رابطه بین حق‌الزحمه حسابرسی با فرصت‌های رشد و بازده غیرعادی شرکت‌ها

■ فرزین رضایی[۱]
■ ثریا ویسی‌حصار[۲]
■ فرشین قندچی[۳]

چکیده:

هدف اصلی این پژوهش، رابطه بین حق‌الزحمه حسابرسی با فرصت‌های رشد و بازده غیرعادی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. فرضیه‌های پژوهش بر مبنای ۷۳ شرکت طی دوره ۸ ساله از سال ۱۳۸۸ لغایت ۱۳۹۵ و با استفاده از الگوی رگرسیونی چندمتغیره، مورد آزمون قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. همچنین، این ارتباط غیرخطی می‌باشد. علاوه بر این، بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. همچنین، این ارتباط نیز غیرخطی می‌باشد. در نهایت، نتایج نشان داد که بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه معناداری وجود ندارد. به منظور بررسی بیشتر نتایج، یکبار نیز الگوهای اصلی پژوهش با ورود متغیر مجازی نوع حسابرس به الگوها برآورد شدند که یافته‌ها غیر از «تأیید ارتباط غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها»، نتایج مشابهی را نشان داد. نتایج بیانگر این است که اعتبار دادن به گزارش‌های مالی شرکت‌های دارای فرصت‌های رشد، نیازمند حسابرسی است که دارای اعتبار بالایی از منظر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی باشد.

کلمات کلیدی: حق‌الزحمه حسابرسی، فرصت‌های رشد، بازده غیرعادی، سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر، سایر مؤسسات حسابرسی.

۱. دانشیار گروه حسابداری، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، دانشکده مدیریت و حسابداری، قزوین، ایران.
۲. کارشناسی ارشد حسابداری، مؤسسه آموزش عالی کار، دانشکده مدیریت و حسابداری، قزوین، ایران. نویسنده مسئول، پست الکترونیک: soraiaweysihesar@yahoo.com
۳. کارشناسی ارشد حسابرسی، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، دانشکده مدیریت و حسابداری، قزوین، ایران.

❐ ۱- مقدمه

مشـکلات نمایندگی در نتیجه تضاد منافعی که میان مدیران و سـهامداران وجود دارد، ایجاد می‌شـود. همچنیـن، همین تضاد منافع به نحو دیگری میان سـهامداران کنترل کننده شـرکت (سـهامداران عمده) و سهامداران اقلیت وجود دارد. وجود چنین تضاد منافعی باعث ایجاد مسائل و مشـکلات نمایندگی و در نتیجه منجر به هزینه‌های نمایندگی شـده که به شرکت و ذی‌نفعان آن منتقل می‌شـود. در همین راستا، هزینه‌های نمایندگی ناشی از تلاش‌های مالکان برای کنترل مدیران، اغلب قابل توجه و با اهمیت اسـت. از سـوی دیگر نیز مدیران مایلند ثابت کنند که آن‌ها نسـبت به منافع سهامداران مسـئول بوده و به دنبال افزایش ثروت سهامداران هستند (جنسن و مک‌لینگ[1]، ۱۹۸۶). بنابراین، هر دو گروه (مالکان و مدیران) مایل به استفاده از خدمات حسابرسی مستقل هسـتند. بدین ترتیب، حسابرسی به‌عنوان راهکاری کارآمد برای محدود کردن اختیارات مدیران در روابط قراردادی محسوب می‌شود (نیکبخت و همکاران، ۱۳۹۵).

جزء کلیدی اطلاعات مالی با کیفیت، گزارش حسـابرس اسـت که توسط حسابرسان مستقل ارائه می‌گردد. حسابرسـی، ارزیابی مسـتقلی را در مورد صحت، منصفانـه بودن اطلاعات مالی و انطباق نتایج عملیات، وضعیت مالی و جریان‌های نقدی با استانداردهای پذیرفته شده حسابداری ارائـه می‌کند. بنابراین، موجب بهبود دقت اطلاعات مالی شـده و عدم تقـارن اطلاعاتی و هزینه نمایندگی ناشی از تضاد منافع بین مدیران شرکت، سهامداران و اعتباردهندگان را کاهش می‌دهد (هوپ[2] و همکاران، ۲۰۱۰).

اما باید توجه داشت حسابرس نیز، خود درگیر مسأله نمایندگی خواهد بود. به این معنا که از دیدگاه حسـابرس، اطمینان منطقی از عدم وجود اشتباه یا تقلب با اهمیت در صورت‌های مالی با حداقل میزان تلاش قابل دستیابی است. داویس[3] و همکارانش (۱۹۹۳) و نیز ویسنت[4] و همکاران وی (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که میزان تلاش حسابرس با استفاده از حق‌الزحمه خدمات حسابرسی اندازه‌گیری می‌شـود و هرچه مسـأله نمایندگی بزرگتر باشـد، فعالیت بیشتری برای اطمینان در خصوص عدم وجود تقلب و یا اشتباه با اهمیت در صورت‌های مالی لازم است؛ بنابراین هزینه‌های حسابرسـی بیشـتر خواهد بود. لذا چنین فرض می‌شود که سـطح حق‌الزحمه حسابرسی بیانگر درک حسابرس از نیاز به کار بیشتر در شرایطی است که مسأله نمایندگی شدیدتر است (هوپ و همکاران، ۲۰۱۰). که این موضوع بر ارزش شرکت‌ها می‌تواند تأثیر بگذارد.

مطالعات نشـان داده اسـت هر چقدر حق‌الزحمه پرداختی افزایش یابد، ممکن است سعی و تلاش حسـابرس نیز افزایش یابد و به تبع آن، کیفیت بالا رود. در نتیجه بازار نسـبت به کیفیت بالای اطلاعات، عکس‌العمل مثبت نشـان می‌دهد. در عوض ممکن اسـت، حق‌الزحمه‌های بالای حسابرسـان، آن‌ها را از لحاظ اقتصادی به صاحبکاران وابسـته سازد. چنین وابستگی موجب عدم

1. Jensen & Meckling
2. Hope
3. Davis
4. Whisenant

استقلال حسابرس می‌شود و این سبب می‌شود که صاحبکاران به اطلاعات شرکت اتکا نکنند و نتیجه چنین عملی، عکس‌العمل منفی بازار نسبت به کیفیت پایین اطلاعات است (منصوری و تنانی، ۱۳۹۲). همچنین، این ارتباط می‌تواند منحنی شکل باشد. به عبارت دیگر، زمانی که حسابرسان توانستند درآمد خود را حداکثر سازند، برای اینکه کار را در شرایط رقابتی از دست ندهند تلاش آن‌ها نیز بیشتر می‌گردد و کیفیت کار را بالا می‌برند. از این‌رو، در این شرایط تلاش می‌کنند که از طریق نظارت بهتر و در نتیجه اعتباردهی به صورت‌های مالی، ارزش آن را به حداکثر برسانند. در مقابل، پرداخت بیش از حق‌الزحمه بهینه حسابرسی همچنین ممکن است موجب از دست رفتن استقلال و وابستگی‌های اقتصادی بین حسابرس و صاحبکار شود و بازار نسبت به این موضوع از طریق افت قیمت سهام واکنش نشان دهد.

با توجه به موضوعات مطرح شده، در این پژوهش رابطه بین حق‌الزحمه حسابرسی با فرصت‌های رشد و بازده غیرعادی شرکت‌ها بررسی می‌شود. شایان ذکر است که تأثیر بالقوه حق‌الزحمه حسابرسی بر فرصت‌های رشد و بازده غیرعادی شرکت‌ها، موضوعی بس با اهمیت است که نمونه آن در داخل کشور تاکنون مورد مطالعه قرار نگرفته است.

در ادامه مقاله، با ارائه مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌های پژوهش تدوین شده و توضیح مبسوطی از نحوه اندازه‌گیری متغیرها ارائه شده است. سپس الگوهای پژوهش توضیح داده شده و نتایج و یافته‌های حاصل از اجرای الگوها بیان می‌گردد. در خاتمه نیز به ارائه محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش پرداخته می‌شود.

❐ ۲- پیشینه پژوهش

۲-۱- پیشینه نظری

حق‌الزحمه حسابرسی

حق‌الزحمه حسابرسی، شامل هرگونه وجهی است که بابت ارائه خدمات حسابرسی و طبق توافق، بر اساس قرارداد به حسابرس یا مؤسسه حسابرسی پرداخت می‌گردد و منافع اقتصادی حسابرس از طریق این حق‌الزحمه تأمین می‌شود (مهرانی و جمشیدی اوانکی، ۱۳۹۰). میزان حق‌الزحمه حسابرسی توسط حسابرس و کمیته‌ای از اعضای غیرموظف هیأت مدیره (کمیته حسابرسی) تعیین می‌شود (استانداردهای حسابرسی، استاندارد شماره ۲۱). بر اساس آیین رفتار حرفه‌ای، حق‌الزحمه حسابرسی می‌باید بر اساس معیارهای منطقی از قبیل: مدت زمان انجام فرایند حسابرسی، هزینه‌های مرتبط با ارائه خدمات حسابرسی و سود مورد انتظار تعیین گردد.

حق‌الزحمه خدمات حسابرسی شرط ضروری برای اطمینان نسبت به کیفیت حسابرسی است. اگرچه حق‌الزحمه بیشتر حسابرسی همیشه بیانگر هزینه حسابرسی با کیفیت بالاتر نیست اما، علاوه بر داشتن کیفیت حسابرسی مناسب، مؤسسات حسابرسی هزینه استانداردی را برای انجام کار خود درنظر می‌گیرند که به‌طور طبیعی حق‌الزحمه دریافتی آن‌ها بیشتر از این هزینه‌هاست. در صورت وجود رقابت در بازار، مؤسسات حسابرسی علاوه بر دریافت حق‌الزحمه کمتر ممکن

اســت صاحبکاران خود را نیز از دست بدهند. در صورتی هم که مؤسسات حسابرسی حق‌الزحمه بیشــتری را نســبت به هزینه‌های صرف کرده برای انجام خدمات حسابرســی درخواســت کنند، دیدگاه جامعه نسبت به کیفیت کار آن‌ها با تردید همراه خواهد شد (نیکبخت و همکاران، ۱۳۹۵).

عوامل مختلفی می‌تواند بر حق‌الزحمه حسابرســی مؤثر باشــد. از جملــه این عوامل می‌توان به کیفیت گزارش حسابرســی اشــاره کرد. مطالعه عوامل مؤثر بر حق‌الزحمه حسابرســی از نظر تأثیر آن بر کیفیت حسابرســی، حائز اهمیت است. حق‌الزحمه حسابرسی در برنامه‌ریزی و اجرای مناسب و با کیفیت کار حسابرسی مالی مؤثر است. کیفیت پایین حسابرسی موجب کاهش اعتماد استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی می‌شود و این امر نه تنها منجر به ناکامی از دستیابی به اهداف حسابرســی می‌شود، بلکه موجب کاهش اعتبار فرایند حسابرسی در ابعاد کلان خواهد شد و مانع از تخصیص بهینه ســرمایه در بازار اوراق بهادار و افزایش هزینه ســرمایه و تأمین مالی می‌شــود (رجبی، ۱۳۸۳).

در قراردادهای حسابرســی (صورت‌های مالی)، حسابرس وظیفه متفاوتی در مقابل ذی‌نفعان دارد. حسابرسی صورت‌های مالی از انواع خدمات اطمینان‌بخشی محسوب می‌شود. اطمینان‌بخشی، خدمتی اســت که طی آن حســابرس نظر خود را درباره حاصل ارزیابی یا اندازه‌گیری موضوع بر اســاس معیارهای از پیش تعیین شده، برای افزایش اطمینان اســتفاده‌کنندگان موردنظر، اظهار می‌کند. استفاده از حسابرس مستقل یکی از سازوکارهای کنترلی برای کاهش ریسک فرصت‌طلبی مدیر تلقی می‌شود و علاوه بر این، حسابرس در معرض نظارت قانونی قرار می‌گیرد. از این منظر، صرفاً حق‌الزحمه خدمات حسابرسی، به‌عنوان عامل مؤثر بر اظهارنظر حسابرس بررسی می‌شود و می‌توان عنوان کرد که مؤسســات حسابرسی دارای مجموعه‌ای (پرتفویی) از صاحبکاران بوده که نسبت به صورت‌های مالی آن‌ها اطمینان‌بخشی می‌کنند (رحیمیان و هدایتی، ۱۳۹۲). در مواردی که مشــتری (صاحبکار) خاص بخش نســبتاً بزرگی از پرتفوی مؤسسه را تشکیل دهد، حسابرس انگیزه بیشــتری برای حفظ آن به‌عنوان یک منبع درآمد و ســود خواهد داشت. بنابراین احتمال اقدام به سازش و عمل در جهت حفظ منافع صاحبکار وجود خواهد داشت (بلای[1]، ۲۰۰۵).

بر اساس نظریه‌های حسابرسی نیز، دو نیروی رقیب وابستگی اقتصادی و حفاظت از شهرت در زمان کشف تقلب، فرایند گزارشگری حسابرسان را تحت تأثیر قرار می‌دهند (رینولدز و فرانسیس[2]، ۲۰۰۱). بر اساس عامل وابستگی اقتصادی، حسابرس با زیر پا گذاشتن استقلال، منافع آتی خود را با راضی نگه‌داشــتن صاحبکار فعلی حفظ خواهد کرد. در مقابل، انگیزه حفاظت از شهرت مانع از به خطر انداختن استقلال حسابرس شده و در نتیجه، از کاهش حق‌الزحمه حسابرسی مشتریان جدید یا اخراج به دست صاحبکاران فعلی جلوگیری می‌کند (دیویس و سیمون[3]، ۱۹۹۲).

در زمینه مقررات حاکم بر تعیین حق‌الزحمه حسابرســی و وابســتگی حسابرس، بورس اوراق بهادار ایران تاکنون مقرراتی وضع نکرده است. اما این موضوع مورد تأکید آیین رفتار حرفه‌ای قرار

1. Blay
2. Reynolds & Francis
3. Davis & Simon

گرفته است. بر اساس بند ۱۱-۱۶ آیین رفتار حرفه‌ای جامعه حسابداران رسمی ایران تحصیل بیش از ۲۵ درصد درآمد مستمر سالانه حسابدار رسمی از صاحبکار برای مدت بیش از دو سال مجاز نیست. همچنین، بر اساس بند ۱۲-۱۶ حسابداران رسمی مجاز به ارائه خدمات بر اساس حق‌الزحمه مشروط نیستند (رحیمیان و هدایتی، ۱۳۹۲).

یافته‌های کرس ول و همکاران (۱۹۹۵) بیانگر این است حسابرسانی که در حسابرسی صنایع خاصی تخصص دارند به دلیل ارائه خدمات با کیفیت بالاتر، همواره حق‌الزحمه بالاتری درخواست می‌کنند. پالمرز (۱۹۸۶) به این نتیجه رسید که رابطه مستقیمی بین کیفیت حسابرسی و حق‌الزحمه وجود دارد و تحمیل حق‌الزحمه بیشتر توسط مؤسسات بزرگتر به صاحبکار، بدین معنی است که کیفیت خدمات حسابرسی آن‌ها مطلوب‌تر است. گیتزمن و سن[1] (۲۰۰۳) معتقدند زمانی که حسابرسان حق‌الزحمه‌های بالایی از صاحبکاران خود دریافت می‌کنند، تمایل بیشتری دارند که قرارداد خود را با همان صاحبکار تمدید کنند که این موضوع می‌تواند انگیزه حسابرس را در حفظ استقلال خود کاهش دهد. هاکنبراک و هوگان[2] (۲۰۰۲) دریافتند شرکت‌هایی که حسابرس‌شان را به دلایل مرتبط با خدمات حسابرسی تغییر می‌دهند، پس از تغییر، ضریب واکنش سود صعودی دارند. این در حالی است که اگر حسابرس‌شان را به دلایل غیرمرتبط با خدمات حسابرسی، عمدتاً حق‌الزحمه، تغییر دهند، ضریب واکنش سود نزولی خواهند داشت. دسای[3] (۲۰۱۲) در پژوهشی نشان داد که ۴ مؤسسه بزرگ حسابرسی به دلیل کیفیت بالای حسابرسی، حق‌الزحمه بیشتری نسبت به سایر مؤسسات حسابرسی دریافت می‌کنند.

از آنجا که مدیران برای کسب اعتبار بیشتر و جلوگیری از تحلیل‌های مبتنی بر اطلاعات نابجا از حسابرسان با کیفیت بالاتر که طبعاً حق‌الزحمه بیشتری دریافت خواهند کرد، استفاده می‌کنند در این پژوهش سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر به دلیل اینکه قدمت بیشتری داشته و سازمان یافته هستند به‌عنوان مؤسسات حسابرسی با کیفیت بالاتر انتخاب شده‌اند. از سوی دیگر، این مؤسسات وابسته به دولت هستند بنابراین، انگیزه کارایی و وابستگی این مؤسسات به دولت یکی از دلایل انتخاب سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر به‌عنوان مؤسسات حسابرسی با کیفیت بالاتر است تا کارکرد این مؤسسات به لحاظ حق‌الزحمه و فرصت‌های رشد و بازده غیرعادی شرکت‌ها بررسی شود.

ارتباط بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد

فرصت‌های رشد نشان‌دهنده استعداد بالقوه شرکت در سرمایه‌گذاری و سودآوری می‌باشند. اتخاذ تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری مطلوب و سودآور مسأله حساس و با اهمیتی است. از فرصت‌های سرمایه‌گذاری به‌عنوان یک متغیر غیرقابل مشاهده یاد می‌شود که خود به خود اتفاق

1. Gietzman & Sen
2. Hackenbrack & Hogan
3. Desai

نمی‌افتد، بلکه آن‌ها را باید به وجود آورد (هانسن و چاپلینکی[1]، ۱۹۹۳) و مدیریت شرکت می‌تواند از طریق شناسایی و سرمایه‌گذاری در فرصت‌هایی که نرخ بازدهی آن‌ها از نرخ بازار بیشتر است بر ارزش شرکت بیفزاید. اشکال مختلف فرصت‌های سرمایه‌گذاری ممکن است از تصمیمات و نقطه نظرات سطوح مختلف مدیریتی بخش‌های مختلف شرکت نشأت بگیرد. برخی از فرصت‌های سرمایه‌گذاری ممکن است توسط مدیریت عالی سازمان یا اعضای هیأت مدیره ارائه شود. علاوه بر آن، فرصت‌های رشد به عوامل خاص واحد تجاری از قبیل: دارایی‌های فیزیکی، منابع انسانی، صنعت و عوامل کلان اقتصادی بستگی دارد و می‌تواند در برگیرنده پروژه‌هایی باشد که در نهایت، سرمایه‌گذاری در آن‌ها رشد واحد تجاری را رقم زند (تسوئی و گول، ۲۰۰۰).

فرصت‌های سرمایه‌گذاری، انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری با ارزش فعلی خالص مثبت است که منجر به افزایش ارزش برای سهامداران و در مجموع افزایش ارزش بازار شرکت می‌شود. مدیران با هدف حداکثر نمودن ثروت سهامداران، باید با شناخت عوامل مؤثر بر سطح سرمایه‌گذاری، بین انتظارات سهامداران و فرصت‌های سرمایه‌گذاری مطلوب شرکت، تعامل برقرار نمایند تا هم فرصت‌های سودآور سرمایه‌گذاری را از دست ندهند و هم رضایت سهامداران را جلب کنند (فازاری[2]، ۲۰۰۰).

وجود حسابرسان با کیفیت بالا در شرکت‌های با فرصت‌های سرمایه‌گذاری زیاد، می‌تواند اهمیت بیشتری نسبت به سایر شرکت‌ها داشته باشد. به این دلیل که این شرکت‌ها از ریسک کنترل و ریسک حسابرسی بالاتری برخوردارند (تسوئی[3] و همکاران، ۲۰۰۱). بنابراین، به احتمال بیشتری نسبت به شرکت‌های با فرصت‌های سرمایه‌گذاری کمتر، متقاضی حسابرسی با کیفیت بالاتر هستند (حاجیها و قانع، ۱۳۹۵). فرصت‌های سرمایه‌گذاری زیاد احتمالاً میزان ارزیابی ریسک ذاتی و ریسک کنترل را افزایش می‌دهد. افزایش این ریسک‌ها روی بودجه زمانی حسابرسی اثر می‌گذارد در نتیجه، باعث افزایش حق‌الزحمه حسابرسی مستقل می‌شود. از طرفی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری موفق باعث افزایش سودآوری و افزایش ثروت سرمایه‌گذار می‌شود. به دلیل وجود محدودیت در منابع مالی و تمایل سرمایه‌گذاران به استفاده بهینه از فرصت‌های سرمایه‌گذاری و اهمیت حرفه حسابرسی در ارائه خدمات اطمینان‌بخشی، انتظار می‌رود افراد با مطالعه درست فرصت‌های سرمایه‌گذاری تا آنجایی که ممکن است از اشتباهات جلوگیری کرده و آگاهانه تصمیم‌گیری نمایند. بنابراین، می‌توان انتظار داشت که با افزایش کیفیت حسابرسی، سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان به کیفیت گزارشگری مالی اعتماد بیشتری کرده و منابع بیشتر و آسان‌تر برای انجام فرصت‌های سرمایه‌گذاری جذب شود.

یافته‌های حاجیها و قانع (۱۳۹۵) بیانگر این است که بین اندازه و دوره تصدی حسابرس با فرصت سرمایه‌گذاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین، بین تخصص حسابرس با

1. Hansen & Chaplinky
2. Fazzari
3. Tsui

فرصت سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه ایران رابطه معناداری وجود ندارد. ثقفی و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان «رابطه میان کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا» نشان دادند چنانچه شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، از حسابرسان با کیفیت بالاتر استفاده کنند، سطح بالاتری از کارایی سرمایه‌گذاری را تجربه خواهند کرد. کام[1] (۲۰۰۹) و لیا[2] (۲۰۰۲) در پژوهش‌های خود به بررسی رابطه بین فرصت‌های سرمایه‌گذاری و کیفیت حسابرسی پرداخته و نشان دادند که شرکت‌های دارای فرصت‌های سرمایه‌گذاری بالا که توسط ۵ حسابرس بزرگ، حسابرسی می‌شوند در مقایسه با شرکت‌های دارای فرصت‌های سرمایه‌گذاری پایین که حسابرس آن‌ها ۵ حسابرس بزرگ است، اقلام تعهدی اختیاری کمتر و کیفیت حسابرسی بالاتری دارند.

ارتباط بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی

همه روزه جریان قدرتمند و مداوم اطلاعات بسیار زیاد به بازار وجود دارد. به‌عنوان مثال، اطلاعاتی مربوط به شرایط عمومی اقتصاد، بحران‌های بین‌المللی، سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، کمبود مواد اولیه و اطلاعاتی از این دست که همه آنها بر بازده اوراق بهادار تأثیر می‌گذارد. اگر بازار کارا باشد؛ به محض دریافت این اطلاعات، قیمت اوراق بهادار باید واکنش نشان داده و تعدیل شود. واکنش معمولاً نمی‌تواند آنی باشد، ولی فاصله بین دریافت اطلاعات و واکنش قیمت‌ها باید با روش‌ها و تکنیک‌های در دسترس، برای دریافت و پردازش اطلاعات متناسب باشد. بعضی از بازارهای سرمایه از کارایی لازم برخوردار نیستند. در این بازارها اولاً، اطلاعات به وفور و به سرعت در بازار پخش نمی‌شوند. ثانیاً، قیمت اوراق بهادار نسبت به اطلاعات جدید بی‌تفاوت بوده و یا ممکن است عکس‌العمل قیمت اوراق بهادار نسبت به اطلاعات جدید بیشتر از حد مورد انتظار باشد. بعضی از اوقات ممکن است بازار واکنش کمتری نسبت به یک یا چند رویداد نشان دهد. در این‌گونه بازارها، تحلیل‌گران قوی وجود ندارند که اطلاعات را دریافت و درست ارزیابی کرده و تصمیم بگیرند. بنابراین، قیمت به درستی تعیین نمی‌شود، از این‌رو، کسی احساس امنیت نمی‌کند زیرا وی اطمینان ندارد قیمتی را که برای یک ورقه بهادار دریافت یا پرداخت می‌کند، عادلانه است. هدف سرمایه‌گذاران از سرمایه‌گذاری، کسب سود و نهایتاً به حداکثر رساندن ثروتشان است. به منظور تحقق بخشیدن به این امر سرمایه‌گذاران در دارایی‌هایی که دارای بازده بالا و ریسک نسبتاً پایینی هستند، سرمایه‌گذاری می‌کنند. چنانچه نرخ بازده یک سرمایه‌گذاری بیش از نرخ بازده مورد انتظارشان باشد ارزش آن دارایی بیشتر است و ثروت سرمایه‌گذار افزایش می‌یابد (رضایی و حیدرزاده، ۱۳۹۳).

مطالعات نشان داده است کیفیت حسابرسی یکی از عوامل مؤثر بر ارتباط بین اطلاعات شرکت با قیمت و در نتیجه، بازده سهام است. این نتایج بر این اصل استوار است که اطلاعات

1. Kam
2. Lia

عمومی با کیفیت بالا می‌تواند منجر به هزینه پایین‌تری از اطلاعات خصوصی (اطلاعات موجود نزد ذینفعان درون سازمانی) گردد. به عبارت دیگر، کیفیت حسابرس منجر به افزایش کیفیت اطلاعات صورت‌های مالی حسابرسی شده و به تبع آن، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌گردد (چان[1] و همکاران، ۲۰۰۸). بنابراین اطلاعات عمومی با کیفیت، سرمایه‌گذاران مطلع و آگاه را به جمع‌آوری اطلاعات خصوصی تشویق می‌کند و در نتیجه معاملات موجب می‌شود که قیمت سهام واضح‌تر و شفاف‌تر شود (چان و همکاران، ۲۰۰۸).

همچنین، کیم و ورکچیا بررسی کردند که افشای اطلاعات عمومی با کیفیت، موجب افزایش معاملات سهام و ارتباط بیشتر اطلاعات با قیمت سهام می‌گردد. استدلال آن‌ها این بود که اطلاعات فراهم شده ناشی از افشای عمومی ممکن است منجر به درک متفاوتی از عملکرد شرکت شود و سرمایه‌گذاران مایلند که برای معاملات سهام متحمل هزینه شوند (هزینه کسب اطلاعات). بنابراین اطلاعات فراهم شده ناشی از افشای عمومی، معیاری برای اندازه‌گیری قیمت سهام در بازار می‌شود (کیم و ورکچیا[2]، ۱۹۹۴).

جین و مایرز یک مدل تحلیلی مطرح کردند که ذینفعان درون سازمانی (مدیران) بیشتر از ذینفعان برون سازمانی (سرمایه‌گذاران) از اطلاعات آگاهی دارند. این امر موجب عدم تقارن اطلاعاتی بین آنان می‌شود و عدم تقارن اطلاعاتی (عدم شفافیت) ذینفعان درون سازمانی را قادر می‌سازد که جریانات نقدی بیشتری دریافت کنند (اگر اطلاعات مخفی گردد) (جین و مایرز[3]، ۲۰۰۶). بنابراین ذینفعان درون سازمانی نیازمند کاهش ریسک شرکت هستند تا در نتیجه آن، سرمایه‌گذاران با ریسک پایین‌تری روبه‌رو باشند. سهم ریسک پایین‌تر سرمایه‌گذاران ناشی از عدم شفافیت، نسبت ریسک بازار به کل ریسک (مجموع ریسک شرکت و ریسک بازار) را کاهش می‌دهد و این باعث می‌شود که قیمت سهام با هماهنگی بیشتری به سمت قیمت بازار حرکت کند (جین و مایرز، ۲۰۰۶). بنابر مباحث مطرح شده، کیفیت حسابرس از طریق سازوکارهای کیفیت سود حسابرسی شده و شفافیت اطلاعاتی شرکت بر بازده غیرعادی سهام مؤثر است.

از طرف دیگر، اگر سرمایه‌گذاران به این موضوع پی ببرند که حق‌الزحمه‌های حسابرسی ناشی از وابستگی اقتصادی حسابرسان به صاحبکاران است، استقلال حسابرس از بین می‌رود و کیفیت گزارشگری مالی شرکت کاهش می‌یابد و این سبب می‌شود که سرمایه‌گذاران به اطلاعات شرکت پایبند نباشند. در نتیجه اطلاعات شرکت، پشتوانه‌ای برای قیمت سهام در بازار نیست (زینهوآ[4]، ۲۰۰۹). اما اگر تصور سرمایه‌گذاران از حق‌الزحمه‌های حسابرسی ناشی از عوامل دیگری (غیر از وابستگی‌های اقتصادی) باشد و همچنین تصور آنان این باشد که حق‌الزحمه‌های حسابرسی موجب از بین رفتن شهرت و عدم اطمینان به اظهارنظر آنان می‌شود، اطلاعات شرکت را پشتوانه خوبی برای ارزیابی قیمت سهام می‌دانند (زینهوآ، ۲۰۰۹؛ منصوری و تنانی، ۱۳۹۲).

1. Chan
2. Kim & Verrecchia
3. Jin & Mayers
4. Xinhua

۲-۲- پیشینه تجربی

بریان و ماسون[1] (۲۰۱۷) در پژوهشی به انگیزه‌های رقابت مدیران اجرایی و حق‌الزحمه حسابرسی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که انگیزه‌های رقابت بیشتر با حق‌الزحمه حسابرسی بالاتر ارتباط معناداری دارد. همچنین، ارتباط بین انگیزه‌های رقابت و حق‌الزحمه حسابرسی با توالی مدیرعامل داخلی، دوره تصدی مدیرعامل، سن مدیرعامل، دوره تصدی حسابرس و اقلام تعهدی غیرعادی تعدیل می‌شود.

اسماعیل و ویتارنو[2] (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر ویژگی‌های اساسی شرکت و مدیریت سود واقعی بر بازده سهام و تعدیل آن به‌واسطه کیفیت حسابرسی پرداختند. بدین منظور، ۴۹ شرکت تولیدی نمونه در بورس سهام اندونزی از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۴ مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج نشان می‌دهد بازده مجموع دارایی‌ها و مدیریت سود واقعی به‌واسطه جریان وجوه نقد تأثیر مثبت و معناداری بر بازده سهام دارد. همچنین، کیفیت حسابرسی رابطه بین نسبت جاری و مدیریت سود واقعی از طریق هزینه تولید را با بازده سهام تقویت می‌کند.

دوالمان[3] و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی رابطه بین اعتماد بیش از حد مدیران و حق‌الزحمه حسابرسی پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها برای نمونه‌ای شامل ۷۶۶۱ مشاهده در طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ نشان داد بین اعتماد بیش از حد مدیران و حق‌الزحمه حسابرسی رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

دهالیوال[4] و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های دارای کمیته حسابرسی قوی، کمتر حسابرسان وابسته به مدیران را استخدام می‌کنند و وجود کمیته حسابرسی قوی می‌تواند بر رابطه بین اعتماد بیش از حد مدیران و حق‌الزحمه حسابرسی تأثیر بگذارد.

موتینهو[5] و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی رابطه بین هزینه حسابرسی و عملکرد شرکت پرداختند. نمونه مورد بررسی این پژوهش متشکل از شرکت‌های غیرمالی آمریکایی بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۸ می‌باشد. آن‌ها برای بررسی روابط بین متغیرها از مدل اثرات ثابت استفاده کردند. نتایج پژوهش آن‌ها بیانگر این امر است که سود عملیاتی شرکت رابطه معنی‌داری با هزینه‌های حسابرسی دارد.

نیکبخت و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی رابطه بین حق‌الزحمه حسابرس و تجربه حسابرس با کیفیت حسابرسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. به عبارت دیگر، در این پژوهش سعی شده است به این سؤال پاسخ داده شود که آیا بالا بودن حق‌الزحمه حسابرسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند کیفیت

1. Bryan & Mason
2. Ismail & Witarno
3. Duellman
4. Dhaliwal
5. Moutinho

حسابرسی را بالا ببرد یا خیر؟ و همچنین، آیا انتخاب حسابرس با تجربه‌تر می‌تواند باعث افزایش کیفیت حسابرسی شود؟ برای پاسخ به این پرسش‌ها نمونه‌ای به تعداد ۱۰۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش حاکی از این است که افزایش حق‌الزحمه حسابرسی منجر به کاهش اقلام تعهدی اختیاری و به تبع آن افزایش کیفیت حسابرسی می‌شود. همچنین، افزایش تجربه حسابرس منجر به افزایش اقلام تعهدی اختیاری و به تبع آن کاهش کیفیت حسابرسی می‌شود.

حاجیها و قانع (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر فرصت سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این پژوهش برای سنجش کیفیت حسابرسی از سه معیار اندازه حسابرس، دوره تصدی حسابرس و تخصص حسابرس در صنعت و برای فرصت سرمایه‌گذاری از معیار نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها استفاده شده است. با استفاده از اطلاعات صورت‌های مالی و قیمت‌های سهام ۵۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ نتایج پژوهش نشان داد که بین اندازه حسابرس و دوره تصدی حسابرس با فرصت سرمایه‌گذاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین، بین تخصص حسابرس با فرصت سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه ایران رابطه معناداری وجود ندارد.

رمضان احمدی و شیرعلی (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی عوامل مؤثر بر گزارش مشروط حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. بدین منظور داده‌های مربوط به ۷۲ شرکت برای دوره زمانی بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج نشان داد که بین اندازه مؤسسه حسابرسی و گزارش مشروط رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، تخصص حسابرس در سطح شریک و مؤسسه حسابرسی با گزارش مشروط به ترتیب رابطه مثبت و منفی معناداری وجود دارد. به‌علاوه، بین تداوم انتخاب حسابرس و گزارش مشروط رابطه معناداری وجود ندارد. در نهایت، رابطه منفی و معناداری بین حق‌الزحمه حسابرسی و گزارش مشروط حسابرسی وجود دارد.

صالحی و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی رابطه بین حق‌الزحمه حسابرسی و عملکرد مالی شرکت‌ها پرداختند. حق‌الزحمه حسابرسی در بسیاری از پژوهش‌ها به‌عنوان شاخصی برای کیفیت حسابرسی معرفی شده است. در این پژوهش شاخص‌های عملکرد شامل قدرت سود، نرخ بازده دارایی‌ها، نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و نسبت کیوتوبین است. جامعه و نمونه آماری در این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۶ ساله ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ می‌باشد. نتایج نشان داد که حق‌الزحمه حسابرسی با شاخص‌های عملکرد رابطه معناداری نداشته است.

مهرجو و تاکر (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی رابطه بین حق‌الزحمه حسابرسی و واکنش بازار به افشای اطلاعات در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج آزمون فرضیه‌ها برای ۸۵ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ نشان داد بین هزینه حسابرسی

و بازده غیرعادی سهام رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، بین هزینه حسابرسی و حجم معاملات غیرعادی سهام رابطه معناداری وجود ندارد. در نهایت، رابطه بین هزینه حسابرسی و پیش‌بینی‌های غیرمنتظره قوی‌تر از رابطه بین هزینه حسابرسی و اعتبار پیش‌بینی می‌باشد.

علوی طبار و همکاران (۱۳۹۰) رابطه نظام راهبری و حق‌الزحمه حسابرسی مستقل شرکت‌ها را مورد بررسی قرار دادند. نظام راهبردی شرکت‌ها مجموعه‌ای از فرآیندها و ساختارهایی است که با استفاده از سازوکارهای درون سازمانی و برون سازمانی در پی کسب اطمینان از رعایت حقوق ذی‌نفعان، پاسخ‌گویی، شفافیت و عدالت در واحدهای تجاری است. این پژوهش به دنبال یافتن پاسخ این پرسش است که آیا نظام راهبری شرکت‌ها در ایران با میزان حق‌الزحمه حسابرسی مستقل رابطه معنی‌داری دارد یا خیر و این‌که چنین رابطه‌ای در چه جهتی است. بدین منظور ۲۰۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۸۷ به‌عنوان نمونه انتخاب شد و رابطه ده عامل شناخته شده نظام راهبری شرکت‌ها با توجه به مبانی نظری، ادبیات و منابع اطلاعاتی موجود با حق‌الزحمه حسابرسی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش حاکی است که از ده عامل مزبور، دو عامل درصد مالکیت نهادهای دولتی و شبه دولتی و نوع حسابرس با حق‌الزحمه حسابرسی مستقل رابطه مستقیم و معنی‌داری دارد.

❐ ۳- فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه خطی معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه خطی معناداری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین حق‌الزحمه حسابرسی سایر مؤسسات حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه خطی معناداری وجود دارد.

فرضیه چهارم: بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه غیرخطی معناداری وجود دارد.

فرضیه پنجم: بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه غیرخطی معناداری وجود دارد.

فرضیه ششم: بین حق‌الزحمه حسابرسی سایر مؤسسات حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه غیرخطی معناداری وجود دارد.

فرضیه هفتم: بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه خطی معناداری وجود دارد.

فرضیه هشتم: بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه خطی معناداری وجود دارد.

فرضیه نهم: بین حق‌الزحمه حسابرسی سایر مؤسسات حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها

رابطه خطی معناداری وجود دارد.

فرضیه دهم: بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه غیرخطی معناداری وجود دارد.

فرضیه یازدهم: بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه غیرخطی معناداری وجود دارد.

فرضیه دوازدهم: بین حق‌الزحمه حسابرسی سایر مؤسسات حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه غیرخطی معناداری وجود دارد.

❐ ۴- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر، توصیفی از نوع همبستگی و بر مبنای هدف از نوع پژوهش کاربردی است و به روش پس‌رویدادی انجام شده است. مبانی نظری و پیشینه پژوهش، به روش کتابخانه‌ای و داده‌های مورد نظر آزمون فرضیه‌ها نیز از گزارش‌های مالی موجود در آرشیو بورس اوراق بهادار تهران، بانک‌های اطلاعاتی موجود در بازار همچون ره‌آورد نوین و اطلاعات موجود در سایت کدال، جمع‌آوری گردید. جامعه آماری این پژوهش از کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا پایان سال ۱۳۹۵ در بورس فعال بوده‌اند، تشکیل شده است. نمونه آماری، با توجه به معیارهای گزینشی زیر انتخاب گردید. بدین‌ترتیب، کلیه شرکت‌های عضو جامعه آماری که دارای شرایط زیر بوده‌اند عضو نمونه آماری پژوهش محسوب گردیده‌اند. بنابراین، نمونه آماری از پایایی و روایی لازم و کافی برخوردار هستند.

۱. شرکت‌ها در طول دوره پژوهش تغییر سال مالی نداده باشند. ۲. نوع فعالیت شرکت‌ها، تولیدی بوده و لذا جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشد. ۳. پایان سال مالی شرکت‌های مورد مطالعه منتهی به ۲۹ اسفندماه در هر سال باشد. ۴. وقفه معاملاتی بیش از شش ماه نداشته باشند. ۵. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت‌های نمونه مثبت باشد. ۶. اطلاعات کامل هر یک از شرکت‌های مورد مطالعه طی قلمرو زمانی پژوهش موجود باشند. تعداد ۷۳ شرکت که حائز شرایط فوق بودند به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند. پس از جمع‌آوری داده‌ها، برای جمع‌بندی و محاسبات از نرم‌افزار اکسل استفاده شده است. سپس تجزیه و تحلیل نهایی به وسیله الگوهای رگرسیونی چند متغیره و با استفاده از نرم‌افزار ایویوز انجام شده است.

برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از آمار توصیفی و استنباطی استفاده می‌شود. با استفاده از آمار توصیفی، شاخص‌های آماری از جمله شاخص‌های گرایش به مرکز و شاخص‌های پراکندگی محاسبه و تحلیل می‌شوند. برای آزمون فرضیه‌ها و تعمیم نتایج به جامعه آماری، از آمار استنباطی استفاده شده و فرضیه‌های مربوطه تعبیر و تفسیر می‌شوند.

هدف از پژوهش، مطالعه و بررسی رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته و اندازه‌گیری تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است؛ بررسی همبستگی و تحلیل رگرسیون مناسب‌ترین روش برای آزمون فرضیه‌های پژوهش است. به منظور تعیین الگوی مناسب برای برآورد و تأثیر

متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته، ابتدا آزمون‌های تشخیصی F لیمر و هاسمن انجام می‌شود. در نهایت، فرضیه‌ها از طریق نتایج حاصل از الگوهای اقتصادسنجی و رگرسیون چند متغیره مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای بررسی معنی‌دار بودن ضریب متغیرهای مستقل در هر الگو، از آماره t استیودنت در سطح اطمینان ۹۵٪ و به منظور تعیین معنی‌دار بودن الگوی رگرسیون از آماره F فیشر استفاده می‌شود. از آزمون دوربین-واتسون نیز برای بررسی نبود مشکل خود همبستگی بین جملات پسماند استفاده می‌گردد. (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹)

❐ ۵- الگوها و متغیرهای پژوهش

برای آزمون فرضیه اول پژوهش، به پیروی از مطالعه بنرجی و جنر[1] (۲۰۱۶)، الگوی (۱) برآورد می‌شود:

الگوی (۱)

$$MTB_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_{i,t} + \alpha_2 Indep_{i,t} + \alpha_3 Own_{i,t} + \alpha_4 BSize_{i,t} + \alpha_5 FSize_{i,t} + \alpha_6 FCF_{i,t} + \alpha_7 FLev_{i,t} + \alpha_8 Cash\ Holding_{i,t} + \alpha_9 AQ_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای آزمون فرضیه دوم و سوم پژوهش، به پیروی از مطالعه بنرجی و جنر (۲۰۱۶)، الگوی (۲) در دو زیرمجموعه ۱) شرکت‌هایی که توسط سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر انجام شده‌اند و ۲) شرکت‌هایی که توسط سایر مؤسسات حسابرسی انجام شده‌اند، برآورد می‌شود:

الگوی (۲)

$$MTB_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_{i,t} + \alpha_2 Indep_{i,t} + \alpha_3 Own_{i,t} + \alpha_4 BSize_{i,t} + \alpha_5 FSize_{i,t} + \alpha_6 FCF_{i,t} + \alpha_7 FLev_{i,t} + \alpha_8 Cash\ Holding_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای آزمون فرضیه چهارم پژوهش، به پیروی از مطالعه بنرجی و جنر (۲۰۱۶)، الگوی (۳) برآورد می‌شود:

الگوی (۳)

$$MTB_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_{i,t} + \alpha_2 AF^2_{i,t} + \alpha_3 Indep_{i,t} + \alpha_4 Own_{i,t} + \alpha_5 BSize_{i,t} + \alpha_6 FSize_{i,t} + \alpha_7 FCF_{i,t} + \alpha_8 FLev_{i,t} + \alpha_9 Cash\ Holding_{i,t} + \alpha_{10} AQ_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای آزمون فرضیه پنجم و ششم پژوهش، به پیروی از مطالعه بنرجی و جنر (۲۰۱۶)، الگوی (۴) در دو زیرمجموعه ۱) شرکت‌هایی که توسط سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر انجام شده‌اند و ۲) شرکت‌هایی که توسط سایر مؤسسات حسابرسی انجام شده‌اند، برآورد می‌شود:

الگوی (۴)

$$MTB_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_{i,t} + \alpha_2 AF^2_{i,t} + \alpha_3 Indep_{i,t} + \alpha_4 Own_{i,t} + \alpha_5 BSize_{i,t} + \alpha_6 FSize_{i,t} + \alpha_7 FCF_{i,t} + \alpha_8 FLev_{i,t} + \alpha_9 Cash\ Holding_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

1. Banerjee & Jenner

برای آزمون فرضیه هفتم پژوهش، به پیروی از مطالعه بنرجی و جنر (۲۰۱۶)، الگوی (۵) برآورد می‌شود:

الگوی (۵)

$$AR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_{i,t} + \alpha_2 Indep_{i,t} + \alpha_3 Own_{i,t} + \alpha_4 BSize_{i,t} + \alpha_5 FSize_{i,t} + \alpha_6 FCF_{i,t} + \alpha_7 FLev_{i,t} + \alpha_8 Cash\ Holding_{i,t} + \alpha_9 AQ_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای آزمون فرضیه هشتم و نهم پژوهش، به پیروی از مطالعه بنرجی و جنر (۲۰۱۶)، الگوی (۶) در دو زیرمجموعه ۱) شرکت‌هایی که توسط سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر انجام شده‌اند و ۲) شرکت‌هایی که توسط سایر مؤسسات حسابرسی انجام شده‌اند، برآورد می‌شود:

الگوی (۶)

$$AR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_{i,t} + \alpha_2 Indep_{i,t} + \alpha_3 Own_{i,t} + \alpha_4 BSize_{i,t} + \alpha_5 FSize_{i,t} + \alpha_6 FCF_{i,t} + \alpha_7 FLev_{i,t} + \alpha_8 Cash\ Holding_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای آزمون فرضیه دهم پژوهش، به پیروی از مطالعه بنرجی و جنر (۲۰۱۶)، الگوی (۷) برآورد می‌شود:

الگوی (۷)

$$AR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_{i,t} + \alpha_2 AF_{i,t}^2 + \alpha_3 Indep_{i,t} + \alpha_4 Own_{i,t} + \alpha_5 BSize_{i,t} + \alpha_6 FSize_{i,t} + \alpha_7 FCF_{i,t} + \alpha_8 FLev_{i,t} + \alpha_9 Cash\ Holding_{i,t} + \alpha_{10} AQ_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای آزمون فرضیه یازدهم و دوازدهم پژوهش، به پیروی از مطالعه بنرجی و جنر (۲۰۱۶)، الگوی (۸) در دو زیرمجموعه ۱) شرکت‌هایی که توسط سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر انجام شده‌اند و ۲) شرکت‌هایی که توسط سایر مؤسسات حسابرسی انجام شده‌اند، برآورد می‌شود:

الگوی (۸)

$$AR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_{i,t} + \alpha_2 AF_{i,t}^2 + \alpha_3 Indep_{i,t} + \alpha_4 Own_{i,t} + \alpha_5 BSize_{i,t} + \alpha_6 FSize_{i,t} + \alpha_7 FCF_{i,t} + \alpha_8 FLev_{i,t} + \alpha_9 Cash\ Holding_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

به منظور بررسی بیشتر نتایج، یکبار نیز الگوهای اصلی پژوهش با ورود متغیر مجازی نوع حسابرس به الگوها برآورد می‌شوند. بدین منظور، برای بررسی رابطه خطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها و اثر تعدیلگر کیفیت حسابرسی بر ارتباط مذکور، الگوی (۹) برآورد می‌شود:

الگوی (۹)

$$MTB_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_{i,t} + \alpha_2 AQ_{i,t} + \alpha_3 AF_{i,t} \times AQ_{i,t} + \alpha_4 Indep_{i,t} + \alpha_5 Own_{i,t} + \alpha_6 BSize_{i,t} + \alpha_7 FSize_{i,t} + \alpha_8 FCF_{i,t} + \alpha_9 FLev_{i,t} + \alpha_{10} Cash\ Holding_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای بررسی رابطه غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها و اثر تعدیلگر کیفیت حسابرسی بر ارتباط مذکور، الگوی (۱۰) برآورد می‌شود:

الگوی (۱۰)

$$MTB_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_{i,t} + \alpha_2 AF_{i,t}^2 + \alpha_3 AQ_{i,t} + \alpha_4 AF_{i,t} \times AQ_{i,t} + \alpha_5 AF_{i,t}^2 \times AQ_{i,t} + \alpha_6 Indep_{i,t} + \alpha_7 Own_{i,t} + \alpha_8 BSize_{i,t} + \alpha_9 FSize_{i,t} + \alpha_{10} FCF_{i,t} + \alpha_{11} FLev_{i,t} + \alpha_{12} Cash\ Holding_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای بررسی رابطه خطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها و اثر تعدیلگر کیفیت حسابرسی بر ارتباط مذکور، الگوی (۱۱) برآورد می‌شود:

الگوی (۱۱)

$$AR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_{i,t} + \alpha_2 AQ_{i,t} + \alpha_3 AF_{i,t} \times AQ_{i,t} + \alpha_4 Indep_{i,t} + \alpha_5 Own_{i,t} + \alpha_6 BSize_{i,t} + \alpha_7 FSize_{i,t} + \alpha_8 FCF_{i,t} + \alpha_9 FLev_{i,t} + \alpha_{10} Cash\ Holding_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای بررسی رابطه غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها و اثر تعدیلگر کیفیت حسابرسی بر ارتباط مذکور، الگوی (۱۲) برآورد می‌شود:

الگوی (۱۲)

$$AR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_{i,t} + \alpha_2 AF_{i,t}^2 + \alpha_3 AQ_{i,t} + \alpha_4 AF_{i,t} \times AQ_{i,t} + \alpha_5 AF_{i,t}^2 \times AQ_{i,t} + \alpha_6 Indep_{i,t} + \alpha_7 Own_{i,t} + \alpha_8 BSize_{i,t} + \alpha_9 FSize_{i,t} + \alpha_{10} FCF_{i,t} + \alpha_{11} FLev_{i,t} + \alpha_{12} Cash\ Holding_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

تعاریف عملیاتی متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها در نگاره (۱) آورده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نگاره (۱): تعاریف عملیاتی متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها

نوع متغیر	نام متغیر	نماد متغیر	نحوه محاسبه
وابسته	فرصت‌های رشد	MTB	$MTB = \frac{MVE}{BVE}$ MVE: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال t. BVE: ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال t. (گامپرز[1] و همکاران، ۲۰۰۳؛ ببچاک[2] و همکاران، ۲۰۰۹)
	بازده غیرعادی	AR	از تفاضل بازده سالانه سهام شرکت و میانگین بازده بازار طی هر سال به‌دست می‌آید. (بنرجی و جنر، ۲۰۱۶). $AR_{it} = R_{it} - R_{mt}$
مستقل	حق‌الزحمه حسابرسی	AF	لگاریتم طبیعی حق‌الزحمه حسابرسی شرکت (بنرجی و جنر، ۲۰۱۶).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Gompers
2. Bebchuk

نوع متغیر	نام متغیر	نماد متغیر	نحوه محاسبه
کنترل	استقلال هیأت مدیره	Indep	نسبت تعداد اعضای غیرموظف هیأت مدیره به کل تعداد اعضای هیأت مدیره (فیشر و سوان[1]، ۲۰۱۳).
	درصد مالکیت سهامداران نهادی	Own	درصد مالکیت سهامداران نهادی (سهامدارانی که حداقل ۵٪ سهام شرکت را دارا هستند) (سچولتز[2] و همکاران، ۲۰۱۳).
	اندازه هیأت مدیره	BSize	تعداد اعضای هیأت مدیره شرکت (سچولتز و همکاران، ۲۰۱۳).
	اندازه شرکت	FSize	لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی‌های شرکت (مولر[3] و همکاران، ۲۰۰۴ و ۲۰۰۵).
	جریان وجه نقد آزاد	FCF	$FCF = \frac{OI + D - IP - DP - TP}{TA}$ FCF: جریان وجه نقد آزاد شرکت در سال t. OI: سود عملیاتی شرکت در پایان سال t. D: هزینه استهلاک شرکت در پایان سال t. IP: هزینه مالی شرکت در پایان سال t. DP: سود تقسیمی شرکت در پایان سال t. TP: مالیات پرداختی شرکت در پایان سال t. TA: کل دارایی‌های شرکت در پایان سال t. (جنسن، ۱۹۸۶)
	اهرم مالی	FLev	نسبت کل بدهی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها (مالونی[4] و همکاران، ۱۹۹۳).
	نگهداشت وجه نقد	Cash Holding	نسبت وجه نقد به ارزش دفتری دارایی‌ها (هارفورد[5]، ۱۹۹۹).
	کیفیت حسابرسی	AQ	اگر حسابرس شرکت؛ سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر باشد ارزش یک و در غیراینصورت ارزش صفر می‌گیرد.

منبع: بنرجی و جنر (۲۰۱۶)

1. Fischer & Swan
2. Schultz
3. Moeller
4. Maloney
5. Harford

❐ ۶- یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات، ابتدا آمار توصیفی داده‌های تحت بررسی محاسبه گردید و در نگاره (۲) شاخص‌های مرکزی و پراکندگی ارائه می‌شود.

نگاره (۲): آمار توصیفی کل متغیرهای پژوهش

کل شرکت‌ها								
نماد متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	مشاهدات
MTB	۲/۵۷۳	۱/۹۷۳	۲۴/۳۹۲	۰/۲۸۳	۲/۱۰۹	۳/۴۴۲	۲۵/۷۴۱	۵۸۴
AR	۰/۲۲۲	-۰/۰۰۳	۷/۳۱۹	-۱/۰۴۰	۰/۹۳۷	۳/۴۰۳	۲۰/۷۰۸	۵۸۴
AF	۶/۶۶۱	۶/۶۱۰	۹/۵۰۸	۲/۹۲۹	۰/۸۸۳	۰/۲۷۰	۳/۳۰۸	۵۸۴
Indep	۰/۶۸۰	۰/۶۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۸۲	-۰/۴۲۴	۳/۳۸۹	۵۸۴
Own	۰/۷۲۸	۰/۷۸۵	۰/۹۹۵	۰/۰۰۰	۰/۲۱۹	-۱/۵۰۱	۴/۹۹۷	۵۸۴
BSize	۵/۰۰۰	۵/۰۰۰	۷/۰۰۰	۵/۰۰۰	۰/۱۱۷	۱۷/۰۰۰	۲۹/۰۰۳	۵۸۴
FSize	۱۳/۵۰۱	۱۳/۴۹۵	۱۹/۰۵۱	۱۰/۰۳۱	۱/۲۳۲	۰/۵۹۷	۴/۹۰۱	۵۸۴
FCF	۰/۰۵۱	۰/۰۴۸	۰/۳۶۷	-۰/۶۱۴	۰/۱۰۳	-۰/۵۷۴	۷/۵۴۸	۵۸۴
FLev	۰/۵۹۰	۰/۶۰۶	۱/۱۳۲	۰/۱۳۱	۰/۱۷۳	-۰/۲۲۸	۲/۶۲۹	۵۸۴
Cash Holding	۰/۰۴۵	۰/۰۳۱	۰/۴۶۱	۰/۰۰۰۵	۰/۰۴۹	۲/۹۷۱	۱۷/۲۳۸	۵۸۴
AQ	۰/۳۱۰	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۵۹	۰/۸۷۵	۱/۷۶۵	۵۸۴
سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر								
نماد متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	مشاهدات
MTB	۲/۵۵۵	۱/۹۶۵	۲۴/۳۹۲	۰/۴۳۲	۲/۰۷۰	۳/۵۱۹	۲۴/۵۰۶	۱۷۵
AR	۰/۲۲۱	-۰/۰۰۴	۷/۳۱۹	-۱/۰۴۰	۰/۹۴۱	۳/۴۴۹	۱۸/۰۶۳	۱۷۵
AF	۶/۶۷۷	۶/۶۳۹	۹/۵۰۸	۲/۹۲۹	۰/۸۹۰	۰/۲۳۴	۰/۲۹۵	۱۷۵
Indep	۰/۶۷۸	۰/۶۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۸۳	-۰/۴۰۰	۰/۳۷۱	۱۷۵
Own	۰/۷۲۵	۰/۷۸۱	۰/۹۹۵	۰/۰۰۰	۰/۲۱۹	-۱/۴۷۲	۱/۹۱۲	۱۷۵
BSize	۵/۰۰۷	۵/۰۰۰	۷/۰۰۰	۵/۰۰۰	۰/۱۱۹	۱۶/۷۷۸	۲۸/۴۸۶	۱۷۵

FSize	۱۳/۵۰۴	۱۳/۵۰۶	۱۹/۰۵۱	۱۰/۰۳۱	۱/۲۴۹	۰/۵۸۵	۱/۸۰۱	۱۷۵
FCF	۰/۰۵۰	۰/۰۴۸	۰/۳۶۷	-۰/۶۱۴	۰/۱۰۴	-۰/۵۸۹	۴/۵۹۱	۱۷۵
Flev	۰/۵۸۸	۰/۶۰۷	۱/۱۳۲	۰/۱۳۱	۰/۱۷۴	-۰/۲۳۴	-۰/۳۹۵	۱۷۵
Cash Holding	۰/۰۴۵	۰/۰۳۱	۰/۴۶۱	۰/۰۰۰	۰/۰۴۹	۲/۹۷۶	۱۴/۱۹۵	۱۷۵
سایر مؤسسات حسابرسی								
نماد متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	مشاهدات
MTB	۲/۵۷۳	۱/۹۷۳	۲۴/۳۹۲	۰/۲۸۳	۲/۱۰۹	۳/۴۵۱	۲۲/۹۴۷	۴۰۹
AR	۰/۲۲۲	-۰/۰۰۳	۷/۳۱۹	-۱/۰۴۰	۰/۹۳۷	۳/۴۱۲	۱۷/۸۷۱	۴۰۹
AF	۶/۶۶۱	۶/۶۱۰	۹/۵۰۸	۲/۹۲۹	۰/۸۸۳	۰/۲۷۰	۰/۳۲۱	۴۰۹
Indep	۰/۶۸۰	۰/۶۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۸۲	-۰/۴۲۵	۰/۴۰۳	۴۰۹
Own	۰/۷۲۸	۰/۷۸۵	۰/۹۹۵	۰/۰۰۰	۰/۲۱۹	-۱/۵۰۵	۲/۰۲۴	۴۰۹
BSize	۵/۰۰۷	۵/۰۰۰	۷/۰۰۰	۵/۰۰۰	۰/۱۱۷	۱۷/۰۴۴	۲۹/۴۸۶	۴۰۹
FSize	۱۳/۵۰۱	۱۳/۴۹۵	۱۹/۰۵۱	۱۰/۰۳۱	۱/۲۳۲	۰/۵۹۸	۱/۹۲۷	۴۰۹
FCF	۰/۰۵۱	۰/۰۴۸	۰/۳۶۷	-۰/۶۱۴	۰/۱۰۳	-۰/۵۷۶	۴/۵۹۸	۴۰۹
Flev	۰/۵۹۰	۰/۶۰۶	۱/۱۳۲	۰/۱۳۱	۰/۱۷۳	-۰/۲۲۸	-۰/۳۶۴	۴۰۹
Cash Holding	۰/۰۴۵	۰/۰۳۱	۰/۴۶۱	۰/۰۰۰	۰/۰۴۹	۲/۹۷۹	۱۴/۳۷۱	۴۰۹

نتایج نگاره (۲) نشان می‌دهد که میانگین فرصت‌های رشد و بازده غیرعادی شرکت‌ها به‌طور متوسط طی یک سال حدود ۲/۵۷۳ و ۰/۲۲۲ است. فرصت‌های رشد بیانگر میزان قابلیت دسترسی به پروژه‌های سرمایه‌گذاری سودآور و یا ایجاد موانع برای ورود به صنعت خاص است. برای اندازه‌گیری فرصت‌های رشد از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام استفاده شده است. بر اساس این معیار می‌توان دریافت سهام چند برابر ارزش دفتری آن مورد معامله قرار می‌گیرد. میانگین فرصت رشد با مقدار ۲/۵۷۳ نشان می‌دهد که به‌طور متوسط ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت‌های نمونه طی یک سال ۲/۵۷ برابر بیشتر از ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آنها است. میانگین بازده غیرعادی بیانگر این است که بازده سالانه سهام شرکت‌های نمونه به‌طور متوسط طی یک سال ۲۲٪ از بازده بازار آن‌ها بیشتر است.

میانگین حق‌الزحمه حسابرسی با مقدار ۶/۶۶۱ نشان می‌دهد به‌طور متوسط حق‌الزحمه حسابرسی هر شرکت ۷۸۱ میلیون ریال می‌باشد. میانگین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان

حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر با مقدار ۶/۶۷۷ نشان می‌دهد به‌طور متوسط حق‌الزحمه حسابرسی هر شرکت ۷۹۴ میلیون ریال می‌باشد. نتایج نگاره (۲) نشان می‌دهد که به‌طور متوسط طی یک سال ۳۱٪ از حسابرسی شرکت‌های نمونه را سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر انجام می‌دهد.

انحراف معیار داده‌ها، پراکندگی داده‌ها از میانگین را نشان می‌دهد. انحراف معیار کم، نشان‌دهنده پراکندگی کم داده‌ها از میانگین و انحراف معیار زیاد، نشان‌دهنده پراکندگی زیاد داده‌ها از میانگین می‌باشد. متغیر نگهداشت وجه نقد با انحراف معیار ۰/۰۴۹ دارای کمترین پراکندگی از میانگین و متغیر فرصت‌های رشد با انحراف ۲/۱۰۹، دارای بیشترین پراکندگی از میانگین است. در بررسی ضریب کشیدگی دیده می‌شود که تمام متغیرهای مورد بررسی، دارای ضریب کشیدگی مثبت یعنی بلندتر از توزیع نرمال می‌باشند. نتایج آمار توصیفی نشان می‌دهد که آمارها کنترل شده و درست هستند و می‌توان از آن‌ها برای آزمون استنباطی استفاده کرد.

نتایج آزمون فرضیه اول و دوم و سوم پژوهش

قبل از برازش الگوهای پژوهش، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب از بین الگوهای داده‌های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انجام شود که نتایج آن در نگاره (۳) آورده شده است.

نگاره (۳): نتایج آزمون تشخیصی F لیمر و آزمون هاسمن

الگو	نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	روش پذیرفته شده
کل شرکت‌ها	F لیمر	۶/۰۳۴	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
	هاسمن	۵۹/۹۳۲	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت
سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر	F لیمر	۶/۸۴۶	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
	هاسمن	۱۳/۰۵۹	۰/۱۱۰	روش داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی
سایر مؤسسات حسابرسی	F لیمر	۴/۲۹۲	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
	هاسمن	۳۶/۳۸۵	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت

با توجه به اینکه سطح معناداری به‌دست آمده از آزمون F لیمر در الگو سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر، کمتر از ۵٪ می‌باشد فرضیه صفر (داده‌های تلفیقی) رد و روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود و از آنجا که سطح معناداری به‌دست آمده از آزمون هاسمن، بیشتر از ۵٪ می‌باشد فرضیه صفر (روش اثرات تصادفی) پذیرفته می‌شود. بنابراین، برای تخمین الگو از روش

داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات تصادفی استفاده می‌شود.

با توجه به اینکه سطح معناداری به‌دست آمده از آزمون F لیمر در الگو کل شرکت‌ها و سایر مؤسسات حسابرسی، کمتر از ۵٪ می‌باشد فرضیه صفر (داده‌های تلفیقی) رد و روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود و از آنجا که سطح معناداری به‌دست آمده از آزمون هاسمن، کمتر از ۵٪ می‌باشد فرضیه صفر (روش اثرات تصادفی) رد و روش اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. بنابراین، برای تخمین الگوها از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت استفاده می‌شود.

نتیجه حاصل از تخمین الگوها به همراه آزمون‌های تعیین اعتبار باقیمانده‌های الگو در نگاره (۴) ارائه شده است:

نگاره (۴): نتایج آزمون فرضیه اول و دوم و سوم پژوهش

متغیر	کل شرکت‌ها			سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر			سایر مؤسسات حسابرسی		
	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	ضرایب	آماره t	سطح معناداری
C	-۶/۷۰۷	-۴/۲۴۰	۰/۰۰۰	۳/۷۱۰	۱/۶۶۰	۰/۰۹۹	-۱۰/۴۰۲	-۱/۹۳۴	۰/۰۵۴
AF	۰/۱۷۱	۲/۲۱۲	۰/۰۲۷	۰/۴۵۷	۳/۲۱۷	۰/۰۰۲	۰/۰۹۸	۰/۴۳۰	۰/۶۶۸
Indep	-۰/۲۷۲	-۱/۱۶۰	۰/۲۴۷	۰/۴۴۲	۰/۹۷۸	۰/۳۳۰	-۱/۱۳۲	-۱/۵۶۸	۰/۱۱۸
Own	-۰/۳۸۸	-۱/۵۸۵	۰/۱۱۴	۱/۰۱۵	۲/۱۴۱	۰/۰۳۴	-۰/۹۶۲	-۱/۵۲۲	۰/۱۲۹
BSize	-۰/۰۶۳	-۰/۲۸۴	۰/۷۷۷	-۰/۱۹۴	-۰/۶۱۵	۰/۵۳۹	۰/۰۹۴	۰/۱۰۳	۰/۹۱۸
FSize	۰/۵۸۲	۵/۸۳۱	۰/۰۰۰	-۰/۴۴۰	-۴/۹۱۲	۰/۰۰۰	۰/۸۱۲	۳/۰۴۴	۰/۰۰۳
FCF	۱/۴۷۱	۳/۶۱۶	۰/۰۰۰	۳/۳۸۴	۳/۶۲۸	۰/۰۰۰	۰/۲۳۵	۰/۲۳۲	۰/۸۱۷
FLev	۱/۷۲۳	۴/۸۰۳	۰/۰۰۰	۱/۸۷۱	۳/۴۰۰	۰/۰۰۱	۳/۹۸۶	۴/۶۹۱	۰/۰۰۰
Cash Holding	۱/۰۲۴	۱/۱۱۵	۰/۲۶۶	-۰/۴۵۷	-۰/۱۹۹	۰/۸۴۳	۴/۶۹۲	۲/۱۷۴	۰/۰۳۰
AQ	-۰/۲۲۷	-۱/۷۱۹	۰/۰۸۶						
ضریب تعیین (تعدیل شده)	۰/۶۵۸ (۰/۶۰۳)			۰/۳۳۷ (۰/۳۰۵)			۰/۴۶۴ (۰/۳۵۷)		
آماره دوربین واتسون	۱/۷۶			۱/۸۱۵			۱/۹۱۸		
آماره F فیشر (سطح معناداری)	۱۱/۹۵۰ (۰/۰۰۰)			۱۰/۵۴۴ (۰/۰۰۰)			۴/۳۲۷ (۰/۰۰۰)		

نتایج نگاره (۴) نشان می‌دهد که مقدار آماره دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد،

بنابراین عدم همبستگی در اجزاء باقیمانده الگوی رگرسیونی فوق را تأیید می‌کند. با توجه به اینکه سطح معنی‌داری آماره F فیشر کمتر از ۵٪ است، لذا معناداری کل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده الگو نشان می‌دهد که مجموعاً ۶۰٪، ۳۱٪ و ۳۶٪ از تغییرات حاصله در متغیر وابسته می‌تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی‌دار شده در این الگو توضیح داده شود.

با توجه به نتایج به‌دست آمده در نگاره (۴) از برآورد الگو کل شرکت‌ها، ضریب متغیر حق‌الزحمه حسابرسی (AF) برابر ۰/۱۷۱ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۲۷ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. در نتیجه فرضیه اول در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می‌گیرد. با توجه به نتایج به‌دست آمده از برآورد الگو سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر، ضریب متغیر حق‌الزحمه حسابرسی برابر ۰/۴۵۷ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۰۲ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. در نتیجه، فرضیه دوم در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می‌گیرد. همچنین، ضریب این متغیر در الگو سایر مؤسسات حسابرسی برابر ۰/۰۹۸ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۶۶۸ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی سایر مؤسسات حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه معناداری وجود ندارد. در نتیجه، فرضیه سوم در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

نتایج آزمون فرضیه چهارم و پنجم و ششم پژوهش

قبل از برازش الگوهای پژوهش، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب از بین الگوهای داده‌های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انجام شود که نتایج آن در نگاره (۵) آورده شده است.

نگاره (۵): نتایج آزمون تشخیصی F لیمر و آزمون هاسمن

الگو	نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	روش پذیرفته شده
کل شرکت‌ها	F لیمر	۶/۰۴۴	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
	هاسمن	۶۱/۵۹۵	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت
سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر	F لیمر	۶/۵۲۵	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
	هاسمن	۱۶/۰۸۵	۰/۰۶۵	روش داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی
سایر مؤسسات حسابرسی	F لیمر	۴/۲۹۶	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
	هاسمن	۳۵/۹۸۳	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت

با توجه به نتایج به‌دست آمده در نگاره (۵) برای تخمین الگو سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر، از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات تصادفی و برای تخمین الگو کل شرکت‌ها و سایر مؤسسات حسابرسی، از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت استفاده می‌شود.

نتیجه حاصل از تخمین الگوها به همراه آزمون‌های تعیین اعتبار باقیمانده‌های الگو در نگاره (۶) ارائه شده است:

نگاره (۶): نتایج آزمون فرضیه چهارم و پنجم و ششم پژوهش

متغیر	کل شرکت‌ها			سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر			سایر مؤسسات حسابرسی		
	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	ضرایب	آماره t	سطح معناداری
C	-۱۰/۳۵۸	-۴/۵۰۵	۰/۰۰۰	۱۲/۷۰۵	۳/۲۰۲	۰/۰۰۲	-۱۴/۱۸۹	-۲/۱۱۶	۰/۰۳۵
AF	۱/۴۰۹	۲/۳۷۰	۰/۰۱۸	-۱/۹۹۷	-۱/۹۲۹	۰/۰۵۰	۱/۳۷۲	۱/۰۰۴	۰/۳۱۶
AF^2	-۰/۰۹۱	-۲/۱۶۱	۰/۰۳۱	۰/۱۷۲	۲/۲۷۴	۰/۰۲۴	-۰/۱۰۱	-۰/۹۴۵	۰/۳۴۵
Indep	-۰/۳۲۰	-۱/۳۴۱	۰/۱۸۱	۰/۳۳۴	۰/۷۴۰	۰/۴۶۱	-۱/۱۶۶	-۱/۶۱۳	۰/۱۰۸
Own	-۰/۴۱۵	-۱/۶۹۲	۰/۰۹۱	۱/۱۰۵	۲/۵۵۰	۰/۰۱۲	-۱/۰۱۳	-۱/۵۹۷	۰/۱۱۱
BSize	-۰/۱۰۰	-۰/۴۷۱	۰/۶۳۸	-۰/۱۶۱	-۰/۳۸۳	۰/۷۰۲	۰/۱۰۰	۰/۱۱۰	۰/۹۱۳
FSize	۰/۵۶۴	۵/۵۷۱	۰/۰۰۰	-۰/۴۶۳	-۵/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۸۰۱	۲/۹۹۸	۰/۰۰۳
FCF	۱/۴۵۲	۳/۵۷۱	۰/۰۰۰	۳/۴۰۴	۳/۵۰۲	۰/۰۰۱	۰/۲۱۲	۰/۲۰۹	۰/۸۳۵
FLev	۱/۷۱۴	۴/۷۷۴	۰/۰۰۰	۱/۵۹۹	۳/۱۶۸	۰/۰۰۲	۳/۹۷۷	۴/۶۷۹	۰/۰۰۰
Cash Holding	۱/۰۳۴	۱/۱۳۶	۰/۲۵۶	-۰/۵۲۴	-۰/۲۱۰	۰/۸۳۴	۴/۷۸۲	۲/۲۱۳	۰/۰۲۸
AQ	-۰/۲۲۱	-۱/۶۵۴	۰/۰۹۹						
ضریب تعیین (تعدیل شده)	۰/۶۵۹ (۰/۶۰۳)			۰/۴۱۲ (۰/۳۸۰)			۰/۴۶۵ (۰/۳۵۶)		
آماره دوربین واتسون	۱/۷۹			۱/۸۹۳			۱/۹۳۳		
آماره F فیشر (سطح معناداری)	۱۱/۸۱۶ (۰/۰۰۰)			۱۲/۸۴۳ (۰/۰۰۰)			۴/۲۷۶ (۰/۰۰۰)		

نتایج نگاره (۶) نشان می‌دهد که مقدار آماره دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، بنابراین عدم همبستگی در اجزاء باقیمانده الگوی رگرسیونی فوق را تأیید می‌کند. با توجه به اینکه سطح معنی‌داری آماره F فیشر کمتر از ۵٪ است، لذا معناداری کل رگرسیون در سطح

اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده الگو نشان می‌دهد که مجموعاً ۶۰٪، ۳۸٪ و ۳۶٪ از تغییرات حاصله در متغیر وابسته می‌تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی‌دار شده در این الگو توضیح داده شود.

با توجه به نتایج به‌دست آمده در نگاره (۶) از برآورد الگو کل شرکت‌ها، ضریب متغیر حق‌الزحمه حسابرسی (AF) برابر ۱/۴۰۹ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۱۸ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. همچنین، ضریب متغیر (AF^2) برابر ۰/۰۹۱- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۳۱ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه غیرخطی (U معکوس) معناداری وجود دارد. در نتیجه فرضیه چهارم در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می‌گیرد. نتایج این فرضیه نشان می‌دهد که مرز حق‌الزحمه حسابرسی برای فرصت‌های رشد شرکت‌ها ۲۳۰۳ میلیون ریال می‌باشد. به عبارت دیگر، وقتی حق‌الزحمه حسابرسی شرکت‌ها کمتر از ۲۳۰۳ میلیون ریال باشد، فرصت‌های رشد شرکت‌ها افزایش می‌یابد. اما زمانی که حق‌الزحمه حسابرسی از ۲۳۰۳ میلیون ریال بیشتر شود، فرصت‌های رشد شرکت‌ها کاهش می‌یابد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از برآورد الگو سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر، ضریب متغیر حق‌الزحمه حسابرسی (AF) برابر ۱/۹۹۷- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۵۰ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. همچنین، ضریب متغیر (AF^2) برابر ۰/۱۷۲ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۲۴ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه غیرخطی (U شکل) معناداری وجود دارد. در نتیجه، فرضیه پنجم در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می‌گیرد. نتایج این فرضیه نشان می‌دهد که مرز حق‌الزحمه حسابرسی برای فرصت‌های رشد شرکت‌ها ۳۹۵ میلیون ریال می‌باشد. به عبارت دیگر، وقتی حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر کمتر از ۳۹۵ میلیون ریال باشد، فرصت‌های رشد شرکت‌ها کاهش می‌یابد. اما زمانی که حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر از ۳۹۵ میلیون ریال بیشتر شود، فرصت‌های رشد شرکت‌ها افزایش می‌یابد.

همچنین، ضریب حق‌الزحمه حسابرسی (AF) در الگو سایر مؤسسات حسابرسی برابر ۱/۳۷۲ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۳۱۶ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. همچنین، ضریب متغیر (AF^2) برابر ۰/۱۰۱- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۳۴۵ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی سایر مؤسسات حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه غیرخطی معناداری وجود ندارد. در نتیجه، فرضیه ششم در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

نتایج آزمون فرضیه هفتم و هشتم و نهم پژوهش

قبل از برازش الگوهای پژوهش، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب از بین الگوهای داده‌های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انجام شـــود که نتایج آن در نگاره (۷) آورده شده است.

نگاره (۷): نتایج آزمون تشخیصی F لیمر

الگو	نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	روش پذیرفته شده
کل شرکت‌ها	F لیمر	۰/۵۴۸	۰/۹۹۹	روش داده‌های ترکیبی معمولی
سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر	F لیمر	۰/۸۶۷	۰/۶۷۰	روش داده‌های ترکیبی معمولی
سایر مؤسسات حسابرسی	F لیمر	۰/۶۴۶	۰/۹۸۰	روش داده‌های ترکیبی معمولی

با توجه به اینکه سطح معناداری به‌دست آمده از آزمون F لیمر، بیشتر از ۵٪ می‌باشد فرضیه صفر (داده‌های تلفیقی) پذیرفته می‌شـــود. بنابراین، برای تخمین الگوها از روش داده‌های ترکیبی معمولی استفاده می‌شود.

نتیجـــه حاصل از تخمین الگوها به همراه آزمون‌های تعیین اعتبار باقیمانده‌های الگو در نگاره (۸) ارائه شده است:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نگاره (۸): نتایج آزمون فرضیه هفتم و هشتم و نهم پژوهش

متغیر	کل شرکت‌ها			سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر			سایر مؤسسات حسابرسی		
	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	ضرایب	آماره t	سطح معناداری
C	-۰/۱۷۵	-۰/۱۰۲	۰/۹۱۹	-۲/۲۰۶	-۰/۸۵۱	۰/۳۹۶	۰/۰۸۹	۰/۰۴۴	۰/۹۶۵
AF	۰/۰۵۳	۰/۸۶۴	۰/۳۸۸	۰/۱۳۷	۱/۱۶۳	۰/۲۴۷	۰/۰۶۱	۱/۲۴۰	۰/۲۱۶
Indep	-۰/۰۵۶	-۰/۲۶۳	۰/۷۹۳	-۰/۰۱۹	-۰/۰۴۵	۰/۹۶۴	-۰/۱۰۷	-۰/۷۸۸	۰/۴۳۱
Own	-۰/۲۴۰	-۱/۳۳۵	۰/۱۸۲	-۰/۴۶۵	-۰/۹۵۳	۰/۳۴۲	-۰/۲۴۶	-۱/۸۶۵	۰/۰۶۳
BSize	۰/۰۱۸	۰/۰۵۷	۰/۹۵۵	۰/۲۲۰	۰/۴۸۶	۰/۶۲۸	-۰/۰۶۰	-۰/۱۵۲	۰/۸۸۰
FSize	-۰/۰۰۱	-۰/۰۳۲	۰/۹۷۵	۰/۰۳۷	۰/۵۷۳	۰/۵۶۷	-۰/۰۰۸	-۰/۲۲۹	۰/۸۱۹
FCF	۲/۵۷۹	۶/۸۲۳	۰/۰۰۰	۴/۴۰۴	۵/۶۵۶	۰/۰۰۰	۱/۸۵۰	۷/۳۰۷	۰/۰۰۰
FLev	۰/۰۲۷	۰/۱۱۳	۰/۹۱۰	-۰/۱۵۰	-۰/۳۳۵	۰/۷۳۸	۰/۲۲۷	۱/۲۶۶	۰/۲۰۶
Cash Holding	۱/۰۳۲	۱/۲۸۸	۰/۱۹۸	۱/۱۱۵	۰/۴۹۳	۰/۶۲۲	۱/۷۹۹	۳/۴۳۶	۰/۰۰۱
AQ	-۰/۰۲۸	-۰/۲۹۸	۰/۷۶۶						
ضریب تعیین (تعدیل شده)	۰/۱۸۷ (۰/۱۷۳)			۰/۳۸۱ (۰/۳۴۲)			۰/۲۶۱ (۰/۲۴۵)		
آماره دوربین واتسون	۲/۲۶			۲/۲۹۱			۲/۲۲۲		
آماره F فیشر (سطح معناداری)	۶/۰۷۴ (۰/۰۰۰)			۴/۵۹۵ (۰/۰۰۰)			۹/۶۲۳ (۰/۰۰۰)		

نتایج نگاره (۸) نشان می‌دهد که مقدار آماره دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، بنابراین عدم همبستگی در اجزاء باقیمانده الگوی رگرسیونی فوق را تأیید می‌کند. با توجه به اینکه سطح معنی‌داری آماره F فیشر کمتر از ۵٪ است، لذا معناداری کل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده الگو نشان می‌دهد که مجموعاً ۱۷٪، ۳۴٪ و ۲۵٪ از تغییرات حاصله در متغیر وابسته می‌تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی‌دار شده در این الگو توضیح داده شود.

با توجه به نتایج به‌دست آمده در نگاره (۸) از برآورد الگو کل شرکت‌ها، ضریب متغیر حق‌الزحمه حسابرسی (AF) برابر ۰/۰۵۳ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۳۸۸ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه معناداری وجود ندارد. در نتیجه، فرضیه هفتم در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از برآورد الگو سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر، ضریب متغیر حق‌الزحمه حسابرسی برابر ۰/۱۳۷ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۲۴۷ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه معناداری وجود ندارد. در نتیجه، فرضیه هشتم در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. همچنین، ضریب این متغیر در الگو سایر مؤسسات حسابرسی برابر ۰/۰۶۱ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۲۱۶ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی سایر مؤسسات حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه معناداری وجود ندارد. در نتیجه، فرضیه نهم در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

نتایج آزمون فرضیه دهم و یازدهم و دوازدهم پژوهش

قبل از برازش الگوهای پژوهش، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب از بین الگوهای داده‌های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انجام شود که نتایج آن در نگاره (۹) آورده شده است.

نگاره (۹): نتایج آزمون تشخیصی F لیمر

الگو	نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	روش پذیرفته شده
کل شرکت‌ها	F لیمر	۰/۵۴۹	۰/۹۹۹	روش داده‌های ترکیبی معمولی
سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر	F لیمر	۰/۸۵۳	۰/۶۸۹	روش داده‌های ترکیبی معمولی
سایر مؤسسات حسابرسی	F لیمر	۰/۶۴۳	۰/۹۸۱	روش داده‌های ترکیبی معمولی

با توجه به اینکه سطح معناداری به‌دست آمده از آزمون F لیمر، بیشتر از ۵٪ می‌باشد فرضیه صفر (داده‌های تلفیقی) پذیرفته می‌شود. بنابراین، برای تخمین الگوها از روش داده‌های ترکیبی معمولی استفاده می‌شود.

نتیجه حاصل از تخمین الگوها به همراه آزمون‌های تعیین اعتبار باقیمانده‌های الگو در نگاره (۱۰) ارائه شده است:

نگاره (۱۰): نتایج آزمون فرضیه دهم و یازدهم و دوازدهم پژوهش

متغیر	کل شرکت‌ها			سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر			سایر مؤسسات حسابرسی		
	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	ضرایب	آماره t	سطح معناداری
C	-۰/۷۲۳	-۰/۳۲۵	۰/۷۴۵	-۶/۰۳۴	-۱/۳۲۳	۰/۱۸۸	-۰/۸۶۸	-۰/۳۷۶	۰/۷۰۷
AF	۰/۲۲۳	۰/۵۰۳	۰/۶۱۵	۱/۲۲۵	۱/۱۴۲	۰/۲۵۵	۰/۳۷۵	۱/۰۵۰	۰/۲۹۴
AF^2	-۰/۰۱۳	-۰/۳۸۸	۰/۶۹۹	-۰/۰۷۶	-۱/۰۲۰	۰/۳۰۹	-۰/۰۲۴	-۰/۸۶۴	۰/۳۸۸
Indep	-۰/۰۶۴	-۰/۲۹۹	۰/۷۶۵	-۰/۰۶۰	-۰/۱۴۰	۰/۸۸۹	-۰/۱۱۶	-۰/۸۵۵	۰/۳۹۳
Own	-۰/۲۴۶	-۱/۳۵۸	۰/۱۷۵	-۰/۴۶۶	-۰/۹۵۷	۰/۳۴۰	-۰/۲۵۲	-۱/۹۰۴	۰/۰۵۸
BSize	۰/۰۱۴	۰/۰۴۲	۰/۹۶۶	۰/۱۸۷	۰/۴۱۳	۰/۶۸۰	-۰/۰۶۳	-۰/۱۶۰	۰/۸۷۳
FSize	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۹۹۸	۰/۰۴۸	۰/۷۳۵	۰/۴۶۳	-۰/۰۱۱	-۰/۲۹۰	۰/۷۷۲
FCF	۲/۵۶۴	۶/۷۴۵	۰/۰۰۰	۴/۳۵۶	۵/۵۸۶	۰/۰۰۰	۱/۸۴۷	۷/۲۵۷	۰/۰۰۰
FLev	۰/۰۳۱	۰/۱۲۸	۰/۸۹۸	-۰/۰۹۵	-۰/۲۱۰	۰/۸۳۴	۰/۲۳۷	۱/۳۱۴	۰/۱۹۰
Cash Holding	۱/۰۴۷	۱/۳۰۴	۰/۱۹۳	۰/۹۶۱	۰/۴۲۴	۰/۶۷۲	۱/۸۱۳	۳/۴۴۶	۰/۰۰۱
AQ	-۰/۰۲۶	-۰/۲۷۱	۰/۷۸۶						
ضریب تعیین (تعدیل شده)	۰/۱۸۷ (۰/۱۷۱)			۰/۱۸۶ (۰/۱۴۲)			۰/۲۶۲ (۰/۲۴۳)		
آماره دوربین واتسون	۲/۲۶			۲/۲۸۱			۲/۲۳۱		
آماره F فیشر (سطح معناداری)	۵/۴۷۳ (۰/۰۰۰)			۴/۲۰۱ (۰/۰۰۰)			۸/۵۴۹ (۰/۰۰۰)		

نتایج نگاره (۱۰) نشـان می‌دهد که مقدار آماره دوربین-واتسـون بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، بنابراین عدم همبسـتگی در اجزاء باقیمانده الگوی رگرسـیونی فوق را تأیید می‌کند. با توجه به اینکه سـطح معنی‌داری آماره F فیشـر کمتر از ۵٪ اسـت، لذا معناداری کل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده الگو نشان می‌دهد که مجموعاً ۱۷٪، ۱۴٪ و ۲۴٪ از تغییرات حاصله در متغیر وابسته می‌تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی‌دار شده در این الگو توضیح داده شود.

بـا توجه به نتایج به‌دسـت آمده در نـگاره (۱۰) از برآورد الگو کل شـرکت‌ها، ضریب متغیر حق‌الزحمه حسابرسـی (AF) برابر ۰/۲۲۳ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۶۱۵ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ اسـت. همچنین، ضریب متغیر (AF^2) برابر ۰/۰۱۳- و سـطح معناداری آن برابر با

۰/۶۹۹ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه غیرخطی معناداری وجود ندارد. در نتیجه، فرضیه دهم در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از برآورد الگو سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر، ضریب متغیر حق‌الزحمه حسابرسی (AF) برابر ۱/۲۲۵ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۲۵۵ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. همچنین، ضریب متغیر (AF^2) برابر ۰/۰۷۶- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۳۰۹ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه غیرخطی معناداری وجود ندارد. در نتیجه، فرضیه یازدهم در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

همچنین، ضریب حق‌الزحمه حسابرسی (AF) در الگو سایر مؤسسات حسابرسی برابر ۰/۳۷۵ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۲۹۴ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. همچنین، ضریب متغیر (AF^2) برابر ۰/۰۲۴- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۳۸۸ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی سایر مؤسسات حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه غیرخطی معناداری وجود ندارد. در نتیجه، فرضیه دوازدهم در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

نتایج آزمون بررسی بیشتر نتایج

بررسی رابطه خطی و غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها و اثر تعدیلگر کیفیت حسابرسی بر ارتباط مذکور

قبل از برازش الگوهای پژوهش، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب از بین الگوهای داده‌های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انجام شود که نتایج آن در نگاره (۱۱) آورده شده است.

نگاره (۱۱): نتایج آزمون تشخیصی F لیمر و آزمون هاسمن

الگو	نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	روش پذیرفته شده
۹	F لیمر	۴/۵۸۰	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
	هاسمن	۳۱/۲۰۹	۰/۰۰۱	روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت
۱۰	F لیمر	۴/۵۱۷	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی
	هاسمن	۳۷/۸۶۰	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت

با توجه به نتایج به‌دست آمده در نگاره (۱۱) برای تخمین الگوها از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت استفاده می‌شود.

نتیجــه حاصل از تخمین الگوها به همراه آزمون‌های تعیین اعتبار باقیمانده‌های الگو در نگاره (۱۲) ارائه شده است:

نگاره (۱۲): نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش با متغیر وابسته فرصت‌های رشد

متغیر	الگو ۹			الگو ۱۰		
	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	ضرایب	آماره t	سطح معناداری
C	-۰/۱۱۲	-۰/۰۷۸	۰/۹۳۸	-۴/۹۹۹	-۱/۶۱۴	۰/۱۰۷
AF	۰/۳۳۸	۴/۱۶۹	۰/۰۰۰	۱/۹۲۰	۲/۲۹۵	۰/۰۲۲
AF۲				-۰/۱۲۱	-۱/۹۵۵	۰/۰۴۹
AQ	۰/۳۲۶	۰/۳۹۵	۰/۶۹۳	۸/۶۷۲	۱/۹۹۹	۰/۰۴۶
AF*AQ	-۰/۱۲۹	-۱/۱۲۰	۰/۲۶۴	-۲/۶۳۹	-۲/۱۰۹	۰/۰۳۵
AQ*AF۲				۰/۱۸۶	۲/۰۶۸	۰/۰۳۹
Indep	۰/۲۳۱	۱/۰۶۶	۰/۲۸۷	۰/۲۴۸	۰/۹۹۳	۰/۳۲۱
Own	-۰/۶۰۴	-۲/۶۳۷	۰/۰۰۹	-۰/۵۷۸	-۲/۳۸۳	۰/۰۱۸
BSize	-۰/۰۰۴	-۰/۰۱۴	۰/۹۸۹	۰/۰۰۴	۰/۰۱۲	۰/۹۹۰
FSize	-۰/۰۲۱	-۰/۳۷۱	۰/۷۱۱	-۰/۰۴۱	-۰/۶۳۵	۰/۵۲۶
FCF	۱/۶۴۹	۳/۸۷۳	۰/۰۰۰	۱/۷۵۳	۳/۷۲۱	۰/۰۰۰
FLev	۱/۸۲۹	۶/۳۲۳	۰/۰۰۰	۱/۷۸۶	۵/۵۳۵	۰/۰۰۰
Cash Holding	۰/۲۶۹	۰/۲۴۶	۰/۸۰۶	۰/۵۱۸	۰/۴۴۳	۰/۶۵۸
ضریب تعیین (تعدیل شده)	۰/۵۴۶ (۰/۴۷۲)			۰/۵۴۸ (۰/۴۷۲)		
آماره دوربین واتسون	۱/۶۹			۱/۷۱		
آماره F فیشر (سطح معناداری)	۷/۳۴۷ (۰/۰۰۰)			۷/۱۹۹ (۰/۰۰۰)		

نتایج نگاره (۱۲) نشــان می‌دهد که مقدار آماره دوربین- واتســون بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، بنابراین عدم همبســتگی در اجزاء باقیمانده الگوی رگرســیونی فوق را تأیید می‌کند. با توجه به اینکه ســطح معنی‌داری آماره F فیشــر کمتر از ۵٪ اســت، لذا معناداری کل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده الگو نشان می‌دهد که مجموعاً ۴۷٪ از تغییرات حاصله در متغیر وابســته می‌تواند توســط متغیرهای مســتقل و معنی‌دار شده در این الگوها توضیح داده شود.

با توجه به نتایج به‌دست آمده در نگاره (۱۲) از برآورد الگوی (۹)، ضریب متغیر حق‌الزحمه حسابرسی (AF) برابر ۰/۳۳۸ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۰۰ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین، ضریب متغیر تعاملی حق‌الزحمه حسابرسی×کیفیت حسابرسی (AF×AQ) برابر ۰/۱۲۹- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۲۶۴ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، کیفیت حسابرسی بر رابطه بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها اثر تعدیل‌کننده معناداری ندارد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده در نگاره (۱۲) از برآورد الگوی (۱۰)، ضریب متغیر حق‌الزحمه حسابرسی (AF) برابر ۱/۹۲۰ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۲۲ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. همچنین، ضریب متغیر (AF^2) برابر ۰/۱۲۱- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۴۹ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه غیرخطی (U معکوس) معناداری وجود دارد.

نتایج این فرضیه نشان می‌دهد که مرز حق‌الزحمه حسابرسی برای فرصت‌های رشد شرکت‌ها ۲۷۹۱ میلیون ریال می‌باشد. به عبارت دیگر، وقتی حق‌الزحمه حسابرسی شرکت‌ها کمتر از ۲۷۹۱ میلیون ریال باشد، فرصت‌های رشد شرکت‌ها افزایش می‌یابد. اما زمانی که حق‌الزحمه حسابرسی از ۲۷۹۱ میلیون ریال بیشتر شود، فرصت‌های رشد شرکت‌ها کاهش می‌یابد.

همچنین، اثر تعدیلگر کیفیت حسابرسی بر رابطه خطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها نشان می‌دهد ضریب متغیر تعاملی حق‌الزحمه حسابرسی×کیفیت حسابرسی (AF×AQ) برابر ۲/۶۳۹- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۳۵ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، کیفیت حسابرسی بر رابطه خطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها اثر تعدیل‌کننده منفی و معناداری دارد. همچنین، ضریب متغیر (AF^2×AQ) برابر ۰/۱۸۶ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۳۹ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، کیفیت حسابرسی بر رابطه غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها اثر تعدیل‌کننده مثبت و معناداری دارد. در نهایت، نتایج نشان می‌دهد بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه غیرخطی (U شکل) معناداری وجود دارد.

نتایج این فرضیه نشان می‌دهد که مرز حق‌الزحمه حسابرسی برای فرصت‌های رشد شرکت‌ها ۱۲۰۵ میلیون ریال می‌باشد. به عبارت دیگر، وقتی حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر کمتر از ۱۲۰۵ میلیون ریال باشد، فرصت‌های رشد شرکت‌ها کاهش می‌یابد. اما زمانی که حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر از ۱۲۰۵ میلیون ریال بیشتر شود، فرصت‌های رشد شرکت‌ها افزایش می‌یابد.

بررسی رابطه خطی و غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها و اثر تعدیلگر کیفیت حسابرسی بر ارتباط مذکور

قبل از برازش الگوهای پژوهش، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب از بین الگوهای داده‌های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انجام شـود که نتایج آن در نگاره (۱۳) آورده شده است.

نگاره (۱۳): نتایج آزمون تشخیصی F لیمر و آزمون هاسمن

الگو	نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	روش پذیرفته شده
۱۱	F لیمر	۰/۵۸۹	۰/۹۹۷	روش داده‌های ترکیبی معمولی
۱۲	F لیمر	۰/۵۷۵	۰/۹۹۸	روش داده‌های ترکیبی معمولی

با توجه به اینکه سطح معناداری به‌دست آمده از آزمون F لیمر، بیشتر از ۵٪ می‌باشد فرضیه صفر (داده‌های تلفیقی) پذیرفته می‌شـود. بنابراین، برای تخمین الگوها از روش داده‌های ترکیبی معمولی استفاده می‌شود.

نتیجـه حاصل از تخمین الگوها به همراه آزمون‌های تعیین اعتبار باقیمانده‌های الگو در نگاره (۱۴) ارائه شده است:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نگاره (۱۴): نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش با متغیر وابسته بازده غیرعادی

متغیر	الگو ۱۱			الگو ۱۲		
	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	ضرایب	آماره t	سطح معناداری
C	-۰/۶۷۸	-۰/۵۲۳	۰/۶۰۱	-۲/۲۱۰	-۲/۰۳۰	۰/۰۴۳
AF	۰/۰۴۰	۰/۹۸۰	۰/۳۲۷	۰/۵۰۷	۲/۷۹۴	۰/۰۰۵
AF۲				-۰/۰۳۷	-۲/۵۳۱	۰/۰۱۲
AQ	-۰/۶۰۵	-۱/۵۹۹	۰/۱۱۰	-۱/۳۷۲	-۰/۷۶۹	۰/۴۴۲
AF×AQ	۰/۰۸۱	۱/۴۶۸	۰/۱۴۳	۰/۲۷۳	۰/۵۷۲	۰/۵۶۷
AF^2×AQ				-۰/۰۱۱	-۰/۳۴۹	۰/۷۲۸
Indep	۰/۰۳۳	۰/۲۵۹	۰/۷۹۵	۰/۰۱۵	۰/۲۵۷	۰/۷۹۷
Own	-۰/۲۵۸	-۲/۲۰۹	۰/۰۲۸	-۰/۲۷۰	-۲/۵۹۶	۰/۰۱۰
BSize	۰/۰۳۹	۰/۱۵۶	۰/۸۷۶	۰/۰۳۷	۰/۳۴۰	۰/۷۳۴
FSize	۰/۰۲۲	۰/۸۳۹	۰/۴۰۲	۰/۰۲۷	۰/۹۱۵	۰/۳۶۱
FCF	۲/۰۵۶	۸/۸۷۶	۰/۰۰۰	۲/۰۲۸	۳/۲۳۸	۰/۰۰۱
FLev	۰/۱۰۵	۰/۷۴۵	۰/۴۵۷	۰/۱۳۰	۰/۶۴۰	۰/۵۲۳
Cash Holding	۱/۵۴۷	۳/۱۵۶	۰/۰۰۲	۱/۵۲۶	۲/۲۰۵	۰/۰۲۸
ضریب تعیین (تعدیل شده)	۰/۱۴۴ (۰/۱۲۹)			۰/۱۴۶ (۰/۱۲۸)		
آماره دوربین واتسون	۲/۴۱			۲/۴۴		
آماره F فیشر (سطح معناداری)	۹/۶۱۰ (۰/۰۰۰)			۸/۱۴۴ (۰/۰۰۰)		

نتایج نگاره (۱۴) نشـان می‌دهد که مقدار آماره دوربین- واتسـون بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، بنابراین عدم همبسـتگی در اجزاء باقیمانده الگوی رگرسـیونی فوق را تأیید می‌کند. با توجه به اینکه سـطح معنی‌داری آماره F فیشـر کمتر از ۵٪ اسـت، لذا معناداری کل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده الگو نشان می‌دهد که مجموعاً ۱۳٪ از تغییرات حاصله در متغیر وابسـته می‌تواند توسـط متغیرهای مسـتقل و معنی‌دار شده در این الگوها توضیح داده شود.

با توجه به نتایج به‌دست آمده در نگاره (۱۴) از برآورد الگوی (۱۱)، ضریب متغیر حق‌الزحمه حسابرسـی (AF) برابر ۰/۰۴۰ و سـطح معناداری آن برابر با ۰/۳۲۷ و بیشـتر از سـطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه معناداری وجود

ندارد. همچنین، ضریب متغیر تعاملی حق‌الزحمه حسابرسی*کیفیت حسابرسی (AF×AQ) برابر ۰/۰۸۱ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۱۴۳ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، کیفیت حسابرسی بر رابطه بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها اثر تعدیل‌کننده معناداری ندارد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده در نگاره (۱۴) از برآورد الگوی (۱۲)، ضریب متغیر حق‌الزحمه حسابرسی (AF) برابر ۰/۵۰۷ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۰۵ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. همچنین، ضریب متغیر (AF^2) برابر ۰/۰۳۷- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۰۱۲ و کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه غیرخطی (U معکوس) معناداری وجود دارد.

نتایج این فرضیه نشان می‌دهد که مرز حق‌الزحمه حسابرسی برای بازده غیرعادی شرکت‌ها ۹۴۵ میلیون ریال می‌باشد. به عبارت دیگر، وقتی حق‌الزحمه حسابرسی شرکت‌ها کمتر از ۹۴۵ میلیون ریال باشد، بازده غیرعادی شرکت‌ها افزایش می‌یابد. اما زمانی که حق‌الزحمه حسابرسی از ۹۴۵ میلیون ریال بیشتر شود، بازده غیرعادی شرکت‌ها کاهش می‌یابد.

همچنین، اثر تعدیلگر کیفیت حسابرسی بر رابطه خطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها نشان می‌دهد ضریب متغیر تعاملی حق‌الزحمه حسابرسی×کیفیت حسابرسی (AF×AQ) برابر ۰/۲۷۳ و سطح معناداری آن برابر با ۰/۵۶۷ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، کیفیت حسابرسی بر رابطه خطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها اثر تعدیل‌کننده معناداری ندارد. همچنین، ضریب متغیر (AF^2×AQ) برابر ۰/۰۱۱- و سطح معناداری آن برابر با ۰/۷۲۸ و بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین، کیفیت حسابرسی بر رابطه غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها اثر تعدیل‌کننده معناداری ندارد. در نهایت، نتایج نشان می‌دهد بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه غیرخطی معناداری وجود ندارد.

❐ ۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش به رابطه بین حق‌الزحمه حسابرسی با فرصت‌های رشد و بازده غیرعادی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. به‌طور کلی نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. همچنین، این رابطه غیرخطی نیز می‌باشد. به‌عبارت دیگر، بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه U معکوس وجود دارد. نتایج این فرضیه نشان می‌دهد که مرز حق‌الزحمه حسابرسی برای فرصت‌های رشد شرکت‌ها ۲۳۰۳ میلیون ریال می‌باشد. به عبارت دیگر، وقتی حق‌الزحمه حسابرسی کمتر از ۲۳۰۳ میلیون ریال باشد، فرصت‌های رشد شرکت‌ها افزایش می‌یابد. اما زمانی که حق‌الزحمه حسابرسی از ۲۳۰۳ میلیون ریال بیشتر شود، فرصت‌های رشد شرکت‌ها کاهش می‌یابد. این نتایج نشان می‌دهد حق‌الزحمه‌های بالای حسابرسان، آن‌ها را

از لحاظ اقتصادی به صاحبکاران وابسته می‌سازد. چنین وابستگی موجب عدم استقلال حسابرس می‌شود و این سبب می‌شود که صاحبکاران به اطلاعات شرکت اتکا نکنند و نتیجه چنین عملی، عکس‌العمل منفی بازار نسبت به کیفیت پایین اطلاعات است.

همچنین، بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. همچنین، این رابطه غیرخطی نیز می‌باشد. به‌عبارت دیگر، بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه U شکل وجود دارد. نتایج این فرضیه نشان می‌دهد که مرز حق‌الزحمه حسابرسی برای فرصت‌های رشد شرکت‌ها ۳۹۵ میلیون ریال می‌باشد. به عبارت دیگر، وقتی حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر کمتر از ۳۹۵ میلیون ریال باشد، فرصت‌های رشد شرکت‌ها کاهش می‌یابد. اما زمانی که حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر از ۳۹۵ میلیون ریال بیشتر شود، فرصت‌های رشد شرکت‌ها نیز افزایش می‌یابد. بر اساس این یافته‌ها می‌توان بیان کرد تأثیرگذاری حسن اعتبار سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر بر فرصت‌های رشد بیانگر ممیزه سازمانی و عملیاتی است که این دسته حسابرسان نسبت به سایر مؤسسات حسابرسی از دیدگاه اعضای هیأت مدیره و سهامداران، دارا می‌باشند. اعتبار دادن به گزارش‌های مالی شرکت‌های دارای فرصت‌های رشد نیازمند حسابرسی است که دارای اعتبار بالایی از منظر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی باشد.

همچنین، نتایج نشان داد که بین حق‌الزحمه حسابرسی سایر مؤسسات حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه خطی و غیرخطی معناداری وجود ندارد. این موضوع بیانگر این است که عوامل مؤثر دیگری وجود دارند که نسبت به حق‌الزحمه حسابرسی بر فرصت‌های رشد تأثیر بیشتری دارند. از جمله این عوامل که در پژوهش حاضر به آن اشاره رفت و در سایر مؤسسات حسابرسی بر فرصت‌های رشد مؤثر بوده است می‌توان اندازه شرکت، اهرم مالی و نگهداشت وجه نقد را نام برد.

علاوه بر این، نتایج نشان داد که بین حق‌الزحمه حسابرسی (در سطح کل شرکت‌ها، سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و سایر مؤسسات حسابرسی) و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه خطی و غیرخطی معناداری وجود ندارد. عدم تأثیرگذاری حق‌الزحمه حسابرسی بر بازده غیرعادی بیانگر این موضوع است سرمایه‌گذاران آگاه هستند که تنها کانال دریافت اطلاعات آنان صورت‌های مالی حسابرسی شده نمی‌باشد و آنان قادرند اطلاعات مورد نیاز خود را از طریق سایر منابع اطلاعاتی نیز کسب کنند. لذا، این دسته از سرمایه‌گذاران به سیگنال‌های بازار به‌عنوان اطلاعات مکمل و مؤثر بر اطلاعات اصلی توجه دارند. همچنین، عوامل مؤثر دیگری وجود دارند که نسبت به حق‌الزحمه حسابرسی بر بازده غیرعادی تأثیر بیشتری دارند. از جمله این عوامل که در پژوهش حاضر به آن اشاره رفت می‌توان جریان وجه نقد آزاد را در سطح کل شرکت‌ها، سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و جریان وجه نقد آزاد و نگهداشت وجه نقد را در سایر مؤسسات حسابرسی نام برد.

به منظور بررسی بیشتر نتایج، یکبار نیز الگوهای اصلی پژوهش با ورود متغیر مجازی نوع حسابرس به الگوها برآورد شدند که یافته‌ها غیر از «ارتباط غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها»، نتایج مشابهی نشان داد. نتایج نشان می‌دهد که بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین، کیفیت حسابرسی بر رابطه بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها اثر تعدیل‌کننده معناداری ندارد. علاوه بر این، بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه غیرخطی (U معکوس) معناداری وجود دارد. در این حالت، مرز حق‌الزحمه حسابرسی برای فرصت‌های رشد شرکت‌ها ۲۷۹۱ میلیون ریال می‌باشد. از سوی دیگر، کیفیت حسابرسی بر رابطه خطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها اثر تعدیل‌کننده منفی و معنادار و بر رابطه غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و فرصت‌های رشد شرکت‌ها اثر تعدیل‌کننده مثبت و معنادار دارد. در نهایت، نتایج نشان می‌دهد بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و فرصت‌های رشد شرکت‌ها رابطه غیرخطی (U شکل) معناداری وجود دارد. در این حالت، مرز حق‌الزحمه حسابرسی برای فرصت‌های رشد شرکت‌ها ۱۲۰۵ میلیون ریال می‌باشد.

افزون بر این، نتایج بررسی رابطه خطی و غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها و اثر تعدیلگر کیفیت حسابرسی بر ارتباط‌های مذکور نشان می‌دهد؛ بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، کیفیت حسابرسی بر رابطه بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها اثر تعدیل‌کننده معناداری ندارد. علاوه بر این، بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه غیرخطی (U معکوس) معناداری وجود دارد. در این حالت، مرز حق‌الزحمه حسابرسی برای بازده غیرعادی شرکت‌ها ۹۴۵ میلیون ریال می‌باشد. از سوی دیگر، کیفیت حسابرسی بر رابطه خطی و غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی و بازده غیرعادی شرکت‌ها اثر تعدیل‌کننده معناداری ندارد. در نهایت، نتایج نشان می‌دهد بین حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و بازده غیرعادی شرکت‌ها رابطه غیرخطی معناداری وجود ندارد.

نتایج این پژوهش هم‌جهت با نتایج بنرجی و جنر (۲۰۱۶)، موتینهو و همکاران (۲۰۱۲) و مهرجو و تاکر (۱۳۹۲) و با نتایج صالحی و همکاران (۱۳۹۲) در تناقض است.

با توجه به نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود که سهامداران (بالقوه و بالفعل) و اعتباردهندگان (بانک‌ها) به حق‌الزحمه حسابرسی سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر به‌عنوان عاملی تأثیرگذار در تعیین فرصت‌های رشد شرکت‌ها توجه نمایند. بنابراین، پرداخت حق‌الزحمه بالاتر از ۳۹۵ میلیون ریال (تفکیک شرکت‌هایی که توسط سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر انجام شده‌اند) و پرداخت حق‌الزحمه بالاتر از ۱۲۰۵ میلیون ریال (با ورود متغیر مجازی نوع حسابرس به الگوها)، موجب فراهم آمدن فرصت‌های رشد بیشتر برای شرکت‌ها از منظر تصمیم‌گیری مبتنی بر اطلاعات پایه سودمندتر و معتبرتر می‌گردد. همچنین، نتایج پژوهش با هدف مشخص

فرصت‌های رشـد، نشان داد انجام کار حسابرسی توسط سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر می‌تواند ارزش آفرین باشـد. در حالی‌که این نتیجه در مورد سایر مؤسسات حسابرسی یافت نشد. همچنین، به این موضوع توجه نمایند که در سـطح کل شرکت‌ها، حق‌الزحمه حسابرسی بالاتر از ۲۳۰۳ میلیون ریال باعث کاهش فرصت‌های رشـد و حق‌الزحمه حسابرسی بالاتر از ۹۴۵ میلیون ریال باعث کاهش بازده غیرعادی شرکت‌ها می‌شود.

به منظور انجام پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود:

- بررسـی تأثیـر معیارهای حاکمیت شـرکتی (ویژگی‌های هیـأت مدیره نظیـر: اندازه هیأت مدیره، اسـتقلال هیأت مدیره، دوگانگی وظیفه مدیرعامل؛ تمرکز مالکیت؛ ویژگی‌های کمیته حسابرسـی و ...) بر ارتباط خطی و غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی (الف- کل شرکت‌ها، ب- سـازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و ج- سایر مؤسسات حسابرسی) و فرصت‌های رشد شرکت‌ها؛
- بررسی تأثیر توانایی مدیران بر ارتباط خطی و غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی (الف- کل شـرکت‌ها، ب- سازمان حسابرسی و مؤسسـه مفید راهبر و ج- سایر مؤسسات حسابرسی) و فرصت‌های رشد شرکت‌ها؛
- بررسـی تأثیر قدرت مدیرعامل بر ارتباط خطی و غیرخطی بین حق‌الزحمه حسابرسی (الف- کل شرکت‌ها، ب- سازمان حسابرسی و مؤسسه مفید راهبر و ج- سایر مؤسسات حسابرسی) و فرصت‌های رشد شرکت‌ها؛
- انجام پژوهش حاضر با استفاده از سایر معیارهای اندازه‌گیری ارزش شرکت‌ها (کیوتوبین، بازده دارایی‌ها، بازده حقوق صاحبان سهام و ...) و مقایسه نتایج.

❐ ۸- محدودیت‌های پژوهش

عدم افشای حق‌الزحمه حسابرسی به‌صورت مجزا و کامل در صورت‌های مالی و یادداشت‌های پیوسـت، اندازه‌گیری این متغیر را دشـوار و در مواردی غیرممکن نمود. لذا، برای حل این مشکل تلاش شـد شـرکت‌هایی در پژوهش لیست شـوند که در قلمرو زمانی پژوهش این متغیر را افشا کرده باشند.

در این پژوهش به دلیل عدم دسترسـی به داده‌های مربوط به حق‌الزحمه ناشـی از خدمات غیرحسابرسـی، اثر این متغیر که بر طبق نتایج پژوهش‌های پیشـین به‌عنوان یک عامل اثرگذار بر حق‌الزحمه خدمات حسابرسـی اسـت، نادیده گرفته شـده اسـت. به‌علاوه به دلیل استخراج حق‌الزحمه خدمات حسابرسـی از یادداشـت‌های همراه صورت‌های مالی ممکن است حق‌الزحمه یاد شده برابر با جمع خدمات حسابرسی و غیرحسابرسی باشد. این موضوع می‌تواند نتایج پژوهش را تحت تأثیر قرار دهد.

❐ فهرست منابع

الف- منابع فارسی

۱. افلاطونی، عباس و نیکبخت، لیلی. (۱۳۸۹). «کاربرد اقتصادسنجی در تحقیقات حسابداری، مدیریت مالی و علوم اقتصادی». تهران: انتشارات ترمه، چاپ اول.

۲. ثقفی، علی و معتمدی فاضل، مجید. (۱۳۹۰). «رابطه میان کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا». مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، ۳ (۴): ۱۴-۱.

۳. حاجیها، زهره و قانع، علی. (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر فرصت سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». دانش حسابرسی، ۱۶ (۶۳): ۱۲۷-۱۰۳.

۴. رحیمیان، نظام‌الدین و هدایتی، علی. (۱۳۹۲). «عوامل مؤثر بر اظهارنظر حرفه‌ای حسابرسان». فصلنامه حسابدار رسمی، شماره ۲۴ (پیاپی ۳۶)، ۷۷-۸۵.

۵. رضایی، فرزین و حیدرزاده، شهین. (۱۳۹۱). «تأثیر اعتبار هیأت مدیره بر رابطه بین هزینه‌های نمایندگی و بازده غیرعادی انباشته در شرکت‌های بیش (کم) سرمایه‌گذاری». فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۲ (۲): ۱۲۲-۹۹.

۶. رمضان احمدی، محمد و شیرعلی، روح‌اله. (۱۳۹۵). «بررسی عوامل مؤثر بر گزارش مشروط حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». دانش حسابرسی، ۱۶ (۶۵): ۱۹۸-۱۷۹.

۷. صالحی، مهدی؛ موسوی شیری، محمود و سدیر نوغانی، حجت. (۱۳۹۲). «بررسی رابطه بین حق‌الزحمه حسابرسی و عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». فصلنامه حسابداری مالی، ۵ (۲۰): ۲۱-۱.

۸. علوی طبار، حسین؛ رجبی، روح‌الله و شهبازی، منصوره. (۱۳۹۰). «رابطه نظام راهبری و حق‌الزحمه حسابرسی مستقل شرکت‌ها». دانش حسابداری، ۲ (۵): ۱۰۱-۷۵.

۹. منصوری سرنجیانه، میکائیل و تنانی، محسن. (۱۳۹۲). «بررسی عکس‌العمل بازار سهام نسبت به حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی». مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، ۵ (۴): ۱۲۰-۱۰۵.

۱۰. مهرانی، ساسان و جمشیدی اوانکی، کوروش. (۱۳۹۰). «عوامل مؤثر بر تعیین حق‌الزحمه حسابرسی». مجله حسابدار رسمی، (۱۳): ۷۷-۶۰.

۱۱. مهرجو، احسان و تاکر، رضا. (۱۳۹۲). «بررسی رابطه بین حق‌الزحمه حسابرسی و واکنش بازار به افشای اطلاعات در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». همایش سراسری حسابداری ایران، دانشگاه فردوسی مشهد.

۱۲. نیکبخت، محمدرضا؛ شعبان‌زاده، مهدی و کنارکار، امین. (۱۳۹۵). «رابطه بین حق‌الزحمه حسابرس و تجربه حسابرس با کیفیت حسابرسی». مطالعات مدیریت و حسابداری، ۲ (۱): ۲۰۸-۱۹۰.

ب- منابع انگلیسی

1. Bebchuk, L., Cohen, A., Ferrell, A. (2009). «What Matters in Corporate Governance?». Review of Financial Studies, 22 (2), 783–827.
2. Blay, A. D. (2005). «Independence threats, litigation risk, and the auditor's decision process». Contemporary Accounting Research, 22 (4): 759-789.
3. Bryan, D.B., & Mason, T.W., (2017). «Executive tournament incentives and audit fees». Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting, http://dx.doi.org/10.1016/j.adiac.2016.12.001.
4. Chan, S. Gul, F. A. and Zhou J. (2008). «Earnings information, financial intermediaries and stock price synchronicity». The Hong Kong Polytechnic University working paper.
5. Davis, L., and D. T. Simon. (1992). «The impact of SEC disciplinary actions on audit fees». Auditing: A Journal of Practice & Theory, 11 (1): 58-68.
6. Davis, L.R., D.N. Ricchiute, and G. Trompeter. (1993). «Audit effort, audit fees, and the provision of nonaudit services to audit clients». The Accounting Review; 68 (1): 135-150.

7. Desai, R. (2012). «Audit fees, nonaudit fees, and audier quality: an analysis from the indian perspective». Available at the following website address: http://ssrn.com.
8. Dhaliwal, D., Lamoreaux, P., Lennox, C. & Mauler, L. (2014). «Management influence on auditor selection and subsequent impairments of auditor independence during the post-SOX period». Contemporary Accounting Research, 32 (2): 575-607.
9. Duellman, S., Hurwitz, H. & Sun, Y. (2015). «Managerial Overconfidence and Audit Fees». Journal of Contemporary Accounting & Economics, 11 (2): 148-165.
10. Fazzari, SR. (2000). «Investment-Cash flow sensitivities are useful: A comment on Kaplan and zingales». The Quarterly Journal of Economics, 115: 595-705.
11. Fischer, M.-O., Swan, P.L. (2013). «Does Board Independence Improve Firm Performance?» Outcome of a Quasi-Natural Experiment (Working Paper). University of New South Wales.
12. Gompers, P., Ishii, J., Metrick, A. (2003). «Corporate Governance and Equity Prices». Quarterly Journal of Economics, 118 (1), 107–155.
13. Hackenbrack, K., Hogan, C., (2002). «Market response to earnings surprises conditional on reasons for an auditor change». Contemporary Accounting Research 19, 195-223.
14. Harford, J. (1999). «Corporate cash reserves and acquisitions». Journal of Finance, 54 (6), 1969–1997.
15. Hope Ole-Kristian, Longhli John, Thomas Wayne. (2010). «Agency Conflicts and Auditing in Private Firms». Working paper.
16. Ismail, Vinola Herawaty & Witarno, Kiki Munandar. (2016). «Analysis the Effect of Company's Fundamental Characteristics and Real Earnings Management to Stock Return Moderated by Audit Quality». OIDA International Journal of Sustainable Development, Ontario International Development Agency, Canada, Available at http://www.ssrn.com/link/OIDA-Intl-Journal-Sustainable-Dev.html.
17. Jensen, M.C. (1986). «Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers». American Economic Review, 76 (2), 323–329.
18. Jensen, M.C., Meckling, W. (1986). «Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and capital structure». Journal of Financial Economics, 3, pp. 305–360.
19. Jin, L. And Mayers, S. (2006). «R2 around the world: New theory and new tests». Journal of Financial Economics, Vol. 79, Pp. 257-292.
20. Kam, W. (2009). «Does audit quality matter more for firms with high investment opportunities?». Journal of Accounting and Public Policy, 28: 33–50.
21. Kim, O. And Verrecchia, R. (1994). «Market liquidity and volume around earnings announcements». Journal of Accounting and Economics, Vol. 17. Pp. 41-67.
22. Lia, Kam-Wah, (2002). «Investment Opportunity and Audit Quality». Department of Accountancy City University of Hong Kong.
23. Maloney, M.T., McCormick, R.E., Mitchell, M.L. (1993). «Managerial decision making and capital structure». Journal of Business, 66 (2), 189–217.
24. Moeller, S.B., Schlingemann, F.P., Stulz, R.M. (2004). «Firm size and the gains from acquisitions». Journal of Financial Economics, 73 (2), 201–228.
25. Moeller, S.B., Schlingemann, F.P., Stulz, R.M. (2005). «Wealth Destruction on a Massive Scale? A Study of Acquiring-Firm Returns in the Recent Merger Wave». Journal of Finance, 60 (2), 757–782.
26. Moutinho, Vânia and Cerqueira, António and Brandao, Elisio. (2012). «Audit Fees and Firm Performance». Available at Ssrn: Http://Ssrn.Com/Abstract=2180020 or Http://Dx.Doi.Org/10.2139/Ssrn.2180020.
27. Reynolds, J., and J. Francis, (2001). «Does size matter? The influence of large clients on office-level auditor reporting decisions». Journal of Accounting and Economics 30, 375-400.
28. Schultz, E., Tian, G.Y., Twite, G. (2013). «You have full text access to this content Corpo-

rate Governance and the CEO Pay-Performance Link: Australian Evidence». International Review of Finance, 13 (4), 447–472.
29. Suman Banerjee, Mark Humphery-Jenner, (2016). «Directors, duties of care and the value of auditing». Finance Research Letters, doi:10.1016/j.frl.2016.05.004.
30. Tsui, J. S. L., B. Jaggi and F. A. Gul, (2001). «CEO domination, growth opportunities, and their impact on audit fees». Journal of Accounting, Auditing and Finance, 189-208.
31. Whisenant, S., S. Sankaraguruswamy, and K. Raghunandan. (2003). «Evidence on the joint determination of audit and non-audit fees». Journal of Accounting Research; 41 (4): 721-744.
32. Xinhua, W. (2009). «Do abnormal audit fees/non-audit fees communicate firm specific information to the stock market?». A thesis submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی