ISSN: 2645-4408
پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی
فصلنامه پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی
سال پنجم، شماره ۵ (پیاپی ۱۹)، زمستان ۱۴۰۰، جلد یک

بررسی روند تغییرات در تاثیر اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام شرکت‌ها با تاکید بر نقش تعدیل کنندگی تخصص حسابرس و کیفیت حسابرسی

علی صیادی سومار[1]*، محسن رشیدی[2]، شیما شاه محمدی[3]، بهروز صید هاشمی[4]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۰۴
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۰۸
کد مقاله: ۹۷۱۴۸

چکـیده

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی نقش تعدیل کنندگی کیفیت حسابرسی و تخصص حسابرس بر رابطه بین اطلاعات حسابداری و قیمت سهام است. و از مدل ارود همکاران() برای بررسی این رابطه استفاده شده است. در این پژوهش، اندازه موسسه حسابرسی معیار اندازه¬گیری کیفیت حسابرسی ؛ دوره تصدی حسابرس معیاراندازه¬گیری تخصص حسابرس و جریان¬های نقدی و اقلام تعهدی معیاراندازه¬گیری اطلاعات حسابداری در نظر گرفته شده¬اند. در بررسی تجربی این پژوهش نمونه¬ای متشکل از ۱۷۱ شرکت¬های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای بازه زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ به روش غربالگری انتخاب وبا نرم افزار spss تحلیل شد. در این پژوهش از الگوی رگرسیون چند گانه برای آزمون فرضیه¬های پژوهش، استفاده شده است. یافته¬ها نشان می¬دهد که در اثر مداخله دوره تصدی حسابرس و اندازه موسسه حسابرسی رابطه بین جریان نقدی عملیاتی، جریان نقدی سرمایه¬گذاری، اقلام تعهدی اختیاری و اقلام تعهدی کل با قیمت سهام معنادار است، ولی رابطه معناداری بین جریان نقدی تامین مالی و اقلام تعهدی غیر اختیاری با قیمت سهام وجود ندارد. به طور خلاصه، شواهد پژوهش نشان داد اندازه موسسه حسابرسی و دوره تصدی حسابرس رابطه بین اطلاعات حسابداری با قیمت سهام را تعدیل می¬کند.

پرتال جامع علوم انسانی

واژگـان کلـیدی: اطلاعات حسابداری، جریان¬های نقدی، اقلام تعهدی، دوره تصدی حسابرس

۱- دکتری حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران، (نویسنده مسئول) *Ali69.ilam.ac@gmail.com*
۲- کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات ایلام
۳- کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه کردستان
۴- کارشناسی ارشد مدیریت، دانشگاه ایلام

۱- مقدمه

بازار بورس ایران در مقایسه با کشورهای توسعه یافته‌ای نظیر آمریکا و انگلیس، بازار نوظهوری به شمار می‌رود و حجم کم سرمایه گذاری‌های خارجی و قیمت‌های پرنوسان سهام، گواه چنین ادعایی است. به طور کلی قیمت سهام منعکس کنندهٔ اطلاعات وسیعی مانند سود، اخبار کلان اقتصادی، پیش بینی تحلیل‌گران و سایر اطلاعات مالی است. بررسی همزمانی قیمت سهام به محققان اجازه می‌دهد که به مطالعهٔ حجم گسترده‌ای از آثار اطلاعات مالی بپردازند. سود حسابداری یکی از عواملی است که به انعکاس بیشتر اطلاعات خاص شرکت‌ها در قیمت سهام کمک می‌کند و بسته به کیفیت خود، می‌تواند به سرمایه‌گذاران اطلاعات بیشتری دربارهٔ ارزش واقعی شرکت‌ها ارائه دهد؛ اما به دلیل مسئلهٔ جدایی مالکیت از مدیریت، ممکن است اقلام تعهدی ارائه شده در صورت سود و زیان دستکاری شود و قابلیت اتکای آنها و به دنبال آن کیفیت سود، در نزد سرمایه‌گذاران مورد شک و تردید قرار گیرد. در همین رابطه، حسابرسان مستقل با بررسی صورت‌های مالی شرکت‌ها، به سرمایه‌گذاران اطمینان معقولی در خصوص کیفیت آنها می‌دهند (ابراهیمی کردلر و سیدی، ۱۳۸۷).

حسابرسان متخصص و با کیفیت مانند تحلیلگران مالی، نقش واسطه‌های اطلاعاتی را ایفا می‌کنند. با وجود این بر خلاف تحلیل‌گران، نقش اولیهٔ حسابرسان، اعتباردهی بـه گـزارش‌های حسابداری و اطلاعات مندرج در آنهاست. حسابرسان متخصص و باکیفیت به‌دلیل برخورداری از تخصص و مهارت کافی، موجب انعکاس بیشتر اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام می‌شوند. و همزمانی آن را کاهش می‌دهند (گال و همکاران، ۲۰۱۰). در تحقیقات پیشین، تاثیر نقش تعدیل کنندگی کیفیت حسابرسی و تخصص حسابرس بر رابطه بین اطلاعات حسابداری و قیمت سهام سنجیده نشده است. ازاین رو، پژوهش حاضر تأثیر کیفیت حسابرسی و تخصص حسابرس را بر رابطه بین اطلاعات حسابداری و قیمت سهام بررسی می‌کند.

۲- چارچوب نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- چارچوب نظری

هدف‌های گزارشگری مالی ایجاب می‌کند اطلاعاتی که گزارشگری مالی تولید می‌کند، از نظر تصمیم‌گیری برای استفاده کنندگان دارای ارزش باشد، ارزش اطلاعات حسابداری از این حقیقت نشات می‌گیرد که اطلاعات حسابداری می‌تواند بر قیمت سهام و به تبع آن در ارزش بازار حقوق مالکان تاثیرگذار باشد(بون و همکاران، ۲۰۱۰)؛ اگر هیچ ارتباطی بین ارزش شرکت و ارقام موجود در صورتهای مالی وجود نداشته باشد، چنین صورتهای مالی هیچ ارزش اطلاعاتی نخواهد داشت و استفاده کنندگان از صورتهای مالی از آنها در تصمیم‌گیری خود استفاده نمی‌کنند.

اطلاعات حسابداری دارای این قدرت هستند که بتوانند تصمیمات سرمایه‌گذاران در پیش بینی قیمت سهام را تحت تاثیر قرار دهند. به عنوان مثال بال و براون (۱۹۶۸) از سود حسابداری برای وجود همبستگی بین قیمت سهام و اطلاعات حسابداری استفاده کردند و همبستگی بین قیمت سهام و اطلاعات حسابداری را تائید کردند. به بیانی دیگر، سودمندی اطلاعات حسابداری از طریق تاثیر بر روی تصمیمات سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه، بر بازده و قیمت سهام بررسی می‌شود. کیفیت حسابرسی و سودمند بودن ارزش‌های مربوط به اطلاعات حسابداری یکی از موضوعات با اهمیت در حوزه بازار سرمایه است. چرا که اعتقاد بر این است کیفیت حسابرسی و ارزش‌های مربوط به اطلاعات حسابداری از عوامل موثر بر تصمیمات سرمایه‌گذاران می‌باشد و ارتباط نزدیکی با یکدیگر در قیمت‌گذاری سهام دارند (رابیو و رابیو، ۲۰۱۵).

کیفیت اطلاعات حسابداری برای بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران اهمیت دارد و امکان ندارد کیفیت اطلاعات حسابداری مستقل از عامل ریسک باشد، در نتیجه اطلاعات حسابداری می‌تواند قیمت سهام را تحت تاثیر قرار دهد. منطبق با این موضوع، حسابرس به عنوان یک مکانیزم کشف کننده تحریفات با اهمیت می‌تواند موجب بهبود کیفیت اطلاعات و در نتیجه کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و تصمیم‌گیری‌های بهینه برون سازمانی گردد (لامبرت و همکاران، ۲۰۰۷).

در پژوهش‌های پیشین نقش حسابرسان را به عنوان یک محدودیت بالقوه برای مدیران فرصت طلب و ایجاد اطمینان در سرمایه‌گذاران بیان می‌کنند، یعنی افزایش احتمال این که سود گزارش شده به خوبی عملکرد اقتصادی واحد تجاری را ترسیم می‌کند و سرمایه‌گذاران می‌توانند از اطلاعات گزارش شده در قیمت بازار سهام شرکت استفاده کنند(آتونن، ۲۰۱۲). واکنش بازار به اطلاعات موجود در گزارش‌های حسابرسی تابعی از اطلاعات در دسترس عموم است. هر چه بازارها کاراتر باشد، واکنش بازار شدیدتر است و هر چه بازار ناکارآمدتر باشد، واکنش بازار کمتر است؛ زیرا در بازارهای ناکارآمد محتویات اطلاعات را می‌توان پیش بینی کرد و اطلاعات مالی قابل پیش بینی به احتمال زیاد ارزش ناچیزی برای استفاده کنندگان صورت‌های مالی دارند. به بیانی دیگر، واکنش بازار به اطلاعات حسابداری ارائه شده در گزارش حسابرس در گرو کارآمدی یا ناکارآمدی بازار است (دوپوچ و همکاران، ۱۹۸۷). به طور کلی، این استدلال که اندازه موسسات حسابرسی و گزارش‌های مالی ارائه شده توسط این موسسات را محرک اصلی و عاملی مهم در کیفیت حسابرسی می‌داند به این دلیل است که موسسات حسابرسی بزرگتر به دلیل درآمد بیشتر کمتر وابسته به مشتریان خود می‌باشند، در نتیجه بهتر می‌توانند در برابر فشار مشتری برای مدیریت سود یا صدور یک اظهارنظر حسابرسی فاقد صلاحیت مقاومت کنند. همچنین موسسات حسابرسی دارای حسن شهرت (حرفه‌ای تر) و بزرگتر برای حفظ نام

تجاری خود شدیداً بر روی فن‌آوری آموزش و حسابرسی خرج می‌کنند تا بدین وسیله اعتبار و شایستگی خود را در بین مشتریانشان حفظ نمایند (آتونن، ۲۰۱۲). همچنین صورت‌های مالی منبع اصلی اطلاعات در بازارهای سرمایه است. ادعا می‌شود که کیفیت بالای حسابرسی، درک قابلیت اطمینان سرمایه‌گذاران و سهامداران این اطلاعات را بهبود می‌بخشد. یکی از وظایف اساسی حسابرسان مستقل، دادن اعتبار به گزارش‌های مالی با ارزیابی مستقل، دقت و بی‌طرفانه بودن اطلاعات ارائه شده در گزارش‌ها است. بهبود کیفیت حسابرسی قابلیت اطمینان درک شده صورت‌های مالی را افزایش می‌دهد و کیفیت گزارشگری مالی بر اقلام تعهدی تأثیر می‌گذارد و حسابرسی با کیفیت پایین به معنای سطح بالای قیمت نادرست سهام شرکت است. نظریه ذینفعان، نظریه سیگنالینگ و نظریه نمایندگی از حسابرسی به عنوان مکانیزمی برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در بین طرفین درگیر یاد می‌کنند. کیفیت حسابرسی بالا عدم تقارن اطلاعات را کاهش می‌دهد و عدم اطمینان مربوط به درآمد را کاهش می‌دهد. با توجه به اینکه کیفیت حسابرسی به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، رایج ترین شاخص برای تعیین کمیت کیفیت حسابرسی "نام تجاری" است که ممکن است به عنوان اندازه موسسه حسابرسی و تخصص آنان در صنعت نیز بیان شوند. لذا گزارش‌های منتشر شده از سوی موسسات حسابرسی بزرگتر و با تخصص بالاتر اطلاعات را بی‌طرفانه و واقعیات را دقیق‌تر منعکس می‌کنند و نقش مهمی بر روی تصمیمات سرمایه‌گذاران در قیمت بازار سهام دارند، بنابراین حسابرسی صورت‌های مالی که توسط شرکت‌های حسابرسی با اندازه بزرگ و با تخصص بالاتر انجام شود، می‌تواند نشان دهنده یکی از عوامل تاثیرگذار بر فرایند اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاران در قیمت بازار سهام باشد.

۲-۲- پیشینه پژوهش

اروند و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان آیا کیفیت حسابرسی رابطه بین اطلاعات حسابداری و قیمت سهام را تعدیل می کند؟، در حد فاصل سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۴ در بین ۱۱۷ شرکت های اردنی دریافتند که در اثر مداخله کیفیت حسابرسی رابطه بین جریان نقدی عملیاتی، جریان نقدی سرمایه‌گذاری، اقلام تعهدی اختیاری و اقلام تعهدی کل با قیمت سهام معنادار است، ولی رابطه معناداری بین جریان نقدی تامین مالی و اقلام تعهدی غیر اختیاری با قیمت سهام وجود ندارد.

اگونتا و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی تاثیر کیفیت حسابرسی بر قیمت سهام شرکتهای نفت و گاز درنیجریه پرداختند. یافته‌های آنها نشان داد ترکیب کمیته حسابرسی و نوع حسابرس تاثیر قابل توجهی بر قیمت بازار سهام دارد. آنها به این نتیجه رسیدند در حالی که نوع حسابرس، استقلال حسابرس و ترکیب کمیته حسابرسی رابطه مثبت و معناداری با قیمت بازار سهام دارد. دور تصدی حسابرس رابطه منفی با قیمت بازار سهام دارد.

ماء و همکاران (۲۰۱۷) در مدل نظری خود تاثیر تمایلات سرمایه‌گذاران بر کیفیت حسابرسی را بررسی نمودند و به این نتیجه رسیدند هنگامی که کیفیت حسابرسی پایین تر باشد، تمایلات سرمایه‌گذاران بیشتر است. همچنین نتایج تحلیل بیشتر آنها نشان داد در مواقعی‌که سرمایه‌گذاران نسبت به روند رشد شرکت در بازار دارای احساسات بالا باشند، حسابرسان با احتمال کمتری نظرات تعدیل شده حسابرسی را منتشر می‌کنند.

رابیو و رابیو (۲۰۱۵) طی پژوهشی به بررسی مربوط بودن گزارشهای حسابرسی و اطلاعات حسابداری گزارش شده توسط شرکتهای رومانیایی بر بازده سهام پرداختند. آنها با استفاده از یک نمونه ۵۹ تایی از شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار بخارست طی سال ۲۰۱۲ به این نتیجه رسیدند بازده سهام شرکتها بطور مستقیم و مثبت تحت تاثیر نوع اظهارنظر حسابرس در گزارش‌های حسابرسی و عضویت حسابرس در ۴ موسسه بزرگ قرار دارد.

جوکار و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش خود با عنوان بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی و سودمند بودن ارزش اطلاعات حسابداری افشاء شده شرکت‌ها بر قیمت بازار سهام دریافتند که سود هر سهم از جمله اطلاعات مربوط و قابل اتکا در تصمیمات سرمایه‌گذارن است و نوع اظهارنظر حسابرس اعتماد سرمایه گذاران به سود گزارش شده توسط شرکت را تقویت می‌کند. همچنین نتایج نشان داد کیفیت حسابرسی و ارزش‌های مربوط به اطلاعات حسابداری با قیمت سهام دارای ارتباط معناداری هستند. که علاوه بر این، نتایج نشان داد کیفیت حسابرسی بر سودمندی اطلاعات حسابداری تاثیر می‌گذارد.

ابراهیمی کردلر و قلندری (۱۳۹۵) طی پژوهشی به بررسی تاثیر تخصص حسابرس بر کیفیت سود و همزمانی قیمت سهام پرداختند. آنها برای اجرای این پژوهش، اطلاعات ۸۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار و فرابورس ایران را بعنوان نمونهٔ آماری بررسی کردند. یافته‌های پژوهش نشان داد که کیفیت سود، تأثیر منفی و معناداری بر همزمانی قیمت سهام می‌گذارد و تخصص صنعتی حسابرس به عنوان متغیر تعدیل کننده، اثر آن را تقویت. به بیانی دیگر، اثر تعاملی تخصص حسابرس با کیفیت سود موجب کاهش همزمانی قیمت سهام می‌شود.

علوی طبری و پارسایی(۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان رابطه کیفیت حسابرسی با شفافیت شرکتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از روش تحقیق همبستگی و مدل های رگرسیون چند متغیره، استفاده نمودند و ارتباط دو مؤلفه رتبه کنترل کیفیت موسسه حسابرسی و دوره تصدی حسابرس را با شاخصی از شفافیت متشکل از ابعاد چندگانه، در ۷۴ شرکت مورد مطالعه قرار دادند. نتایج پژوهش بیانگر این است که میان دوره تصدی حسابرس و شفافیت شرکتی ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد، اما میان امتیاز کنترل کیفیت حسابرسی و شفافیت شرکتی ارتباط معناداری وجود ندارد.

محمدیان و همکاران(۱۳۹۸) پژوهشی با هدف بررسی تاثیر پیچیدگی و عدم اطمینان محیطی بر صحت پیش بینی سود مدیریت با تاکید بر کیفیت حسابرسی به عنوان متغیر میانجی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند. در این پژوهش، اطلاعات ۱۰۲شرکت مربوط به سالهای ۱۳۸۷تا ۱۳۹۵ مورد بررسی قرار گرفت و آزمون فرضیه‌ها با استفاده از روش رگرسیونی چند متغیره بر اساس داده‌های تابلویی انجام گرفته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که پیچیدگی و عدم اطمینان محیطی تاثیر منفی و معناداری بر صحت پیش بینی سود مدیریت دارد و تاثیرکیفیت حسابرسی بر صحت پیش‌بینی سود مدیریت، مثبت و معنادار می‌باشد. همچنین کیفیت حسابرسی به عنوان یک متغیر میانجی رابطه‌ی بین پیچیدگی و عدم اطمینان محیطی و صحت پیش بینی سود مدیریت را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

علوی و همکاران(۱۳۹۸) در پژوهشی با عنوان ویژگی‌های مؤسسه حسابرسی و مدیریت سود تعهدی و واقعی به بررسی تأثیر ویژگی‌های مؤسسه حسابرسی بر مدیریت سود پرداختند. نمونه آماری پژوهش شامل تعداد ۹۹ شرکت پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ است. یافته‌ها نشان می‌دهند بین استقلال، رتبه در جامعه حسابداران رسمی، چرخش و اندازه مؤسسه حسابرسی با مدیریت سود تعهدی رابطه معنادار برقرار است. عمر، توان رقابت و اندازه مؤسسه حسابرسی تأثیر معناداری بر مدیریت سود ناشی از جریان نقد عملیاتی غیرعادی دارند. عمر، استقلال، رتبه در جامعه حسابداران رسمی، اندازه، تخصص و دوره تصدی مؤسسه حسابرسی از تأثیر معناداری بر مدیریت سود ناشی از هزینه‌های تولید غیرعادی برخوردار هستند. به علاوه، عمر، توان رقابت، رتبه در بورس و اوراق بهادار، اندازه، تخصص و دوره تصدی مؤسسه حسابرسی تأثیر معناداری بر مدیریت سود ناشی از هزینه‌های اختیاری غیرعادی دارند. اما، مدیریت سود تعهدی و فعالیت های واقعی تحت تأثیر تعداد شرکای مؤسسه حسابرسی نیست.

۳-اهمیت موضوع پژوهش

بررسی همزمان تخصص حسابرس و کیفیت حسابرسی و مولفه‌های مربوط به اطلاعات حسابداری بر قیمت بازار سهام از آن جهت مهم است که ارزش افزوده ایجاد شده به وسیله حسابرسی مانند شمشیری دو لبه است. اگر حسابرسی به طور شایسته توسط افرادی انجام شود که از صلاحیت حرفه‌ای برخوردار نباشند و استفاده کنندگان به بی‌صلاحیتی حسابرس واقف باشند بر اظهارنظر وی اتکا نمی‌کنند، و از گزارشات حسابرسی در تصمیمات خود استفاده نمی‌کنند و حسابرسی ارزش افزوده ای نخواهد داشت. اما زمانی این مسئله خطرناک می‌شود که با کیفیت پایین حسابرسی، سرمایه‌گذاران نا آگاه از اظهار نظرات آنان در تصمیم‌گیری‌های خود استفاده نمایند و ضررهای جبران ناپذیری را متحمل شوند. این امر سرانجام بیشترین ضربه را به حرفه حسابرسی می‌زند چرا که اعتماد جامعه به حرفه حسابرسی مخدوش می‌شود(جوکار و همکاران،۱۳۹۷).

۴- مبانی نظری فرضیه‌های پژوهش

حسابرسان متخصص و با کیفیت مانند تحلیلگران مالی، نقش واسطه‌های اطلاعاتی را ایفا می‌کنند. با وجود این بر خلاف تحلیل‌گران، نقش اولیهٔ حسابرسان، اعتباردهی بـه گـزارش‌های حسابداری و اطلاعات مندرج در آنهاست. حسابرسان متخصص و باکیفیت به‌دلیل برخورداری از تخصص و مهارت کافی، موجب انعکاس بیشتر اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام می‌شوند. و همزمانی آن را کاهش می‌دهند (گال و همکاران، ۲۰۱۰) مطالعات تجربی در مورد ارزش افزوده حسابرسی و تاثیرگذاری کیفیت حسابرسی بر قیمت بازار سهام به دو دیدگاه متضاد تقسیم می‌شود. مطالعاتی که نشان دهنده سودمندی حسابرسی هستند و مطالعاتی که بر عدم تاثیر حسابرسی بر قیمت سهام تاکید می‌ورزند.

پژوهشگرانی که در این زمینه به آنالیز و اجرای پژوهش پرداخته‌اند اغلب از عواملی مانند: عوامل محیطی (مانند قوانین و مقررات سازمانی)، خروجی (مانند محتوا و نوع گزارش حسابرس)، اعتبار و اندازه حسابرس، انتظارات از حسابرسان، ارتباط و تعامل حسابرس، استراتژی‌های مدیریت ریسک حسابرسی و حق الزحمه خدمات حسابرسی به عنوان عوامل کیفیت حسابرسی در تجزیه و تحلیل قیمت بازار سهام استفاد کرده‌اند (پائولو و فرانسیس، ۲۰۱۶)، اما در رابطه با کیفیت حسابرسی یک مشکل مشهود وجود دارد و آن غیر قابل مشاهده بودن و ادراکی بودن کیفیت حسابرسی است.

از سویی دیگر، موضوع تغییرهای ناگهانی قیمت سهام، طی سال‌های اخیر و به ویژه بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۸، توجه بسیاری از دانشگاهیان و افراد حرفه‌ای را به خود جلب کرده است. هیئت نظارت عمومی و کمیته بلوریبون معتقدند عملکرد کمیته حسابرسی زمانی از کیفیت بالایی برخوردار است که اعضای کمیته حسابرسی مستقل باشند و این امر، به ارتقای اعتبار گزارشگری مالی منجر خواهد شد.

کیفیت حسابرسی از دو بعد شهرت و نظارت تشکیل شده است که بعد شهرت به صلاحیت و استقلال ادراک شد از حسابرسی و بعد نظارت به صلاحیت و استقلال واقعی از حسابرسی توسط ذینفعان اشاره می‌کند (وات کینس و همکاران، ۲۰۰۴). لذا در این پژوهش برای در نظر گرفتن هر دو بعد حسابرسی و به پیروی از تحقیقات پیشین (مارک و همکاران، ۲۰۰۹)، از اندازه حسابرس به

عنوان بعد صلاحیت و استقلال ادراک شده از حسابرسی و گزارشات حسابرس به عنوان بعد صلاحیت و استقلال واقعی حسابرسی، برای بررسی عوامل کیفیت حسابرسی بر قیمت بازار سهام استفاده شده است.

هیئت نظارت عمومی (۱۹۹۴) نشان داد در صورتی کار کمیته حسابرسی اثربخش خواهد بود که اعضای کمیته حسابرسی در حوزه‌های حسابداری، حسابرسی، کنترل داخلی و گزارش‌گری مالی متخصص باشند. براساس آیین رفتار حرفه‌ای راهبری شرکت-های سهامی، حداقل یکی از اعضای کمیته حسابرسی باید در حیطه حسابداری یا خدمات مالی مشغول به کار باشد و درصورتی‌که اعضای کمیته حسابرسی در زمینه حسابداری و خدمات مالی متخصص باشد، حاکمیت شرکتی ارتقا خواهد یافت. پرسونز (۲۰۰۹) معتقد است وجود اعضای مستقل و متخصص در زمینه حسابداری یا مالی در بین اعضای کمیته حسابرسی، احتمال کشف موارد ارائه نادرست در صورت‌های مالی را افزایش می‌دهد، زیرا این افراد برای حفظ شهرت و اعتبار خود ملزم به رعایت آیین رفتار حرفه‌ای هستند. وی ادعا می‌کند وجود اعضای متخصص در کمیته حسابرسی، اثربخشی بیشتر نظارت بر شرکت‌ها را موجب می شود. فقدان اطلاعات کامل، به صورت بالقوه تعدیل به موقع قیمت‌ها را به تأخیر می‌اندازد و با تعدیل دیرهنگام قیمت سهام نسبت به اطلاعات در ارتباط است. اطلاعات حسابداری را می توان بر اساس میزان دقتی که گزارشات مالی، اطلاعات مربوط به جریان های نقدی آتی شرکت را به سرمایه گذاران انتقال می‌دهند، تعریف نمود. کیفیت پایین اطلاعات حسابداری، احتمالا با عدم اطمینان در خصوص پارامترهای ارزش گذاری سهام در ارتباط است که خود مبین فقدان اطلاعات کامل است. ورچیا (۱۹۸۰) معتقد است که سرعت تعدیل قیمت سهام بر اساس متغیر بودن کیفیت اطلاعات تازه از یک شرکت به شرکت دیگر متفاوت است. همچنین با افزایش کیفیت اطلاعات مربوط و جدید، سرعت تعدیل قیمت افزایش پیدا می کند. کالن و همکاران (۲۰۱۳) معتقدند که اطلاعات حسابداری بر تاخیر تعدیل قیمت سهام و بازده های آتی موثر است، و برای اندازه گیری اطلاعات حسابداری، کیفیت اقلام تعهدی و عایدی های غیر منتظره را معرفی کرد. اطلاعات حسابداری در شرکت هایی که اقلام تعهدی بالاتری دارند، کیفیت کمتری دارند. کیفیت اقلام تعهدی در شرکت‌هایی که کنترل های داخلی ضعیفی دارند، پایین است. همچنین دیجو (۱۹۹۴) ابراز داشت که با افزایش شاخص اقلام تعهدی (AQ)، کیفیت اطلاعات حسابداری کاهش می یابد، لذا انتظار می رود بین شاخص اقلام تعهدی و تأخیر در تعدیل قیمت سهام رابطه مثبت وجود داشته باشد. همچنین سیستم حسابداری تعهدی، رویدادهای مالی را در زمان ایجاد و بدون توجه به زمان دریافت یا پرداخت وجه نقد مربوط، شناسایی می کند؛ در صورتی که در سیستم حسابداری نقدی، ورود یا خروج وجه نقد ملاک شناسایی می باشد. نتایج پژوهش هاچبرگ (۲۰۰۳) نشان میدهد استفاده از حسابداری تعهدی برای حصول هدفهای تعیین شده در خصوص گزارشگری مالی مانند ارزیابی عملکرد مدیریت مناسب است، اما در سیستم حسابداری تعهدی به دلیل وجود روشهای مختلف اندازه‌گیری و ثبت رویدادهای اقتصادی و تأثیر برآوردها و روش‌های تخصیص، اطلاعات مذکور تحت تأثیر رویه‌های حسابداری، قضاوت‌ها و برآوردهای مدیریت قرار می‌گیرد. دهارن (۲۰۰۳)، اقلام تعهدی را تفاوت بین سود ناشی از فعالیت های متداول و جریان وجه نقد ناشی از عملیات شرکت تعریف می کند که از قوانین و ثبتهای حسابداری برای شناسایی درآمدها و هزینه ها ناشی می شود. جونز (۱۹۹۱) تفاوت سود و وجوه نقد حاصل از عملیات را به عنوان اقلام تعهدی تعریف می کند و آن را به دو قسمت اقلام تعهدی اختیاری و اقلام تعهدی غیراختیاری تقسیم می کند. مدیران در رابطه با اقلام تعهدی حسابداری دارای اختیار می باشند. از ویژگی‌های اقلام تعهدی این است که می توان آنها را به عنوان شاخصی از انتخاب های حسابداری شرکت در نظر گرفت. از طرفی هیأت تدوین استانداردهای حسابداری مالی در بررسی‌های اولیه خود در سال ۱۹۸۰، صورت گردش وجوه نقد را به عنوان اطلاعاتی مطلوب که می‌بایست به همراه سایر صورت‌های مالی ارائه شود، معرفی نمود. اطلاعات صورت جریان‌های نقدی در کنار سایر صورت‌های مالی گزارش شده اطلاعات بیشتری را به منظور تکمیل اطلاعات قبلی فراهم می‌نماید. در صورت این‌که جریان‌های نقدی، جریان‌های وجوه یا سود حسابداری کدامیک در مورد پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی بهترند، نمی‌توان نظر قطعی داد (بیبکاک و همکاران، ۱۹۹۰)

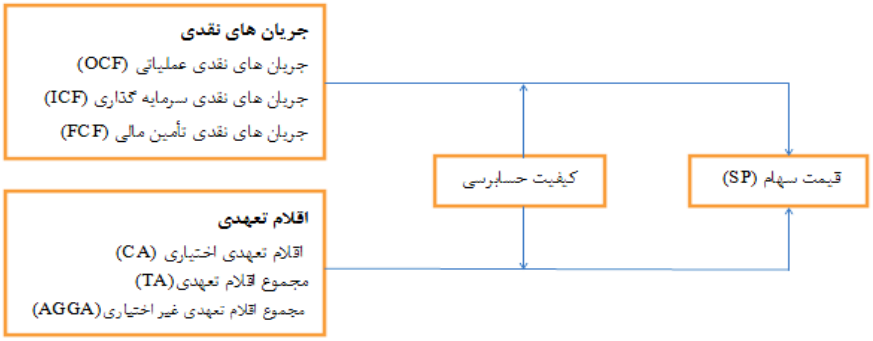
بازارهای مالی نقش مهمی در اقتصاد هر کشوری دارند و عامل اثرگذاری در رشد اقتصادی آن محسوب می‌شوند. بازار سهام نیز یکی از این بازارهاست که با هدایت وجوه به سمت فرصت‌های سرمایه‌گذاری، بخش بزرگی از اقتصاد دنیا را تحت تأثیر قرار می‌دهد و موجب دغدغه و نگرانی بسیاری برای دولت‌ها می‌شود (نگوین نگوک تنه، ۲۰۱۳). بازار بورس ایران در مقایسه با کشورهای توسعه یافته‌ای نظیر آمریکا و انگلیس، بازار نوظهوری به شمار می‌رود و حجم کم سرمایه‌گذاری‌های خارجی و قیمت-های پرنوسان سهام، گواه چنین ادعایی است. در چنین بازارهایی برای سرمایه‌گذاران مطالعهٔ حرکت قیمت سهام اهمیت خاصی دارد؛ زیرا تصمیمات سرمایه‌گذاری آنها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همزمانی قیمت سهام مفهومی است که میزان حرکت قیمت سهام را با یکدیگر بیان می‌کند (اسکات، ۲۰۱۲). به طور کلی قیمت سهام منعکس کنندهٔ اطلاعات وسیعی مانند سود، اخبار کلان اقتصادی، پیش بینی تحلیلگران و سایر اطلاعات مالی است. با توجه به مبانی مطالعاتی در پژوهش‌های پیشین مبنی بر نقش کیفیت و تخصص حسابرس بر اطلاعات حسابداری و قیمت سهام بررسی این موضوع اهمیت دارد. از این رو، فرضیه‌های پژوهش به طور کلی به شرح زیر هستند:

۱. جریان‌های نقدی با قیمت سهام رابطه دارد.
۲. اقلام تعهدی با قیمت سهام رابطه دارد.
۳. جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی با قیمت سهام رابطه دارند.

۴. کیفیت حسابرسی رابطه بین جریان‌های نقدی و قیمت سهام را تعدیل می‌کند.
۵. کیفیت حسابرسی رابطه بین اقلام تعهدی و قیمت سهام را تعدیل می‌کند.
۶. تخصص حسابرس رابطه بین جریان‌های نقدی و قیمت سهام را تعدیل می‌کند.
۷. تخصص حسابرس رابطه بین اقلام تعهدی و قیمت سهام را تعدیل می‌کند.

۵- نحوه اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

بر اساس مدل اورود همکاران (۲۰۱۹) مدل پژوهش به شرح ذیل ارائه می‌گردند. در قالب ۴ مدل تعریف شده فرضیه‌های پژوهش آزمون می‌شوند.



شکل ۱- مدل پژوهش

Model 1: $SPit = \alpha + \beta1OCFit + \beta2\ ICFit + \beta3\ FCFit + \varepsilon it$
Model 2: $SPit = \alpha + \beta1CAit + \beta2\ TAit + \beta3\ AGGAit + \varepsilon it$
Model 3: $SPit = \alpha + \beta1OCFit + \beta2\ ICFit + \beta3\ FCFit + \beta4CAit + \beta5TAit + \beta6\ AGGAit + \varepsilon it$
Model 4: $SPit = \alpha + \beta1OCFit + \beta2\ ICFit + \beta3\ FCFit + \beta4FSit + \beta5OCFit * FSit + \beta6ICFit * FSit + \beta7\ FCFit * FSit + \varepsilon it$
Model 5: $SPit = \alpha + \beta1CAit + \beta2\ TAit + \beta3\ AGGAit + \beta4FSit. + \beta5CAit * FSit + \beta6TAit * FSit + \beta7\ AGGAit * FSit + \varepsilon it$
Model 6: $SPit = \alpha + \beta1OCFit + \beta2\ ICFit + \beta3\ FCFit + \beta4ATit + \beta5OCFit * ATit + \beta6ICFit * ATit + \beta7\ FCFit * ATit + \varepsilon it$
Model 7: $SPit = \alpha + \beta1CAit + \beta2\ TAit + \beta3\ AGGAit + \beta4ATit + \beta5CAit * ATit + \beta6TAit * ATit + \beta7\ AGGAit * ATit + \varepsilon it$

که در آنها:
Audit Tenure (AT): عبارت است دوره تصدی حسابرسی
Audit firm size (FS): عبارت است از اندازه موسسه حسابرسی
OCF: جریان‌های نقدی عملیاتی
ICF: عبارت است از جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری
FCF: عبارت است از جریان‌های نقدی تامین مالی
TA: عبارت است از مجموع اقلام تعهدی : جونز تفاوت سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه شرکت و وجوه نقد حاصل از عملیات (TA = E- OFO) را به عنوان اقلام تعهدی شناسایی کرده است.(دچو، سلوان و سوییتی ،۱۹۹۶)
AGGA: عبارت است از مجموع اقلام تعهدی غیر اختیاری: براساس مدل تعدیل شده جونز به شرح ذیل محاسبه می‌شود:

$$= a1(1/Ait\text{-}1) + a2\ ](-\Delta REC_t)/Ait\text{-}1[+ a3\ (PPE\ it\ /\ Ait\text{-}1)$$

AGGA: اقلام تعهدی غیر اختیاری در سال t برای شرکت i
A: جمع دارایی‌ها در سال t برای شرکت i
ΔREV: تغییرات درآمد فروش طی در سال t برای شرکت i
ΔREC: تغییرات حساب و اسناد دریافتنی طی سالهای t-1 تا t برای شرکت i
PPT: اموال، ماشین الات و تجهیزات در سال t برای شرکت i

CA: عبارت است از مجموع اقلام تعهدی اختیاری : مانده اقلام تعهدی پس از کسر اقلام تعهدی غیر اختیاری (CA= TA- AGGA) که براساس مدل تعدیل شده جونز محاسبه می‌شود.

SP: نوسان قیمت سهام شرکتi در سال t

۶- نمونه و روش پژوهش

پژوهش حاضر از شاخه تحقیقات شبه تجربی و نوع پس رویدادی (با استفاده از اطلاعات گذشته) است که براساس اطلاعات واقعی بازار سهام و صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام می‌گیرد. اطلاعات اساسی این پژوهش، قیمت بازار سهام و اطلاعات مربوط به صورت‌های مالی شرکت‌ها(مثل صورت جریان‌های نقدی ، اقلام تعهدی و...) است. به همین منظور برای جمع‌آوری داده‌های تحقیق از بانک اطلاعاتی نرم‌افزار تدبیرپرداز و ره آورد نوین و صورت های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها و سایت بورس اوراق بهادار تهران استفاده می‌شود. جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. و حجم نمونه براساس شرایط ۶ گانه زیر تعیین خواهد شد. قلمرو زمانی پژوهش حاضر مربوط به اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸می باشد که می‌بایست شرایط زیر را داشته باشند:

۱. پایان سال مالی شرکت‌های نمونه منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
۲. شرکت‌های هلدینگ، بانک‌ها، بیمه و سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری، عضو نمونه نباشند.
۳. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت‌های نمونه طی قلمرو زمانی تحقیق منفی نباشد یا شرکت طی دوره پژوهش از بورس حذف نشده باشد.
۴. شرکت‌های نمونه نباید وقفه معاملاتی بیش از ۳ ماه داشته باشند.
۵. شرکت‌هایی که در دوره پژوهش تغییر سال مالی نداده باشند.
۶. اطلاعات مورد نیاز شرکت‌های نمونه در دسترس باشد.

که براساس شروط بالا و بر اساس روش غربالگری حجم نمونه ۱۷۱ شرکت بوده که اطلاعات آنان برای دوره مورد بررسی انتخاب شده‌اند.

۷- یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی و تجزیه و تحلیل اولیه داده‌ها، آمار توصیفی متغیرهای مورد مطالعه محاسبه و در جدول ۱ ارائه شده است. این جدول شامل اطلاعات مربوط به میانگین، میانه، حداقل، حداکثر و انحراف معیار داده‌ها می‌باشد.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای کمی پژوهش

متغیر	نماد	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
جریان نقدی عملیاتی	OCF	۸۵۵	۰/۳۲۷	۰/۱۱۳	۰/۸۹۲	۲۴/۰۱۱	-۱/۸۶۰
جریان نقدی سرمایه گذاری	ICF	۸۵۵	-۰/۱۴۷	-۰/۱۲۸	۰/۱۲۰	۰/۱۰۹	-۱/۹۳۴
جریان نقدی تامین مالی	FCF	۸۵۵	-۰/۱۲۵	-۰/۱۹۸	۰/۰۸۲	۰/۲۹۴	-۱/۰۸۵
کل اقلام تعهدی	TA	۸۵۵	۰/۰۹۸	۰/۰۲۶	۰/۱۶۲	۳۲/۹۸۵	۰/۰۰۰
اقلام تعهدی غیراختیاری	AGGA	۸۵۵	۰/۱۲۴	۰/۰۸۲	۰/۰۶۳	۰/۷۸۱	۰/۰۰۰
اقلام تعهدی اختیاری	CA	۸۵۵	۰/۰۹۰	۰/۰۱۷	۰/۹۱۲	۲۳/۲۰۴	۰/۰۰۰
قیمت سهام	SP	۸۵۵	۰/۲۴۶	۰/۱۸۲	۰/۳۹۶	۳/۵۶۹	۰/۰۰۰

جدول۲ -آمار توصیفی متغیر کیفی پژوهش

متغیر	نماد	تعداد مشاهدات	تعداد وجود داشتن	درصد وجود داشتن	تعداد وجود نداشتن	درصد وجود نداشتن
دوره تصدی حسابرس	AT	۱۷۱	۱۳۴	٪۷۸	۳۷	٪۲۲
اندازه موسسه حسابرسی	FS	تعدادشرکت: ۱۷۱	تعدادشرکت: ۱۰۶	٪۶۲	تعدادشرکت: ۶۵	٪۳۸
		تعداد گزارش حسابرسی: ۸۵۵	تعداد گزارش حسابرسی: ۵۳۰		تعداد گزارش حسابرسی: ۳۲۵	

همانطور که در جدول ۱ ارائه گردیده است، بر اساس 855 مشاهده این پژوهش، میانگین جریان‌های نقدی عملیاتی برابر۰/۳۲۷ است که نشان می‌دهد که جریان ورودی عملیاتی بیشتر از جریان‌های خروجی عملیاتی است و برعکس جریان نقدی

سرمایه‌گذاری وجریان نقدی تامین مالی به ترتیب ۰/۱۴۷- و ۰/۱۲۵- می‌باشد که حاکی از آن است که خالص جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری وجریان‌های نقدی تامین مالی منفی است. همچنین میانگین اقلام تعهدی غیر اختیاری برابر(۰/۱۲۴) است که بیشتر از میانگین اقلام تعهدی اختیاری برابر(۰/۰۹۰) است و از طرفی انحراف معیار اقلام تعهدی اختیاری بیشتر از اقلام تعهدی غیر اختیاری است، و همچنین نتایج آمار توصیفی نشان می‌دهد که میانگین نوسان قیمت سهام ۰/۲۴۶ مثبت است که نشان از افزایش قیمت سهام دارد.

جدول ۲ آمار توصیفی را برای متغیرهای کیفی (متغیرهای که دارای دو ارزش صفر و یک هستند) نشان می‌دهد. که از بین ۱۷۱ نمونه پژوهش، در ۱۱۴ نمونه یعنی حدود ۷۸٪ درصد از مشاهدات دوره تصدی حسابرس ۳ سال و بیشتر می‌باشد. همچنین از بین ۸۵۵ نمونه مشاهده شده تعداد ۵۳۰ مورد گزارش حسابرسی توسط سازمان حسابرسی صادر شده است.

در این پژوهش برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس از آزمون وایت استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون نشان می‌دهد که در مدل‌های رگرسیونی پژوهش مشکل ناهمسانی واریانس در مورد هر ۷ مدل پژوهش وجود ندارد، زیرا احتمال‌های محاسبه‌شده بزرگتر از ۰/۰۵ است. بنابراین فرض همسانی واریانس‌ها در تحلیل رگرسیون برقرار است. برای بررسی عادی یا نرمال بودن کشیدگی و یا چولگی توزیع داده‌ها، از آزمون کولموگروف–اسمیرنوف استفاده می شود تا از نرمال بودن داده‌ها اطمینان حاصل گردد چنانچه مقدار آماره در آزمونShapiro-Wilk یا آزمون کولموگروف–اسمیرنوف بیشتر از ۰/۰۵ باشد می‌توان داده‌ها را با اطمینان بالایی نرمال فرض کرد. در غیر این صورت نمی‌توان گفت که داده‌ها توزیع نرمالی دارند. مقدار آماره بالاتر از۰/۰۵ می باشد، لذا داده‌ها دارای توضیح نرمال است.

برای آزمون داده‌ها باید پنل یا ترکیبی بودن داده‌ها تشخیص داده شود. برای این کار از آزمونF لیمر استفاده می‌شود.اگر سطح معناداری آن کمتر از۰/۰۵ باشد داده های پنلی (تابلویی) هستند و در غیر این صورت ترکیبی هستند. همانطور که در جدول۳ مشاهده می‌شود در تمام مدل‌های آزمون فرضیه‌ها سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ بوده و داده‌ها پنل می‌باشند، و بعد از مشخص شدن نوع داده‌ها باید اثرات ثابت و تصادفی بودن آنان مشخص شود برای این کار از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. در این آزمون اگر سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ باشد اثرات ثابت‌اند و درغیر اینصورت اثرات تصادفی هستند. نتایج حاکی از آن است که سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ بوده لذا اثرات ثابت‌اند.

جدول ۳- نتایج آزمون هاسمن و Fلیمر

	آزمون LLC (آزمون ریشه واحد لوین، لین وچاو)			نتایج هاسمن		
فرضیه(مدل)	آماره	Prob.	نتیجه	آماره	Prob.	نتیجه
فرضیه ۱	۲/۷۵۶	۰/۰۰۰۹	تابلویی	۴/۶۳۷	۰/۰۰۲۴	اثرات ثابت
فرضیه ۲	۲/۹۷۴	۰/۰۰۰۳	تابلویی	۵/۶۳۵	۰/۰۰۱۳	اثرات ثابت
فرضیه ۳	۳/۲۵۴	۰/۰۰۰۰	تابلویی	۳۶/۴۳۵	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت
فرضیه ۴	۳/۷۴۹	۰/۰۰۰۰	تابلویی	۵۰/۱۴۵	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت
فرضیه ۵	۳/۷۳۴	۰/۰۰۰۰	تابلویی	۴۹/۸۵۶	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت
فرضیه ۶	۴/۰۴۵	۰/۰۰۰۰	تابلویی	۵۸/۱۷۴	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت
فرضیه ۷	۵/۰۳۲	۰/۰۰۰۰	تابلویی	۷۵/۴۸۵	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت

جدول ٤- نتایج آزمون انتخاب الگوی مدل‌های رگرسیونی جهت آزمون فرضیه‌ها؛ منبع: یافته‌های پژوهشگر

	متغیرها	ضرایب برآورد شده	آماره t	سطح معناداری
فرضیه اول	OCF	۰/۰۶۲۹	۳/۱۶۹	۰/۰۰۹
	ICF	-۰/۰۲۹۶	-۰/۵۶۹	۰/۳۰۸
	FCF	-۰/۱۲۵۳	-۱/۴۹۶	۰/۰۹۶
	C	۰/۵۶۳۰	۴/۲۵۹	۰/۰۰۰
	آماره F: ۷/۸۶۰		معناداری آماره F: ۰/۰۰۰	
	ضریب تعیین: ۰/۱۴		دوربین- واتسون: ۲/۰۸	
فرضیه دوم	CA	-۰/۰۰۴	-۰/۴۹۶	۰/۷۰۹
	TA	۰/۷۴۲	۱۲/۶۲۵	۰/۰۰۰
	AGGA	۰/۰۳۹	۲/۱۰۵	۰/۰۳۴
	C	۰/۶۵۳	۲/۴۶۸	۰/۰۰۰
	آماره F: ۲۳/۶۳۲		معناداری آماره F: ۰/۰۰۰	

	متغیرها	ضرایب برآورد شده	آماره t	سطح معناداری
	ضریب تعیین: ۰/۳۹		دوربین- واتسون: ۲/۳۵	
فرضیه سوم	OCF	۰/۷۳۹	۴/۱۴۶	۰/۰۰۵
	ICF	-۰/۰۶۳۸	-۰/۳۲۸	۰/۸۷۳
	FCF	-۰/۰۹۹۴	-۱/۹۴۹	۰/۰۵۲
	CA	۰/۰۰۷۸	۰/۵۳۴	۰/۳۴۲
	TA	۰/۰۶۹۲	۴/۸۱۴	۰/۰۰۰
	AGGA	۰/۰۴۹۶	۲/۱۲۶	۰/۰۳۱
	C	۰/۷۹۵	۵/۳۹۶	۰/۰۰۰
	آماره F: ۲۶/۲۵۱۲		معناداری آماره F: ۰/۰۰۰	
	ضریب تعیین: ۰/۴۱		دوربین- واتسون: ۱/۷۳	
فرضیه چهارم	OCF	۰/۲۲۶	۳/۸۴۹	۰/۰۰۰
	ICF	۰/۱۷۲	۲/۴۲۸	۰/۰۱۶
	FCF	۰/۱۰۲	۱/۱۶۳	۰/۱۲۹
	FS	-۱/۶۲۶۹	-۴/۲۱۷	۰/۰۰۰
	OCF*FS	۰/۰۳۶۱	۳/۷۲۵	۰/۰۰۰
	ICF*FS	۰/۰۲۹۷	۲/۳۵۱	۰/۰۲۱
	FCF*FS	۰/۰۴۰۶	۰/۷۹۴	۰/۷۱۵
	C	۰/۵۴۲	۳/۵۴۲	۰/۰۰۰
	آماره F: ۹۶/۸۰۳۲		معناداری آماره F: ۰/۰۰۰	
	ضریب تعیین: ۰/۱۱		دوربین- واتسون: ۱/۹۲	
فرضیه پنجم	CA	۰/۶۷۵	۵/۲۲۴	۰/۰۰۰
	TA	۰/۸۲۱	۲/۴۳۶	۰/۰۱۹
	AGGA	۰/۰۳۴۹	۱/۷۴۵	۰/۱۰۹
	FS	-۰/۱۲۸	-۴/۶۵۷	۰/۰۰۰
	CA*FS	-۰/۰۲۱	-۳/۸۱۴	۰/۰۰۰
	TA*FS	-۰/۰۱۴	-۲/۱۳۴	۰/۰۲۱
	AGGA*FS	-۰/۰۰۴	-۱/۴۱۶	۰/۱۴۹
	C	-۰/۰۲۶	۰/۹۶۴	۰/۷۵۶
	آماره F: ۷۶/۲۹۶۱		معناداری آماره F: ۰/۰۰۰	
	ضریب تعیین: ۰/۴۰		دوربین- واتسون: ۲/۰۷	
فرضیه ششم	OCF	۰/۲۷۱	۶/۰۸۹	۰/۰۰۰
	ICF	-۰/۱۹۷	-۲/۰۰۵	۰/۰۲۱
	FCF	-۰/۰۶۱	-۱/۳۳۹	۰/۱۳۲
	AT	-۲/۰۹۱	-۸/۶۷۴	۰/۰۰۰
	OCF*AT	-۰/۰۹۳	-۲/۸۱۴	۰/۰۰۰
	ICF*AT	۰/۰۶۴	۲/۴۶۱	۰/۰۲۰
	FCF*AT	-۰/۰۰۲	-۱/۱۹۴	۰/۷۴۳
	C	۳/۷۴۵	۹/۲۱۹	۰/۰۰۰
	آماره F: ۳۲/۱۷۵		معناداری آماره F: ۰/۰۰۰	
	ضریب تعیین: ۰/۱۵		دوربین- واتسون: ۲/۱۹	
فرضیه هفتم	CA	۰/۱۱۶	۲/۴۲۴	۰/۰۲۷
	TA	۰/۷۵۱	۳/۱۰۵	۰/۰۰۰
	AGGA	۰/۰۴۹	۲/۹۰۲	۰/۰۱۶
	AT	-۰/۴۲۹	-۱/۲۲۱	۰/۲۶۴
	CA*AT	-۰/۰۷۳	-۲/۸۹۷	۰/۰۰۳
	TA*AT	۰/۰۴۷	۱/۹۷۶	۰/۰۴۹
	AGGA*AT	۰/۰۰۸	۱/۷۲۱	۰/۰۶۳
	C	۰/۰۲۶	۱/۴۰۷	۰/۱۶۲
	آماره F: ۹۷/۲۱۱		معناداری آماره F: ۰/۰۰۰	
	ضریب تعیین: ۰/۴۶		دوربین- واتسون: ۲/۳۶	

نتایج آزمون فرضیه اول در جدول ۴ نشان می‌دهد سطح معناداری مقدار آماره F برابر با ۰/۰۰۰ است، این عدد نشان می‌دهد که مدل کلی رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح خطای ۵ درصد) معنادار است. برای آزمون معناداری ضرایب و آزمون فرضیه از معناداری آماره t استفاده می‌شود مقدار ضرایب برآورد شده و سطح معناداری بدست آمده برای متغیر جریان نقدی عملیاتی برابر با ۰/۰۶۲۹ و ۰/۰۰۹ است، که این نتیجه حاکی از رابطه مثبت و معنادار بین جریان نقدی عملیاتی و قیمت سهام است. همچنین مقدار ضرایب برآورد شده برای متغیر جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری و جریان نقدی تامین مالی به ترتیب برابر با ۰/۰۲۹۶- و ۰/۱۲۵۳- است که نشان دهنده رابطه منفی است اما به دلیل آنکه سطح معناداری بدست آمده آنان به ترتیب ۰/۳۰۸ و ۰/۰۹۶ است که بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است، لذا بین جریان‌های نقدی سرمایه گذاری و جریانهای نقدی تامین مالی با قیمت سهام رابطه معناداری وجود ندارد. ضریب تعیین مدل برابر با ۰/۱۴ می‌باشد، این بدین معنی است که حدود ۱۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی مدل تشریح می‌شود. همچنین ضریب آماره دوربین- واتسون در مورد آزمون خودهمبستگی در مدل برابر۲/۰۸ که بین محدوده‌ی ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، لذا می‌توان گفت مشکل خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

نتایج آزمون فرضیه دوم در جدول ۴ نشان می‌دهد سطح معناداری مقدار آماره F برابر با ۰/۰۰۰ است، این عدد نشان می‌دهد که مدل کلی رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح خطای ۵ درصد) معنادار است. مقدار ضرایب برآورد شده و سطح معناداری بدست آمده از آماره tبرای متغیر اقلام تعهدی کل به ترتیب برابر با ۰/۷۴۲ و ۰/۰۰۰ است، که این نتیجه حاکی از رابطه مثبت و معنادار بین اقلام تعهدی کل و قیمت سهام است. همچنین مقدار ضرایب برآورد شده برای متغیر اقلام تعهدی اختیاری برابر با ۰/۰۰۴۲- است که نشان دهنده رابطه منفی است اما به دلیل آنکه سطح معناداری بدست آمده ۰/۷۰۹که بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است، لذا بین اقلام تعهدی اختیاری و قیمت سهام رابطه معناداری وجود ندارد. مقدار ضرایب برآورد شده وسطح معناداری بدست آمده برای متغیر اقلام تعهدی غیر اختیاری به ترتیب برابر با ۰/۰۳۹و ۰/۰۳۴ است، که این نتیجه حاکی از رابطه مثبت و معنادار بین اقلام تعهدی غیراختیاری و قیمت سهام است. ضریب تعیین مدل برابر با ۰/۳۹ می‌باشد، این بدین معنی است که حدود ۳۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی مدل۲ تشریح می‌شود. همچنین ضریب آماره دوربین- واتسون در مورد آزمون خودهمبستگی در مدل برابر۲/۳۵ که بین محدوده‌ی ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، لذا می‌توان گفت مشکل خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

همان‌طورکه درجدول ۴ ملاحظه می‌شود، نتایج آزمون فرضیه سوم سطح معناداری مقدار آماره F برابر با ۰/۰۰۰ است، این عدد نشان می‌دهد که مدل کلی رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح خطای ۵ درصد) معنادار است. سطح معناداری بدست آمده از آمارهt برای متغیرهای جریان نقدی عملیاتی، اقلام تعهدی کل و اقلام تعهدی غیر اختیاری به ترتیب برابر با ۰/۰۰۵ ؛ ۰/۰۰۰ و۰/۰۳۱ است، که این نتیجه حاکی از رابطه مثبت و معنادار بین آنان و قیمت سهام است. همچنین مقدار سطح معناداری بدست آمده برای متغیرهای جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری، جریان‌های نقدی تامین‌مالی واقلام تعهدی اختیاری به ترتیب برابر با ۰/۸۷۳، ۰/۰۵۲ و ۰/۳۴۲ است که بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است، لذا بین اقلام تعهدی اختیاری، جریان‌های نقدی تامین‌مالی و جریان نقدی سرمایه‌گذاری با قیمت سهام رابطه معناداری وجود ندارد. ضریب تعیین مدل برابر با ۰/۴۱ می‌باشد، این بدین معنی است که حدود ۴۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی مدل تشریح می‌شود. همچنین ضریب آماره دوربین- واتسون در مورد آزمون خودهمبستگی در مدل برابر۱/۷۳ که بین محدوده‌ی ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، لذا می‌توان گفت مشکل خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

نتایج آزمون فرضیه چهارم نشان می‌دهد سطح معناداری مقدار آماره F برابر با ۰/۰۰۰ است، این عدد نشان می‌دهد که مدل کلی رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح خطای ۵ درصد) معنادار است. سطح معناداری بدست آمده از آمارهt برای متغیرهای جریان نقدی عملیاتی و جریان نقدی سرمایه‌گذاری کمتر ازسطح خطای ۰/۰۵ است، که این نتیجه حاکی از آن است که در اثر مداخله اندازه موسسه حسابرسی رابطه بین جریان نقدی عملیاتی و جریان نقدی سرمایه‌گذاری با قیمت سهام معنادارو مثبت است. اما بین جریان نقدی تامین مالی با قیمت سهام به دلیل آنکه سطح معناداری بدست آمده (۰/۷۱۵) بیشتر ازسطح خطای ۰/۰۵ است، لذا رابطه معناداری نیست. ضریب تعیین مدل برابر با ۰/۱۱ می‌باشد، این بدین معنی است که حدود ۱۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی مدل تشریح می‌شود. همچنین ضریب آماره دوربین- واتسون در مورد آزمون خودهمبستگی در مدل برابر۱/۹۲ که بین محدوده‌ی ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، لذا می‌توان گفت مشکل خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

نتایج آزمون فرضیه پنجم نشان می‌دهد سطح معناداری مقدار آماره F برابر با ۰/۰۰۰ است، یعنی مدل کلی رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح خطای ۵ درصد) معنادار است. سطح معناداری بدست آمده از آمارهt برای متغیرهای اقلام تعهدی اختیاری و اقلام تعهدی کل کمتر ازسطح خطای ۰/۰۵ است، که این نتیجه حاکی از آن است که در اثر مداخله اندازه موسسه حسابرسی رابطه بین اقلام تعهدی اختیاری و اقلام تعهدی کل با قیمت سهام معنادار است و به دلیل آنکه ضریب بدست آمده برای آنان منفی است در نتیجه نوع رابطع منفی (معکوس) است. اما بین اقلام تعهدی غیر اختیاری با قیمت سهام به دلیل آنکه

سطح معناداری بدست آمده (۰/۱۴۹) بیشتر ازسطح خطای ۰/۰۵ است، لذا رابطه معناداری نیست. ضریب تعیین مدل برابر با ۰/۴۰ می‌باشد، این بدین معنی است که حدود ۴۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی مدل تشریح می‌شود. همچنین ضریب آماره دوربین- واتسون در مورد آزمون خودهمبستگی در مدل برابر۲/۰۷ که بین محدوده‌ی ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، لذا می‌توان گفت مشکل خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

نتایج آزمون فرضیه ششم نشان می‌دهد سطح معناداری مقدار آماره F برابر با ۰/۰۰۰ است، این عدد نشان می‌دهد که مدل کلی رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح خطای ۵ درصد) معنادار است. سطح معناداری بدست آمده از آماره tبرای متغیرهای جریان نقدی عملیاتی و جریان نقدی سرمایه‌گذاری کمتر ازسطح خطای ۰/۰۵ است، که این نتیجه حاکی از آن است که در اثر مداخله دوره تصدی حسابرس رابطه بین جریان نقدی عملیاتی و جریان نقدی سرمایه‌گذاری با قیمت سهام معناداراست که جهت این اثر برای جریان نقدی سرمایه‌گذاری به دلیل ضریب برآورده شده(۰/۰۶۴) مثبت و برای جریان نقدی عملیاتی به دلیل ضریب برآورد شده (۰/۰۹۳-) منفی است. اما بین جریان نقدی تامین مالی با قیمت سهام به دلیل آنکه سطح معناداری بدست آمده (۰/۷۴۳) بیشتر ازسطح خطای ۰/۰۵ است، لذا رابطه معناداری نیست. ضریب تعیین مدل برابر با ۰/۱۵ می‌باشد، این بدین معنی است که حدود ۱۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی مدل تشریح می‌شود. همچنین ضریب آماره دوربین- واتسون در مورد آزمون خودهمبستگی در مدل برابر۲/۱۹ که بین محدوده‌ی ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، لذا می‌توان گفت مشکل خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

نتایج آزمون فرضیه هفتم نشان می‌دهد سطح معناداری مقدار آماره F برابر با ۰/۰۰۰ است، این عدد نشان می‌دهد که مدل کلی رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح خطای ۵ درصد) معنادار است. سطح معناداری بدست آمده از آمارهt برای متغیرهای اقلام تعهدی اختیاری و اقلام تعهدی کل کمتر ازسطح خطای ۰/۰۵ است، که این نتیجه حاکی از آن است که در اثر مداخله دوره تصدی حسابرس رابطه بین اقلام تعهدی اختیاری و اقلام تعهدی کل با قیمت سهام معنادار است و به دلیل آنکه ضریب بدست آمده برای متغیر اقلام تعهدی اختیاری برابر (۰/۰۷۳-) است، لذا نوع رابطه منفی است. و برای اقلام تعهدی کل ضریب بدست آمده برابر(۰/۰۴۷) است، لذا نوع رابطه مثبت می‌باشد. اما بین اقلام تعهدی غیر اختیاری با قیمت سهام به دلیل آنکه سطح معناداری بدست آمده (۰/۰۶۳) بیشتر ازسطح خطای ۰/۰۵ است، لذا رابطه معناداری نیست. ضریب تعیین مدل برابر با ۰/۴۶ می‌باشد، این بدین معنی است که حدود ۴۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی مدل تشریح می‌شود. همچنین ضریب آماره دوربین- واتسون در مورد آزمون خودهمبستگی در مدل برابر۲/۳۶ که بین محدوده‌ی ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، لذا می‌توان گفت مشکل خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

۸- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به یافته‌های پژوهش، در این پژوهش به نتایج مختلفی دست یافتیم. اول، جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی، هر کدام به طور قابل توجهی بر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده دربورس اوراق بهادار تأثیر می گذارند. با این حال، اقلام تعهدی تأثیر بیشتری بر قیمت سهام شرکت‌ها نسبت به جریان های نقدی دارند. بنابراین، گنجاندن اقلام تعهدی با جریان های نقدی به عنوان پیش بینی کننده قیمت سهام شرکت ها در یک مدل، قدرت پیش بینی هر دو پیش‌بینی کننده را افزایش می‌دهد. اقلام تعهدی به جریان های نقدی قدرت قابل توجهی برای پیش‌بینی قیمت سهام شرکتها اضافه می‌کند. این نتیجه گیری نشان می دهد که اقلام تعهدی دارای محتوای اطلاعاتی و ارتباط ارزش بسیار بالاتری برای شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به جریان‌های نقدی است. دوم، نتیجه گیری می‌شود که اطلاعات حسابداری تهیه شده بر مبنای حسابداری نقدی کمتر از اطلاعات تهیه شده بر مبنای حسابداری تعهدی برای پیش بینی قیمت سهام آتی مفید است. با این وجود، اطلاعات جریان نقدی نقش مکمل مهمی را برای اقلام تعهدی برای پیش‌بینی قیمت‌های آتی سهام شرکت‌ها ایفا می‌کند. سوم، کیفیت حسابرسی و تخصص حسابرس اثر تعدیل‌کننده قابل‌توجهی بر ارتباط قیمت سهام شرکت‌ها با اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی دارد. اندازه موسسه حسابرسی، به عنوان شاخص کیفیت حسابرسی مورد استفاده در این پژوهش، اثر تعدیل کنندگی قابل توجهی بر ارتباط قیمت سهام شرکت‌ها با اقلام تعهدی و اقلام تعهدی اختیاری دارد، اما با اقلام تعهدی غیر اختیاری ارتباط معناداری ندارد. علاوه بر این، اندازه موسسه حسابرسی اثرات تعدیل‌کننده قابل توجهی بر ارتباط قیمت سهام شرکت‌ها با هر یک از جریان نقدی عملیاتی و جریان نقدی سرمایه‌گذاری دارد، اما با جریان نقدی تامین مالی ارتباط معناداری ندارد. در حقیقت استدلال می‌شود اگر اندازه موسسات حسابرسی بزرگتر باشد،کیفیت خدمات حسابرسی بالاتر است که این امر منجر به کسب اطمینان معقول از روند جریان-های نقدی عملیاتی و جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها می‌شود، لذا سرمایه‌گذاران این اطلاعات را با ارزش تلقی می-کنند و اطلاعات در قیمت سهام منعکس می‌شود. از طرفی هر چقدر اندازه موسسات حسابرسی بزرگتر باشد، کیفیت خدمات حسابرسی بالاتر است، که این امر مانع از مدیریت سود از طریق افزایش اقلام تعهدی اختیاری توسط شرکتها می‌شود، در نتیجه کیفیت سود ارائه شده بالاتر می‌رود و قیمت سهام شرکت بالا می‌رود. بعلاوه، دوره تصدی حسابرس، به عنوان شاخص تخصص حسابرس مورد استفاده در این پژوهش، اثرات تعدیل کننده قابل توجهی بر ارتباط قیمت سهام شرکت ها با اقلام تعهدی کل و اقلام تعهدی اختیاری دارد، اما با اقلام تعهدی غیر اختیاری ارتباط معناداری ندارد. علاوه بر این، دوره تصدی حسابرس اثرات

تعدیل‌کننده قابل‌توجهی بر ارتباط قیمت سهام شرکت‌های با هر یک از جریان نقدی عملیاتی و جریان نقدی سرمایه‌گذاری دارد، اما با جریان نقدی تامین مالی ارتباط معناداری ندارد. چرا که استدلال می‌شود که هر چقدردوره تصدی حسابرس بیشتر باشد، تخصص حسابرس بالاتر است، لذا مدیریت سود از طریق افزایش اقلام تعهدی اختیاری توسط شرکتها کاهش می‌یابد در نتیجه سود گزارش شده با کیفیت تر است و یدین‌گونه قیمت سهام شرکت بالا می‌رود. همچنین از طرفی هرچقدر دوره تصدی حسابرس بیشتر باشد، تخصص حسابرس بالاتر است، اما امکان بیش اعتمادی به سود حسابرسی شدهٔ توسط سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد و این ریسک وجود داردکه سرمایه‌گذاران با وجود جریان نقدی عملیاتی ضعیف، به دلیل حجم بالای تقاضا برای خرید سهام، قیمت سهم بالا رود. نتایج این پژوهش هم راستا با نتایج جوکارو همکاران(۱۳۹۷)؛ احمدی و گنجویی (۱۳۹۶)، ابراهیمی کردلر و قلندری (۱۳۹۵)، ارود و همکاران (۲۰۱۹)، ماء و همکاران (۲۰۱۷) و اگونتا و همکاران (۲۰۱۸) می‌باشد. خلاصه یافته‌های پژوهش در جدول ۶ ارائه گردید.

جدول ٦: خلاصه یافته‌های پژوهش

متغیرها		اثر همزمان جریان‌های اقلام نقدی و اقلام تعهدی بر قیمت سهام(فرضیه۱، ۲و۳)	نقش تعدیل‌گری کیفیت حسابرسی(فرضیه۴ و۵)		نقش تعدیل‌گری تخصص حسابرس (فرضیه۶و۷)	
اقلام نقدی	OCF	مثبت- معنادار	مثبت- معنادار	-	معکوس- معنادار	-
	ICF	معنادار نیست	مثبت- معنادار	-	مثبت- معنادار	-
	FCF	معنادار نیست	معنادار نیست	-	معنادار نیست	-
اقلام تعهدی	CA	معنادار نیست	-	معکوس- معنادار	-	معکوس- معنادار
	TA	مثبت- معنادار	-	معکوس- معنادار	-	مثبت- معنادار
	AGGA	مثبت- معنادار	-	معنادار نیست	-	معنادار نیست

منابع

۱. ابراهیمی کردلر، علی؛ سیدعزیز سیدی.(۱۳۸۷)."نقش حسابرسان مستقل درکاهش اقلام تعهدی اختیاری". فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۱۵(۵۴) ، ۳-۱۶.

۲. ابراهیمی کردلر، علی؛ موسی قلندری .(۱۳۹۵). "تاثیر تخصص حسابرس بر کیفیت سود و همزمانی قیمت سهام". فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی،۲۳(۲)، ۱۳۷-۱۵۴.

۳. احمدی، فایق و الهه گنجویی. (۱۳۹۶). "بررسی نقش تعدیلی بیش ارزیابی حقوق صاحبان سهام بر رابطه بین کیفیت حسابرسی و اقلام تعهدی اختیاری در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مهندسی مدیریت نوین، سال ششم، شماره اول و دوم، ۴۱- ۵۰.

۴. جوکار، حسین؛ صالحی، نوراله و قدرت اله امام وردی. (۱۳۹۷)." بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی و سودمند بودن ارزش اطلاعات حسابداری افشاء شده شرکت‌ها بر قیمت بازار سهام"؛ فصلنامه بورس اوراق بهادار، شمارهٔ ۴، ۲۳-۵۸.

۵. علوی، معصومه؛ یعقوب نژاد، احمد و فاضل محمدی نوده.(۱۳۹۸)."ویژگی های مؤسسه حسابرسی و مدیریت سود تعهدی و واقعی"؛ پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی؛ شماره ۴۴ ؛ ۳۲ - ۸۱.

۶. علوی طبری، سید حسین؛ منا پارسایی.(۱۳۹۸)."رابطه کیفیت حسابرسی با شفافیت شرکتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"؛ پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی؛ شماره ۴۱ ؛ ۴۳ - ۶۸.

۷. محمدیان، زینب؛ حیدری، مهدی و پری چالاکی.(۱۳۹۸). "بررسی تاثیر پیچیدگی و عدم اطمینان محیطی بر صحت پیش بینی سود مدیریت با تاکید بر کیفیت حسابرسی به عنوان متغیر میانجی"؛ پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی؛ شماره ۴۳ ؛ ۳۲ - ۸۱.

8. Ball, R. & Brown, P. (1968).“An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”. Journal of Accounting Re- search, 6, PP.159-178.
9. Boone, J., Khurana, I., & Raman, K. (2010). “Do the Big 4 and the Secondtier firms provide audits of similar quality? ”. Journal of Accounting and Public Policy, 29, PP.330-352.
10. Callen, J. L., Mozaffar K. & Hai, L. (2013), “Accounting quality, stock price delay and future stock return”, Contemporary Accounting Research, Vol. 30.
11. Dharan, Bala G. (2003). “Accruals Management with Financing and Investing Transactions”. www.ruf.rice.edu/.../dharan-accruals Managemen with Financing and Investing Transactions-12-03.pdf [6 October 2009].

12. Dechow, P. M. (1994).“Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals”. Journal of Accounting and Economics, 18 (1), PP.3-42.
13. Dechow, P. M., Sloan, R. G., and Sweeney, A. P. (1995), “Detecting Earnings Management”. Accounting Review, 70 (2), PP.193-225.
14. Dopuch, N., Holthausen, R. & Leftwich, R. (1987). “Predicting audit qualifications with financial and market variables”. The Accounting Review, 62, PP.431–455.
15. Hochberg, Yael. V. (2003). “Venture Capital and Corporate Governance in the NewlPublic Firm”. Electronic copy available at: http://ssrn.com/id474542.pdf
16. Ittonen, K. (2012). “Market reactions to qualified audit reports: research approaches”. Accounting Research Journal, 25,PP. 8-24.
17. Jones, S. & Sharma, R. (2001). “The Impact of Free Cash Flow, Financial Leverage and Accounting Regulation on Earnings Management in Australia's”. Old and New Economics, Managerial Finance, 27 (12), PP.19-38.
18. Gul, F. A., Kim, J. B. & Qiu, A. A. (2010). “Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence from China”. Journal of Financial Economics, 95(3): PP.425-442.
19. Lambert, R. & Leuz, C. & Verrecchia, R. (2007). “Accounting information, disclosure, and the cost of capital”. Journal of Accounting Research, (May), 31, PP.385–420.
20. Mark, A., Christopher, K. M., & Woon, K. (2009). “Auditor Quality and the Role of Accounting Information in Explaining UK Stock Returns”. Cardiff Economics Working Papers.
21. Ma, Z., Wu, L., & Zhou, K. (2017). “Sentiment and Audit Quality”. Working Paper.
22. Mohammadian, Z; Mehdi. H and Chalaki.P. (2018).Investigating the effect of environmental complexity and uncertainty on the accuracy of profit management forecast with emphasis on audit quality as a mediating variable; The Financial accounting and auditing research; No. 43; Pp. 32 - 81.(In Persian)
23. Nguyen Ngoc Thanh, V. (2013). “Determinants of Stock Price Synchronicity evidence from HoChiMinh city stock exchange. “ Doctoral dissertation. Vietnam, International University HCMC).
24. Paula, A., & Francisco, A. (2016). “The change of auditor: The Portuguese case”. Revisit de Contabilidad – Spanish Accounting Review, 19,PP. 181–186.
25. Public Oversight Board (POB, 1994). ”Strengthening the Professionalism of the Independent Auditor”. Stamford, CT: POB.
26. Persons, O. S. (2009). “Audit committee characteristics and earlier voluntary ethics disclosure among fraud and no-fraud firms”. International Journal of Disclosure and Governance; 6(4), PP. 284-297.
27. Robu, M., & Robu. I (2015). “The influence of the audit report on the relevance of accounting information reported by listed Romanian companies ”. Procedia Economics and Finance, 20, PP.562-570.
28. Scott, W.
29. R. (2012). “Financial accounting theory”. Canada: Pearson Education. Ugwunta, D. O., Ugwuanyi, B. U., & Ngwa, CH. U. (2018). “Effect of audit quality on market price of firms listed on the Nigerian stock market”, Journal of Accounting and Taxation, 10(6), PP.61-70.
30. Verrecchia, R. (1980), “The rapidity of price adjustments to information”, Journal of Accounting and Economics, 2:PP.63-92.
31. Watkins, A. L., Hillison, W., & Morecroft, S. E. (2004). “Audit quality: A synthesis of theory and empirical evidence”. Journal of Accounting Literature, 23, PP.153-193.

Investigating the trend of changes in the impact of accounting information on companies' stock prices with emphasis on the moderating role of auditor expertise and audit quality

Abstract

The main purpose of this study is to investigate the moderating role of audit quality and auditor expertise on the relationship between accounting information and stock prices .And the input model of Oroud and et al (2019) has been used to investigate this relationship. In this study, the size of the auditing firm is considered as a measure of audit quality, the tenure of the auditor is a measure of the auditor's expertise, and cash flows and accruals are a measure of accounting information. In the experimental study of this research, a sample consisting of 171 companies listed on the Tehran Stock Exchange for the period 1394 to 1398 was selected by screening method and analyzed by SPSS software. In this research, multiple regression model has been used for research tests. Findings show that, due to the intervention of the auditor's tenure and the size of the auditing firm, the relationship between operating cash flow, investment cash flow, discretionary accruals and total accruals with stock price is significant. But, there is no significant relationship between cash flow of financing and non-discretionary accruals with stock price. In summary, the research evidence showed that the size of the audit firm and the auditor's tenure moderate the relationship between accounting information and stock prices.

Keywords: Accounting information, Cash flows, Accruals, Auditor tenure, Size of auditing.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی