از نتایج اقتصادی عدم اطمینان اطلاعات این است که ممکن است بر تمایل سرمایه‌گذاران به خرید و فروش سهام شرکت تأثیر بگذارد. بدین ترتیب که عدم اطمینان اطلاعاتی عموماً قضاوت‌ها در مورد جریان‌های نقدی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و منجر به نقدشوندگی کمتر سهام شرکت

می‌شود. نقدشوندگی کمتر باعث افزایش ریسک نقدشوندگی و در نتیجه باعث افزایش هزینه سرمایه شرکت می‌شود؛ لذا افزایش هزینه سرمایه به‌دلیل ریسک اطلاعاتی امکان کشف قیمت سهام را کاهش داده و در نتیجه ابهام مرتبط با قیمت سهم را افزایش می‌دهد (جیانگ، حبیب و ژواتادیو[1]، ۲۰۰۵؛ حجازی، قیطاسی و کریمی، ۱۳۹۰).

در این راستا، حسابرسی به‌عنوان بخشی از نظام راهبری شرکت می‌تواند نقش مهمی در کاهش ریسک اطلاعاتی داشته باشد. سازوکار حسابرسی برای کاهش ریسک اطلاعاتی به این صورت است که حسابرسی به‌عنوان سازوکار نظارتی و کشف‌کننده تحریفات با اهمیت، از طریق تقویت نظام راهبری شرکتی می‌تواند کیفیت اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذاران را افزایش دهد. افزایش کیفیت اطلاعات، ریسک اطلاعاتی در مورد جریان‌های نقدی را کاهش و منجر به کاهش عدم اطمینان اطلاعاتی می‌شود (کردستانی و رحیمی، ۱۳۸۹).

به‌طور کلی، برای بررسی برای این موضوع که حسابرسی چگونه می‌تواند عدم اطمینان اطلاعاتی در ارتباط با شرکت را کاهش دهد، چند دلیل وجود دارد که برخی از آن‌ها را می‌توان به‌شرح ذیل برشمرد. دلیل اول این است که کیفیت خدمات حسابرسی ارائه شده توسط حسابرسان مستقل می‌تواند شامل اطلاعاتی باشد که بر روی برآورد اندازه جریان نقدینگی در آینده یا ریسک‌پذیری جریان نقدینگی در آینده تأثیر بگذارد. دلیل دوم این‌که حسابرسی فرصت‌های مدیریت برای پنهان نگهداشتن اطلاعات از سهامداران را کاهش می‌دهد. دلیل سوم این‌که حسابرس مستقل با محدودیت‌هایی که ایجاد می‌کند می‌تواند بر انتخاب رویه‌های حسابداری توسط مدیریت تأثیر بگذارد و صورت‌های مالی نهایی را تحت تاثیر قرار دهد. دلیل چهارم این است که گزارش حسابرسی در قالب یک گزارش می‌تواند شامل اطلاعات قابل توجهی در مورد تداوم و ادامه فعالیت شرکت باشد (ایتونن[2]، ۲۰۱۲).

بنابراین، حسابرسی با کیفیت بالاتر که منجر به افزایش کیفیت گزارشگری مالی می‌شود، عدم اطمینان اطلاعاتی در ارتباط با شرکت در بازار سرمایه را کاهش می‌دهد؛ لذا می‌توان حسابرسی با کیفیت‌تر را ابزاری کارآمد دانست که بدان‌وسیله بتوان شدت مسئله عدم اطمینان اطلاعاتی را کاهش داد.

[1] Jiang, Habib & Zhouartadio
[2] Ittonen

پیشینه پژوهش

پژوهش‌های پیشین در ارتباط با تأثیر کیفیت حسابرسی بر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی تلاش کرده‌اند تا کیفیت حسابرسی را از طریق معیارهایی مانند پایداری سود، کیفیت اقلام تعهدی و ضریب واکنش سود به کیفیت اطلاعات حسابداری و از طریق معیارهایی مانند تغییرپذیری بازده، پراکندگی و خطای پیش‌بینی شده سود به عدم اطمینان اطلاعاتی پیوند دهند. غالب این پژوهش‌ها که از گزارش‌های حسابرسی، اندازه و دوره تصدی حسابرس به‌عنوان معیارهایی برای کیفیت حسابرسی استفاده کرده‌اند بر این باورند که حسابرسی برای گزارشگری مالی ارزش افزوده ایجاد می‌کند و کیفیت بالاتر خدمت حسابرسی منجر به بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری و کاهش عدم اطمینان اطلاعاتی می‌شود. مطابق با دیدگاه فوق، چوی و جتر[۱] (۱۹۹۲) پاسخ‌گویی بازار به اعلام سود پس از صدور گزارش حسابرس را مورد بررسی قرار داده و نشان دادند نوع اظهارنظر حسابرس می‌تواند در ضریب واکنش به سود تغییر ایجاد کند؛ اگر چه واکنش سرمایه‌گذاران به‌شدت به این بستگی دارد که نوع گزارش حسابرس حاوی اطلاعات جدید باشد، نه اطلاعاتی که در حال حاضر در دسترسند. فارقر و ویلکینز[۲] (۱۹۹۸) برای ارزیابی اثرگذاری کیفیت حسابرسی بر روی جریان‌های نقدینگی در آینده و اضافه شدن عدم اطمینان اطلاعاتی به بازار سهام از ریسک سیستماتیک و تغییر در نوسانات بازده سهام استفاده نمودند و نشان دادند گزارشات حسابرسی به‌عنوان معیاری برای کیفیت حسابرسی تأثیر معناداری بر روی عدم اطمینان اطلاعاتی دارد. بروس، بن و تنی[۳] (۲۰۰۷) به این نتیجه رسیدند که از میان معیارهای عدم اطمینان اطلاعاتی، پراکندگی سود با کیفیت حسابرسی رابطه معکوس و صحت و دقت پیش‌بینی سود با کیفیت حسابرسی رابطه مستقیم دارد. دیو و ژو[۴] (۲۰۱۴) در مدل نظری خود واکنش بازار به کیفیت حسابرسی را بررسی کردند و نشان دادند ضریب واکنش به سود (به‌عنوان معیاری برای کیفیت اطلاعات حسابداری) برای شرکت‌هایی که صورت‌های مالی آن‌ها توسط مؤسسات حسابرسی بین‌المللی حسابرسی شده نسبت به شرکت‌هایی که صورت‌های مالی آن‌ها توسط مؤسسات حسابرسی کوچکتر حسابرسی شده، بزرگتر است. تسیپوری دو و اسپادیس[۵] (۲۰۱۴) به بررسی ارتباط بین اظهارنظر مشروط حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری پرداختند که به‌وسیله اقلام تعهدی

[1] Choi & Jeter
[2] Fargher & Wilkins
[3] Bruce, Behn & Tony
[4] Du & Zhou
[5] Tsipouridou & Spathis

اختیاری اندازه‌گیری کرده بودند. در این پژوهش آن‌ها اظهارنظر مشروط حسابرس را به دو گروه، اظهارنظر مشروط در وضعیت ابهام در تداوم فعالیت و اظهارنظر مشروط به دلایل دیگر تقسیم کردند. نتایج پژوهش آن‌ها بیانگر آن بود که اظهارنظر مشروط حسابرس ارتباطی با اقلام تعهدی اختیاری ندارد. نتایج پژوهش ژیانگ، حبیب و ژوارتادیو[1] (۲۰۱۵) نشان داد بین نوع مؤسسه حسابرسی و اقلام تعهدی اختیاری، رابطه معناداری وجود دارد. مطابق با یافته‌های آن‌ها مؤسسات حسابرسی بزرگ در محدود کردن توانایی مشتری برای دستکاری سود مؤثرتر و کارآتر هستند. هر چند این یافته با این تصور عمومی نیز سازگار است که کیفیت سود و تلویحاً کیفیت اطلاعات حسابداری مشتریان مؤسسات حسابرسی بزرگتر، بالاتر است. اما نتایج تجربی درخصوص این موضوع متفاوت است؛ به‌عنوان مثال لارنس، مینوتی مزا و ژانگ[2] (۲۰۱۱) دریافتند که هیچ ارتباط روشنی بین نوع مؤسسه حسابرسی و کیفیت اقلام تعهدی به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات حسابداری وجود ندارد. لونگ، سرینیدی و اکسای[3] (۲۰۱۷) برای اندازه‌گیری کیفیت اقلام تعهدی به‌عنوان معیاری از کیفیت اطلاعات حسابداری، از دو معیار قدر مطلق پسماندهای برآوردی مدل جونز و انحراف معیار پسماندهای برآوردی مدل فرانسیس استفاده کردند و نشان دادند، بین دوره تصدی حسابرس و کیفیت اقلام تعهدی، رابطه منفی معناداری وجود دارد. آستامی، روسمین و هارتادیو[4] (۲۰۱۷) دریافتند بین کیفیت حسابرسی و اقلام تعهدی اختیاری، رابطه‌ای معنادار وجود دارد. یافته‌های آن‌ها به‌طور ضمنی نشان می‌داد شرکت‌های دارای کیفیت حسابرسی بالاتر، دارای اقلام تعهدی غیرعادی پایین‌تری هستند و از کیفیت سود و اطلاعات بالاتری برخوردار هستند. ابراهیمی کردلر و سیدی (۱۳۸۷) دریافتند از میان متغیرهای کیفیت حسابرسی تنها نوع مؤسسه حسابرسی با اقلام تعهدی اختیاری رابطه معناداری دارد و نوع اظهارنظر حسابرس رابطه‌ای با اقلام تعهدی اختیاری ندارد. قیطاسی، استا و حاجی زاده (۱۳۹۲) طی پژوهشی به بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و عدم اطمینان اطلاعاتی پرداختند و نشان دادند بین متغیر تغییرپذیری بازده سهام و دوره تصدی حسابرس رابطه معناداری وجود ندارد؛ اما بین متغیرهای پراکندگی و خطای پیش‌بینی سود هر سهم با دوره تصدی حسابرس، رابطه معکوس و معناداری وجود دارد. آن‌ها از این یافته‌ها نتیجه‌گیری کردند افزایش دوره تصدی حسابرسی، عدم اطمینان اطلاعاتی نسبت به اطلاعات ارائه شده توسط واحد تجاری را کاهش می‌دهد. حیدری، قادری و رسولی

[1] Jiang, Habib & Zhouartadio
[2] Lawren, Minutti-Meza & Zhang
[3] Leung, Srinidhi & Xie
[4] Astami, Rusmin & Hartadio

(۱۳۹۵) به این نتیجه رسیدند کیفیت بالای حسابرسی، قابلیت اعتماد و دامنه اطلاعات افشا شده شرکت را افزایش می‌دهد و از طریق افزایش شفافیت محیط اطلاعاتی واحد تجاری موجب می‌شود هزینه انتخاب ناسازگار و هزینه اقدامات فرصت‌طلبانه کاهش پیدا کند.

فرضیه‌های پژوهش

بر مبنای سؤالات و مبانی نظری، فرضیه‌های پژوهش به‌صورت زیر تدوین شده است.

فرضیه اول: کیفیت حسابرسی بر کیفیت اطلاعات حسابداری تأثیر می‌گذارد.

فرضیه دوم: کیفیت حسابرسی بر عدم اطمینان اطلاعاتی تأثیر می‌گذارد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نوع توصیفی است که در آن برای آزمون فرضیه‌ها از تحلیل رگرسیون مبتنی بر داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نمونه آماری پژوهش حاضر شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که کلیه شرایط ذیل را دارا باشند. تا پایان اسفند ماه سال ۱۳۸۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و سال مالی آن منتهی به پایان اسفندماه باشد؛ به‌دلیل ماهیت متفاوت جزء مؤسسه‌های مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها نباشند؛ اطلاعات مالی مورد نیاز شرکت‌ها طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ در دسترس باشد؛ از این‌رو پس از جمع‌آوری، تعداد ۹۱ شرکت از جامعه مورد نظر باقی مانده‌اند که در طی ۹ سال مورد بررسی جمعاً ۸۱۹ سال- شرکت را در بر گرفت.

مدل و متغیرهای پژوهش

به‌منظور آزمون فرضیه اول پژوهش از مدل‌های زیر استفاده می‌شود.

$$e\ \ iittett_{Itt} = \beta_0 + \beta\ QQQ_I \qquad ttt\ r \quad + \varepsilon_{Itt} \tag{۱}$$

$$QQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 QQQ_{i,t} + Cttt\ \ rll\ + \varepsilon_{i,t} \tag{۲}$$

$$RRC_{i,} = \beta + \beta_1 \qquad _i \qquad trll + \varepsilon_{i\,t} \tag{۳}$$

که در آن AUQ کیفیت حسابرسی است که شامل سه متغیر D_U نوع گزارش حسابرس، D_B اندازه حسابرس و D_T دوره تصدی حسابرس است. Persistent پایداری سود، AQ کیفیت اقلام تعهدی، ERC ضریب واکنش به سود است. Control نیز مجموعه متغیرهای کنترلی شامل اندازه شرکت، اهرم مالی، رشد دارایی‌ها و نرخ بازده دارایی‌ها است.

به‌منظور آزمون فرضیه دوم پژوهش از مدل شماره (۴) به‌شرح زیر استفاده می‌شود:

$$_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 QQ_{i,t} \quad ttt \ rol + \ _{i,t} \qquad (۴)$$

که در آن AUQ کیفیت حسابرسی است که مشابه فرضیه اول از سه متغیر D_U نوع گزارش حسابرس و D_B اندازه حسابرس و D_T دوره تصدی حسابرس تشکیل شده است. F عدم اطمینان اطلاعاتی است. Control مجموعه متغیرهای کنترلی شامل اندازه شرکت، اهرم مالی، رشد دارایی‌ها و نرخ بازده دارایی‌ها است.

متغیر وابسته

متغیرهای وابسته در این پژوهش کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی است.

کیفیت اطلاعات حسابداری

کیفیت اطلاعات حسابداری به‌عنوان دقتی تعریف می‌شود که گزارشگری مالی در بیان اطلاعات حسابداری و به‌منظور آگاهی سرمایه‌گذاران ارائه می‌کند (ثقفی، بولو و محمدیان، ۱۳۹۰). با توجه به این تعریف معیارهای ارزیابی کیفیت اطلاعات حسابداری به‌طور مستقیم و یا غیرمستقیم از استفاده‌کنندگان و موارد استفاده اطلاعات سرچشمه می‌گیرد؛ بنابراین بدون شناسایی استفاده‌کنندگان و موارد استفاده اطلاعات در مرحله اول شناسایی معیارهای کیفیت اطلاعات حسابداری ممکن نخواهد بود (نیکخواه آزاد، ۱۳۹۴). پژوهشگران در مطالعات خود از معیارهای متفاوتی برای ارزیابی کیفیت اطلاعات حسابداری استفاده کرده‌اند که در این بین دینج، لی و لیو[1] (۲۰۱۶) از دو معیار پایداری سود و ضریب واکنش به سود؛ فرانسیس، لافند، السان و اسچپر[2](۲۰۰۵) و ثقفی، بولو و محمدیان (۱۳۹۰) از معیار کیفیت اقلام

[1] Deng, Li & Liao
[2] Francis, La Fond, Olsson & Schipper

تعهدی برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات حسابداری استفاده کرده‌اند. علت تنوع در معیارهای سنجش کیفیت اطلاعات حسابداری، عدم توافق در مورد ویژگی‌های توان اطلاعاتی سود به‌عنوان مهمترین قلم اطلاعاتی مورد توجه سرمایه‌گذاران است (اثنی عشری، مجتهدزاده و حجازی، ۱۳۹۳). در این پژوهش برای اندازه‌گیری متغیر کیفیت اطلاعات حسابداری از دو شاخص برگرفته از گزارشگری سود (پایداری سود و کیفیت اقلام تعهدی) و یک شاخص برگرفته از بازار سرمایه (واکنش سرمایه‌گذاران به سود) استفاده شده است که به‌عنوان معیارهای کیفیت سود نیز شناخته می‌شوند.

پایداری سود

در این پژوهش، از پایداری سود به‌عنوان اولین معیار برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات حسابداری استفاده شده است. دلیل استفاده از پایداری سود به‌عنوان معیاری برای کیفیت اطلاعات این است که پایداری سود با جریان‌های نقدی عملیاتی دائمی در ارتباط است؛ لذا شرکت‌هایی که از جریان‌های نقدی پایدار برای دوره آتی برخوردارند قادرند، اعتبار بیشتری به سود حسابداری و سایر اطلاعات حسابداری گزارش شده بدهند (دینج، لی و لیو، ۲۰۱۶). معیاری که در این پژوهش برای اندازه‌گیری پایداری سود استفاده شده است طی دو مرحله برآورد می‌شود. بدین‌منظور در ابتدا برای اندازه‌گیری پایداری سود متغیرهای $Earning_{i,t}$ و $Earning_{i,t+1}$ در رگرسیونی به‌شرح رابطه شماره (۱) برآورد می‌شود.

$$rrr \quad _1 \quad \beta_0 + \beta_1 rrr\ nigg_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۱)$$

که در آن $Earning_{i,t}$ و $Earning_{i,t+1}$ سود هر سهم شرکت i در سال t و t+1 است که با تقسیم بر قیمت بازار هر سهم در پایان سال مالی همگن می‌شوند. پس از برآورد رابطه شماره (۱) از ضریب β_1 برای محاسبه پایداری سود استفاده می‌شود که به‌شرح رابطه شماره (۲) اندازه‌گیری می‌شود.

$$rer\ ii\ tt\ ett_{i,t} = \beta_1 \qquad (۲)$$

که در آن Persistent پایداری سود است.

کیفیت اقلام تعهدی

کیفیت اقلام تعهدی، دومین معیار برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات حسابداری است که در این پژوهش استفاده شده است. کیفیت اقلام تعهدی نشان می‌دهد که اقلام تعهدی با چه درجه اطمینانی در آینده به جریان‌های نقدی تبدیل می‌شوند. اقلام تعهدی با کیفیت می‌تواند منجر به محدودیت‌هایی در اعمال نفوذ و دستکاری مدیران در اقلام تعهدی شود که در نتیجه این محدودیت‌ها در اختیارات مدیران، قدرت مدیران در اعمال رفتارهای فرصت طلبانه و گزارشگری بیشتر سود را کاهش می‌دهد و منجر به سطح پایینی از اقلام تعهدی اختیاری و سطح بالایی از کیفیت اطلاعات حسابداری می‌شود (دینج، لی و لیو، ۲۰۱۶). برای اندازه‌گیری کیفیت اقلام تعهدی در این پژوهش مانند پژوهش‌های دینج، لی و لیو (۲۰۱۶) و ثقفی، بولو و محمدیان (۱۳۹۰) از معیار انحراف معیار خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی استفاده می‌کنیم. این معیار از انحراف معیار پسماندهای برآوردی مدل دچو و دیچو[1] (۲۰۰۲) که توسط مک نیکولاس[2] (۲۰۰۲) تعدیل شده استخراج می‌شود. انحراف معیار خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی مبتنی بر مدل دچو و دیچو (۲۰۰۲) میزان انطباق اقلام تعهدی را با جریان‌های نقدی گذشته، حال و آینده منعکس می‌کند. همچنین مدل دچو و دیچو (۲۰۰۲) با مبنای حسابداری تعهدی سازگارتر است، به‌گونه‌ای که ارقام گزارش شده بر مبنای این مدل عملکرد جاری را بهتر منعکس می‌کند و شاخص خوبی را برای کیفیت اطلاعات حسابداری در اختیار می‌گذارد (تانگ و میائو[3]، ۲۰۱۱). مدل تعدیل شده دچو و دیچو (۲۰۰۲) به‌شرح رابطه شماره (۳) است.

$$TACC_{i,t} \quad \beta_0 \frac{1}{AA_{,,t-1}} + \beta_1 \frac{FFO_{,,t-1}}{_{,,t-1}} + \beta_2 \frac{FO_{,,t}}{AA_{,,t-}} + \beta_3 \frac{CF_{,,+1}}{AA_{,,t-1}} + \beta_4 \frac{\Delta Sale_{,,t}}{AA_{,,t-1}} \quad \beta_5 \frac{EEE_{,,t}}{AA_{,,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۳)$$

که در آن TACC اقلام تعهدی جاری است که بر مبنای مدل دچو و دیچو (۲۰۰۲) و به‌شرح رابطه شماره (۴) اندازه‌گیری می‌شود، CFO جریان‌های نقدی عملیاتی، Δlll es تغییرات فروش، PPE دارایی‌های ثابت مشهود و ε پسماندهای برآوردی مدل است. همه متغیرها با تقسیم بر کل دارایی‌ها در سال t-1 همگن شده‌اند.

[1] Dechow& Dichev
[2] McNichols
[3] Tong, Y& Miao

$$TACC_{i,t} = (\Delta AA_{i,t} + \Delta LL_{i,t} + \Delta Cssh_{i,t} + \Delta AA_{i,t} + \Delta DDD_{i,t} + \Delta PP_{i,t}) \quad (۴)$$

که در آن TACC اقلام تعهدی جاری، CA دارایی‌های جاری، CL بدهی‌های جاری، Cash وجه نقد شرکت، STD بدهی‌های جاری غیرعملیاتی و TP مالیات پرداختی شرکت است. معیار استخراج شده از رابطه شماره (۳) انحراف معیار سری زمانی پسماندهای مدل در بازده زمانی t تا t به‌صورت چرخشی (غلتان) است که برای هر شرکت در هر سال برآورد می‌شود. این برآوردها منجر به سه پسماند برای هر شرکت در هر سال می‌شود و بر مبنای آن‌ها کیفیت اقلام تعهدی به‌شرح رابطه شماره (۵) اندازه‌گیری می‌شود. این معیار میزان تغییرپذیری خطاها را در تطابق اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی نشان می‌دهد و مقادیر بالای این معیار (بالاتر از میانگین) نشان‌دهنده انطباق‌پذیری ضعیف‌تر اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی بوده و به پایین بودن میزان دقت در کیفیت اطلاعات حسابداری اشاره دارد (تانگ و میائو، ۲۰۱۱؛ دینچ، لی و لیو، ۲۰۱۶).

$$QQ_{i,t}\delta = (\ _{i,t}) \quad (۵)$$

واکنش سرمایه‌گذاران به سود

سومین معیار اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات حسابداری که در این پژوهش استفاده شده است، واکنش سرمایه‌گذاران به سود است که برای اندازه‌گیری آن از ضریب واکنش به سود استفاده شده است. استدلال اصلی برای استفاده از معیار مزبور این است که اگر سود با کیفیت بالاتر اطلاعات در ارتباط باشد، سرمایه‌گذاران اطلاعات سود را به‌عنوان اطلاعاتی مربوط در گزارشگری مالی در نظر می‌گیرند؛ لذا بازده سهام شرکت‌هایی که سود با کیفیت بالاتر دارند، واکنش بیشتری به تغییرات سود نشان می‌دهد. معیاری که در این پژوهش برای اندازه‌گیری ضریب واکنش سود استفاده شده است مانند پژوهش دینچ، لی و لیو (۲۰۱۶) طی دو مرحله برآورد می‌شود. بدین‌منظور در ابتدا برای اندازه‌گیری ضریب واکنش سود رگرسیونی به‌شرح رابطه شماره (۶) اندازه‌گیری می‌شود.

$$Ret_{i,t}=\beta_0+\beta_1 aa\,rii\,gg_{i,t}+\beta_2 \Delta rrr\ \ ii\,ng_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (۶)$$

که در آن Ret نرخ بازده سهام؛ Earning سود هر سهم شرکت است که با تقسیم بر قیمت بازار هر سهم در پایان سال مالی همگن می‌شود. Δrrr ii ng تغییرات در سود هر سهم شرکت است که با تقسیم بر قیمت بازار هر سهم در پایان سال مالی همگن می‌شود. پس از برآورد رابطه شماره (۶) از ضریب برآورده β_2 برای محاسبه ضریب واکنش سود استفاده می‌شود که به‌شرح رابطه شماره (۷) اندازه‌گیری می‌شود.

$$RRC_{i,t} = \beta_2 \qquad (۷)$$

که در آن ERC ضریب واکنش به سود است.

عدم اطمینان اطلاعاتی

برای اندازه‌گیری عدم اطمینان اطلاعاتی در ادبیات پیشین از معیارهای متفاوتی استفاده شده است. در این پژوهش با توجه به مطالعات پیشین (مانند حجازی، قیطاسی و کریمی، ۱۳۹۰؛ مرفوع و عدل زاده، ۱۳۹۳) و محیط اقتصادی ایران از یک شاخص ترکیبی شامل سه متغیر نوسانات نرخ بازده سهام، پراکندگی سود هر سهم و خطای پیش‌بینی سود هر سهم، استفاده می‌شود. بدین‌منظور برای اندازه‌گیری عدم اطمینان اطلاعاتی، ابتدا با استفاده از روش تجزیه و تحلیل عاملی به هر یک از معیارهای عدم اطمینان اطلاعاتی مورد استفاده وزن مناسبی تخصیص داده می‌شود. سپس درجه عدم اطمینان اطلاعاتی با توجه به عاملی واحد متشکل از سه معیار پیشگفته، استخراج می‌شود. نحوه محاسبه این سه معیار به‌شرح زیر است.

نوسانات نرخ بازده سهام (IVOL): این معیار مستقیماً عدم اطمینان به ارزش‌گذاری سهام را اندازه‌گیری می‌کند و از طریق انحراف معیار بازده‌های ماهانه سهام هر شرکت در طول سال t محاسبه می‌شود. نحوه محاسبه نوسانات نرخ بازده سهام به‌شرح رابطه شماره (۸) است.

$$IVO \quad \sqrt{\sum_{1}^{22} \left(\frac{r_{,,t} - R_{,,t}}{n}\right)^2} \qquad (۸)$$

که در آن $r_{i,t}$ بازده سهام شرکت i در ماه t است و $R_{i,t}$ میانگین بازده ماهانه سهام شرکت است.

پراکندگی سود هر سهم (VOL): با توجه به این‌که سرمایه‌گذاران با اطمینان بیشتر در سهام شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری می‌کنند که روند سود آن‌ها با ثبات‌تر است (ابراهیمی و ذاکری، ۱۳۸۸)، نوسان کم و پایدار سود به‌عنوان شاخص ریسک اطلاعات حسابداری شناخته می‌شود؛ از این‌رو در این پژوهش نوسانات (پراکندگی) سود هر سهم به‌عنوان دومین معیار عدم اطمینان اطلاعاتی در نظر گرفته شده است که از طریق انحراف معیار سود هر سهم پیش‌بینی شده و تعدیلات صورت گرفته (از بابت افزایش سرمایه) در طی سال t محاسبه می‌شود. نحوه محاسبه پرکندگی سود هر سهم به‌شرح رابطه شماره (۹) است.

$$O \quad \sqrt{\sum_{1}^{4}\left(\frac{eps_{,,t} - \mu_{,,t}}{n}\right)^{2}} \qquad (۹)$$

که در آن $eps_{i,t}$ سود هر سهم پیش‌بینی شده و تعدیلات صورت گرفته شرکت i در طی سال t است و $\mu_{i,t}$ میانگین سود هر سهم پیش‌بینی شده و تعدیلات صورت گرفته شرکت i در طی سال t است.

خطای پیش‌بینی سود هر سهم (FE): با توجه به این‌که ریسک اطلاعات از میزان دقت در اطلاعات ارائه شده ناشی می‌شود و سود از اطلاعات ارائه شده مهم برای سرمایه‌گذاران است که بر تصمیم‌های آن‌ها تأثیر می‌گذارد، تغییرات سود به‌عنوان شاخص ریسک اطلاعات حسابداری شناخته می‌شود؛ از این‌رو خطای پیش‌بینی سود هر سهم به‌عنوان معیار میزان دقت در اطلاعات و سومین معیار عدم اطمینان اطلاعاتی در نظر گرفته شده است. نحوه محاسبه خطای پیش‌بینی سود هر سهم به‌شرح رابطه شماره (۱۰) است.

$$\text{خطای پیش‌بینی سود هر سهم} = \frac{\text{سود تحقق یافته هر سهم} - \text{سود پیش‌بینی شده اولیه هر سهم}}{\text{سود پیش‌بینی شده اولیه هر سهم}} \qquad (۱۰)$$

مراحل اجرای تحلیل عاملی برای اندازه‌گیری عدم اطمینان اطلاعاتی

در روش تحلیل عاملی پژوهشگر می‌تواند هر تعداد متغیر مرتبط با مسئله تحقیق را در تجزیه و تحلیل وارد کند، مشروط بر آن‌که با روش درستی سنجیده شده باشد و ضریب اعتبار سنجش متغیرها در حد قابل قبولی باشد؛ لذا در روش تحلیل عاملی انتخاب متغیرهای مناسب مهمترین مرحله است

(مؤمنی و قیومی، ۱۳۸۷). بدین‌منظور در این پژوهش، ابتدا با استفاده از آزمون KMO و آزمون کرویت بارتلت به بررسی مناسب بودن متغیرها و عدم وجود همبستگی بین متغیرها پرداخته شده است که نتایج آن در نگاره شماره (۱) ارائه شده است. نتایج ارائه شده در نگاره شماره (۱) نشان می‌دهد مقدار آماره KMO برابر با ۰/۵۰۳ است و از آنجا که مقدار آن از ۰/۵۰ بیشتر است؛ لذا این نتیجه نشان می‌دهد داده‌ها برای انجام تحلیل عاملی مناسب هستند. همچنین نتایج آزمون کرویت بارتلت در سطح معناداری ۰/۰۵ معنادار است که نشان می‌دهد بین متغیرها همبستگی معناداری وجود دارد.

نگاره شماره ۱: نتایج آزمون KMO و کرویت بارتلت

آماره KMO	**۰/۵۰۳**
آماره کرویت بارتلت	۲۱۷/۱۴۳
سطح معناداری	۰/۰۰۰

پس از اطمینان از مناسب بودن متغیرها برای انجام تحلیل عاملی باید روش استخراج عامل‌ها و معیار تعیین آن‌ها مشخص شود. برای استخراج عامل‌ها روش‌های مختلفی وجود دارد که برحسب مقدار و نوع واریانسی متفاوتند که توسط متغیرهای هر عامل در مدل توجیه می‌شود، اما اساسی‌ترین این روش‌ها، روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی است (مؤمنی و قیومی، ۱۳۸۷) که در این پژوهش برای استخراج شاخص عدم اطمینان اطلاعاتی از این روش استفاده شده است. نتایج حاصل از اجرای روش تجزیه مؤلفه‌های اول اصلی در نگاره شماره (۲) نشان می‌دهد عامل ۱ با مقدار ویژه ۱/۵۰۳ دارای مقدار ویژه بزرگتر از ۱ است و در بین سه عامل، توانسته ۵۰/۰۸۸ درصد از واریانس مورد بررسی را تبیین کند؛ لذا عامل ۱ بر مبنای روش تجزیه مؤلفه‌های اول اصلی به‌عنوان معیار اندازه‌گیری عدم اطمینان اطلاعاتی در نظر گرفته می‌شود.

نگاره شماره ۲: مقادیر ویژه و درصد واریانس تبیین شده عامل‌ها

عامل	**مقادیر ویژه اولیه**			**مقادیر ویژه عوامل استخراجی**		
	مقادیر ویژه	**درصد واریانس تبیین شده**	**درصد تجمعی**	**مقادیر ویژه**	**درصد واریانس تبیین شده**	**درصد تجمعی**
۱	۱/۵۰۳	۵۰/۰۸۸	۵۰/۰۸۸	۱/۵۰۳	۵۰/۰۸۸	۵۰/۰۸۸
۲	۰/۹۷۳	۳۲/۴۳۳	۸۲/۵۲۱			
۳	۰/۵۲۴	۱۷/۴۷۹	۱/۰۰۰			

متغیر مستقل

متغیر مستقل در این پژوهش، کیفیت حسابرسی است؛ اما برای بررسی کیفیت حسابرسی، یک مشکل مشهود وجود دارد و آن غیرقابل مشاهده بودن و ادراکی بودن کیفیت حسابرسی است. به‌عبارتی دیگر، عوامل انتخابی محقق به‌عنوان نمادهایی از کیفیت حسابرسی ادراکی هستند؛ اما برای عملیاتی کردن و اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی لازم است مقیاسی برای کیفیت حسابرسی انتخاب شود. واتکینز، هیلیسن و مرکرفت[1] (۲۰۰۴) در مورد انتخاب مقیاس‌های مناسب برای کیفیت حسابرسی نشان دادند، دادند، کیفیت حسابرسی از دو بعد شهرت و نظارت تشکیل شده است که بعد شهرت به صلاحیت و استقلال ادراک شده از حسابرسی و بعد نظارت به صلاحیت و استقلال واقعی از حسابرسی توسط ذینعفان اشاره می‌کند؛ لذا در این پژوهش برای در نظر گرفتن هر دو بعد حسابرسی و به پیروی از پژوهش‌های پیشین (مانند ایتونن، ۲۰۱۲؛ ژیانگ، حبیب و ژوارتادیو، ۲۰۱۵ و آستامی، روسمین و هارتادیو، ۲۰۱۷) از اندازه و دوره تصدی حسابرس به‌عنوان بعد صلاحیت و استقلال ادراک شده از حسابرسی و گزارش‌های حسابرس به‌عنوان بعد صلاحیت و استقلال واقعی حسابرسی، به‌عنوان ابعاد کیفیت حسابرسی استفاده شده است. این سه متغیر مجازی هستند و مقادیر آن‌ها ۰ و ۱ است. نحوه اندازه‌گیری این سه متغیر به‌شرح زیر است.

D_U نوع گزارش حسابرس: گزارش‌های حسابرس به دو نوع گزارش مقبول و غیرمقبول تقسیم می‌گردد. برای محاسبه این متغیر اگر گزارش حسابرسی مقبول باشد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد.

D_B اندازه حسابرس: محققان برای تمایز میان مؤسسات حسابرسی با کیفیت بالا از مؤسسات حسابرسی با کیفیت پایین از معیارهایی استفاده می‌نمایند. درآمد مؤسسات حسابرسی‌کننده، قدمت و نام تجاری مؤسسات حسابرسی‌کننده نمونه‌هایی از معیارهای عمومی متمایزکننده مؤسسات حسابرسی از یکدیگر هستند (بون، کورانا و رامن[2]، ۲۰۱۰). در این پژوهش، به‌دلیل کارکنان زیاد، قدمت و درآمد بیشتر و همچنین این تصور عموم که سازمان حسابرسی خدمات حسابرسی را با کیفیت‌تر و با تضمین بیشتر و دقیق‌تری ارائه می‌کند و این احتمال را کاهش می‌دهد که صورت‌های مالی ممکن است، نتیجه تقلب یا سهل‌انگاری مدیریت باشد، تمرکز بر روی سازمان حسابرسی است؛ از این‌رو به‌منظور

[1] Watkins, Hillison & Morecroft
[2] Boone, Khurana & Raman

اندازه‌گیری اندازه حسابرس، اگر سازمان حسابرسی به‌عنوان حسابرس شرکت انتخاب شده باشد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ تعلق می‌گیرد.

D_T دوره تصدی حسابرس: پیچیدگی‌های زیاد در محیط کاری شرکت‌ها موجب می‌شود حسابرس نتواند در زمان کوتاهی با فعالیت‌های شرکتی که به کار آن‌ها رسیدگی می‌کند، آشنایی کامل پیدا کند؛ لذا تداوم در انتخاب و دوره تصدی حسابرس موجب می‌شود حسابرس به مرور دانش خاص بیشتری در ارتباط با شرکت مورد رسیدگی کسب کند و این موضوع صلاحیت حرفه‌ای حسابرس و کیفیت خدمت حسابرسی را افزایش دهد (حیدری، قادری و رسولی، ۱۳۹۵). برای اندازه‌گیری دوره تصدی حسابرس چنانچه حسابرس ۴ سال و بیشتر، حسابرس شرکت صاحبکار باشد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد صفر تعلق می‌گیرد.

متغیر کنترلی

متغیرهای اندازه شرکت، اهرم مالی، رشد دارایی‌ها و نرخ بازده دارایی‌ها مجموعه متغیرهای کنترلی پژوهش هستند که پژوهش‌های پیشین از آنها به عنوان متغیرهای موثر بر کیفیت حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی یاد کرده‌اند (مانند قیطاسی، استا و حاجی زاده، ۱۳۹۰و ابراهیمی، بهرامی نسب و جعفری پور، ۱۳۹۵)؛ از اینرو اثر این عوامل کنترل شده است.

اندازه شرکت (SIZE)، از متغیرهای مؤثر بر قیمت‌گذاری مقطعی سهام است. اگر سهام شرکت به‌صورت منطقی قیمت‌گذاری شود، تفاوت در متوسط بازده با تفاوت در ریسک شرکت‌ها مرتبط می‌شود؛ بنابراین با قیمت‌گذاری منطقی، اندازه شرکت متغیری برای تعیین حساسیت عوامل ریسک به بازده است و این متغیر بخش مهمی از بازده مقطعی سهام را توجیه می‌کند (بهرامفر و شمس عالم، ۱۳۸۳). اندازه شرکت از طریق لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌ها به‌دست می‌آید. اهرم مالی (LEV) از مقیاس‌های نسبت اهرمی است. این نسبت به‌طور بالقوه موجب افزایش استفاده از اقلام تعهدی می‌شود. همچنین افزایش اهرم مالی با کاهش میزان رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران به کاهش مدیریت سود و در نتیجه افزایش کیفیت سود منجر می‌شود (ابراهیمی، بهرامی نسب و جعفری‌پور، ۱۳۹۵)؛ لذا سرمایه‌گذاران از این نسبت به‌عنوان عاملی برای تفسیر کیفیت اطلاعات شرکت استفاده می‌کنند. این نسبت از تقسیم کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها به‌دست می‌آید. رشد دارایی‌ها (GROW)، رشد یکی از متغیرهای بنیادین مؤثر بر وضعیت آتی سودآوری شرکت‌ها و بازده سهام میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در دارایی‌های ثابت است که می‌تواند زمینه‌ساز دستیابی به بازده مطلوب در آینده شود (خواجوی، بهپور و رسولی، ۱۳۹۳). برای محاسبه رشد مجموع دارایی‌ها در اول دوره از مجموع دارایی‌ها در پایان دوره

کسر شده و سپس باقی‌مانده بر مجموع دارایی‌های اول دوره تقسیم می‌شود. نرخ بازده دارایی‌ها (ROA)، از متغیرهای مرتبط با سنجش عملکرد مدیران شرکت با توجه به منابع موجود است که از تقسیم سود خالص به کل دارایی‌ها به‌دست می‌آید.

یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی

به‌منظور تجزیه و تحلیل اولیه داده‌ها، آماره‌های توصیفی در نگاره شماره (۳) ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود میانگین نوع اظهارنظر حسابرس ۰/۴۱۶ است که نشان می‌دهد از هر ۱۰ اظهارنظر حسابرس، به‌طور میانگین ۴ اظهارنظر از نوع مقبول است. همچنین میانگین اندازه حسابرس برابر با ۰/۳۲۷ است که نشان‌دهنده این است که در شرکت‌های مورد بررسی از هر ۱۰ شرکتی که حسابرسی شده‌اند، به‌طور میانگین ۳ شرکت حسابرسی آن‌ها توسط سازمان حسابرسی انجام شده است. این پدیده را می‌توان از طریق اولویت‌های سازمان حسابرسی، برای پذیرش شرکت‌های کارآمد با سطوح خطر کمتر توضیح داد. در برخی موارد این اولویت سازمان حسابرسی را می‌توان با پرداخت دستمزدهای حسابرسی و غیرحسابرسی بالا نیز توضیح داد. میانگین نرخ رشد ۰/۲۵۸ نشان می‌دهد که شرکت‌های مورد پژوهش، طی دوره پژوهش ۲۵ درصد رشد داشته‌اند. این نرخ رشد بالا می‌تواند ناشی از تورم نیز باشد. همچنین میانگین نرخ بازده دارایی‌ها ۰/۱۹۱ است که نشان می‌دهد شرکت‌های مورد پژوهش به ازای هر ریال سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها ۱۹ درصد بازده داشته‌اند.

نگاره شماره ۳: آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	انحراف‌معیار	بیشترین	کمترین
پایداری سود	۰/۱۷۶	۰/۱۴۹	۰/۰۶۴	۰/۸۲۷	۰/۰۰۱
کیفیت اقلام تعهدی	۰/۱۲۱	۰/۱۰۵	۰/۰۵۹	۰/۷۰۶	۰/۰۰۱
ضریب واکنش سود	۰/۱۴۸	/۱۶۶	۰/۰۲۴	۰/۹۶۵	۰/۰۰۲
عدم اطمینان اطلاعاتی	۰/۲۱۳	۰/۱۷۰	۰/۰۵۸	۰/۴۲۲	۰/۰۶۱
نوع گزارش حسابرس	۰/۴۱۶	۰	۰/۴۷۹	۱	۰
اندازه حسابرس	۰/۳۲۷	۰	۰/۴۶۲	۱	۰
دوره تصدی حسابرس	۰/۴۷۱	۰	۰/۳۹۶	۱	۰
اندازه شرکت	۶/۴۶۱	۵/۶۶۳	۰/۹۸۶	۹/۲۶۶	۳/۵۱۲
اهرم مالی	۰/۵۸۴	۰/۵۲۶	۰/۳۰۵	۰/۷۰۱	۰/۰۹۵
رشد دارایی‌ها	۰/۲۵۸	۰/۱۹۴	۰/۱۷۹	۱/۹۹۵	−۱/۶۷۰
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۱۹۱	۰/۲۱۳	۰/۴۰۲	۰/۶۸۸	−۰/۴۶۸

برآورد مدل به روش داده‌های ترکیبی و بررسی مفروضات رگرسیون

در روش داده‌های ترکیبی پس از بررسی مانایی متغیرها لازم است روش تخمین و نوع الگوی مورد استفاده در هر مدل مشخص شود؛ از این‌رو از آزمون F لیمر برای تعیین نوع روش تخمین (روش داده‌های تلفیقی یا روش داده‌های پانل) و از آزمون هاسمن برای تعیین نوع الگو (اثرات تصادفی یا ثابت) استفاده شده است (بالتاجی[1]، ۲۰۰۵). نتایج حاصل از آزمون‌های فوق در نگاره شماره (۵) ارائه شده است که نشان می‌دهد برای تمام الگوهای پژوهش سطح معناداری برای آزمون F لیمر و آزمون هاسمن کمتر از ۰/۰۵ است؛ لذا مدل پانل با اثرات ثابت برای آن‌ها انتخاب می‌شود.

نگاره شماره ۵: نتایج آزمون F لیمر و هاسمن

مدل	آزمون F لیمر			آزمون هاسمن		
	آماره F	مقدار احتمال	مدل	آماره کای دو	مقدار احتمال	نوع الگو
(۱)	۳/۱۲۱	۰/۰۰۰	پانل	۲۴/۵۷۵	۰/۰۰۰	اثرات‌ثابت
(۲)	۳/۰۰۶	۰/۰۰۰	پانل	۱۷/۳۳۰	۰/۰۱۵	اثرات‌ثابت
(۳)	۷/۷۲۱	۰/۰۰۰	پانل	۴۲/۲۵۹	۰/۰۰۰	اثرات‌ثابت
(۴)	۳/۸۴۹	۰/۰۰۰	پانل	۲۷/۹۴۴	۰/۰۰۰	اثرات‌ثابت

پس از انتخاب نوع الگوی مناسب برای هر یک از مدل‌های پژوهش، به بررسی مفروضات رگرسیون پرداخته شده است که نتایج آن در نگاره شماره (۶) ارائه شده است. در بررسی فرض ناهمسانی واریانس باقیمانده از آزمون والد تعدیل شده استفاده شده است (بالتاجی، ۲۰۰۵). نتایج حاصل از آزمون والد تعدیل شده در سطح معناداری ۰/۰۵ حاکی از آن است که پسماند مدل‌های برازش شده شماره (۱) و (۴) دارای سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ هستند؛ بنابراین این دو الگو دارای مشکل ناهمسانی واریانس هستند. برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس از ضریب تصحیح وایت استفاده شده است. در بررسی فرض صفر بودن کوواریانس بین اجزا خطا از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون دوربین واتسون از آنجا که بین مقادیر بحرانی ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، نشان می‌دهد بین باقیمانده تمام الگوهای پژوهش مشکل خود همبستگی مرتبه اول وجود ندارد. در بررسی فرض همخطی بین متغیرهای مستقل الگوهای پژوهش از آزمون همخطی VIF استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون همخطی VIF در نگاره شماره (۶) بیانگر آن است که مقدار میانگین آماره VIF برای

[1] Baltagi

متغیرهای مستقل هر چهار الگو کمتر از ۵ است؛ لذا بین متغیرهای مستقل مدل‌های پژوهش مشکل همخطی حاد وجود ندارد.

نگاره شماره ٦: نتایج بررسی مفروضات رگرسیون

مدل	آزمون والد تعدیل شده			آزمون دوربین واتسون		آزمون VIF	
	آماره آزمون	مقدار احتمال	ناهمسانی	آماره آزمون	خود همبتگی	آماره آزمون	همخطی
(۱)	۴۴۶/۱۲۸	۰/۰۴۳	دارد	۲/۰۲۴	ندارد	۳/۰۵۸	ندارد
(۲)	۹۰۵/۲۲۴	۰/۱۲۹	ندارد	۱/۷۴۷	ندارد	۱/۱۷۴	ندارد
(۳)	۵۳۴/۶۳۶	۰/۰۷۶	ندارد	۱/۶۵۶	ندارد	۳/۹۷۰	ندارد
(۴)	۲۴۱/۲۵۷	۰/۰۰۴	دارد	۱/۸۱۵	ندارد	۲/۵۰۲	ندارد

نتایج آزمون فرضیه‌ها

هدف از آزمون فرضیه اول پژوهش، بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و کیفیت اطلاعات حسابداری است که برای این منظور از نوع گزارش‌ها، اندازه و دوره تصدی حسابرس به‌عنوان عوامل کیفیت حسابرسی و از سه معیار پایداری سود، کیفیت اقلام تعهدی و ارتباط سود با واکنش سرمایه‌گذاران به‌عنوان معیارهایی برای کیفیت اطلاعات حسابداری استفاده شده است. نتایج آزمون فرضیه اول در ادامه به تفکیک بیان شده است.

در این بخش از پژوهش به بررسی رابطه بین معیارهای کیفیت حسابرسی و پایداری سود (به‌عنوان اولین معیار کیفیت اطلاعات حسابداری) پرداخته شده است که نتایج آن در نگاره شماره (۷) ارائه شده است. در بررسی معناداری مدل با توجه به نتایج نگاره شماره (۶) احتمال آماره F در سطح معناداری از ۰/۰۵ کوچکتر است که با اطمینان ۹۵ درصد معنادار بودن مدل تأیید می‌شود. مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۲/۰۲۴ است که با توجه به نگاره آماره دوربین واتسون نشان می‌دهد بین باقیمانده‌های مدل خود همبستگی سریالی از نوع مرتبه اول وجود ندارد. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر ۰/۳۱۶ است که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی مدل حدود ۳۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. نتایج نگاره شماره (۷) در بررسی رابطه بین اولین متغیر کیفیت حسابرسی (نوع گزارش‌های حسابرس) و پایداری سود نشان می‌دهد، رابطه بین نوع گزارش‌های حسابرس با پایداری سود مثبت و معنادار است. مثبت بودن مقدار ضریب متغیر نوع گزارش‌های حسابرس ۰/۰۳۶

بدین معناست که نوع گزارش‌های حسابرس با پایداری بیشتر سود ارتباطی مستقیم دارد. به بیانی دیگر، شرکت‌هایی که نوع اظهارنظر آن‌ها مقبول است از پایداری سود و در نتیجه کیفیت اطلاعات حسابداری بالاتری برخوردار هستند. همچنین نتایج نگاره شماره (۶) در بررسی رابطه بین متغیرهای اندازه مؤسسه حسابرسی و دوره تصدی حسابرس با پایداری سود نشان می‌دهد، ضریب متغیر اندازه و دوره تصدی حسابرس از لحاظ آماری مثبت و در عین حال غیرمعنادار هستند. ضرایب مثبت اندازه حسابرس ۰/۰۶۰ و دوره تصدی حسابرس ۰/۰۰۷ به‌معنی آن است که بین اندازه و دوره تصدی حسابرس با پایداری سود رابطه‌ای مستقیم وجود دارد؛ اما با توجه به این‌که سطح معناداری این رابطه‌ها بیشتر از ۰/۰۵ است، این رابطه‌ها معنادار نیستند؛ لذا ارتباط معناداری بین اندازه مؤسسه حسابرسی و دوره تصدی حسابرس با پایداری سود وجود ندارد.

نگاره شماره ۷: نتایج آزمون رگرسیون تأثیر کیفیت حسابرسی بر پایداری سود

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره t	مقدار احتمال
نوع‌گزارش حسابرس	۰/۰۳۶	۰/۰۰۸	۴/۱۸۱	۰/۰۰۰
اندازه حسابرس	۰/۰۶۰	۰/۰۴۶	۱/۲۹۵	۰/۱۹۶
دوره‌تصدی حسابرس	۰/۰۰۷	۰/۰۰۵	۱/۳۰۷	۰/۱۹۲
اندازه شرکت	۰/۰۰۹	۰/۰۰۶	۱/۴۵۴	۰/۱۴۷
اهرم مالی	−۰/۰۱۳	۰/۰۱۲	−۱/۰۱۷	۰/۳۱۰
رشد دارایی‌ها	۰/۰۱۵	۰/۰۰۴	۳/۱۹۸	۰/۰۰۱
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۰۸۸	۰/۰۱۱	۷/۳۶۴	۰/۰۰۰
ضریب تابت	−۰/۲۰۳	۰/۰۵۱	−۳/۹۹۰	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل	ضریب‌تعیین	آماره F	مقدار احتمال	آماره‌دوربین‌واتسون
۰/۳۱۶	۰/۳۲۱	۵۵/۰۰۱	۰/۰۰۰	۲/۰۲۴

در این بخش از پژوهش، به بررسی رابطه بین معیارهای کیفیت حسابرسی و کیفیت اقلام تعهدی (دومین معیار کیفیت اطلاعات حسابداری که برای محاسبه آن از انحراف معیار خطاهای برآوردی مدل تعدیل دچو و دیچو (۲۰۰۲) استفاده شده است) پرداخته شده است که نتایج آن در نگاره شماره (۸) ارائه شده است. در بررسی معناداری مدل احتمال آماره F در سطح معناداری از ۰/۰۵ کوچکتر است که با اطمینان ۹۵ درصد معنادار بودن مدل تأیید می‌شود. مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۷۴۷ است که با توجه به نگاره آماره دوربین واتسون نشان می‌دهد، بین باقیمانده‌های مدل خود همبستگی

سریالی از نوع مرتبه اول وجود ندارد. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر ۰/۸۱۰ است که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی مدل حدود ۸۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. در بررسی معناداری ضرایب، نتایج نشان می‌دهد ضریب متغیر نوع گزارش‌های حسابرس از لحاظ آماری منفی و معنادار است. منفی و معنادار بودن مقدار ضریب متغیر نوع گزارش‌های حسابرس ۰/۰۲۲- نشان می‌دهد بین نوع گزارش‌های حسابرس و انحراف معیار خطاهای برآوردی اقلام تعهدی رابطه‌ای معکوس وجود دارد. مقادیر منفی این ضریب بدان معناست شرکت‌هایی که نوع اظهارنظر آن‌ها مقبول است دارای انحراف معیار خطاهای برآوردی کمتری در اقلام تعهدی هستند و از کیفیت اقلام تعهدی بالاتری برخوردارند. به‌عبارتی دیگر، شرکت‌هایی که نوع گزارش‌های حسابرسی آن‌ها از نوع مقبول است، دارای اقلام تعهدی غیرعادی کمتری هستند و از کیفیت سود و کیفیت اطلاعات حسابداری گزارش شده بالاتری برخوردارند. همچنین نتایج نگاره شماره (۸) در ارتباط با رابطه بین متغیر اندازه حسابرس و انحراف معیار خطاهای برآوردی اقلام تعهدی حاکی از وجود رابطه‌ای منفی و معنادار، بین اندازه حسابرس و انحراف معیار خطاهای برآوردی اقلام تعهدی است. منفی و معنادار بودن مقدار ضریب متغیر اندازه حسابرس ۰/۰۰۳- به‌طوری ضمنی بدین‌معناست شرکت‌هایی که توسط سازمان حسابرسی، حسابرسی شده‌اند، دارای کیفیت اقلام تعهدی بالاتری هستند و از کیفیت اطلاعات حسابداری بالاتری برخوردارند. این نتیجه نشان می‌دهد مؤسسات حسابرسی بزرگ در محدود کردن توانایی مشتریان خود برای دستکاری سود مؤثرتر و کارآتر هستند و نتیجه نهایی حسابرسی، مؤسسات حسابرسی بزرگتر اقلام تعهدی غیرعادی پایینتری است. همچنین نتایج در نگاره شماره (۸) نشان می‌دهد ضریب متغیر دوره تصدی حسابرس ۰/۰۰۶- و غیرمعنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد بین دوره تصدی حسابرس و انحراف معیار خطاهای برآوردی اقلام تعهدی رابطه معناداری وجود ندارد. به بیانی دیگر، افزایش یا کاهش در دوره تصدی حسابرس رابطه‌ای با کیفیت اقلام تعهدی و در نتیجه کیفیت اطلاعات حسابداری ندارد. نتایج به‌دست آمده از نظر رابطه بین نوع گزارش حسابرس و کیفیت اقلام تعهدی در این پژوهش همسو با پژوهش جیانگ، حبیب و ژواتادیو (۲۰۱۵) و مخالف با پژوهش‌هایی مانند سیولی‌گو و همکاران (۲۰۱۴) و ابراهیمی و سیدی (۱۳۸۷) است و از نظر ضریب اندازه حسابرس مطابق با پژوهش جیانگ، حبیب و ژواتادیو (۲۰۱۵) و ابراهیمی و سیدی (۱۳۸۷) است و مخالف با پژوهش لارنس، مینوتی مزا و ژانگ (۲۰۱۱) است و از نظر رابطه بین دوره تصدی حسابرس و کیفیت اقلام تعهدی مخالف با پژوهش لونگ، سرینیدی و اکسای (۲۰۱۷) است.

نگاره شماره ۸: نتایج آزمون رگرسیون تأثیر کیفیت حسابرسی بر کیفیت اقلام تعهدی

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره t	مقدار احتمال
نوع گزارش حسابرس	-۰/۰۲۲	۰/۰۰۵	-۳/۹۲۹	۰/۰۰۱
اندازه حسابرس	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	-۱/۹۸۲	۰/۰۴۷
دوره تصدی حسابرس	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۷	-۰/۸۱۰	۰/۴۱۸
اندازه شرکت	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	-۰/۹۰۸	۰/۳۶۳
اهرم مالی	۰/۰۶۳	۰/۰۱۳	۴/۷۶۲	۰/۰۰۰
رشد دارایی‌ها	-۰/۰۴۶	۰/۰۱۲	-۳/۸۰۳	۰/۰۰۰
نرخ بازده دارایی‌ها	-۰/۰۵۳	۰/۰۲۹	-۱/۸۰۷	۰/۰۷۱
ضریب تابت	-۰/۰۵۵	۰/۰۰۷	-۷/۵۸۷	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل	ضریب تعیین	آماره F	مقدار احتمال	آماره‌دوربین‌واتسون
۰/۸۱۰	۰/۸۱۲	۵۰۱/۶۹۴	۰/۰۰۰	۱/۷۴۷

در این بخش از پژوهش به بررسی رابطه بین معیارهای کیفیت حسابرسی و واکنش سرمایه‌گذاران به سود (سومین معیار کیفیت اطلاعات حسابداری که برای محاسبه آن از ضریب واکنش سود استفاده شده است) پرداخته شده است که نتایج آن در نگاره شماره (۹) ارائه شده است. در بررسی معناداری مدل با توجه نتایج نگاره شماره (۹) احتمال آماره F در سطح معناداری از ۰/۰۵ کوچکتر است که با اطمینان ۹۵ درصد معنادار بودن مدل تأیید می‌شود. مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۶۵۶ است که با توجه به نگاره آماره دوربین واتسون نشان می‌دهد، بین باقیمانده‌های مدل خود همبستگی سریالی از نوع مرتبه اول وجود ندارد. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر ۰/۱۹۳ است که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی مدل حدود ۱۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. در بررسی معناداری ضرایب همان‌طور که نتایج در نگاره شماره (۸) نشان می‌دهد، ضرایب دو متغیر نوع گزارش‌های حسابرس و اندازه حسابرس دارای رابطه‌ای مثبت و معنادار با ضریب واکنش به سود هستند؛ اما ضریب متغیر دوره تصدی حسابرس رابطه‌ای مثبت و غیرمعنادار در سطح معناداری ۰/۰۵ با ضریب واکنش به سود دارد. مثبت و معنادار بودن مقدار ضریب متغیر نوع گزارش‌های حسابرس ۱/۸۳۴ و اندازه حسابرس ۰/۳۳۷ بدین‌معناست که نوع گزارش‌های و اندازه حسابرس رابطه‌ای مستقیم با ضریب واکنش سود دارند. به بیانی دیگر، شرکت‌هایی که نوع اظهارنظر آن‌ها مقبول و صورت‌های مالی آن‌ها توسط مؤسسات حسابرسی بزرگتر، حسابرسی شده از ضریب واکنش سود بالاتری برخوردارند و کیفیت اطلاعات حسابداری آن‌ها بیشتر است. این نتیجه نشان می‌دهد واکنش سرمایه‌گذاران به سود

شرکت‌هایی که نوع گزارش‌های حسابرسی آن‌ها مقبول و صورت‌های مالی آن‌ها توسط مؤسسات حسابرسی بزرگتر (سازمان حسابرسی) حسابرسی شده نسبت به شرکت‌هایی که نوع گزارش‌های حسابرسی آن‌ها غیرمقبول و صورت‌های مالی آن‌ها توسط مؤسسات حسابرسی کوچکتر (غیر از سازمان حسابرسی) حسابرسی شده، بیشتر است. همچنین با توجه به این که نتایج نشان داد مقدار ضریب متغیر دوره تصدی حسابرس ۰/۰۹۶ در سطح معناداری از ۰/۰۵ بیشتر است؛ لذا بین دوره تصدی حسابرس و ضریب واکنش به سود رابطه معناداری وجود ندارد. نتایج به‌دست آمده در رابطه با ضریب متغیر نوع گزارش حسابرس مطابق با پژوهش چوی و جتر (۱۹۹۲) است و از نظر ضریب متغیر اندازه حسابرس مطابق با پژوهش دیو و ژو (۲۰۱۴) است. به‌طور کلی، با توجه به آزمون‌های فوق و این‌که نتایج نشان داد برخی از معیارهای کیفیت حسابرسی با ویژگی‌های کیفیت اطلاعات حسابداری دارای رابطه‌ای معنادار هستند، فرضیه اول پژوهش مورد تأیید قرار می‌گیرد.

نگاره شماره ۹: نتایج آزمون رگرسیون تأثیر کیفیت حسابرسی بر واکنش سرمایه‌گذاران به سود

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره t	مقدار احتمال
نوع گزارش حسابرس	۱/۸۳۴	۰/۲۰۵	۸/۹۱۷	۰/۰۰۰
اندازه حسابرس	۰/۳۳۷	۰/۰۷۸	۴/۳۰۴	۰/۰۰۰
دوره‌تصدی حسابرس	۰/۰۹۶	۰/۰۵۰	۱/۹۰۳	۰/۰۵۷
اندازه شرکت	۰/۰۶۱	۰/۰۲۸	۲/۱۴۵	۰/۰۳۲
اهرم مالی	-۰/۰۴۳	۰/۰۵۱	-۰/۸۵۰	۰/۳۹۵
رشد دارایی‌ها	۱/۴۷۴	۰/۱۹۶	۴/۴۹۷	۰/۰۰۰
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۰۷۶	۰/۰۳۸	۱/۹۶۵	۰/۰۴۹
ضریب تابت	/۱۱۵	۰/۰۵۵	۲/۰۸۰	۰/۰۳۷
ضریب تعیین تعدیل	ضریب تعیین	آماره F	مقدار احتمال	آماره‌دوربین‌واتسون
۰/۱۹۳	۰/۱۹۹	۲۸/۹۵۶	۰/۰۰۰	۱/۶۵۶

هدف از آزمون فرضیه دوم پژوهش، بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و عدم اطمینان اطلاعاتی است که نتایج آن در نگاره شماره (۱۰) ارائه شده است. در بررسی معناداری مدل با توجه نتایج نگاره شماره (۱۰) احتمال آماره F در سطح معناداری از ۰/۰۵ کوچکتر است که با اطمینان ۹۵ درصد معنادار بودن مدل تأیید می‌شود. مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۸۱۵ است که با توجه به نگاره آماره دوربین واتسون نشان می‌دهد، بین باقیمانده‌های مدل خود همبستگی سریالی از نوع مرتبه اول وجود

ندارد. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر ۰/۱۶۶ است که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی مدل حدود ۱۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند.

نتایج مربوط به آزمون فرضیه دوم پژوهش نشان می‌دهد، متغیر نوع گزارش‌های حسابرس با عدم اطمینان اطلاعاتی رابطه منفی معناداری دارد که با توجه به منفی بودن ضریب متغیر نوع گزارش‌های حسابرس برای این رابطه نیز معکوس است. منفی و معنادار بودن مقدار ضریب متغیر نوع گزارش‌های حسابرس ۰/۷۳۴- به این معنی است که گزارش‌های مقبول حسابرس باعث کاهش عدم اطمینان اطلاعاتی می‌شود. این نتیجه نشان می‌دهد گزارشات حسابرسی در قالب یک گزارش شامل اطلاعات قابل توجهی در مورد منابع عدم اطمینان اطلاعاتی مانند تداوم فعالیت و برآورد اندازه و ریسک‌پذیری جریان‌های نقدینگی شرکت در آینده است، به‌گونه‌ای که اظهارنظر حسابرس قابلیت اعتماد و گستره اطلاعات افشا شده واحد تجاری را افزایش می‌دهد و ریسک اطلاعاتی و در نتیجه عدم اطمینان اطلاعاتی در مورد شرکت را کاهش می‌دهد. همچنین نتایج مربوط به آزمون فرضیه دوم پژوهش در بررسی رابطه بین متغیرهای اندازه و دوره تصدی حسابرس با عدم اطمینان اطلاعاتی نشان می‌دهد، بین متغیرهای اندازه و دوره تصدی حسابرس با عدم اطمینان اطلاعاتی رابطه معناداری وجود ندارد. ضرایب منفی متغیرهای اندازه حسابرس ۰/۰۹۴- و دوره تصدی حسابرس ۰/۰۵۰- به معنی آن است که بین اندازه و دوره تصدی حسابرس با عدم اطمینان اطلاعاتی رابطه‌ای معکوس وجود دارد؛ اما با توجه به این‌که سطح معناداری بیشتر از ۰/۰۵ است این رابطه‌ها معنادار نیستد؛ لذا ارتباط معناداری بین اندازه مؤسسه حسابرسی و دوره تصدی حسابرس با عدم اطمینان اطلاعاتی وجود ندارد. با توجه به این‌که نوع گزارش‌های حسابرس به‌عنوان یکی از معیارهای کیفیت حسابرسی با عدم اطمینان اطلاعاتی دارای رابطه مثبت و معنادار است، فرضیه دوم پژوهش مورد تأیید قرار می‌گیرد و می‌توان نتیجه گرفت که کیفیت حسابرسی، عدم اطمینان اطلاعاتی را کاهش می‌دهد. نتایج پژوهش در ارتباط با رابطه بین متغیر نوع گزارش‌های حسابرس و عدم اطمینان اطلاعاتی همسو با پژوهش فارقر و ویلکینز (۱۹۹۸) و بروس و همکاران (۲۰۰۷) است، با این تفاوت که در پژوهش فارقر و ویلکینز (۱۹۹۸) از ریسک سیستماتیک و تغییر در نوسانات بازده سهام به‌عنوان شاخصی برای عدم اطمینان اطلاعاتی استفاده شده است. همچنین نتایج پژوهش در بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و عدم اطمینان اطلاعاتی مخالف با نتایج پژوهش قیطاسی، استا و حاجی زاده (۱۳۹۲) است.

نگاره شماره ۱۰: نتایج آزمون رگرسیون تأثیر کیفیت حسابرسی بر عدم اطمینان اطلاعاتی

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره t	مقدار احتمال
نوع گزارش حسابرس	−۰/۷۳۴	۰/۱۲۷	−۵/۷۷۴	۰/۰۰۰
اندازه حسابرس	−۰/۰۹۴	۰/۰۷۱	−۱/۳۱۰	۰/۱۹۰
دوره‌تصدی‌حسابرس	−۰/۰۵۰	۰/۰۴۷	−۱/۰۶۱	۰/۲۲۸
اندازه شرکت	۰/۰۷۱	۰/۱۱۹	۰/۶۰۱	۰/۵۴۷
اهرم مالی	۰/۱۵۱	۰/۰۵۳	۲/۸۴۱	۰/۰۰۴
رشد دارایی‌ها	−۲/۴۴۳	۱/۲۳۵	−۱/۹۷۸	۰/۰۴۸
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۲۶۷	۰/۱۰۷	۲/۴۸۸	۰/۰۱۳
ضریب تابت	−۱/۲۰۴	۰/۱۴۴	−۸/۳۳۸	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل	ضریب تعیین	آماره F	مقدار احتمال	آماره دوربین واتسون
۰/۱۶۶	۰/۱۷۳	۲۴/۲۷۲	۰/۰۰۰	۱/۸۱۵

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با استفاده از روش داده‌های ترکیبی به بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی پرداخته شده است؛ از این‌رو با بررسی ادبیات برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی سه معیار متفاوت بودن نوع اظهارنظر حسابرس، اندازه مؤسسه حسابرسی و دوره تصدی حسابرس و کیفیت اطلاعات حسابداری سه معیار پایداری سود، کیفیت اقلام تعهدی و واکنش سرمایه‌گذاران به سود استفاده شده است. به‌منظور کمی کردن متغیر عدم اطمینان اطلاعاتی نیز سه متغیر نوسانات نرخ بازده سهام، پراکندگی و خطای پیش‌بینی سود هر سهم بر مبنای روش تجزیه و تحلیل مؤلفه اول اصلی در نظر گرفته شده است. یافته‌های پژوهش در رابطه با آزمون فرضیه اول، بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و کیفیت اطلاعات حسابداری نشان داد از میان معیارهای کیفیت حسابرسی، نوع اظهارنظر حسابرس با هر سه معیار اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات حسابداری؛ یعنی پایداری سود، کیفیت اقلام تعهدی و واکنش سرمایه‌گذاران به سود رابطه معناداری دارد؛ اما دوره تصدی حسابرس با هیچ یک از معیارهای کیفیت اطلاعات حسابداری رابطه معناداری ندارد. همچنین نتایج در بررسی رابطه بین اندازه حسابرس و سه معیار کیفیت اطلاعات حسابداری نشان داد اندازه حسابرس با دو متغیر کیفیت اقلام تعهدی و واکنش سرمایه‌گذاران به سود رابطه معناداری دارد؛ اما هیچ ارتباط روشنی بین اندازه حسابرس و پایداری سود وجود ندارد. نتایج به‌دست آمده مربوط به نوع

گزارش حسابرس در این پژوهش همسو با پژوهش‌هایی مانند چوی و جتر (۱۹۹۲)؛ آستامی، روسمین و هارتادیو (۲۰۱۷) و مخالف با پژوهش ابراهیمی و سیدی (۱۳۸۷) است و از نظر متغیر اندازه حسابرس مطابق با پژوهش‌هایی مانند دیو و ژو (۲۰۱۴) و جیانگ، حبیب و ژواتادیو (۲۰۱۵) و مخالف با پژوهش لارنس، مینوتی مزا و ژانگ (۲۰۱۱) است و از نظر متغیر دوره تصدی حسابرس مخالف با پژوهش لونگ، سرینیدی و اکسای (۲۰۱۷) است. نتایج مربوط به آزمون فرضیه دوم پژوهش، بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و عدم اطمینان اطلاعاتی نشان داد تنها نوع گزارش‌های حسابرس با عدم اطمینان رابطه معناداری دارد و متغیرهای نوع مؤسسه حسابرسی و دوره تصدی حسابرس اثر معناداری بر عدم اطمینان اطلاعاتی ندارد. در حقیقت نتایج نشان داد از میان معیارهای انتخاب شده برای کیفیت حسابرسی، تنها نوع گزارش‌های حسابرسی، عدم اطمینان اطلاعاتی نسبت به اطلاعات گزارش شده به‌وسیله واحد تجاری را کاهش می‌دهد. به بیانی دیگر، اظهارنظر حسابرس قابلیت اعتماد و گستره اطلاعات افشا شده واحد تجاری را افزایش می‌دهد و از طریق افزایش شفافیت اطلاعاتی موجب می‌شود، عدم اطمینان اطلاعاتی در میان سرمایه‌گذاران واحد تجاری کاهش یابد. نتایج پژوهش در آزمون فرضیه دوم همسو با پژوهش فارقر و ویلکینز (۱۹۹۸) و بروس، بن و تنی (۲۰۰۷) و مخالف با پژوهش قیطاسی، استا و حاجی‌زاده (۱۳۹۲) است. با این تفاوت که در این پژوهش شاخص عدم اطمینان اطلاعاتی بر مبنای روش تجزیه و تحلیل مؤلفه اول اصلی اندازه‌گیری شده است. به‌طور کلی نتایج این پژوهش نشان داد از میان معیارهای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی، نوع گزارش‌های حسابرس معیار مناسبتری برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی در بررسی تأثیر حسابرسی بر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی است. همچنین از روابط بین متغیرهای کیفیت حسابرسی، کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی می‌توان نتیجه گرفت که خدمت حسابرسی ارزش افزوده‌ای مضاعف ایجاد می‌کند که منجر به بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری و کاهش عدم اطمینان اطلاعاتی می‌گردد. با توجه به این‌که نتایج پژوهش نشان داد کیفیت حسابرسی می‌تواند بر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی تأثیرگذار باشد، به سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران توصیه می‌شود به اثر عوامل کیفیت حسابرسی توجه بیشتری نشان دهند؛ چرا که به‌نظر می‌رسد کیفیت حسابرسی از جمله عواملی است که می‌تواند منجر به بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری و کاهش عدم اطمینان اطلاعاتی شود. به پژوهشگران آینده پیشنهاد می‌شود در پژوهشی مشابه با پژوهش حاضر، موضوع را در سطح هر یک از صنایع مورد بررسی قرار داده و با نتایج پژوهش حاضر مقایسه کنند. همچنین پیشنهاد می‌گردد در آینده پژوهشگران با استفاده از روش‌های آماری دیگری

مانند روش تحلیل معادلات همزمان، تأثیر معیارهای بیشتری از کیفیت حسابرسی را بر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی بررسی کنند. در این پژوهش اثرات ناشی از عواملی مانند برخی سیاست‌های منفعت‌طلبانه مدیران، برخی عوامل درون سازمانی و عوامل کلان سیاسی و اقتصادی وجود دارد که از دسترس محقق خارج بوده است و اثر این عوامل می‌تواند بر نتایج پژوهش تأثیرگذار باشد؛ اما اثر این عوامل در پژوهش در لحاظ نشده است. همچنین در این پژوهش اثرات ناشی از نوع صنعت در نظر گرفته نشده است، با توجه به شدت و ضعف روابط در صنایع مختلف باید به تأثیر صنایع مختلف در تفسیر نتایج توجه کرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

1- Astami, E., Rusmin, R., & Hartadio, B. (2017), the role of audit quality and culture influence on earnings management in companies with excessive free cash flow: Evidence from the Asia-Pacific region, ***International Journal of Accounting & Information Management***, 25 (1), 21-42.

2- Bahramifar, N., & Shams Alam, S. H. (2004), Investigating the effect of accounting variables on the future abnormal stock return of listed companies in Tehran stock exchange, ***Quarterly Journal of The Iranian Accounting and Auditing Review***, 11 (3), 23-50. (***In Persian***)

3- Baltagi, B. H. (2005), ***Econometric Analysis of panel data,*** 3rd edition, New York, USA.

4- Boone, J., Khurana, I., & Raman, K. (2010), do the big 4 and the second-tier firms provide audits of similar quality?, ***Journal of Accounting and Public Policy***, 29, 330-352.

5- Bruce, K., Behn, J. Ch., & Tony, K. (2007), Audit quality and properties of analyst earnings forecasts, ***Working Paper***.

6- Chambers, R., Lo, B. C. Y., & Allen, N. B. (2008), the impact of intensive mindfulness training on attentional control, cognitive style, and affect. ***Cognitive Therapy and Research***, 32, 303–322.

7- Choi, SK., & Jeter, DC. (1992), the effects of qualified audit opinion on earnings response coefficients, ***Journal of Accounting and Economics***, 15(2), 229-248.

8- DeAngelo, L. (1981), Auditor size and audit quality, ***Journal of Accounting and Economics***, 3(3), 183–199.

9- Dechow, P. M., & Dichev, I. D. (2002), the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors, ***Accounting Review***, 77(1), 35–59.

10- Deng, L., Li, S., & Liao, M. (2016), Dividends and earnings quality. ***International Review of Economics and Financ***, 48, 255–268.

11- Du, J., & Zhou, G. (2014), Big N auditors and earnings response coefficients– a comparison study between the US and China, ***Accounting and Finance Review***, 16(2), 183-201.

12- Ebrahimi, K., Bahraminasab, A., & Jafaripor, Kh. (2016), the effect of accountings quality on information asymmetry, considerigg t e comiiii es' life cycle, ***Empirical Research of Financial Accounting***. 3(1), 93-110. (***In Persian***)

13- Ebrahimi, K., & Seyedy, A. (2009), Independent auditor's roles in decreasing discretionary accrual, ***Quarterly Journal of the Iranian Accounting and Auditing Review***, 16(1), 3-16. (***In Persian***)

14- Ebrahimi, K., & Zakeri, H. (2009), Review earnings management using asset sales, ***Journal of Accounting Research***, 3, 123–135. (***In Persian***)

15- Esnaashari, H., Hejazi, R., & Mojtahedzadeh, V. (2014), designing a model for measuring accounting information quality. ***Financial Accounting Researches***, 6(2), 75-94. (***In Persian***)

16- Fargher, N., & Wilkins, M. (1998), Evidence on risk changes around audit qualification and qualification withdrawal announcements, ***Journal of Business Finance & Accounting***, 25, 829–847.

17- Francis, J., La Fond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2005), The market pricing of accruals quality, ***Journal of Accounting and Economics***, 39, 295–327.

18- Heidari, M. Qaderi, B. Rasouli, P. (2016), The Effect of Audit Quality on Agency Costs and Information Asymmetry: Structural Equation Modeling Approach, ***Quarterly Journal of the Iranian Accounting and Auditing Review***, 23(3), 353-372. (***In Persian***)

19- Hejazi, R., Gheitasi, R., & Karimi, M. B. (2011), Income Smoothing and Information Uncertainty, ***Quarterly Journal of The Iranian Accounting and Auditing Review***, 18 (63), 63-80. (***In Persian***)

20- International Auditing and Assurance Standards Board, (IAASB). (2011), ***Audit Quality***, An IAASB Perspective.

21- Ittonen, K. (2012), Market reactions to qualified audit reports: research approaches, ***Accounting Research Journal***, 25, 8-24.

22- Jiang, G., Lee, M., & Zhang, Y. (2005), Information Uncertainty and Expected Returns, ***Review of Accounting Studies***, 10(2), 185-221.

23- Jiang, H., Habib, A., & Zhouartadio, D. (2015), Accounting restatements and audit quality in China, ***Incorporating Advances in International Accounting***, 31, 125-135.

24- Khajavi, Sh., Behpur, S., Momtazian, A., & Salehinia, M. (2014), Investigating the Relationship between Growth and Profitability of the Companies Listed in Tehran Stock Exchange Using a Simultaneous Equations System, ***Quarterly Journal of The Iranian Accounting and Auditing Review***, 21 (1), 73–88. (***In Persian***)

25- Kordestani, Gh. (2009), The relationship between audit quality and cost of equity and earnings management, ***Empirical Studies In Financial Accounting Quarterly***, 7(26), 79-100. (***In Persian***)

26- Lawren, A., Minutti-Meza, M., & Zhang, P. (2011), Can Big 4 versus Non-Big 4 Differences in Audit-Quality Proxies Be Attributed to Client Characteristics?, ***Accounting Review***, 86 (1), 259-286.

27-Leung, S., Srinidhi, B., & Xie, L. (2017), Auditor tenure, Information asymmetry and earnings quality, ***Working Paper***.

28- Marfoua, M., & Adlzadeh, M. (2014), Information uncertainty and investors' under-reaction, ***Journal of Empirical Research*** **in** ***Accounting***, 4 (1), 169–177. (***In Persian***)

29- McNichols, M. F. (2002), Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors, ***Accounting Review***, 77(1), 61–69.

30- Momeni, M., & Qiyumi, A. (2008), ***Statistical Analysis Using SPSS***. Tehran, New Book Publishing. (***In Persian***)

31- Moradzadefard, M., Adlzadeh, M., Farajzadeh, M. & Azimi, S. (2012), Information uncertainty, Information asymmetry and growth options, ***Journal of Finance Research***, 10 (39), 125–145. (***In Persian***)

32- Nikkhah-Azad, A. (2015), ***Statement of basic auditing concepts***, Tehran, Publications Audit Organization. (***In Persian***)

33- Qeytasi, R., Sta, S., & Hajizadeh, F. (2013), Investigation the Effect of auditor tenure on the information uncertainty, ***Audit Knowledge***, 13(52), 171-186. (***In Persian***)

34- Sagafi, A., Mohammadian, M., Mehtari, Z. (2011), The Association between Accounting Information Quality, Overinvestment and Free Cash Flow, ***Journal of the Accounting Advances***, 3 (2), 37–63. (***In Persian***)

35- Tong, Y. H., & Miao, B. (2011), Are dividends associated with the quality of earnings? ***Accounting Horizons***, 25(1), 183–205.

36- Tsipouridou, M., & Spathis, C. (2014), Audit opinion and earnings management: Evidence from Greece, ***Accounting Forum***, 38 (1), 34-54.

37- Watkins, A. L., Hillison, W., & Morecroft, S. E. (2004), Audit quality: A synthesis of theory and empirical evidence, ***Journal of Accounting Literature***, 23, 153-193.

38- Yang, J., & Jiang, Y. (2008), Accounting information quality, free cash flow and overinvestment: A Chinese study, ***Business Review***, 11 (1), 159-166.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی