

تأثیر تعدیل‌کنندگی آشفستگی مالی بر رابطه بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی

■ علی محمدی^۱

■ زهرا رنجبرپور^۲

■ سمانه سعیدآبادی^۳

تاریخ دریافت: ۹۷/۷/۱۳

تاریخ پذیرش: ۹۸/۲/۲۳

چکیده

مدیران دارای سطوح بالای توانایی، دارای مهارت‌های مختلف (از جمله مهارت‌های حسابداری) بیشتری بوده و می‌توانند کیفیت گزارشگری مالی را افزایش دهند. با افزایش کیفیت گزارشگری مالی، ریسک برآوردی واحد تجاری توسط حسابرسان کاهش پیدا کرده و طبق فرضیه ریسک دعاوی حقوقی، حسابرسان حق الزحمه کمتری را برای چنین شرکت‌هایی مطالبه می‌کنند. به عبارت دیگر با افزایش توانایی مدیریت، حق الزحمه حسابرسی کاهش می‌یابد. اما در شرایطی که شرکت‌ها در وضعیت آشفستگی مالی قرار دارند، احتمال دارد که مدیران از توانایی خود به صورت فرصت طلبانه استفاده کنند و سعی در تقلب در گزارشگری مالی داشته باشند که این موارد ریسک شرکت را افزایش داده و به طبع تأثیرگذاری توانایی مدیریت بر حق الزحمه حسابرسی تضعیف می‌گردد. بر این اساس، هدف مطالعه حاضر، بررسی تأثیر تعدیل‌کنندگی آشفستگی مالی بر رابطه بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی می‌باشد. برای دستیابی به این هدف، داده‌های ۷۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (۱۳۹۵-۱۳۹۰) با استفاده از تحلیل رگرسیون با رویکرد داده‌های ترکیبی تحلیل شده است. یافته‌ها حاکی از رابطه معکوس و معنادار بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی می‌باشد. همچنین نتایج پژوهش نشان داد که آشفستگی مالی، رابطه منفی بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی را تضعیف می‌کند.

کلمات کلیدی: آشفستگی مالی، توانایی مدیریت، حق الزحمه حسابرسی، ریسک حسابرسی.

۱. استادیار حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی زنجان، زنجان، ایران. (نویسنده مسئول)، پست الکترونیک:

ali_mohammadi93@yahoo.com

۲. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد زنجان.

۳. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد زنجان.

۱. مقدمه

بر اساس مطالعات و ادبیات پژوهش، توانایی مدیریتی^۱ تأثیر مطلوبی بر سیاست‌های شرکت و گزارشگری مالی دارد (جی و همکاران، ۲۰۱۱). به عنوان نمونه، دمرجیان و همکاران (۲۰۱۳) به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبتی بین توانایی مدیریت و کیفیت بالای گزارشگری مالی وجود دارد. در همین راستا، کریشنان و وانگ (۲۰۱۵) نیز شواهدی را ارائه کرده‌اند که توانایی مدیریتی، کیفیت گزارشگری مالی را افزایش می‌دهد. علاوه بر این دلاپورتاس (۲۰۱۳) نیز اشاره می‌کند که مدیران تواناتر، درک بهتری از شیوه‌های گزارشگری مالی دارند و بدینوسیله می‌توانند ریسک شرکت را کاهش دهند.

طبق «فرضیه ریسک دعاوی حقوقی و حق الزحمه حسابرسی^۲» (سیساماران و همکاران، ۲۰۰۲) حق الزحمه حسابرسی با افزایش ریسک دعاوی حقوقی، افزایش یافته و با توجه به اینکه حسابرسان همواره از اطلاعات داخلی شرکت‌ها برای ارزیابی ریسک پروژه حسابرسی استفاده می‌کنند. بنابراین با افزایش توانایی مدیریتی، کیفیت گزارشگری مالی افزایش پیدا کرده و در ادامه ریسک پروژه حسابرسی کاهش پیدا کرده و در نهایت، حق الزحمه حسابرسی کاهش پیدا می‌کند. به عبارت دیگر، بررسی رابطه بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی، هدف اول این پژوهش می‌باشد.

آشفستگی مالی^۳ شرایطی را برای مدیران فراهم می‌کند تا به صورت فرصت‌طلبانه^۴ رفتار نمایند. به اعتقاد بیسانست و ورناسنا (۲۰۰۹)، شرایط دشواری مالی شرکت‌ها، مدیران را تحت تأثیر قرار می‌دهد و آنها را وادار می‌کند تا اقداماتی را انجام دهند که انتظارات بازار و تحلیل‌گران را پوشش داده و مزایای کوتاه‌مدت خود را نیز افزایش دهند. همچنین در این راستا، ولف و هرمانسون (۲۰۰۴) نیز استدلال می‌نمایند که ویژگی‌ها و توانایی‌های ذاتی به مدیران اجازه می‌دهد که یک فرصت‌تقلب را شناسایی و پیاده‌سازی کنند. همچنین گل و همکاران (۲۰۱۸) معتقدند که هنگام وجود آشفستگی مالی در شرکت‌ها، مدیران دارای سطوح بالای توانایی نسبت به سایر مدیران، با استفاده از هوش و تخصص بالا، در موقعیتی قرار می‌گیرند که از فرصت‌های تقلب استفاده کنند. بنابراین در چنین وضعیتی، حسابرسان ریسک شرکت را بالاتر از حد معقول برآورد می‌نمایند و در نهایت حق الزحمه حسابرسی را برای پوشش این ریسک بالا می‌برند. به عبارت دیگر، هدف دوم پژوهش، بررسی تأثیر تعدیل‌کنندگی آشفستگی مالی بر رابطه بین توانایی مدیریتی و حق الزحمه حسابرسی است.

در داخل کشور نیز مطالعات متعددی در زمینه عوامل مؤثر بر حق الزحمه حسابرسی انجام شده است. اغلب پژوهش‌های داخلی به بررسی تأثیر موضوعات ریسک حسابرسی و سازوکارهای نظام راهبری بر حق الزحمه حسابرسی پرداخته‌اند (حساس‌یگانه و همکاران، ۱۳۹۵؛ پورحیدری

1. Managerial Ability

2. Litigation Risk-Audit Fee Hypothesis

3. Managerial Ability

4. Opportunistically

و گل محمدی شورکی، ۱۳۹۴). برای نمونه، نیکبخت و تنانی (۱۳۸۹) نشان دادند که اندازه شرکت، پیچیدگی عملیات شرکت، نوع مؤسسه حسابرسی و تورم، ارتباط معناداری با حق الزحمه حسابرسی دارند. همچنین حساس‌یگانه و همکاران (۱۳۹۴) تأثیر بیش‌اطمینانی مدیریت را به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های شخصیتی مدیران بر حق الزحمه حسابرسی مطالعه کرده و دریافتند که بین بیش‌اطمینانی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی رابطه منفی و معناداری برقرار است. لاری دشت‌بیاض و اورادی (۱۳۹۶) نیز نشان دادند که شرکت‌هایی دارای مدیرعامل متخصص مالی، نسبت به سایر شرکت‌ها حق الزحمه حسابرسی کمتری پرداخت می‌کنند. همچنین درباره تأثیر توانایی مدیریت بر حق الزحمه حسابرسی (هدف اول این پژوهش) دو مطالعه در داخل کشور انجام گردیده است. نتایج مطالعه فرج زاده دهکردی و حیدری (۱۳۹۶) بیانگر این موضوع است که با افزایش میزان توانایی مدیران، حق الزحمه حسابرسی و احتمال وجود بند ابهام در تداوم فعالیت در گزارش حسابرسی واحد تجاری کاهش می‌یابد. یافته‌های حسنی القار و سدید (۱۳۹۶) نیز بیانگر این موضوع است که اندازه مؤسسه حسابرسی رابطه منفی بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی را تضعیف می‌کند. وجه تمایز پژوهش حاضر با پژوهش‌های اشاره شده این موضوع می‌باشد که اولاً، در این پژوهش به مطالعه تأثیر تعدیل‌کنندگی آشفته‌گی مالی بر رابطه بین توانایی مدیریتی و حق الزحمه حسابرسی پرداخته شده و همچنین با توجه به نتایج متناقض پژوهش‌های گذشته سعی می‌شود تا به مقایسه نتایج مطالعات مختلف پرداخته شده و نگرش جامع‌تری نسبت به حوزه مورد مطالعه پیدا کرد.

در حوزه تأثیر متغیرهای مختلف بر حق الزحمه حسابرسی نیز می‌توان به پژوهش عزیزخانی و همکاران (۱۳۹۵) اشاره کرد. آن‌ها بیان می‌نمایند که سیاست چرخش اجباری حسابرس یکی از راهکارهایی است که در برخی از کشورها و از جمله ایران جهت بهبود استقلال حسابرس و در نتیجه افزایش کیفیت حسابرسی اتخاذ گردیده است. یکی از دلایل مخالفان این است که اجرای چنین سیاستی باعث افزایش در هزینه‌های حسابرسی شرکت‌ها می‌گردد. بنابراین، یافته‌های پژوهش حاضر علاوه بر اینکه می‌تواند ادبیات حوزه مدیریتی، نظام راهبری و حق الزحمه حسابرسی را گسترش دهد (جنبه دانشگاهی پژوهش)، همچنین این یافته‌ها می‌تواند مورد استفاده حساب‌رسان به منظور بررسی و ارزیابی ریسک و حق الزحمه حسابرسی واحدهای تجاری مختلف مورد استفاده قرار گیرد (جنبه حرفه‌ای پژوهش). به عبارت دیگر، یافته‌های پژوهش این موضوع را نشان می‌دهد که حساب‌رسان در شرکت‌های آشفته مالی، توجه و رسیدگی‌های بیشتر و دقیق‌تری نیاز دارند. در ادامه مبانی نظری و تجربی پژوهش، فرضیه‌های پژوهش، روش‌شناسی و یافته‌های پژوهش ارائه شده است.

۲. مبانی نظری و تجربی و فرضیه‌های پژوهش

۲-۱. حق الزحمه حسابرسی

عوامل گوناگونی بر حق الزحمه حسابرسی تأثیرگذار هستند، که به گفته حساس‌یگانه و



همکاران (۱۳۹۴) حق الزحمه حسابرسی، بر اساس ریسک برآوردی حسابرس از صاحبکار، رقابت در بازار حسابرسی و مذاکره بین حسابرس و صاحبکار تعیین می‌شود. حسابرس، هنگام برنامه‌ریزی حسابرسی باید خطر تحریف بااهمیت را شناسایی و برآورد کند. این عوامل بر توانایی حسابرس در کشف تحریف با اهمیت در صورت‌های مالی تأثیر می‌گذارد. معمولاً حسابرسان به منظور کاهش ریسک عدم کشف تحریف با اهمیت، شواهد بیشتری جمع‌آوری می‌کنند که این موضوع سبب افزایش هزینه حسابرسی می‌شود. حسابرسان معمولاً این هزینه را به صاحبکاران تحمیل می‌نمایند. سیمونیک (۱۹۸۰) در این رابطه بیان می‌کند با افزایش ریسک حسابرسی، حسابرسان حق الزحمه بیشتری مطالبه می‌کنند. در نهایت می‌توان بیان نمود که افزایش ریسک دعاوی حقوقی، منجر به افزایش حق الزحمه حسابرسی می‌شود.

مطالعه ادبیات موضوعی نشان می‌دهد که ارتباط مثبتی بین برخی از مفاهیم ریسک و حق الزحمه حسابرسی وجود دارد. بنابراین، حسابرسان در تعیین حق الزحمه حسابرسی، مشخصه‌های ریسک صاحبکار خود را در نظر گرفته و ریسک‌های مربوط را از طریق حق الزحمه‌های حسابرسی بالاتر جبران می‌کنند. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که حسابرسان نباید صرفاً بر روی ریسک مربوط به صورت‌های مالی تأکید کنند، بلکه باید دید وسیع‌تری نسبت به رفتار تجاری صاحبکار داشته باشند (بدارد و جانسون، ۲۰۰۱). ادبیات مربوط به عوامل تعیین‌کننده قیمت‌گذاری حسابرسی نشان داده است که حق الزحمه حسابرسی به عوامل ریسک مرتبط با ویژگی‌های صاحبکار از قبیل اندازه و پیچیدگی صاحبکار (سیمونیک، ۱۹۸۰ فرانسیز، ۱۹۸۴ پالمروس، ۱۹۸۴)، کیفیت کنترل داخلی (هوگ و هولینگزورس، ۲۰۱۱)، ریسک تجاری (بنتلی و همکاران، ۲۰۱۳) و راهبری شرکتی (زینگز، ۲۰۱۲) مرتبط است.

همچنین نتایج پژوهش درخشی و همکاران (۱۳۹۴) نیز نشان می‌دهد که ساختار مالکیت و ساختار مالی بر حق الزحمه حسابرسی تأثیر دارند. آن‌ها در پژوهش خود متغیرهای مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، سهام، شناور آزاد، تمرکز مالکیت و مالکیت دولتی به عنوان شاخص‌های ساختار مالکیت و نیز متغیرهای نسبت بدهی بر دارایی، نسبت بدهی بلندمدت بر دارایی غیرجاری و نرخ هزینه سرمایه به عنوان شاخص‌های ساختار مالی بکار گرفته شده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تمرکز مالکیت و مالکیت دولتی بر حق الزحمه حسابرسی تأثیر مثبت و مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی تأثیر منفی بر آن دارد.

۲-۲. توانایی مدیریتی

توانایی مدیریت یکی از ابعاد سرمایه انسانی شرکت‌هاست که به عنوان دارایی نامشهود طبقه‌بندی می‌شود. دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) توانایی مدیریت را به عنوان کارایی مدیران نسبت به رقبا در تبدیل منابع شرکت به درآمد تعریف می‌کنند. مدیران توانمند به احتمال بیشتر در طرح‌هایی سرمایه‌گذاری می‌کنند که ارزش فعلی خالص مثبت بالاتری داشته و همچنین توانایی بیشتری در اجرای مناسب آن خواهند داشت. به گفته حسنی القار و مرفوع (۱۳۹۶)

مدیران توانمند، درک مناسب‌تری از فناوری و روند صنعت دارند و با اتکای بیشتری می‌توانند تقاضای محصولات را پیش‌بینی کنند. این گروه از مدیران دانش و آگاهی بیشتری در ارتباط با مشتریان و شرایط کلان اقتصادی دارند و همچنین قادرند درک بهتری در ارتباط با استانداردهای پیچیده‌تر داشته و آنها را به درستی اجرا کنند.

تأثیر مدیران و توانایی آنان بر عملکرد و سایر ابعاد شرکت، موضوع بسیار مهمی در ادبیات حوزه حسابداری و نظام راهبری می‌باشد. پژوهش‌های گذشته نشان داده‌اند که توانایی مدیریت با خوانایی گزارشگری مالی (صفری گرائلی و رضائی پسته نوئی، ۱۳۹۷)، سیاست تأمین مالی (علی نژاد ساروکلانی و تارفی، ۱۳۹۶)، اجتناب مالیاتی (حسنی القار و شعری آناقیز، ۱۳۹۶)، ارزش شرکت (کمالی منفرد و علی احمدی، ۱۳۹۶)، عملکرد شرکت (کارملی و تیشلر، ۲۰۰۴) و استمرار سودهای پیش‌بینی شده (بایک و همکاران، ۲۰۱۱) مرتبط است.

همچنین بزرگ اصل و صالح زاده (۱۳۹۴) رابطه توانایی مدیریت و پایداری سود با تأکید بر اجزای تعهدی و جریان‌های نقدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را سنجیده‌اند. نتایج پژوهش مؤید وجود رابطه مثبت بین توانایی مدیریت و پایداری سود است. ولی رابطه بین توانایی مدیریت و پایداری بخش تعهدی نسبت به بخش نقدی قوی‌تر است.

۳-۲. توانایی مدیریتی و حق الزحمه حسابرسی

یکی از ویژگی‌های اصلی مرتبط با صاحبکار، مدیران و توانایی آنها می‌باشد. ادبیات گسترده‌ای نیز موید وجود ارتباط بین توانایی مدیریت و کیفیت گزارشگری مالی می‌باشد. به عنوان نمونه، بامبر و همکاران (۲۰۱۰) بیان می‌کنند که توانایی مدیران بر سیاست‌های افشای شرکت تأثیر مهمی دارد. لی و همکاران (۲۰۱۵) نیز معتقدند که مدیران ارشد شرکت، بر گزارشگری مالی از جمله ارقام تعهدی اختیاری و محافظه‌کاری حسابداری تأثیر مهمی دارند. همچنین دمیرجان و همکاران (۲۰۱۳) نیز نشان دادند که توانایی مدیریت، کیفیت سود را بالا می‌برد. در داخل کشور نیز پیری و همکاران (۱۳۹۴) نشان دادند که توانایی مدیریت، کیفیت گزارشگری مالی را افزایش می‌دهد. نتایج پژوهش بزرگ اصل و صالح زاده نیز (۱۳۹۴) موید تأثیرگذاری توانایی‌های مدیریتی بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها است.

چن و همکاران (۲۰۱۵) نیز بیان داشته‌اند که حسابرسان حق الزحمه بیشتری از شرکت‌های دارای مدیران ریسک‌پذیرتر دریافت می‌کنند. کریشان و وانگ (۲۰۱۵) نیز این موضوع را بررسی کردند که آیا حسابرسان به عوامل ریسک مرتبط با مدیران صاحبکار واکنش نشان می‌دهند یا خیر؟ نتایج آنها نشان داد که توانایی مدیران تأثیر معناداری بر قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی دارد.

حسابرسان همواره از اطلاعات داخلی شرکت‌ها برای ارزیابی ریسک پروژه حسابرسی استفاده می‌کنند که این اطلاعات در دسترس سایر افراد برون سازمانی قرار دارد. بنابراین حق الزحمه حسابرسی می‌تواند به عنوان شاخصی از اقدامات و فعالیت‌های مدیریتی و اطلاعات درون شرکت

درباره کیفیت گزارشگری مالی باشد (گل و همکاران، ۲۰۱۸). همچنین بنابر «فرضیه ریسک دعوی حقوقی و حق الزحمه حسابرسی» (سیساماران و همکاران، ۲۰۰۲) حق الزحمه حسابرسی با افزایش ریسک دعوی حقوقی، افزایش یافته و با توجه به اینکه با افزایش توانایی مدیریتی، کیفیت گزارشگری مالی افزایش پیدا می‌کند، در نهایت می‌توان بیان نمود که در ادامه ریسک پروژه حسابرسی کاهش یافته و منجر به کاهش حق الزحمه حسابرسی می‌شود. یافته‌های گل و همکاران (۲۰۱۸)، حسنی القار و سدیدی (۱۳۹۶) و دهکردی و حیدری نیز در این راستا می‌باشد. بنابراین با توجه به استدلال‌های بیان شده، فرضیه اول پژوهش به شرح زیر تدوین می‌گردد:

فرضیه اول: بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی رابطه منفی وجود دارد.

۲-۴. تأثیر آشفستگی مالی بر رابطه توانایی مدیریتی و حق الزحمه حسابرسی

در عصری که شرکت‌ها برای بقا در بازارهای رقابتی با چالش‌های فراوانی روبرو هستند، سلامت مالی و شناسایی عواملی که منجر به بحران‌های مالی می‌شوند، از اهمیت به‌سزایی برخوردار می‌باشد (احمدپور و همکاران، ۱۳۹۵). برای تداوم فعالیت شرکت‌ها موانعی وجود دارد که منجر به عدم موفقیت شرکت‌ها می‌گردد. یکی از مشخصه‌های عدم موفقیت و شکست شرکت‌ها، آشفستگی مالی است. آشفستگی مالی شرکت، نشان دهنده نظام راهبری ضعیف شرکت، مانند تصمیمات نامناسب اتخاذ شده توسط مدیریت یا عدم وجود نظارت مناسب بر وضعیت مالی شرکت می‌باشد (فؤاد، ۲۰۱۷).

گوردون (۱۹۷۱) آشفستگی مالی را به عنوان کاهش قدرت سودآوری شرکت تعریف کرده که احتمال توانایی پرداخت بهره و اصل بدهی را کاهش می‌دهد. وی مرحله آشفستگی مالی را مرحله‌ای مابین سلامتی و ورشکستگی کامل می‌داند. به گفته گیلبرت و همکاران (۱۹۹۰) وجود زیان برای بیش از سه سال متوالی، حاکی از آشفستگی مالی شرکت‌هاست و این‌گونه شرکت‌ها با تهدید ورشکستگی مواجه‌اند. دنیس و دنیس (۱۹۹۵) شرکت‌هایی را که بیش از سه سال متوالی زیان داشته‌اند را به عنوان درمانده مالی شناسایی نمودند. وارد و فاستر (۱۹۹۷) کاهش سود تقسیمی بیش از ۴۰ درصد را معیاری برای بحران مالی عنوان کرده‌اند. همچنین اوتچوا (۲۰۰۷) آشفستگی مالی را وضعیتی می‌داند که شرکت برای برآوردن تعهدات مالی، جریان نقد کافی ندارد. طبق استاندارد بین‌المللی حسابرسی^۱ شماره ۹۹، سه وضعیتی که منجر به وقوع تقلب می‌گردند، ۱- انگیزه یا فشار^۲، ۲- فرصت^۳ و ۳- عقلانیت یا نگرش^۴ می‌باشد (گل و همکاران، ۲۰۱۸). از تلاقی این سه وضعیت با عنوان مثلث تقلب^۵ نیز یاد می‌شود.

1. International Standards on Auditing, No 99.

2. Incentive/Pressure

3. Opportunity

4. Rationalization/Attitude

5. Fraud Triangle

آشفستگی مالی شرایطی را برای مدیران فراهم می‌کند تا به صورت فرصت‌طلبانه رفتار نمایند. به باور ولف و هرمانسون (۲۰۰۴)، هنگامی که شرکت‌ها در شرایط آشفستگی مالی قرار می‌گیرند، ویژگی‌ها و توانایی‌های ذاتی مدیریتی به آنها این قابلیت را می‌دهد که فرصت تقلب را شناسایی و پیاده‌سازی نمایند. همچنین آنها بیان می‌کنند که، مدیران دارای سطح بالای توانایی نسبت به سایر مدیران، با استفاده از هوش، تخصص و درک بهتر از شیوه‌های گزارشگری مالی و نقاط ضعف کنترل داخلی شرکت، در موقعیتی بهتر قرار دارند که از فرصت‌های تقلب و از ضعف‌های کنترل داخلی استفاده کنند و دستکاری و تقلب خود را پنهان کنند.

پژوهش بیزلی و همکاران (۲۰۱۰) نیز نشان دادند که به صورت تقریبی در ۹۰ درصد تقلب‌های صورت گرفته در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار نیویورک، مدیرعامل و یا مدیر مالی نقش داشته‌اند. در این راستا، دم‌رجیان و همکاران (۲۰۱۳) نیز نشان دادند که مدیران دارای سطح بالای توانایی، عمل مدیریت سود را بهتر انجام می‌دهند.

چنگ و همکاران (۲۰۱۷) نیز به صورت تجربی نشان دادند، هنگامی که شرکت‌ها در شرایط آشفستگی مالی قرار دارند، مدیران توانا تر می‌توانند اقداماتی را انجام دهند که منافع سهامداران را کاهش دهد. تهدید منافع سهامداران، کیفیت گزارشگری مالی را کاهش پیدا کرده و در نهایت منجر به افزایش ریسک حسابرسی گردد. همچنین به گفته فرانک و ابلوچ (۲۰۱۴)، در شرایط آشفستگی مالی، مدیران توانمندتر، فروش درون سازمانی را افزایش داده و شرایط قرارداد را به منظور افزایش پرداخت‌های خود، دستکاری می‌نمایند.

در راستای هدف دوم پژوهش حاضر، گل و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی تأثیر آشفستگی مالی شرکت‌ها بر رابطه بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نیز نشان داد که اولاً بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی ارتباط منفی وجود دارد و همچنین آشفستگی مالی شرکت‌ها این ارتباط منفی را تضعیف می‌کند.

همانگونه که قبلاً نیز بیان گردید، حق الزحمه حسابرسی می‌تواند به عنوان شاخصی از اقدامات و فعالیت‌های مدیریتی و اطلاعات درون شرکت درباره کیفیت گزارشگری مالی باشد (گل و همکاران، ۲۰۱۸). ادبیات پژوهش نیز نشان دهنده این موضوع است که در شرایط آشفستگی مالی، احتمال انجام رفتارهای فرصت‌طلبانه توسط مدیران توانمندتر افزایش می‌یابد که این اقدامات در نهایت می‌تواند منجر به کاهش کیفیت گزارشگری مالی گردد. با کاهش کیفیت گزارشگری مالی، ریسک برآوردی حسابرسان درباره شرکت افزایش یافته و منجر به افزایش حق الزحمه حسابرسی می‌گردد. در نتیجه هنگامی که شرکت‌ها در شرایط آشفستگی مالی قرار می‌گیرند، با توجه به افزایش احتمال رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیریت، رابطه بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی تضعیف می‌گردد. بنابراین با توجه به مبانی نظری و تجربی، فرضیه دوم پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه دوم: آشفستگی مالی شرکت‌ها موجب کاهش تأثیر منفی توانایی مدیریت بر حق الزحمه

حسابرسی می‌شود.

۳. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، پژوهشی کاربردی و از نظر شیوه گردآوری داده‌ها از نوع نیمه تجربی پس رویدادی است که با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره و الگوهای اقتصادسنجی انجام شده است. جامعه آماری مورد مطالعه در این پژوهش را شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۵ تشکیل می‌دهند. نمونه انتخابی این پژوهش نیز شرکت‌هایی هستند که مجموعه شرایط زیر را دارا باشند:

- قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرش شده باشند؛
 - سال مالی شرکت‌ها طی دوره زمانی پژوهش تغییر نکرده باشد؛
 - از شرکت‌های بیمه، سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و لیزینگ نباشد (شرکت‌های سرمایه‌گذاری به علت تفاوت ماهیت فعالیت با بقیه شرکت‌ها در جامعه آماری منظور نشدند).
 - داده‌های مورد نیاز برای پژوهش را در گزارش‌های مالی خود منتشر کرده باشند (بویژه اطلاعات مرتبط با حق الزحمه حسابرسی منتشر کرده باشند. زیرا بسیاری از شرکت‌ها به دلیل کم اهمیت بودن، این هزینه را به صورت جداگانه افشا نمی‌کنند).
- پس از اعمال محدودیت‌های فوق تعداد ۷۸ شرکت (۴۶۸ سال - شرکت) به عنوان نمونه آماری پژوهش انتخاب شدند. داده‌های مورد نیاز شرکت‌های منتخب با مراجعه به صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی همراه صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران موجود در سامانه کدال، پایگاه اینترنتی بورس اوراق بهادار و نیز از نرم‌افزار ره‌آورد نوین نسخه ۳ استخراج گردید. برای انجام آزمون فرضیه‌های پژوهش از نرم افزارهای اکسل، ایویوز نسخه ۱۰ و استاتا نسخه ۱۴ استفاده شده است.

۳-۱. مدل آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه اول از مدل (۱) و برای آزمون فرضیه دوم از مدل (۲) استفاده شده است. این مدل‌ها در پژوهش‌های گل و همکاران (۲۰۱۸)، ایمانی بزندق و همکاران (۱۳۹۷) و حساس یگانه و همکاران (۱۳۹۵) بکار گرفته شده است.

مدل (۱)

$$\begin{aligned} \text{LnAUDIT}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{MGR_ABILITY}_{i,t} + \beta_2 \text{C_EXP}_{i,t} + \beta_3 \text{C_SIZE}_{i,t} + \beta_4 \text{TA}_{i,t} \\ & + \beta_5 \text{S_GROWTH}_{i,t} + \beta_6 \text{LEV}_{i,t} + \beta_7 \text{ROA}_{i,t} + \beta_8 \text{NEG_ROA}_{i,t} \\ & + \beta_9 \text{AR_INV}_{i,t} + \beta_{10} \text{RESTATE}_{i,t} + \beta_{11} \text{INITIAL}_{i,t} \\ & + \beta_{12} \text{AUDITOR_TYPE}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

مدل (۲)

$$\begin{aligned} \text{LnAUDIT}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{MGR_ABILITY}_{i,t} + \beta_2 \text{DISTRESS}_{i,t} \\ & + \beta_3 \text{MGR_ABILITY} \times \text{DISTRESS}_{i,t} + \beta_4 \text{C_EXP}_{i,t} + \beta_5 \text{C_SIZE}_{i,t} \\ & + \beta_6 \text{TA}_{i,t} + \beta_7 \text{S_GROWTH}_{i,t} + \beta_8 \text{LEV}_{i,t} + \beta_9 \text{ROA}_{i,t} \\ & + \beta_{10} \text{NEG_ROA}_{i,t} + \beta_{11} \text{AR_INV}_{i,t} + \beta_{12} \text{RESTATE}_{i,t} \\ & + \beta_{13} \text{INITIAL}_{i,t} + \beta_{14} \text{AUDITOR_TYPE}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

جدول ۱ متغیرهای مدل را تشریح و نحوه اندازه‌گیری آنها را بیان کرده است.

جدول (۱) متغیرهای پژوهش

| نام متغیر نحوه اندازه‌گیری | نماد متغیر | نوع متغیر |
|-------------------------------|--------------|-----------|
| حق الزحمه حسابرسی | LnAUDIT | وابسته |
| توانایی مدیریت | MGR_ ABILITY | مستقل |
| آشفتگی مالی | DISTRESS | تعدیلگر |
| تخصیص کمیته حسابرسی | C_EXP | کنترلی |
| اندازه کمیته حسابرسی | C_SIZE | کنترلی |
| دارایی‌ها | TA | کنترلی |
| میزان رشد فروش | S_GROWTH | کنترلی |
| اهرم مالی | LEV | کنترلی |

| | | | |
|--|--------|--------------|--------------------------------|
| نسبت سود قبل از ارقام غیرعادی تقسیم بر جمع دارایی‌ها | کنترلی | ROA | بازده دارایی‌ها |
| اگر بازده دارایی‌ها منفی باشد عدد ۱ می‌گیرد و در غیر این صورت صفر است. | کنترلی | NEG_ROA | شاخص بازده دارایی‌ها |
| جمع موجودی کالا و حساب‌های دریافتی تقسیم بر جمع دارایی‌ها | کنترلی | AR_INV | موجودی کالا و حساب‌های دریافتی |
| اگر شرکت تجدید ارائه صورت‌های مالی داشته باشد ۱ در نظر گرفته می‌شود و در غیر این صورت صفر است. | کنترلی | RESTATE | تجدید ارائه صورت‌های مالی |
| اگر اولین سالی باشد که حسابرس، واحد مورد رسیدگی را بررسی می‌کند، عدد ۱ منظور می‌شود و در غیر این صورت صفر است. | کنترلی | INITIAL | اولین دوره حسابرسی |
| اگر حسابرس شرکت، سازمان حسابرسی باشد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد صفر | کنترلی | AUDITOR_TYPE | نوع حسابرس |

نحوه اندازه‌گیری توانایی مدیریت

به منظور سنجش توانایی مدیریت از الگوی ارائه شده توسط دمرجیان و همکاران (۲۰۱۳) استفاده شده است. سنجش توانایی مدیران با استفاده از این الگو در دو گام صورت می‌گیرد. در گام اول، کارایی شرکت با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها ۱ و با در نظر گرفتن بهای تمام شده کالای فروش رفته ۲، هزینه‌های اداری، عمومی و فروش ۳، دارایی‌های ثابت مشهود ۴، اجاره عملیاتی ۵، مخارج تحقیق و توسعه ۶ و دارایی‌های نامشهود به عنوان متغیرهای ورودی و فروش به عنوان متغیر خروجی سنجیده می‌شود. روش تحلیل پوششی داده‌ها یک مرز کارایی را برای شرکت‌ها فراهم می‌کند.

عدد و اندازه کارایی که روش تحلیل پوششی داده‌ها برای شرکت‌ها ایجاد می‌کند، یک عدد بین صفر و یک است. شرکت‌هایی با نمره کارایی یک، شرکت‌هایی هستند که بسیار کارا بوده و شرکت‌هایی که امتیاز کارایی آن‌ها کمتر از یک است، زیر مرز کارایی قرار دارند و باید با کاهش هزینه‌ها یا با افزایش درآمدها به مرز کارایی برسند. با توجه به عدم افشای مناسب مخارج تحقیق و توسعه برای شرکت‌های ایرانی این متغیر از مدل زیر کنار گذاشته شده است. همچنین به منظور جلوگیری از اثر مضاعف، مبلغ اجاره عملیاتی از هزینه‌های اداری، عمومی و فروش کسر گردیده است.

برای سنجش کارایی شرکت‌ها از رابطه (۱) استفاده می‌شود.

1. Data Envelopment Analysis
2. Cost of Goods Sold
3. Sale, General and Administration
4. Property, Plant and Equipment
5. Operating Lease
6. Research and Development

رابطه (۱):

$$\text{Max}_{i,t} = \frac{\text{Sale}}{\beta_1 \text{CGS}_{i,t} + \beta_2 \text{SG\&A}_{i,t} + \beta_3 \text{PPE}_{i,t} + \beta_4 \text{OpsLease}_{i,t} + \beta_5 \text{Intan}_{i,t}}$$

که در رابطه (۱):

$\text{Max}_{i,t}$: اندازه کارایی شرکت i در دوره t .

$\text{Sale}_{i,t}$: فروش شرکت i در دوره t .

$\text{CGS}_{i,t}$: بهای تمام شده کالای فروش رفته شرکت i در دوره t .

$\text{SG\&A}_{i,t}$: هزینه‌های اداری، عمومی و فروش شرکت i در دوره t .

$\text{OpsLease}_{i,t}$: اجاره عملیاتی شرکت i در دوره t .

$\text{Intan}_{i,t}$: دارایی‌های نامشهود شرکت i در دوره t .

کارایی محاسبه شده شرکت‌ها متأثر از دو عامل ویژگی‌های شرکت و توانایی مدیران است. بنابراین باید این دو عامل از یکدیگر تفکیک گردند. در این راستا، در گام نخست، از رگرسیون استفاده می‌شود که ارتباط کارایی شرکت‌ها را با ویژگی‌های شرکتی نشان می‌دهد. این رگرسیون در مدل (۳) نشان داده شده است.

مدل (۳):

$$\text{Firm Efficiency}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{LN(Total Assets)}_{i,t} + \beta_2 \text{Market Share}_{i,t} + \beta_3 \text{FreeCash Flow}_{i,t} + \beta_4 \text{LN(Age)}_{i,t} + \beta_5 \text{Foreign Currency Indicator}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

پسماندهای باقیمانده حاصل از مدل (۳)، نشان‌دهنده امتیاز توانایی مدیر هر شرکت است.

در مدل (۳):

$\text{LN(Total Assets)}_{i,t}$: اندازه شرکت i در دوره t و برابر است با لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های شرکت.

$\text{Market Share}_{i,t}$: سهم از بازار شرکت i در دوره t و برابر است با فروش شرکت تقسیم بر فروش صنعت.

$\text{FreeCash Flow}_{i,t}$: جریان وجه نقد آزاد شرکت i در دوره t و برابر است با (هزینه بهره پرداختی - مالیات

پرداختی - سود عملیاتی قبل از استهلاک - سود سهام پرداختنی) تقسیم بر جمع دارایی‌های شرکت.

$\text{LN(Age)}_{i,t}$: عمر شرکت i در دوره t و برابر است با لگاریتم طبیعی تعداد سال‌های پس از تأسیس شرکت.

$\text{Foreign Currency Indicator}_{i,t}$: فروش خارجی شرکت i در دوره t و این متغیر مجازی است.

چنانچه شرکت مورد نظر صادرات داشته باشد، مقدار این متغیر برابر یک و در غیر این صورت صفر خواهد بود.

نحوه اندازه‌گیری آشفستگی مالی

آشفستگی مالی بیانگر متغیر دو وجهی است. اگر شرکت طبق مدل پورحیدری و کوپائی حاجی (۱۳۸۹) در شرایط آشفستگی مالی قرار داشته باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر خواهد بود. مدل پورحیدری و کوپائی حاجی (۱۳۸۹) به شرح زیر می‌باشد:

رابطه (۲):

$$P = 3/20784 K1 + 1/80384 K2 + 1/61363 K3 + 0/50094 K4 \\ + 0/16903 K5 - 0/39709 K6 - 0/12505 K7 + 0/33849 K8 \\ + 1/42363 K9$$

که در آن:

P، آشفته‌گی مالی شرکت؛ K1، نسبت سود عملیاتی به داراییها؛ K2، نسبت سود انباشته به داراییها؛ K3، نسبت سرمایه در گردش به داراییها؛ K4، نسبت حقوق صاحبان سهام به بدهی‌ها؛ K5، نسبت سود قبل از بهره و مالیات به فروش؛ K6، نسبت دارایی‌های جاری به بدهی‌های جاری؛ K7، نسبت سود خالص به فروش؛ K8، نسبت بدهیها به داراییها و K9، اندازه شرکت می‌باشد. همچنین از قدرمطلق مقادیر خطا به عنوان جانشین کیفیت سود شرکت‌ها استفاده می‌گردد. نقطه تمییز شرکت‌های دارای آشفته‌گی مالی از شرکت‌های فاقد آشفته‌گی مالی در این مدل عدد ۱۵/۸۹۰۷ است. اگر مقدار P به دست آمده برای هر شرکت کمتر از نقطه تمییز (عدد ۱۵/۸۹۰۷) باشد، آن‌گاه شرکت مورد نظر به عنوان شرکت دارای احتمال آشفته‌گی مالی دسته‌بندی می‌گردد.

۲-۲-۳. تبیین ارتباط متغیرهای کنترلی و حق الزحمه حسابرسی

شایان ذکر است که متغیرهای کنترلی این پژوهش در سه گروه ویژگی‌های کمیته حسابرسی، ویژگی‌های صاحبکار و ریسک فرایند حسابرسی به‌صورت زیر تبیین می‌شوند:

ویژگی‌های کمیته حسابرسی: تخصص مالی (C_EXP) و اندازه کمیته حسابرسی (C_SIZE)، در این بحث دو متغیر کنترلی در نظر گرفته شده‌اند؛ زیرا اعضای کمیته حسابرسی که دارای تخصص مالی هستند، هنگام بحث یا مذاکره درباره موضوع‌های حسابرسی یا درباره دامنه حسابرسی، از حساب‌رسان مستقل حمایت بیشتری می‌کنند. چنین تخصص‌هایی موجب می‌شود اعضای کمیته حسابرسی درک بهتری از موضوع‌های حسابرسی، ریسک و روش‌های حسابرسی‌ای که حساب‌رسان برای مواجهه با این ریسک‌ها پیشنهاد می‌کنند، داشته باشند. از این رو تخصص کمیته حسابرسی به گسترش دامنه حسابرسی و در نهایت افزایش حق الزحمه حسابرسی منجر می‌شود (ابوت و همکاران، ۲۰۰۳). همچنین نتیجه مطالعات در ارتباط با اندازه کمیته حسابرسی، نشان می‌دهد احتمال افزایش نفوذ در سازمان و درخواست برای حسابرسی باکیفیت برای کمیته حسابرسی بزرگ‌تر، بیشتر است (کالبرز و فوگارتی، ۱۹۹۳) و می‌تواند به افزایش حق الزحمه حسابرسی منجر شود. یافته‌های وافیز و ویگلین (۲۰۰۷)، گودوین و کنت (۲۰۰۶) نیز این موضوع را تأیید می‌کند.

ویژگی‌های صاحبکار: در این گروه متغیرهای کنترلی، پیچیدگی محیط فعالیت صاحبکار و ریسک ذاتی و تجاری آن بررسی می‌شوند. پیچیدگی زیاد محیط تجاری صاحبکار به پیچیدگی

فرایند حسابرسی (در نتیجه حق الزحمه حسابرسی) منجر می‌شود (سن کاراگورو سومی و ویسنات، ۲۰۰۴). این وضعیت به احتمال زیاد برای شرکت‌های بزرگ از لحاظ اندازه دارایی‌ها (TA) و رشد فروش (S_GROWTH)، پیچیده‌تر می‌شود. همچنین بر اساس یافته‌های نیکبخت و تنانی (۱۳۸۹) اندازه شرکت، پیچیدگی عملیات شرکت، نوع مؤسسه حسابرسی و تورم، ارتباط معناداری با حق الزحمه حسابرسی دارند. در زمینه متغیرهای مرتبط با ریسک ذاتی و تجاری صاحبکار باید گفت که ریسک حسابرسی در شرکت‌های دارای ریسک بالا، افزایش می‌یابد و به افزایش حق الزحمه حسابرسی منجر می‌شود. در ضمن شرکت‌های دارای اهرم مالی بالا (LEV)، نسبت‌های سودآوری (ROA) کم و بازده منفی دارایی‌ها (NEG_ROA)، احتمالاً ریسک نقدینگی زیادی دارند که در نهایت به افزایش حق الزحمه حسابرسی می‌انجامد. همچنین موجودی کالا، ریسک معیوب شدن و حساب‌های دریافتی، ریسک عدم وصول را به همراه دارند. از این رو نسبت بالای (AR_INV) آن‌ها نشان‌دهنده ریسک زیاد است که در نهایت آن نیز موجب حق الزحمه حسابرسی بیشتر می‌شود (لی و همکاران، ۲۰۱۵).

ریسک فرایند حسابرسی: این ریسک، از متغیرهای مهم دیگر است که باید به گونه‌ای کنترل شود. تجدید ارائه صورت‌های مالی (RESTATE) اولین دوره حسابرسی (INITIAL) در این راستا قرار دارند. لی، لی و سامی (۲۰۱۵)، بیان کردند که تجدید ارائه بیشتر صورت‌های مالی و تأخیر زیاد در گزارشگری مالی، احتمالاً به دلیل پیچیدگی زیاد فرایند حسابرسی یا وجود مشکلات پیش‌بینی نشده توسط حسابرس یا عدم توافق حسابرس و صاحبکار است که به افزایش حق الزحمه حسابرسی دامن می‌زند. در ارتباط با اولین دوره حسابرسی، سن کاراگوروسومی و ویسنات (۲۰۰۴) اشاره می‌کنند که ممکن است، به منظور افزایش احتمال جذب و پذیرش صاحبکار، در اولین دوره حسابرسی به صاحبکار در حق الزحمه حسابرسی تخفیف داده شود. بنابراین می‌توان انتظار وجود ارتباط منفی بین اولین دوره حسابرسی و حق الزحمه حسابرسی را داشت.

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. آمار توصیفی داده‌ها

ویژگی‌های کلی متغیرهای کمی پژوهش در جدول ۲ به نمایش درآمده است. در ۴۶۸ مشاهده پژوهش، میانگین و میانه لگاریتم طبیعی حق الزحمه حسابرسی به ترتیب برابر با ۶/۷۵۷۲ و ۶/۷۴۴۷ به دست آمده که نشان‌دهنده چولگی خفیف پراکندگی توزیع این متغیر است. میانگین و میانه متغیر توانایی مدیریت، به ترتیب برابر با ۰/۰۰۲۸ و ۰/۰۶۵۴ است و از آنجائی که مقدار میانه بیشتر از مقدار میانگین است، نشان‌دهنده این موضوع است که توزیع این متغیر چوله به چپ می‌باشد. بیشترین مقدار متغیر تخصص کمیته حسابرسی برابر با ۱/۰۰۰۰ می‌باشد. این عدد بدین مفهوم می‌باشد که در برخی از مشاهدات تمام اعضای کمیته حسابرسی دارای تخصص مالی و حسابداری بوده‌اند. در شرکت‌های نمونه، بیشترین تعداد اعضای کمیته حسابرسی ۵ و

کمترین آن ۳ نفر است. حداقل متغیر میزان رشد فروش مشاهده شده (۰/۰۸۵۹-) گویای آن است که در بین شرکت‌های نمونه، شرکت‌هایی وجود داشته است که در سال جاری نسبت به سال قبل کاهش فروش داشته‌اند. همچنین حداقل متغیر بازده دارایی‌ها (۰/۰۹۹۳-) گویای وجود شرکت‌های زیان‌ده در نمونه است.

جدول (۲) آمار توصیفی متغیرهای کمی پژوهش

| نام متغیر | نماد متغیر | میانگین | میانه | بیشترین | کمترین | انحراف | تعداد |
|---------------------------------------|-------------|----------|----------|---------|----------|---------|-------|
| حق الزحمه حسابرسی | LnAUDIT | ۶/۷۵۷۲ | ۶/۷۴۴۷ | ۹/۵۰۸۴ | ۴/۶۷۸۰ | ۰/۷۶۰۸ | ۴۶۸ |
| حق الزحمه حسابرسی (بدون لگاریتم‌گیری) | AUDIT | ۱۰۶۴/۲۳۵ | ۸۴۹/۵ | ۳۱۲۷/۲ | ۲۶۴/۸ | ۷۴۶/۵۵۸ | ۴۶۸ |
| توانایی مدیریت | MGR_ABILITY | ۰/۰۰۲۸ | ۰/۰۶۵۴ | ۰/۴۷۵۷ | ۰-/۷۰۵۰ | ۰/۲۶۰۱ | ۴۶۸ |
| تخصص کمیته حسابرسی | C_EXP | ۰/۷۵۹۱ | ۰/۶۶۶۷ | ۱/۰۰۰۰ | ۰/۳۳۳۳ | ۰/۲۶۰۵ | ۴۶۸ |
| اندازه کمیته حسابرسی | C_SIZE | ۳/۰۶۰۰ | ۳/۰۰۰۰ | ۵/۰۰۰۰ | ۱/۰۰۰۰ | ۰/۳۶۹۹ | ۴۶۸ |
| دارایی‌ها | TA | ۱۳/۵۵۵۸ | ۱۳/۶۳۱۱ | ۱۶/۹۸۲۷ | ۱۰/۱۶۶۵ | ۱/۰۸۸۱ | ۴۶۸ |
| دارایی‌ه (بدون لگاریتم‌گیری) | size | ۱۱۹۵۴۹۸ | ۸۳۱۵۵۸/۵ | ۴۹۹۳۹۹۸ | ۱۰۶۲۴۵/۸ | ۱۱۹۸۷۶۶ | ۴۶۸ |
| میزان رشد فروش | S_GROWTH | ۰/۱۵۰۵ | ۰/۱۲۷۴ | ۰/۴۶۹۳ | ۰-/۰۸۵۹ | ۰/۱۴۳۳ | ۴۶۸ |
| اهرم مالی | LEV | ۰/۵۹۰۰ | ۰/۶۰۲۰ | ۰/۹۳۴۷ | ۰/۲۵۸۷ | ۰/۱۸۴۸ | ۴۶۸ |
| بازده دارایی‌ها | ROA | ۰/۱۱۰۲ | ۰/۰۹۴۷ | ۰/۳۷۶۱ | ۰-/۰۹۹۳ | ۰/۱۲۲۳ | ۴۶۸ |
| موجودی کالا و حساب‌های دریافتی | AR_INV | ۰/۲۴۷۵ | ۰/۲۲۵۱ | ۰/۷۰۲۵ | ۰/۰۷۱۶ | ۰/۱۳۴۷ | ۴۶۸ |

جدول ۳ آمار توصیفی متغیرهای کیفی (دارای دو ارزش صفر و یک) را نشان می‌دهد. به‌طور کلی در ۶۲ مشاهده، شرکت‌ها دچار آشفته‌گی مالی بوده‌اند که برابر با ۱۱/۳۹ درصد کل مشاهدات است. همچنین در ۲۲۳ مشاهده، کمیته حسابرسی حداقل دارای یک متخصص مالی (دارای مدرک دانشگاهی یا مدرک حرفه‌ای داخلی یا معتبر بین‌المللی در امور مالی، حسابداری، حسابرسی، مدیریت مالی، اقتصاد، سایر رشته‌های مدیریت با گرایش مالی یا اقتصادی) بوده است. شرکت‌های نمونه در حدود ۷۰ درصد مشاهدات، صورت‌های مالی خود را تجدید ارائه کرده‌اند. همچنین در ۱۱۷ مشاهده (حدود یک چهارم مشاهدات)، حسابررس شرکت، اولین سالی بوده که مسئولیت حسابرسی را بر عهده داشته است. همچنین تقریباً در ۶۰ درصد مشاهدات، حسابررس شرکت‌ها، سازمان حسابرسی بوده است.

جدول (۳) آمار توصیفی متغیرهای کیفی پژوهش

| نام متغیر | | نماد متغیر | | وجود | | عدم وجود | | جمع | |
|---------------------------|--|--------------|--|-------|-------|----------|-------|------|-------|
| | | | | درصد | تعداد | درصد | تعداد | درصد | تعداد |
| آشفته‌گی مالی | | DISTRESS | | ۱۳/۲۴ | ۶۲ | ۸۶/۷۵ | ۴۰۶ | ۴۶۸ | ۱۰۰ |
| شاخص بازده دارایی‌ها | | NEG_ROA | | ۲۸/۲۶ | ۱۲۳ | ۷۱/۷۳ | ۳۴۵ | ۴۶۸ | ۱۰۰ |
| تجدید ارائه صورت‌های مالی | | RESTATE | | ۷۰/۷۳ | ۳۳۱ | ۲۹/۲۷ | ۱۳۷ | ۴۶۸ | ۱۰۰ |
| اولین دوره حسابرسی | | INITIAL | | ۲۵/۰۰ | ۱۱۷ | ۷۵/۰۰ | ۳۵۱ | ۴۶۸ | ۱۰۰ |
| نوع حسابرس | | AUDITOR_TYPE | | ۵۸/۹۷ | ۲۷۶ | ۴۱/۰۳ | ۱۹۲ | ۴۶۸ | ۱۰۰ |

۴-۲. آزمون همبستگی بین متغیرهای پژوهش

شدت وابستگی دو متغیر به یکدیگر را همبستگی می‌نامند. هدف روش‌های همبستگی بررسی میزان رابطه بین دو یا چند متغیر است. همبستگی بیانگر شدت وابستگی دو متغیر و جهت وابستگی آنها است. برای آزمون همبستگی بین متغیرهای توضیحی پژوهش و متغیر وابسته، ماتریس (جدول) همبستگی تهیه شده است. چنانچه یکی از متغیرهای توضیحی با متغیر وابسته همبستگی بسیار ضعیفی داشته باشد، می‌تواند از مدل کنار گذاشته شود یا جایگزینی برای آن مشخص شود. نتایج این آزمون در جدول (۴) نشان داده شده است. این جدول نشان می‌دهد که بین متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته، همبستگی قابل قبول و معناداری وجود دارد. چون مقدار احتمال به دست آمده برای متغیرها کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد.

جدول (۴) آزمون همبستگی متغیرهای پژوهش

| INITIAL | RESTATE | AR_INV | NEG_ROA | ROA | LEV | S_GROWTH | TA | C_SIZE | C_EXP | DISTRESS | MGR_ABILITY | LnAUDIT | |
|---------|---------|--------|---------|-------|-------|----------|-------|--------|-------|----------|-------------|---------|-------------|
| | | | | | | | | | | | | ۱,۰۰ | LnAUDIT |
| | | | | | | | | | | | | --- | |
| | | | | | | | | | | | ۱,۰۰ | -۰,۰۳ | MGR_ABILITY |
| | | | | | | | | | | | --- | ۰,۰۰ | |
| | | | | | | | | | | ۱,۰۰ | ۰,۰۳ | ۰,۲۷ | DISTRESS |
| | | | | | | | | | | --- | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | |
| | | | | | | | | | ۱,۰۰ | -۰,۰۴ | ۰,۰۰ | -۰,۰۴ | C_EXP |
| | | | | | | | | | --- | ۰,۰۰ | ۰,۰۱ | ۰,۰۱ | |
| | | | | | | | | ۱,۰۰ | ۰,۰۰ | -۰,۱۱ | ۰,۰۱ | -۰,۰۷ | C_SIZE |
| | | | | | | | | --- | ۰,۰۰ | ۰,۰۱ | ۰,۰۱ | ۰,۰۳ | |
| | | | | | | | ۱,۰۰ | -۰,۰۱ | -۰,۰۳ | ۰,۲۵ | -۰,۲۴ | ۰,۶۰ | TA |
| | | | | | | | --- | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | |
| | | | | | | ۱,۰۰ | ۰,۰۴ | ۰,۱۹ | -۰,۰۲ | -۰,۳۵ | -۰,۱۸ | -۰,۰۷ | S_GROWTH |
| | | | | | | --- | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۷۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۲ | |
| | | | | | ۱,۰۰ | -۰,۲۹ | ۰,۱۳ | -۰,۱۳ | ۰,۰۶ | ۰,۵۵ | -۰,۰۸ | ۰,۲۰ | LEV |
| | | | | | --- | ۰,۰۰ | ۰,۰۲ | ۰,۰۲ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | |
| | | | | ۱,۰۰ | -۰,۷۵ | ۰,۵۹ | ۰,۰۲ | ۰,۱۵ | -۰,۰۷ | -۰,۵۶ | -۰,۱۰ | -۰,۱۲ | ROA |
| | | | | --- | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۱ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۴ | |
| | | | ۱,۰۰ | -۰,۳۶ | ۰,۴۲ | -۰,۱۶ | ۰,۰۱ | ۰,۰۱ | ۰,۰۸ | ۰,۱۷ | ۰,۰۰ | ۰,۰۲ | NEG_ROA |
| | | | --- | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۱ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | |
| | | ۱,۰۰ | -۰,۰۸ | -۰,۰۲ | -۰,۰۳ | -۰,۰۸ | -۰,۱۷ | -۰,۰۸ | -۰,۰۵ | -۰,۱۳ | -۰,۱۹ | -۰,۰۴ | AR_INV |
| | | --- | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۲ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۳ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | |
| | ۱,۰۰ | -۰,۰۹ | ۰,۰۷ | ۰,۰۴ | -۰,۰۲ | ۰,۰۷ | -۰,۰۲ | ۰,۱۵ | ۰,۱۷ | ۰,۰۴ | -۰,۰۱ | -۰,۰۶ | RESTATE |
| | --- | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۱ | ۰,۰۱ | ۰,۰۳ | ۰,۰۰ | ۰,۰۱ | ۰,۰۰ | ۰,۰۱ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | |
| ۱,۰۰ | ۰,۰۴ | -۰,۰۷ | -۰,۰۴ | -۰,۰۳ | -۰,۰۷ | ۰,۰۴ | -۰,۱۲ | -۰,۰۹ | ۰,۰۳ | -۰,۰۲ | ۰,۰۱ | -۰,۱۵ | INITIAL |
| --- | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۰ | ۰,۰۴ | ۰,۰۰ | ۰,۰۱ | ۰,۰۰ | ۰,۰۱ | ۰,۰۱ | |

۳-۴. آزمون استنباطی

۳-۴-۱. آزمون مانایی و هم خطی متغیرها

یکی از فرض‌های اولیه مدل‌های رگرسیون چند متغیره، عدم وجود همبستگی خطی بین متغیرهای توضیحی است که برای بررسی آن، آزمون عامل تورم واریانس و برای پایایی، آزمون لوین، لین و چو اجرا شده است (جدول ۵). ستون VIF در جدول ۵ نتایج بررسی هم خطی بین

متغیرهای توضیحی پژوهش را نشان می‌دهد. به‌طور کلی چنانچه مقدار عامل تورم واریانس برای هر یک از ضرایب کمتر از ۱۰ باشد، می‌توان از مشکل هم‌خطی چشم‌پوشی کرد (بنی‌مهد و همکاران، ۱۳۹۵). نتایج این آزمون نشان می‌دهد که بین متغیرهای توضیحی هم‌خطی شدیدی وجود ندارد. با توجه به نتایج آزمون لوین، لین و چو، چون مقدار احتمال آماره LLC برای تمام متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است، می‌توان گفت متغیرهای بررسی شده طی دوره پژوهش در سطح پایا بوده و استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. علاوه بر این، برای بررسی هم‌انباشتگی از آزمون کائو^۱ استفاده شده که نتیجه آن در جدول ۶ درج شده است.

جدول (۵) آزمون لوین، لین و چو و آزمون هم‌خطی

| نام متغیر | نماد متغیر | تعداد وقفه | LLC | P-value | VIF |
|---------------------------------|--------------|-------------------|---------|---------|--------------|
| حق الزحمه حسابرسی | LnAUDIT | (I ₀) | ۲۲-۳۷۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | متغیر وابسته |
| توانایی مدیریت | MGR_ABILITY | (I ₀) | ۱-۹۰۱۴ | ۰/۰۰۰۰ | ۱/۰۸۷۳ |
| آشفتگی مالی | DISTRESS | (I ₀) | ۶-۷۰۱۳ | ۰/۰۰۰۰ | ۱/۰۲۲۷ |
| تخصص کمیته حسابرسی | C_EXP | (I ₀) | ۴-۴۰۱۴ | ۰/۰۰۰۰ | ۱/۰۹۹۶ |
| اندازه کمیته حسابرسی | C_SIZE | (I ₀) | ۵-۱۰۱۴ | ۰/۰۰۰۰ | ۱/۱۴۳۱ |
| دارایی‌ها | TA | (I ₀) | ۲-۴۰۱۴ | ۰/۰۰۰۰ | ۱/۱۶۰۴ |
| میزان رشد فروش | S_GROWTH | (I ₀) | ۳-۴۰۱۲ | ۰/۰۰۰۰ | ۱/۲۳۴۲ |
| اهرم مالی | LEV | (I ₀) | ۱۰-۰۷۹۸ | ۰/۰۰۰۰ | ۱/۱۲۲۹ |
| بازده دارایی‌ها | ROA | (I ₀) | ۲-۳۳۸۸ | ۰/۰۰۸۵ | ۱/۰۶۷۴ |
| شاخص بازده دارایی‌ها | NEG_ROA | (I ₀) | ۳-۳۴۵۲ | ۰/۰۰۰۰ | ۱/۵۱۳۰ |
| موجودی کالا و حساب‌های دریافتنی | AR_INV | (I ₀) | ۱-۸۱۴۲ | ۰/۰۰۰۰ | ۱/۴۱۵۱ |
| تجدید ارائه صورت‌های مالی | RESTATE | (I ₀) | ۱-۴۲۱۵ | ۰/۰۰۰۰ | ۲/۱۲۳۳ |
| اولین دوره حسابرسی | INITIAL | (I ₀) | ۱-۱۵۲۳ | ۰/۰۰۰۰ | ۱/۱۲۳۶ |
| نوع حسابرس | AUDITOR_TYPE | (I ₀) | ۳-۶۹۶۷ | ۰/۰۰۰۰ | ۲/۱۸۲۴ |

1. Kao Test

جدول (۶) آزمون هم‌انباشتگی داده‌های ترکیبی

| احتمال | آماره t | مدل |
|--------|---------|-------|
| ۰/۰۰۰۰ | ۹-۲۹۹۲ | مدل ۱ |
| ۰/۰۰۰۰ | ۶-۲۶۳۵ | مدل ۲ |

از آنجا که سطح احتمال به‌دست‌آمده در جدول ۶، کمتر از ۰/۰۵ است، فرض صفر این آزمون تأیید نمی‌شود؛ به این معنا که ترکیب خطی متغیرها هم‌انباشتگی دارد.

۴-۴. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

۴-۴-۱. آزمون فرضیه اول پژوهش

برای بررسی رابطه بین توانایی مدیریت و حق‌الزحمه حسابرسی، مدل (۱) برآورد شد که نتایج آن در جدول ۶ ارائه شده است. قبل از برآورد مدل (۱) آزمون‌های پیش فرض رگرسیون انجام گردیده که نتایج آن در ادامه گزارش می‌گردد.

آزمون ناهمسانی واریانس: برای بررسی شرط عدم ناهمسانی واریانس از آزمون LR استفاده شده است که نتایج آن در جدول ۷ ارائه شده است. از آنجا که مقدار معناداری آماره این آزمون برابر با ۰/۰۰۰۰ می‌باشد، بنابراین نتایج این آزمون بیانگر وجود مشکل ناهمسانی واریانس می‌باشد و برای برطرف کردن این مشکل، باید مدل به روش حداقل مربعات تعمیم یافته^۱ برآورد گردد. به منظور برآورد مدل (۱)، برای آن که بتوان مشخص نمود که استفاده از روش داده‌های تلفیقی در مقابل داده‌های تابلویی در برآورد مدل مورد نظر کارآمد خواهد بود یا خیر، از آزمون چاو^۲ و در صورت تأیید استفاده از روش داده‌های تابلویی، به منظور این که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) جهت برآورد مناسبتر است، از آزمون هاسمن^۳ استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۶ ارائه شده است. نتایج این آزمون‌ها نشان داد که استفاده از نوع داده‌های تابلویی و اثرات ثابت بهترین نتایج را ارائه می‌کند.

آزمون عدم وجود خود همبستگی مرتبه اول: به منظور بررسی استقلال خطاها از یکدیگر از آزمون دوربین-واتسون^۴ استفاده شده، که نتایج مربوط نشان می‌دهد که آماره دوربین - واتسون در مدل (۱) بین ۱/۵ تا ۲/۵ می‌باشد. بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که بین جملات خطا، مشکل خودهمبستگی مرتبه اول وجود ندارد. نتایج آزمون مذکور در جدول ۷، ارائه شده است.

آزمون نرمال بودن جملات خطا (پسماند): به منظور سنجش نرمال بودن خطای پسماند، آزمون جارجیو-برا^{۱۱} (۱۹۸۱) استفاده شده است. در صورتی که پسماندها به صورت نرمال توزیع

1. GLS

2. Chow

3. Hausman

4. Dorbin Watson

شده باشد، آماره آزمون مزبور، معنادار نخواهد بود. از آن جا که مقدار آماره جاکو-برا (۱۹۸۱) برابر با ۶/۲۸۷۴ و احتمال آن برابر با ۰/۴۳۱۲ می باشد و با توجه به این که سطح معناداری این آزمون، بزرگتر از ۰/۰۵ می باشد، در نتیجه نرمال بودن توزیع جملات خطا در مدل (۱) پذیرفته می شود. نتایج این آزمون در جدول ۷ ارائه شده است.

ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده برای مدل (۱) به ترتیب برابر با ۰/۸۵۳۶ و ۰/۸۴۵۱ به دست آمد، بنابراین می توان نتیجه گرفت که در مدل پژوهش، حدود ۸۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته (حق الزحمه حسابرسی) توسط متغیرهای توضیحی مدل (۱) تبیین می شوند. معناداری آماره F با مقدار ۰/۰۰۰۰ بیان کننده معناداری کل مدل (۱) است.

برای آزمون فرضیه اول به نتایج آماره های مرتبط با متغیر توانایی مدیریت توجه می شود. سطح معناداری متغیر توانایی مدیریت برابر با ۰/۰۰۱ است. این مقدار از سطح خطای مورد پذیرش این پژوهش (۰/۰۵) کمتر می باشد. بنابراین می توان بیان نمود که بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی رابطه معناداری وجود دارد. همچنین مقدار ضریب برآورد شده برای متغیر توانایی مدیریت برابر با ۰/۴۳۹- است که نشان دهنده رابطه معکوس بین متغیر توانایی مدیریت و متغیر وابسته (حق الزحمه حسابرسی) است. بنابراین توانایی مدیریت رابطه معناداری با حق الزحمه حسابرسی دارد. به عبارت دیگر، شرکت های دارای مدیران توانا تر، حق الزحمه حسابرسی کمتری پرداختند. در نتیجه فرضیه اول پژوهش تأیید می گردد. این نتایج با یافته های پژوهش گل و همکاران (۲۰۱۸) و دهکردی و حیدری (۱۳۹۶) نیز هم راستا می باشد. به عبارت دیگر، نتایج پژوهش آنها نیز نشان می دهد که با افزایش توانایی مدیریتی، حق الزحمه حسابرسی کمتر می شود.

جدول (۷) رابطه توانایی مدیریت با حق الزحمه حسابرسی

| $\text{LnAUDIT}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{MGR_ABILITY}_{i,t} + \beta_2 \text{C_EXP}_{i,t} + \beta_3 \text{C_SIZE}_{i,t} + \beta_4 \text{TA}_{i,t} + \beta_5 \text{S_GROWTH}_{i,t} + \beta_6 \text{LEV}_{i,t} + \beta_7 \text{ROA}_{i,t} + \beta_8 \text{NEG_ROA}_{i,t} + \beta_9 \text{AR_INV}_{i,t} + \beta_{10} \text{RESTATE}_{i,t} + \beta_{11} \text{INITIAL}_{i,t} + \beta_{12} \text{AUDITOR_TYPE}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ | | | | | |
|---|----------------------|------------------|-----------------------------------|--------------|---------------------------------|
| مدل ۱ | | | | | |
| معناداری | آماره t | ضریب برآورده شده | علامت پیش‌بینی شده | نماد متغیر | متغیر توضیحی |
| ۰/۰۰۱ | ۳-/۳۱۳ | ۰-/۴۳۹ | - | MGR_ABILITY | توانایی مدیریت |
| ۰/۰۰۰ | ۵/۹۵۱ | ۰/۲۴۶ | + | C-EXP | تخصص کمیته حسابرسی |
| ۰/۳۱۲ | ۱/۰۱۳ | ۰/۰۲۶ | + | C-SIZE | اندازه کمیته حسابرسی |
| ۰/۰۰۰ | ۵/۹۷۲ | ۰/۴۰۷ | + | TA | دارایی‌ها |
| ۰/۱۹۷ | ۱/۲۹۴ | ۰/۱۳۲ | + | S-GROWTH | میزان رشد فروش |
| ۰/۸۸۰ | ۰/۱۵۱ | ۰/۰۲۵ | + | LEV | اهرم مالی |
| ۰/۰۵۴ | ۱-/۹۳۷ | ۰-/۳۹۶ | - | ROA | بازده دارایی‌ها |
| ۰/۰۰۰ | ۹/۶۵۲ | ۰/۱۲۲ | + | NEG-ROA | شاخص بازده دارایی‌ها |
| ۰/۰۰۰ | ۹/۰۵۶ | ۰/۱۱۹ | + | AR-INV | موجودی کالا و حساب‌های دریافتنی |
| ۰/۰۴۵ | ۲/۰۱۵ | ۰/۰۵۳ | + | RESTATE | تجدید ارائه صورت‌های مالی |
| ۰/۴۳۵ | ۰-/۷۸۲ | ۰-/۰۱۳ | - | INITIAL | اولین دوره حسابرسی |
| ۰/۲۵۹ | ۱/۱۳۳ | ۰/۰۳۵ | + | AUDITOR_TYPE | نوع حسابرس |
| ۰/۲۱۱ | ۱/۲۵۴ | ۰/۳۱۰ | ؟ | C | مقدار ثابت |
| وجود ناهمسانی واریانس | نتیجه آزمون LR | ۰/۰۰۰۰ | احتمال آماره آزمون LR | ۷۲/۵۷۱۳ | آماره آزمون LR |
| تابلویی (اثرات ثابت یا تصادفی) | نتیجه آزمون چاو | ۰/۰۰۰۰ | سطح معناداری آزمون چاو | ۵/۲۲۰۱ | آماره آزمون چاو |
| اثرات ثابت | نتیجه آزمون هاسمن | ۰/۰۰۰۱ | سطح معناداری آزمون هاسمن | ۳۷/۴۴۲۹ | آماره آزمون هاسمن |
| توزیع مقادیر باقی مانده نرمال است | نتیجه آزمون جارک-برا | ۰/۴۳۱۲ | سطح معناداری آماره آزمون جارک-برا | ۶/۲۸۷۴ | آماره آزمون جارک-برا |
| ۲/۰۵۵۳ | آماره دوربین واتسون | ۰/۸۴۵۱ | ضریب تعیین تعدیل شده | ۰/۸۵۳۶ | ضریب تعیین |
| ۰/۰۰۰۰ | معناداری آماره F | | ۱۰۰/۱۵۰۴ | | آماره F |

۴-۲. آزمون فرضیه دوم پژوهش

برای بررسی تأثیر آشفته‌گی مالی بر رابطه بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی را مدل

(۲) برآورد شد که نتایج آن در جدول ۸ ارائه شده است. قبل از برآورد مدل آزمون‌های پیش فرض رگرسیون انجام گردیده که نتایج آن در ادامه به صورت مختصر (با توجه به اینکه در فرضیه قبل، این آزمون‌های به صورت کامل تشریح شد) گزارش می‌گردد.

نتایج آزمون‌های پیش فرض مدل (۲) بیانگر این موضوع بود که مشکل ناهمسانی واریانس وجود دارد و مدل به روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآورد گردید، استفاده از نوع داده‌های تابلویی و اثرات ثابت بهترین نتایج را ارائه می‌کند، بین جملات خطا، مشکل خودهمبستگی مرتبه اول وجود ندارد، توزیع جملات خطا نرمال بوده و متغیرهای توضیحی مدل (۲) حدود ۹۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته مدل (۲) را توضیح می‌دهند.

جدول (۸) تأثیر آشفته‌گی مالی بر رابطه بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی

| $\begin{aligned} \text{LnAUDIT}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{MGR_ABILITY}_{i,t} + \beta_2 \text{DISTRESS}_{i,t} \\ & + \beta_3 \text{MGR_ABILITY} \times \text{DISTRESS}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{C_EXP}_{i,t} + \beta_5 \text{C_SIZE}_{i,t} + \beta_6 \text{TA}_{i,t} \\ & + \beta_7 \text{S_GROWTH}_{i,t} + \beta_8 \text{LEV}_{i,t} + \beta_9 \text{ROA}_{i,t} \\ & + \beta_{10} \text{NEG_ROA}_{i,t} + \beta_{11} \text{AR_INV}_{i,t} \\ & + \beta_{12} \text{RESTATE}_{i,t} + \beta_{13} \text{INITIAL}_{i,t} \\ & + \beta_{14} \text{AUDITOR_TYPE}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$ | | | | | |
|--|------------------------|--------------------|------------------|---------|----------|
| متغیر توضیحی | نماد متغیر | علامت پیش‌بینی شده | ضریب برآورده شده | آماره t | معناداری |
| توانایی مدیریت | MGR_ABILITY | - | ۰-/۱۱۱۹ | ۴-/۶۱۵۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| آشفته‌گی مالی | DISTRESS | + | ۰/۲۲۷۷ | ۴/۶۶۵۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| اثر متقابل آشفته‌گی مالی و توانایی مدیریت | MGR_ABILITY * DISTRESS | - | ۰-/۱۱۹۴ | ۵-/۴۹۷۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| تخصیص کمیته حسابرسی | C-EXP | + | ۰/۳۲۳۹ | ۸/۹۸۶۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| اندازه کمیته حسابرسی | C-SIZE | + | ۰/۰۰۸۲ | ۰/۴۲۷۴ | ۰/۶۶۹۶ |
| دارایی‌ها | TA | + | ۰/۴۴۵۲ | ۷/۱۱۵۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| میزان رشد فروش | S-GROWTH | + | ۰/۲۲۷۹ | ۳/۸۴۸۳ | ۰/۰۰۰۲ |
| اهرم مالی | LEV | + | ۰/۰۳۱۵ | ۰/۱۹۹۵ | ۰/۸۴۲۱ |
| بازده دارایی‌ها | ROA | - | ۰-/۵۶۴۲ | ۲-/۸۶۶۷ | ۰/۰۰۴۶ |
| شاخص بازده دارایی‌ها | NEG-ROA | + | ۰/۱۴۶۵ | ۴/۸۶۷۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| موجودی کالا و حساب‌های دریافتی | AR-INV | + | ۰/۰۹۶۹ | ۵/۴۵۶۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| تجدید ارائه صورت‌های مالی | RESTATE | + | ۰/۰۶۰۶ | ۲/۰۲۶۳ | ۰/۰۴۴۰ |
| اولین دوره حسابرسی | INITIAL | - | ۰-/۰۰۲۹ | ۰-/۲۶۱۱ | ۰/۷۹۴۳ |
| نوع حسابرس | AUDITOR_TYPE | + | ۰/۰۴۵۹ | ۱/۹۱۹۶ | ۰/۰۵۶۳ |
| مقدار ثابت | C | ؟ | ۰/۱۲۲۱ | ۱/۱۴۹۹ | ۰/۲۵۱۵ |

| | | | | | |
|-----------------------------------|----------------------|---------|-----------------------------------|---------|----------------------|
| وجود ناهمسانی واریانس | نتیجه آزمون LR | ۰/۰۰۰۰ | احتمال آماره آزمون LR | ۷۸/۴۶۵۳ | آماره آزمون LR |
| تابلویی (اثرات ثابت یا تصادفی) | نتیجه آزمون چاو | ۰/۰۰۰۰ | سطح معناداری آزمون چاو | ۵/۱۷۵۱ | آماره آزمون چاو |
| اثرات ثابت | نتیجه آزمون هاسمن | ۰/۰۰۰۰۷ | سطح معناداری آزمون هاسمن | ۳۵/۴۱۲۰ | آماره آزمون هاسمن |
| توزیع مقادیر باقی مانده نرمال است | نتیجه آزمون جارک-برا | ۰/۱۹۰۰ | سطح معناداری آماره آزمون جارک-برا | ۷/۹۲۶۳ | آماره آزمون جارک-برا |
| ۲/۰۳۹۹ | آماره دوربین واتسون | ۰/۹۱۶۶ | ضریب تعیین شده تعدیل شده | ۰/۹۲۱۹ | ضریب تعیین |
| ۰/۰۰۰۰ | معناداری آماره F | | ۱۷۲/۲۳۸۵ | | آماره F |

فرضیه دوم پژوهش بدین صورت طرح شده بود که آشفته‌گی مالی، رابطه منفی بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی را تضعیف می‌کند. برای آزمون این فرضیه به نتایج آماری متغیر اثر متقابل آشفته‌گی مالی و توانایی مدیریت توجه شود. سطح معناداری این متغیر برابر با ۰/۰۰۰۰ و نشان دهنده رابطه معنادار این متغیر با متغیر وابسته هست. همچنین علامت ضریب این متغیر (۰/۸۱۹۴-) منفی بوده که نشان دهنده اثر کاهش این متغیر بر متغیر وابسته است. بنابراین می‌توان بیان نمود که با افزایش احتمال آشفته‌گی مالی در شرکت‌ها تأثیر منفی توانایی مدیریت بر حق الزحمه حسابرسی کاهش می‌یابد. یعنی آشفته‌گی مالی شرکت‌ها موجب کاهش تأثیر منفی توانایی مدیریت بر حق الزحمه حسابرسی می‌شود. بنابراین، فرضیه دوم پژوهش تأیید می‌گردد. این نتایج نیز با یافته‌های گل و همکاران (۲۰۱۸)، چنگ و همکاران (۲۰۱۷)، حسنی القار و سیدی (۱۳۹۶) و فرانک و ابلوج (۲۰۱۴) هم سویی دارد. چنگ و همکاران (۲۰۱۷) به صورت تجربی نشان دادند که هنگامی که شرکت‌ها در شرایط آشفته‌گی مالی قرار دارد، مدیران دارای سطح بالای توانایی، می‌توانند اقداماتی را انجام دهند که منجر به افزایش ثروت متعلق به خود گردیده و منافع سهامداران را کاهش می‌دهند. همچنین به گفته فرانک و ابلوج (۲۰۱۴)، در شرایط آشفته‌گی مالی، مدیران دارای توانایی، فروش درون سازمانی را افزایش می‌دهند و شرایط قرارداد را به منظور افزایش پرداخت‌های خود، دستکاری می‌نمایند.

۵. نتیجه‌گیری و بحث

هدف اصلی این پژوهش، بررسی رابطه توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی و اثر تعدیل کنندگی آشفته‌گی مالی شرکت‌ها بر این رابطه می‌باشد. استدلال وجود رابطه منفی بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی از وجود رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و ریسک

حسابرسی منتج می‌گردد. پژوهش‌های متعددی پیرامون ارتباط میان ریسک حسابرسی و قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی وجود دارد که نشان می‌دهد بین ریسک حسابرسی و حق الزحمه حسابرسی ارتباط مثبتی وجود دارد (های و همکاران، ۲۰۰۱). مدیران توانمندتر می‌توانند ریسک عدم موفقیت شرکت را کاهش دهند (کریشنان و وانگ، ۲۰۱۵). دمیرجان و همکاران (۲۰۱۳) اعتقاد دارند که بر اثر افزایش توانایی سهامداران و وام‌دهندگان در کنترل و تحت نظر گرفتن فعالیت مدیران منجر به کاهش هزینه‌های پایش مدیریت و در نتیجه کاهش ریسک گزارشگری مالی و هزینه‌های تأمین مالی شرکت می‌شود. ریسک گزارشگری مالی یکی از مهمترین عوامل ریسک مؤثر بر قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی است. بنابراین، توانایی مدیریت با کاهش ریسک گزارشگری مالی موجب کاهش حق الزحمه حسابرسی پرداختی می‌شود (کریشنان و وانگ، ۲۰۱۵).

مطالعه ادبیات موضوعی نشان می‌دهد در فرایند حسابرسی، عوامل ریسک صاحبکار با حق الزحمه حسابرسی ارتباط دارد. چرا که این عوامل بر فعالیت‌های اجرا شده حسابرس طی فرایند حسابرسی تأثیرگذار است. با توجه به این جوانب، توانایی مدیریت ریسک کار حسابرسی را کاهش می‌دهد و حسابرسان نیز از این طریق حق الزحمه کمتری مطالبه می‌کنند (کریشنان و وانگ، ۲۰۱۵).

طبق یافته‌های بیسانست و ورنسنا (۲۰۰۹)، هنگامی که شرکت‌ها با شرایط دشواری مواجه می‌باشند، مدیران تحت تأثیر قرار گرفته و اقداماتی را انجام می‌دهند که انتظارات بازار را پوشش داده و مزایای کوتاه‌مدت خود را نیز افزایش دهند. به باور ولف و هرمانسون (۲۰۰۴)، هنگامی که شرکت‌ها در شرایط آشفتگی مالی قرار می‌گیرد، ویژگی‌ها و توانایی‌های ذاتی مدیریتی به مدیران اجازه می‌دهد که یک فرصت تقلب را شناسایی کنند. این یافته‌ها موید آن است که با افزایش احتمال آشفتگی مالی، کیفیت گزارشگری مالی کاهش پیدا کرده و در ادامه ریسک گزارشگری مالی افزایش یافته که می‌توان انتظار مطالبه حق الزحمه بالاتری از حسابرسان را داشت.

یافته‌های این پژوهش نشان داد که اولاً، شرکت‌های دارای مدیران تواناتر، حق الزحمه حسابرسی کمتری پرداختند. این یافته، با نتایج یافته‌های کریشنان و وانگ (۲۰۱۵)، دهکردی و حیدری (۱۳۹۶) و حسنی القار و سدیدی (۱۳۹۶) همسو می‌باشد. همانگونه که در ادبیات پژوهش اشاره شده بود، با افزایش توانایی مدیریت، کیفیت گزارشگری مالی افزایش یافته و در نتیجه، ریسک شرکت کاهش می‌یابد. نقطه تمایز این پژوهش، نتایج دیگر این پژوهش بررسی وجود احتمال آشفتگی مالی شرکت‌ها بر رابطه بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی است که در پژوهش‌های داخلی گذشته مورد بررسی قرار نگرفته بود. این یافته‌ها نشان داد، در شرکت‌هایی که احتمال آشفتگی مالی دارند، رابطه منفی بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی تضعیف می‌گردد. تفسیر این نتایج این است، هنگامی که شرکت‌ها در شرایط آشفتگی مالی قرار دارد، مدیران از توانایی خود سوء استفاده می‌کنند که این نتایج به صورت غیرمستقیم در راستای نتایج عزیزخانی و همکاران (۱۳۹۵) می‌باشد. نتایج پژوهش آنها نشان داد که گردش

اجباری حسابرِس موجب افزایش حق الزحمه حسابرسی نمی‌شود. به عبارت دیگر، توانایی مدیریت عامل مهمتری از چرخش اجباری حسابرِس می‌باشد.

شواهد این پژوهش می‌تواند ادبیات مرتبط با توانایی مدیریت، حق الزحمه حسابرسی و آشفته‌گی مالی را گسترش دهد. بعلاوه، شواهد این پژوهش می‌تواند به وسیله شرکاء و مدیران حسابرسی و مدیران شرکت‌ها مورد استفاده قرار بگیرد. مدیران و شرکای حسابرسی شرکت‌ها، باید در هنگام حسابرسی صورتهای مالی، به احتمال آشفته‌گی مالی شرکت‌ها توجه ویژه‌ای داشته باشند. به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود که برای سنجش آشفته‌گی مالی از سایر مدل‌ها و معیارهای آن استفاده کنند. علاوه بر این، حق الزحمه حسابرسی، یکی از معیارهای ریسک گزارشگری مالی می‌باشد. نتایج پژوهش عبدی و همکاران (۱۳۹۷) نیز نشان داد که حسابرسان معمولاً از سه استراتژی حق الزحمه حسابرسی، ارائه اظهار نظر ابهام در تداوم فعالیت و برکناری از پروژه حسابرسی برای پوشش ریسک حسابرسی استفاده می‌کنند. در این راستا، پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی، رابطه توانایی مدیریت با ارائه اظهار نظر ابهام در تداوم فعالیت و تغییر حسابرِس را مورد مطالعه قرار دهند.

محدودیت اصلی در این پژوهش، عدم دسترسی به متغیر حق الزحمه حسابرسی بسیاری از شرکت‌ها می‌باشد که موجب کاهش شدید تعداد شرکت‌های نمونه گردید. همچنین برای سنجش آشفته‌گی مالی مدل‌های متنوع وجود دارد که موجب می‌شود در تعمیم نتایج حاصل از پژوهش، این موضوع مورد توجه قرار گیرد.

فهرست منابع

الف- منابع فارسی:

۱. احمدپور، احمد؛ شهسواری، معصومه؛ عموزاده خلیلی، علیرضا. (۱۳۹۶). بررسی عوامل مؤثر بر ریسک ورشکستگی مالی شرکت‌ها، مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال ۱۳، شماره ۵۱، ۹-۳۴.
۲. ایمانی برندق، محمد؛ عبدی، مصطفی؛ کاظمی علوم، مهدی. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر تنوع جنسیتی در کمیته حسابرسی بر حق الزحمه حسابرسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال ۲۴، شماره ۳، ۳۰۳-۳۲۲.
۳. بزرگ اصل، موسی و صالح زاده، بیستون. (۱۳۹۴). رابطه توانایی مدیریت و پایداری سود با تأکید بر اجزای تعهدی و جریانهای نقدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابرسی، سال ۱۴، شماره ۵۸، صص ۱۵۳-۱۷۰.
۴. بزرگ اصل، موسی؛ صالح زاده، بیستون. (۱۳۹۳). توانایی مدیریت و کیفیت اقلام تعهدی، دانش حسابداری، سال ۵، شماره ۱۷، ۱۱۹-۱۳۹.
۵. بنی‌مهد، بهمن؛ عربی، مهدی؛ حسن‌پور، شیوا. (۱۳۹۵). پژوهش‌های تجربی و روش‌شناسی در حسابداری، تهران، انتشارات ترمه.
۶. پورحیدری، امید؛ کوپانی حاجی، مهدی. (۱۳۸۹). پیش‌بینی بحران مالی شرکت‌ها با استفاده از مدل مبتنی بر تابع تفکیکی خطی، پژوهش‌های حسابداری مالی، سال ۲، شماره ۱، ۳۳-۴۶.
۷. پورحیدری، امید؛ گل‌محمدی شورکی، مجتبی. (۱۳۹۴). تأثیر ریسک وضعیت مالیاتی شرکت بر حق الزحمه حسابرسی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال ۲۲، شماره ۳، ۳۰۱-۳۱۸.
۸. پیری، پرویز؛ حمزه، دیدار؛ خدایاریگانه، سیما. (۱۳۹۳). تأثیر توانایی مدیریت بر کیفیت گزارشگری مالی در

- طول چرخه عمر شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های حسابداری مالی، سال ۶، شماره ۳، ۹۹-۱۱۸.
۹. حساس یگانه، یحیی؛ برزیده، فرخ؛ تقوی فرد، محمد تقی؛ فرمند سیدآبادی، محمد. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر گردش اجباری مؤسسه‌های حسابرسی بر حق الزحمه حسابرسی و رقابت در بازار حسابرسی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال ۲۳، شماره ۳، ۳۳۳-۳۵۲.
۱۰. حساس یگانه، یحیی؛ حسینی‌القرار، مسعود؛ مرفوع، محمد. (۱۳۹۴). بیش‌اطمینانی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال ۲۲، شماره ۳، ۳۶۳-۳۸۴.
۱۱. حسینی‌القرار، مسعود؛ سدید، مهدی. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر حق الزحمه حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، سال ۶، شماره ۲۴، ۷۹-۹۴.
۱۲. حسینی‌القرار، مسعود؛ شعری‌اناقیر، صابر. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر اجتناب مالیاتی، دانش حسابداری، سال ۸، شماره ۱، ۱۰۷-۱۳۴.
۱۳. درخشی، رضا؛ بادآورندهی، یونس و برادران حسن زاده، رسول. (۱۳۹۴). تأثیر ساختار مالکیت و ساختار مالی بر حق الزحمه حسابرسی، دانش حسابرسی، سال ۱۵، شماره ۶۰، صص ۹۳-۱۱۳.
۱۴. صفری گریلی، مهدی؛ رضایی پشته‌نوئی، یاسر. (۱۳۹۷). توانایی مدیریت و خوانایی گزارش‌شگری مالی: آزمون نظریه علامت‌دهی، دانش حسابداری، سال ۹، شماره ۲، ۱۹۱-۲۱۸.
۱۵. عبدی، مصطفی؛ زلفی، حسن؛ کاظمی علوم، مهدی. (۱۳۹۷). رابطه محافظه کاری با استراتژی‌های حسابرسان به منظور مواجهه با ریسک صاحبکار، دانش حسابداری مالی، سال ۵، شماره ۱، ۱۰۱-۱۲۵.
۱۶. عزیزخانی، مسعود؛ داغانی، رضا و احمدیان، مؤگان. (۱۳۹۵). تأثیر سیاست چرخش اجباری حسابرس بر حق الزحمه حسابرسی، شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابرسی، سال ۱۶، شماره ۶۴، صص ۴۳-۶۲.
۱۷. علی‌نژاد ساروکلائی، مهدی؛ تارقی، ستاره. (۱۳۹۶). تأثیر توانایی مدیریت بر سیاست تأمین مالی، دانش حسابداری، سال ۸، شماره ۲، ۱۵۹-۱۸۰.
۱۸. فرج زاده دهکردی، حسن؛ حیدری، ناهید. (۱۳۹۶). بررسی رابطه توانایی مدیریت با حق الزحمه و اظهارنظر حسابرسی پیرامون تداوم فعالیت، پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال ۶، شماره ۱، ۲۲۱-۲۳۹.
۱۹. کمالی منفرد، شمیم؛ علی احمدی، سعید. (۱۳۹۶). تأثیر توانایی مدیریت بر اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت با استفاده از روش تحلیل پوششی داده، دانش حسابداری، سال ۸، شماره ۱، ۱۳۵-۱۵۴.
۲۰. لاری‌دشت‌بیاض، محمود؛ اورادی، جواد. (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین دوره تصدی و دانش مالی مدیرعامل با حق الزحمه حسابرسی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال ۲۴، شماره ۱، ۸۱-۱۰۲.
۲۱. نیکبخت، محمدرضا؛ تنانی، محسن. (۱۳۸۹). آزمون عوامل مؤثر بر حق الزحمه حسابرسی صورت‌های مالی، پژوهش‌های حسابداری مالی، سال ۲، شماره ۲، ۱۱۱-۱۳۲.

ب- منابع انگلیسی:

- Abbott, L., Parker, S., Peters, G., Raghunandan, K. (2003). The Association between Audit Committee Characteristics and Audit Fees. *Auditing, A Journal of Practice and Theory*, 22(2), 17- 32.
- Baik, B.O.K., Farber, D.B., Lee, S.S. (2011). CEO ability and management earnings forecasts. *Contemporary Accounting Research*, 28(5), 1645-1668.
- Bamber, L., J, Jiang., I, Wang. 2010. What's my style? The influence of top managers on voluntary corporate financial disclosure. *The Accounting Review* 85 (4), 1131-1162.
- Beasley, M. S., J. V. Carcello, D. R. Hermanson, and T. Neal. (2010). *Fraudulent Financial Reporting 1998-2007: An Analysis of U.S. Public Companies*. Durham, NC: COSO of St. Gallen, Switzerland.
- Bedard, J.C., Johnstone, K.M. (2004). Earnings manipulation risk, corporate governance

- risk, and auditors' planning and pricing decisions. *The Accounting Review*, 79 (2), 277-304.
6. Bentley, K.A., Omer, T.C., Sharp, N.Y. (2013). Business strategy, financial reporting irregularities, and audit effort. *Contemporary Accounting Research*, 30(2), 780-817.
 7. Besancenot, D., and R. Vranceanu. (2009). Strategic managerial dishonesty and financial distress. *Research in Economics*, 63 (1), 11-21.
 8. Carmeli, A., Tishler, A. (2004). Resources, capabilities, and performance of industrial firms: A multivariate analysis. *Managerial Decision Economics*, 25 (1), 299-315.
 9. Chen, Y., Gul, F., Veeraraghavan, M., Zolotoy, L. (2015). Executive equity risk-taking incentives and audit service pricing. *The Accounting Review*, 90(6), 2205-2234.
 10. Cheung, K. T. S., D. Naidu, F. Navissi, and K. Ranjeeni. (2017). Valuing talent: Do CEOs' ability and discretion unambiguously increase firm performance. *Journal of Corporate Finance* 42 (1), 15-35.
 11. Dellaportas, S. (2013). Conversations with inmate accountants: Motivation, opportunity and the fraud triangle. *Accounting Forum*, 37 (1), 29-39.
 12. Demerjian, P., B. Lev, and S. McVay. (2012). Quantifying managerial ability: A new measure and validity tests. *Management Science* 58 (7), 1229-1248.
 13. Demerjian, P., B. Lev, M. Lewis., S. McVay. (2013). Managerial ability and earnings quality. *The Accounting Review*, 88 (2), 463-498.
 14. Denis, D., Denis, D. (1995). Causes of financial distress following leveraged recapitalizations. *Journal of Financial Economics*, 37(2), 129-157.
 15. Dit fees and section 404 material weaknesses. *A Journal of Practice & Theory*, 30(2), 173-200.
 16. Ferdinand A. Gul, Mehdi Khedmati, Edwin KiaYang Lim., Navissi, Farshid. (2018). Managerial Ability, Financial Distress, and Audit Fees. *Accounting Horizons*, 32(1), 29-51.
 17. Francis, J.R. (1984). The effect of audit firm size on audit prices: A study of the Australian market. *Journal of Accounting and Economics*, 6(2), 133- 151.
 18. Frank, D., and T. Obloj. (2014). Firm-specific human capital, organizational incentives and agency costs: Evidence from retail banking. *Strategic Management Journal*, 35 (9), 1279-1301.
 19. Fuad, N, S. (2017). The Impact of Audit Committe Charecteristics Financial Distress. *Diponegord Journal of Accounting*, 6(2), 1-9.
 20. Ge, W., D. Matsumoto., J. Zhang. (2011). Do CFOs have style? An empirical investigation of the effect of individual CFOs on accounting practices. *Contemporary Accounting Research*, 28 (4), 1141-1179.
 21. Gilbert, L. R., Menon, K., Schwartz, K. B. (1990). Predicting bankruptcy for firms in financial distress. *Journal of Business Finance and Accounting*, 17(1), 161-171.
 22. Goodwin, J., Kent, P. (2006). Relation between External Audit Fees, Audit Committee Characteristics and Internal Audit. *Accounting and Finance*, 46(3), 387-404.
 23. Gordon, M.J. (1971). Toward a theory of financial distress. *The Journal of Finance*, 26 (2), 347-356.
 24. Hay, D. C., W. R. Knechel., Wong, N. (2006). Audit fees: A meta-analysis of the effect of supply, forecasts. *Contemporary Accounting Research*, 28(5), 1645-1668.
 25. Hoag, M.L., Hollingsworth, C.W. (2011). An intertemporal analysis of audit fees and section 404 material weaknesses. *A Journal of Practice & Theory*, 30(2), 173-200.
 26. Kalbers, L. P. & T. J. Fogarty. (1993). Audit committee effectiveness: An empirical investigation of th contribution of power, *Auditing. A Journal of Practice & Theory*, 12(1), 24-49.
 27. Kalbers, L. P. & T. J. Fogarty. (1993). Audit committee effectiveness: An empirical investigation of th contribution of power, *Auditing. A Journal of Practice & Theory*, 12(1), 24-49.

28. Krishnan, G., and C. Wang. (2015). The relation between managerial ability and audit fees and going concern opinions. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 34 (3): 139–160.
29. Krishnan, G., Wang, C. (2015). The relation between managerial ability and audit fees and going concern opinions. *Auditing, A Journal of Practice & Theory*, 34 (3), 139–160.
30. Krishnan, G.V. and Wang, C. (2015). The Relation between Managerial Ability and Audit Fees and Going Concern Opinions, *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, American Accounting Association, 34(3): 139-160.
31. Krishnan, G.V., Wang, C. (2015). The Relation between Managerial Ability and Audit Fees and Going Concern Opinions, *Auditing, A Journal of Practice & Theory*, American Accounting Association, 34(3), 139-160.
32. Lee, Hye Seung (Grace), Xu Li, and Heibatollah Sami. (2015). Conditional Conservatism and Audit Fees. *Accounting Horizons* 29 (1), 83–113.
33. Outecheva, N. (2007). *Corporate Financial Distress: An Empirical Analysis of Distress Risk*. University
34. Palmrose, Z.V. (1986). Audit fees and auditor size: Further evidence. *Journal of Accounting Research*, 24(1), 97-110.
35. Sankaraguruswamy, S. & Whisenant, S. (2004). Pricing Initial Audit Engagements: Empirical Evidence Following Public Disclosure of Audit Fees. Working paper, University of Houston.
36. Seetharaman, A., Gul, F., and Lynn, S. (2002). Litigation risk and audit fees: Evidence from U.K. firms crosslisted on U.S. markets. *Journal of Accounting & Economics*, 33 (1), 91–115
37. Simunic, D. A. (1980). The pricing of audit services: Theory and evidence. *Journal of Accounting Research*, 18, 161-190.
38. Vafeas, N. & Waegelein, J. (2007). The Association between Audit Committees, Compensation Incentives, and Corporate Audit Fees. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 28(3), 241–255.
39. Ward, T. J. & Foster, B. P. (1997). A note on selecting a response measure for financial distress. *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(6), 869-879.
40. Wolfe, D. T., and D. R. Hermanson. (2004). The fraud diamond: Considering the four elements of fraud. *The CPA Journal* 74 (12): 38–42
41. Xingze, W. (2012). Corporate governance and audit fees: Evidence from companies listed on the Shanghai stock exchange. *China Journal of Accounting Research*, 5(4), 321-342.