سازمان حسابرسی

پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی

دوره یازدهم، شماره ۲۰، بهار و تابستان ۱۴۰۱

صص ۲۶۲-۲۲۵

قیمت‌گذاری حسابرسی و خطاهای حسابداری

آرش قربانی*

چکیده

اقلام تعهدی از یک سو با حذف خطای زمان‌بندی جریان‌های نقدی عملیاتی به اندازه‌گیری دقیق‌تر عملکرد اقتصادی شرکت کمک می‌کند و از سوی دیگر به دلیل خطاهای تصادفی و عامدانه که در برآورد آن ایجاد می‌شود دقت اندازه‌گیری عملکرد را کاهش می‌دهد. هدف مقاله حاضر بررسی این مسئله است که آیا بین خطاهای حسابداری و حق‌الزحمه حسابرسی همبستگی وجود دارد یا خیر. نمونه تحقیق شامل مشاهدات۶۵۶ شرکت-سال از شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ است. به منظور بررسی تاثیر انحراف معیار خطای حسابداری بر حق‌الزحمه حسابرسی از مدل‌های رگرسیونی چندمتغیره استفاده گردید. همچنین درون‌زایی خطای حسابداری و حق‌الزحمه حسابرسی با استفاده از معادلات همزمان و مدل‌های پانلی پویا مورد توجه قرار گرفته است. انحراف معیار خطای حسابداری با استفاده از الگوی غیررگرسیونی نیکلاف (۲۰۱۸) برآورد گردید، که با گنجاندن صریح عملکرد اقتصادی حقیقی در مدل به تفکیک بهتر جزء خطای حسابداری و جزء اندازه‌گیری عملکرد اقلام تعهدی کمک می‌کند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که با کنترل سایر متغیرهای اثرگذار، انحراف معیار جزء خطای حسابداری اقلام تعهدی همبستگی مثبت و معنی‌داری با حق‌الزحمه حسابرس دارد. شواهد پژوهش همچنین نشان می‌دهد که انحراف معیار خطای حسابداری در مقایسه با جزء اندازه‌گیری عملکرد اقلام تعهدی همبستگی قوی‌تری با حق‌الزحمه حسابرس دارد.

* استادیار گروه حسابداری، واحد بجنورد، دانشگاه آزاد اسلامی، بجنورد، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۰۷

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۲۳

نویسنده مسئول: آرش قربانی

arash.ghorbani.acc@gmail.com

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که خطاهای حسابداری، احتمالا به واسطه ایجاد انگیزه برای تطمیع حسابرس، تغییر مولفه‌های موثر بر عرضه و تقاضای خدمات حسابرسی، یا افزایش صرف ریسک، حق‌الزحمه حسابرس را افزایش می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: اقلام تعهدی، حق‌الزحمه حسابرس، خطای حسابداری.

مقدمه

اقلام تعهدی دارای دو جزء اندازه‌گیری عملکرد و خطای حسابداری است (نیکلاف[1]، ۲۰۱۸). جزء اندازه‌گیری عملکرد، به دلیل کارکرد مورد انتظار اقلام تعهدی در اصلاح خطای زمان‌بندی جریان‌های نقدی عملیاتی ایجاد می‌شود و به اندازه‌گیری دقیق‌تر عملکرد واحد اقتصادی کمک می‌کند. جزء خطای حسابداری، در نتیجه خطای برآورد اقلام تعهدی ایجاد می‌شود و کیفیت سود حسابداری را کاهش می‌دهد. در پژوهش حاضر این پرسش مورد بررسی قرار می‌گیرد که آیا بین حق‌الزحمه حسابرس و خطاهای حسابداری همبستگی وجود دارد یا خیر.

ادبیات موجود، تئوری‌های مختلفی را در خصوص همبستگی خطای حسابداری و حق‌الزحمه حسابرس ارائه نموده‌است. مطابق انتلی[2] و همکاران (۲۰۰۶)، خطای حسابداری از طریق تاثیر بر تقاضا یا عرضه خدمات حسابرسی می‌تواند باعث افزایش حق‌الزحمه حسابرس شود: از یک‌سو، صاحبکار ممکن است رسیدگی‌های حسابرسی بیشتری را از حسابرس تقاضا کند. از سوی دیگر، حسابرس در مواجهه با احتمال بالاتر وجود خطای حسابداری، از جمله در یک سیستم کنترلی ضعیف‌تر، ممکن است تلاش‌ها و رسیدگی‌های خود را افزایش دهد تا ریسک حسابرسی را به سطح قابل قبول کاهش دهد. ثالثا، صاحبکار ممکن است از طریق حق‌الزحمه‌های حسابرسی غیرعادی بالا، احتمال چشم‌پوشی حسابرس از خطاهای حسابداری (اعم از مدیریت سود) را افزایش دهد.

در برابر فرضیه همبستگی مثبت خطای حسابداری و حق‌الزحمه حسابرسی، فرضیه‌های رقیب دیگری وجود دارد. فرضیه رقیب اول این است که خطای حسابداری یک همبستگی منفی با حق‌الزحمه دارد. این فرضیه با این تئوری احتمالی همخوانی دارد که شرکت‌هایی که سیستم کنترل داخلی ضعیف‌تر (قوی‌تر) دارند، و به این دلیل خطاهای حسابداری بیشتر

(کمتری) دارند، حسابرسانی با کیفیت پایین‌تر (بالاتر) را نیز به کار می‌گیرند. فرضیه رقیب دیگر بر این دیدگاه استوار است که از آنجا که تقاضا برای حسابرسی در ایران در وهله نخست ناشی از الزامات قانونی است (رودکی، ۲۰۰۸)، و ریسک دادخواهی حسابرسی در ایران پایین است (محمدرضایی و فرجی، ۱۳۹۸)، تقاضای مناسبی برای حسابرسی با کیفیت وجود ندارد. بر این اساس، خطای حسابداری بر حق‌الزحمه بی‌تاثیر است. این فرضیه مبتنی بر این استدلال احتمالی است که در غیاب ریسک دادخواهی و تقاضا برای حسابرسی با کیفیت، خطاهای حسابداری، انگیزه‌های عامل تقاضا یا عرضه خدمات حسابرسی را در خصوص رسیدگی‌های بیشتر حسابرسی متاثر نمی‌کند. مضافا، با پایین بودن ریسک دادخواهی و وجود بازار حسابرسی با قیمت‌های رقابتی خطای حسابداری بر صرف ریسک حسابرس بی‌تاثیر است.

در مطالعات داخلی قبلی عمدتا شواهدی از تاثیر معنادار خطای حسابداری بر حق‌الزحمه حسابرس مشاهده نشده است (برای نمونه، رجبی، قربانی و شعبانی، ۱۳۹۴؛ جبارزاده کنگرلوئی و دمیرچی، ۱۳۹۶). با این وجود، در این مطالعات، درون‌زایی ناشی از علیت معکوس (تاثیر متقابل خطای حسابداری و حق‌الزحمه)، اینرسی (لختی) حق‌الزحمه حسابرسی و همبستگی خطای حسابداری و عملکرد مالی کنترل نشده است. در پژوهش‌های قبلی شواهدی در خصوص تاثیر متقابل حق‌الزحمه حسابرس بر خطاهای حسابداری ارائه شده است. مطابق فرانکل[۳] و همکاران (۲۰۰۲)، حق‌الزحمه بالای حسابرسی می‌تواند باعث پیوند و وابستگی اقتصادی حسابرس به صاحبکار و نتیجتا مصالحه و چشم‌پوشی وی از مدیریت سود شود. حق‌الزحمه حسابرسی بالا همچنین می‌تواند در قالب نوعی رشوه به منظور تطمیع حسابرس و ایجاد سوگیری عامدانه وی به کار گرفته شود (انتلی و همکاران، ۲۰۰۶). از سوی دیگر، حق‌الزحمه‌های پایین با کاهش دادن انگیزه و تلاش حسابرس می‌تواند باعث کاهش کیفیت سود و در نتیجه افزایش خطای حسابداری شود (سرلک و همکاران، ۱۳۹۹). با توجه به این تاثیر متقابل حق‌الزحمه و خطاهای حسابداری، عدم کنترل علیت معکوس باعث ایجاد تورش درونزایی می‌گردد. از سوی دیگر، شواهد دوگر و همکاران، ۲۰۱۵، کاسر[۴] و همکاران (۲۰۱۸) و قیطاسی و همکاران (۱۳۹۷) نشان می‌دهد که حق‌الزحمه حسابرس دارای اینرسی (چسبندگی و لختی) است. بر این اساس، حق‌الزحمه حسابرس احتمالا فورا تعدیل نمی‌شود و با تاخیر نسبت به عوامل موثر بر ریسک و تلاش حسابرس واکنش نشان می‌دهد. از این حیث، عدم کنترل این

اینرسی می‌تواند تاثیر خطای حسابداری بر حق‌الزحمه حسابرس را پنهان کند. ثالثا، در مطالعات قبلی، برای اندازه‌گیری خطای حسابداری از مدل‌های تعهدی رگرسیونی استفاده شده است و باقی‌مانده‌های این مدل‌ها به عنوان اقلام تعهدی غیرعادی تعریف شده است. همچنانکه لارکر[۵] و همکاران (۲۰۰۴: ۶۵۶) اشاره می‌کنند، مدل‌های تعهدی به دلیل خطای اندازه‌گیری آنها مورد انتقاد هستند زیرا این مدل‌ها، اقلام تعهدی عادی را به جای اقلام تعهدی غیرعادی طبقه‌بندی می‌کنند و مضافا خطای اندازه‌گیری این مدل‌ها با عملکرد مالی دارای همبستگی است (دیچاو[۶] و همکاران، ۱۹۹۵). نظر به این که در پژوهش‌های داخلی قبلی، درون‌زایی ناشی از علیت معکوس، اینرسی حق‌الزحمه حسابرسی و همبستگی سنجه خطای حسابداری و عملکرد مالی کنترل نشده است، پژوهش حاضر با توجه به این مباحث، همبستگی حق‌الزحمه حسابرسی و خطاهای حسابداری را مجددا مورد بررسی قرار داده است.

مقاله حاضر به چند طریق به ادبیات داخلی در خصوص متغیرهای موثر بر قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی می‌افزاید. نخست، در پژوهش حاضر از الگوی غیررگرسیونی نوآورانه نیکلاف (۲۰۱۸) برای برآورد انحراف معیار اجزای اقلام تعهدی استفاده می‌شود. این الگو در مقایسه با مدل‌های رگرسیونی به شکل موثرتری نوسان‌های اقلام تعهدی را که در نتیجه خطای حسابداری و اصلاح خطای زمان‌بندی ایجاد می‌شود از یکدیگر تفکیک می‌کند (کیوریخین[۷]، ۲۰۱۸؛ الق‌ول[۸] و همکاران، ۲۰۲۱). هنگام بررسی تاثیر خطای حسابداری بر حق‌الزحمه حسابرس ضروری است که اثر نوسان‌های عملکرد، که می‌تواند ریسک حسابرسی را افزایش دهد، کنترل شود. در صورتی که سنجه‌ای که برای خطای حسابداری استفاده می‌شود دارای یک خطای اندازه‌گیری باشد که با نوسان‌های عملکرد مالی شرکت همبسته است، آنگاه نتایج پژوهش در خصوص تاثیر خطای حسابداری بر حق‌الزحمه می‌تواند دارای تورش باشد. شواهد تجربی بسیاری در پیشینه در خصوص همبستگی بین خطای اندازه‌گیری مدل‌های رگرسیونی متداول که برای برآورد خطای اقلام تعهدی مورد استفاده قرار می‌گیرند و معیارهای عملکرد شرکت وجود دارد (برای نمونه نگاه کنید به دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵؛ مک‌نیکولز[۹]، ۲۰۰۰ و ۲۰۰۲؛ کوتاری[۱۰] و همکاران، ۲۰۰۵؛ هریبار و نیکولز[۱۱]، ۲۰۰۷). این مسئله می‌تواند ضرورت استفاده از الگوی غیررگرسیونی نیکلاف (۲۰۱۸) را توجیه کند. دوم، در مطالعه حاضر با استفاده از معادلات همزمان و مدل‌های پانلی پویا، کوشش شده است تا مشکل درون‌زایی که به واسطه علیت معکوس و

تاثیر متقابل خطای حسابداری و حق‌الزحمه حسابرسی بر یکدیگر در طی زمان ایجاد می‌شود کاهش یابد. سوم، پژوهش حاضر، شواهدی تجربی در خصوص تفاوت قیمت‌گذاری اقلام تعهدی ناشی از اصلاح خطای زمان‌بندی و خطای حسابداری فراهم می‌آورد. این شواهد به طور کلی با نظریه‌های تاثیر خطای حسابداری بر عامل تقاضا و عرضه حسابرسی، افزایش صرف ریسک یا تطمیع حسابرس همخوان است.

ساختار این مقاله در ادامه بدین شرح است. در قسمت بعدی، ادبیات موجود و پیشینه مرور و در ادامه فرضیه‌های تحقیق تبیین می‌شوند. در بخش سوم، روش تحقیق، شامل داده‌ها و فرایند انتخاب نمونه، نحوه اندازه‌گیری خطای حسابداری و مدل‌های رگرسیونی مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌های تحقیق تشریح می‌گردد. در بخش چهارم، نتایج تحلیل‌های آماری و در بخش پنجم، بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

مبانی نظری، پیشینه و فرضیه‌ها

جریان‌های نقد عملیاتی، در فواصل زمانی کوتاه‌مدت، دارای خطای زمان‌بندی و تطابق است. هدف اقلام تعهدی، که در نتیجه به‌کارگیری اصول حسابداری تعهدی شامل اصل تحقق درآمد و اصل تطابق محقق می‌شود، کاهش و حذف این خطای زمان‌بندی است (دیچاو، ۱۹۹۴). هنگامی که زمان‌بندی تحقق جریان‌های نقدی و زمان‌بندی شناسایی درآمدها و هزینه‌ها با یکدیگر انطباق ندارند، اقلام تعهدی به منظور پیش‌بینی جریان‌های نقدی که در آینده باید دریافت یا پرداخت شود، ایجاد می‌شود. در این چارچوب، اقلام تعهدی یک پیش‌بینی و برآورد از جریان‌های نقد عملیاتی تحقق نیافته است (دیچاو و دیچف[۱۲]، ۲۰۰۲). این پیش‌بینی ممکن است دارای خطاهای تصادفی یا عامدانه باشد. مطابق دیچاو و دیچف (۲۰۰۲)، عواملی چون تلاطم عملیات، پیچیدگی عملیات، طولانی بودن چرخه عملیات و غیره ممکن است باعث ایجاد خطاهای تصادفی و غیرعامدانه در اقلام تعهدی شود. از سوی دیگر، دستکاری عامدانه سود از طریق اقلام تعهدی رابطه جریان‌های نقد عملیاتی و اقلام تعهدی را مخدوش می‌سازد. یکی از اهداف اساسی صورت‌های مالی کمک به استفاده‌کنندگان در برآورد جریان‌های نقد مورد انتظار آتی است. خطاهای تصادفی و عامدانه اقلام تعهدی، با مخدوش ساختن این هدف، ریسک جریان‌های نقدی را افزایش می‌دهند. در نتیجه، مطابق چو[۱۳] و همکاران (۲۰۱۵)، این مسئله

باعث ایجاد تقاضا برای حسابرسی مستقل می‌شود به گونه‌ای که اقلام تعهدی تخمین دقیق‌تری از جریان‌های نقدی آتی فراهم آورد..

خدماتی که حسابرسان مستقل به متقاضیان این خدمات ارائه می‌دهد در قالب وجوهی که تحت عنوان حق‌الزحمه پرداخت می‌شود جبران می‌شود. پژوهش‌گران بسیاری کوشیده‌اند تا عواملی را که بر بهای این خدمات موثر است مورد شناسایی قرار دهند. در پژوهش پیشگامانه سیمیونیک[۱۴] (۱۹۸۱)، حق‌الزحمه حسابرس برابر است با حاصلضرب قیمت هر واحد خدمات حسابرسی و کمیت خدمات حسابرسی مورد تقاضا توسط مدیریت شرکت مورد رسیدگی. بر این اساس، تفاوت حق‌الزحمه بین شرکت‌ها در نتیجه تفاوت کمیت یا قیمت هر واحد خدمات حسابرسی ایجاد می‌شود. مطابق سیمونیک، حسابرس در قبال زیان‌هایی که در نتیجه تحریف صورت‌های مالی حسابرسی شده به استفاده‌کنندگان آن وارد می‌شود مسئول و متعهد است. در نتیجه، حق‌الزحمه حسابرس به مولفه‌هایی وابسته است که «تابع زیان» حسابرس را تحت تاثیر قرار می‌دهند. تابع زیان حسابرس برابر است با ارزش فعلی کلیه جریان‌های نقدی که حسابرس ممکن است در رابطه با حسابرسی شرکت مورد رسیدگی از دست دهد. این جریان‌های نقد خروجی شامل مواردی همچون دستمزد پرداختی به حسابرسان، زیان‌های احتمالی ناشی از دعاوی حقوقی و از دست دادن شهرت است. براین اساس، سیمیونیک در مطالعه خود، مولفه‌های موثر بر تابع زیان حسابرس را به چند عامل تقسیم می‌کند: ۱) اندازه شرکت صاحبکار: تا سطح معینی، هر چقدر دارایی‌های شرکت صاحبکار بیشتر باشد، تلاش و رسیدگی حسابرس بیشتر می‌شود. ۲) پیچیدگی عملیات شرکت صاحبکار: تنوع و تمرکززدایی فعالیت صاحبکار به دلیل افزایش پیچیدگی‌های فنی و حقوقی احتمال زیان حسابرس را افزایش می‌دهد. ۳) مشکلات حسابرسی مرتبط با برخی اقلام صورت‌های مالی: وجود مبالغ بالاتری از اقلام ریسکی در ترازنامه مانند حساب‌های دریافتنی و موجودی‌ها، که رسیدگی‌های ویژه‌ای مانند ارسال تاییدیه و مشاهده عینی را نیز طلب می‌کنند، حق‌الزحمه حسابرس را افزایش می‌دهد. و ۴) صنعت شرکت مورد رسیدگی.

شواهد متعددی در خصوص قیمت‌گذاری عوامل افزاینده ریسک حسابرسی که با ریسک تحریف صورت‌های مالی مرتبط هستند موجود است. این شواهد موید تاثیر خطای حسابداری بر عامل عرضه خدمات حسابرسی و تغییر صرف ریسک حسابرس است. برای

نمونه، شواهد هوگان و ویلکینز[۱۵] (۲۰۰۸) نشان می‌دهد که یک همبستگی مثبت بین ضعف سیستم کنترل داخلی مربوط به گزارشگری مالی شرکت مورد رسیدگی و حق‌الزحمه حسابرس وجود دارد. این یافته نشان می‌دهد که حسابرسان هنگامی که ریسک کنترلی افزایش می‌یابد، به منظور کاهش ریسک حسابرسی، رسیدگی‌ها و تلاش‌های خود را افزایش می‌دهند تا ریسک عدم کشف را کاهش دهند. افزایش رسیدگی‌های حسابرسی بهای خدمات حسابرسی را افزایش می‌دهد. با این وجود، محققین توضیح بدیل را نیز ممکن می‌دانند که حسابرسان ممکن است در مواجهه با یک سیستم کنترل داخلی ضعیف، صرف ریسک خود را افزایش دهند و بهایی مازاد بر قیمت عادی خدمات مطالبه کنند. شواهد بل[۱۶] و همکاران (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که حق‌الزحمه حسابرس با افزایش ریسک تجاری حسابرس و ریسک دعاوی حقوقی افزایش می‌یابد. حسابرس در خصوص صورت-های مالی صاحبکار شهادت می‌دهد و حق‌الزحمه‌ای که ازین بابت دریافت می‌کند معرف کاری است که وی باید انجام دهد تا ریسک حسابرسی به سطح قابل‌قبولی کاهش یابد. در مقابل، ریسک تجاری مربوط به دعاوی حقوقی، که در نتیجه پیوند حسابرس و صاحبکار ایجاد می‌شود، یک ریسک باقی‌مانده است که قابل کاهش نیست. یافته‌های بل و همکاران نشان می‌دهد که حسابرس، هزینه ریسک تجاری را با افزایش ساعات کار رسیدگی حسابرسی و متعاقبا افزایش حق‌الزحمه پوشش می‌دهد. شواهد خدامی‌پور و امیری (۱۳۹۸) نشان می‌دهد که که حسابرسان میزان ریسک حسابرسی مربوط به حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری را با تلاش‌ها و رسیدگی بیشتر کاهش می‌دهند. یافته‌های چارلز[۱۷] و همکاران (۲۰۱۰) نشان می‌دهد که با افزایش ریسک گزارشگری مالی (ریسک گزارشگری گمراه‌کننده یا متقلبانه) حق‌الزحمه حسابرس افزایش می‌یابد. پالمورس[۱۸] (۱۹۸۷)، تامسپون و مک‌کوی[۱۹] (۲۰۰۸) و خوشکار و همکاران (۱۳۹۸) شواهدی ارائه می‌دهند که کیفیت پایین سود حسابداری به دلیل افزایش ریسک خدشه‌دار شدن حسن شهرت حسابرس و ریسک پیگیردهای حقوقی ناشی از تحریف‌های صورت‌های مالی سبب افزایش تابع زیان مورد انتظار حسابرس و نتیجتا افزایش حق‌الزحمه حسابرس می‌گردد. مطالعه ابوت[۲۰] و همکاران (۲۰۰۶) شواهدی ارائه می‌دهد که در شرکت‌های با رشد بالا، همبستگی مثبتی بین اقلام تعهدی اختیاری مثبت و حق‌الزحمه حسابرسی وجود دارد. شواهد چو و همکاران (۲۰۱۵) نشان می‌دهد که کیفیت پایین اقلام تعهدی، که

ریسک جریان‌های نقدی را افزایش می‌دهد، ساعات کار حسابرسی و حق‌الزحمه حسابرس را افزایش می‌دهد. یافته‌های آنها تایید می‌کند که حسابرسان در مواجهه با کیفیت پایین اقلام تعهدی آزمون‌های محتوا و رویه‌های رسیدگی را اصلاح می‌کنند و بهای بیشتری بابت پوشش ریسک جریان‌های نقدی مطالبه می‌نمایند. شواهد گال[۲۱] و همکاران (۲۰۰۳) نشان می‌دهد که یک همبستگی مثبت بین حق‌الزحمه حسابرس و اقلام تعهدی اختیاری وجود دارد، زیرا صرف نظر از انگیزه مدیریت سود، تعیین اقلام تعهدی اختیاری نیازمند برآوردهای ذهنی است و مضافا اقلام تعهدی اختیاری در مقایسه با سایر اقلام صورت‌های مالی عدم اطمینان بیشتری دارند و حسابرسی آن‌ها دشوارتر است.

اقلام تعهدی به دلیل ماهیت برآوردی آن از جریان‌های نقد عملیاتی و مرتبط بودن آن که با اقلام پرریسک‌تر ترازنامه مانند حسابهای دریافتنی و موجودی‌ها، حسابرسی دشوارتری دارند و از این رو نوسان‌های بیشتر اقلام تعهدی می‌تواند باعث افزایش ریسک، افزایش تلاش‌های حسابرس و رسیدگی‌های بیشتر وی شود (سیمیونیک، ۱۹۸۱؛ ویلینگهام و رایت[۲۲]، ۱۹۸۵). بر این اساس، در پژوهش حاضر پیش‌بینی می‌شود که بین نوسان‌های اقلام تعهدی و حق‌الزحمه حسابرس یک همبستگی مثبت وجود دارد. این پیش‌بینی در قالب فرضیه اول پژوهش مورد آزمون قرار می‌گیرد:

فرضیه اول: با ثابت ماندن سایر متغیرهای تاثیرگذار، انحراف معیار اقلام تعهدی یک همبستگی مثبت و معنی‌دار با حق‌الزحمه حسابرس دارد.

از سوی دیگر، خطای حسابداری به واسطه تاثیر بر عامل عرضه و تقاضای خدمات حسابرسی، تاثیر بر صرف ریسک و تطمیع حسابرس احتمالا یک همبستگی مثبت با حق‌الزحمه حسابرسی دارد. خطای حسابداری، کیفیت اقلام تعهدی و احتمال تبدیل آن به جریان‌های نقدی را کاهش می‌دهد. این مسئله ریسک جریان‌های نقدی را افزایش می‌دهد و ممکن است حسابرس را در معرض زیان‌های ناشی دعاوی حقوقی و از دست دادن شهرت قرار دهد (چو و همکاران، ۲۰۱۵). نتیجتا، انتظار می‌رود حسابرس در مواجهه با احتمال خطاهای عامدانه و تصادفی در اقلام تعهدی، میزان رسیدگی‌های خود را افزایش دهد، حسابرسان باتجربه‌تری به کار گیرد یا نهایتا برای جبران زیان‌های احتمالی بهای خدمات حسابرسی را افزایش دهد (بل و همکاران، ۲۰۰۱؛ لیون و ماهر[۲۳]، ۲۰۰۵؛ هریبار و همکاران، ۲۰۱۴). خطای حسابداری همچنین می‌تواند دو انگیزه متفاوت با تاثیر یکسان بر

حق‌الزحمه در طرف تقاضای خدمات حسابرسی ایجاد کند. از یک سو، صاحبکار می‌تواند یک حسابرسی گسترده‌تر را تقاضا کند یا بالعکس برای چشم‌پوشی حسابرس از خطاهای حسابداری اقدام به پرداخت رشوه و تطمیع حسابرس نماید (انتلی و همکاران، ۲۰۰۶). از سوی دیگر، در برای تئوری فوق، تئوری‌های رقیبی ممکن است وجود داشته باشد که خطاهای حسابداری و حق‌الزحمه همبستگی با یکدیگر ندارد یا یک همبستگی منفی دارند. با این وجود، در مطالعات داخلی شواهد غیرمستقیمی وجود دارد که با نقش حسابرس مستقل در کاهش خطای حسابداری اقلام تعهدی همخوانی دارد. مطالعات انجام‌شده توسط بهنام‌پور، ایزدی‌نیا و صفاری (۱۳۹۸) و قربانی (۱۳۹۹) نشان می‌دهد که در اکثریت شرکت‌های عضو بورس اوراق‌بهادار تهران، انحراف معیار جزء خطای حسابداری به شکل معنی‌داری از انحراف معیار جزء اندازه‌گیری عملکرد اقلام تعهدی کوچکتر است. همچنین مولفه‌های دیگری وجود دارد که به واسطه آنها خطای حسابداری، عامل عرضه و تقاضای حسابرسی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. سرمایه‌گذاری حسابرس در حسن شهرت خود و تاثیر خطاهای حسابداری بر تابع زیان حسابرس به واسطه افزایش ریسک خدشه‌دار شدن حسن‌شهرت می‌تواند عاملی باشد که رسیدگی‌ها و تلاش‌های حسابرس را در مواجهه با خطای حسابداری افزایش دهد. از سوی دیگر، رویه‌های حاکمیت شرکتی و اصطکاک-های نمایندگی نیز احتمالا انگیزه‌های عامل تقاضا (صاحبکار) را برای حسابرسی و رسیدگی‌های بیشتر تقویت می‌کند. در نهایت، تطمیع حسابرس از طریق حق‌الزحمه برای چشم‌پوشی از خطاهای حسابداری همچنان می‌تواند موجد تاثیر مثبت خطای حسابداری بر حق‌الزحمه حسابرسی باشد. بر اساس مجموع استدلال‌های فوق، در پژوهش حاضر پیش-بینی می‌شود که خطای حسابداری و حق‌الزحمه حسابرسی یک همبستگی مثبت دارند. این پیش‌بینی در قالب فرضیه زیر آزمون می‌شود:

فرضیه دوم: با ثابت ماندن سایر متغیرهای تاثیرگذار، انحراف معیار جزء خطای حسابداری تاثیر مثبت و معنی‌داری بر حق‌الزحمه حسابرس مستقل دارد.

در ارتباط با فرضیه دوم، شواهدی وجود دارد که با درون‌زایی و تاثیر متقابل حق‌الزحمه و خطای حسابداری بر یکدیگر همخوان است. حق‌الزحمه‌حسابرس به واسطه ایجاد پیوند اقتصادی حسابرس با صاحبکار و تغییر مولفه‌های موثر بر کیفیت حسابرسی می‌تواند بر میزان خطای حسابداری موثر باشد. فرانکل و همکاران (۲۰۰۲) شواهدی ارائه

می‌دهند که یک همبستگی مثبت بین حق‌الزحمه خدمات غیرحسابرسی و قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری (به عنوان سنجه مدیریت سود) وجود دارد. این یافته با این تئوری همخوانی دارد که مطابق آن حق‌الزحمه خدمات غیرحسابرسی می‌تواند پیوند اقتصادی حسابرس و صاحبکار را قوی‌تر کند و در نتیجه میل حسابرس را برای مقاومت در برابر فشارهای صاحبکار (از جمله برای مدیریت سود) کاهش دهد. شواهد انتلی و همکاران (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که حق‌الزحمه حسابرسی و قدرمطلق اقلام تعهدی غیرعادی یک رابطه مثبت دارند. یافته‌های آنها با سوگیری ناخودآگاه حسابرس همخوانی دارد. شواهد لین و همکاران (۲۰۱۶) نشان می‌دهد که حق‌الزحمه غیرعادی مثبت حسابرس استقلال حسابرس را تضعیف می‌کند و با اقلام تعهدی غیرعادی همبستگی مثبت دارد. نتایج مطالعه واعظ و تیموری (۱۳۹۳) نشان می‌دهد حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرس یک همبستگی منفی معنی‌دار با قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری دارد، زیرا حق‌الزحمه‌های بالا با کیفیت حسابرسی همبسته است. یافته‌های سرلک و همکاران (۱۳۹۹) نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که به واسطه تخفیف‌های بیشتر، حق‌الزحمه حسابرسی کمتری می‌پردازند، کیفیت سود حسابداری پایین‌تر است. مجموع شواهد فوق، اهمیت تعیین درون‌زای خطای حسابداری و حق‌الزحمه حسابرس را برجسته می‌کند.

در مطالعه حاضر، همچنین، پیش‌بینی می‌شود که انحراف معیار جزء خطای حسابداری در مقایسه با جزء اندازه‌گیری عملکرد با نرخ بالاتری قیمت‌گذاری می‌شود. به واقع، اگرچه حسابرس احتمالا نمی‌تواند نوسان‌های اقلام تعهدی را که در نتیجه خطای حسابداری ایجاد می‌شود از نوسان‌های تعهدی ناشی از اصلاح خطای زمان‌بندی تفکیک کند، با این وجود احتمالا می‌تواند تشخیص دهد که کدامیک عامل اصلی در تغییرات اقلام تعهدی است (هریبار و همکاران، ۲۰۱۴؛ نیکلاف، ۲۰۱۸). از سوی دیگر، تئوری‌های مربوط به تاثیر خطای حسابداری بر عامل عرضه و تقاضای حسابرسی، صرف ریسک و تطمیع حسابرس به طور ضمنی پیش‌بینی می‌کنند که خطای حسابداری باید با نرخ بالاتری در مقایسه با اقلام تعهدی ناشی از خطای زمان‌بندی بر حق‌الزحمه حسابرس تاثیر بگذارد. این پیش‌بینی در قالب فرضیه سوم پژوهش مورد آزمون قرار می‌گیرد:

فرضیه سوم: انحراف معیار جزء خطای حسابداری، در مقایسه با انحراف معیار جزء اندازه‌گیری عملکرد اقلام تعهدی، همبستگی قوی‌تری با حق‌الزحمه حسابرس دارد.

روش‌شناسی

داده‌ها

برای انجام این پژوهش از داده‌های کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز مربوط به صورت‌های مالی سالانه شرکت‌ها (مانند جریان نقد عملیاتی، جمع دارایی‌ها، اجزای دارایی‌ها و بدهی‌های جاری و نظایر آن) از بانک اطلاعاتی نرم افزار ره‌آورد نوین و داده‌های مربوط به حق‌الزحمه حسابرس از گزارش‌های هیات مدیره به مجمع گردآوری شده است. شرکت‌های سرمایه‌گذاری، موسسات مالی، بانک‌ها و بیمه‌ها از نمونه کنار گذاشتند، زیرا تصمیم‌های عملیاتی و ماهیت اقلام تعهدی آنها به شکل معنی‌داری با شرکت‌های صنعتی و غیرمالی متفاوت است. در ادامه، مشاهداتی که حسابرس آن‌ها سازمان حسابرسی بوده است از نمونه کنار گذاشته شدند، زیرا به واسطه ماهیت دولتی سازمان حسابرسی، ویژگی‌های آن با سایر موسسات حسابرسی خصوصی می‌تواند متفاوت باشد. همچنین، مشاهداتی که داده‌های حق‌الزحمه حسابرسی و سایر اطلاعات مورد نیاز برای آنها در دسترس نبود حذف شدند. در نتیجه این فرایند انتخاب نمونه، یک نمونه شامل ۶۵۶ شرکت-سال از ۱۰۷ شرکت به عنوان نمونه نهایی انتخاب شدند. به منظور کاهش اثر مقیاس، در مواردی که لازم بوده است، متغیرهای پژوهش بر میانگین دارایی‌های دوره آنها تقسیم شده است. به طور مشخص، کلیه متغیرهای مورد نیاز برای تخمین الگوی غیرگرسیونی و اقلام تعهدی بر میانگین دارایی‌ها تقسیم شده‌اند. کلیه متغیرهای پیوسته تحقیق در سطح یک درصد مقایر منتهایی توزیع خود ویرایش شده‌اند. فرایند انتخاب نمونه در جدول ۱ قابل مشاهده است.

جدول ۱. فرایند انتخاب نمونه	شرکت-سال
کل مشاهدات در بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸	۲۲۶۱
شرکت-سال‌های حسابرسی شده توسط سازمان حسابرسی	(۴۸۸)
شرکت-سال‌های مربوط به شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، موسسات مالی و بیمه‌ها	(۱۹۲)
شرکت-سال‌های حذف‌شده به دلیل داده‌های غایب حق‌الزحمه حسابرسی، متغیرهای کنترلی حق‌الزحمه یا متغیرهای لازم برای محاسبه الگوی نیکلاف (۲۰۱۸)	(۹۲۵)
کل مشاهدات شرکت-سال در نمونه نهایی	۶۵۶

اندازه‌گیری خطای حسابداری

در این پژوهش، برای اندازه‌گیری خطای حسابداری از یک الگوی غیررگرسیونی، که مبتنی بر مدل کیفیت حسابداری نیکلاف (۲۰۱۸) است، استفاده می‌شود. مزیت الگوی غیررگرسیونی نیکلاف این است که صریحا عملکرد اقتصادی حقیقی را در مدل خود وارد می‌کند و از این رو به شکل بهتری جزء اندازه‌گیری عملکرد و خطای حسابداری را تفکیک می‌کند (ال‌قول و همکاران، ۲۰۲۱). در الگوی غیررگرسیونی نیکلاف، دو فرض پایه برای مدل‌سازی سری زمانی سود (E)، جریان‌های نقد عملیاتی (C) و اقلام تعهدی (A) مبنا قرار می‌گیرد. فرض اول این است که دو معیار عملکرد جریان‌های نقدی عملیاتی و سود حسابداری، هر دو دارای اختلال هستند و عملکرد اقتصادی حقیقی شرکت (π) را به ترتیب با خطای زمان‌بندی (w) و خطای برآورد اقلام تعهدی (v) اندازه‌گیری می‌کنند. فرض دوم این است که اقلام تعهدی، چه جزئی از آن که برای اصلاح خطای زمان‌بندی جریان‌های نقدی عملیاتی ایجاد شده است (جزء اندازه‌گیری عملکرد)، و چه جزئی که در نتیجه خطاهای تصادفی و عامدانه در برآورد اقلام تعهدی ایجاد شده (جزء خطای حسابداری)، در دوره‌های بعد معکوس می‌شوند. بر اساس دو فرض فوق و مطابق نیکلاف (۲۰۱۸)، روابطی به شرح زیر برای سری زمانی جریان‌های نقد عملیاتی، سود حسابداری و اقلام تعهدی تبیین می‌شوند:

$$C_t = \pi_t + w_t - w_{t-1}$$ رابطه ۱)

$$E_t = \pi_t + v_t - v_{t-1}$$ رابطه ۲)

$$A_t = -w_t + w_{t-1} + v_t - v_{t-1}$$ رابطه ۳)

همچنان که در رابطه ۳ مشاهده می‌شود، اقلام تعهدی شامل خطای برآورد اقلام تعهدی و قرینه خطای زمان‌بندی جریان‌های نقد عملیاتی است. در واقع، اقلام تعهدی به دلیل ماهیت و نقش آن در حسابداری تعهدی، اثر هر دو خطای w و v را در خود منعکس می‌کند. به منظور تخمین واریانس عملکرد حقیقی σ_π^2، واریانس جزء عملکرد اقلام تعهدی σ_w^2 و واریانس جزء خطای حسابداری σ_v^2، می‌توان از شرط‌های گشتاوری که بر اساس روابط ۱ تا ۳ تبیین خواهند شد استفاده نمود. بر این اساس، با استفاده از سری زمانی متغیرهای میانگین‌زدوده C، E و A و تاخیر مرتبه اول آن‌ها، و فرض عدم وجود همبستگی بین w، v و π، شرط‌های گشتاوری زیر ایجاد می‌گردند:

$$m(1): \quad E(E_tE_t) = \sigma_\pi^2 + 2\sigma_v^2 \qquad m(4): \quad E(E_tE_{t-1}) = \rho_\pi\sigma_\pi^2 - \sigma_v^2$$

$$m(2): \quad E(C_tC_t) = \sigma_\pi^2 + 2\sigma_w^2 \qquad m(5): \quad E(C_tC_{t-1}) = \rho_\pi\sigma_\pi^2 - \sigma_w^2$$

$$m(3): \quad E(A_tA_t) = 2\sigma_w^2 + 2\sigma_v^2 \qquad m(6): \quad E(A_tA_{t-1}) = -\sigma_v^2 - \sigma_w^2$$

در شرط‌های گشتاوری بالا، ρ_π همبستگی سریالی مرتبه اول π است. در مطالعه حاضر، برای حل شرط‌های گشتاوری $m(1)$ تا $m(6)$ از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده می‌شود و پارامترهای σ_π^2، σ_w^2 و σ_v^2 برای هر شرکت-سال و با استفاده از داده‌های سری‌زمانی ۱۲ سال قبل آن برآورد می‌گردند.

مطابق مطالعه نیکلاف (۲۰۱۸)، متغیرهای مورد نیاز در تخمین GMM، به این شرح تعریف و به کار گرفته می‌شوند: C جریان‌های نقد عملیاتی است؛ A اقلام تعهدی سرمایه در گردش است که برابر است با تغییر دارایی‌های جاری (به استثنای تغییرات نقد) منهای تغییر بدهی‌های جاری (به استثنای تغییر ذخیره مالیات و تغییر تسهیلات مالی دریافتی)؛ و E برابر است با جمع اقلام تعهدی و جریان‌های نقد عملیاتی. مطابق نیکلاف (۲۰۱۸)، محاسبه انحراف معیار جزء خطای حسابداری اقلام تعهدی نیازمند (σ_v^2) حداقل ۱۲ مشاهده متوالی برای هر شرکت است. برای این منظور، داده‌های صورت‌های مالی (داده‌های غیرحق‌الزحمه‌ای) در پژوهش حاضر تا سال ۱۳۸۱ به عقب گسترده شده است.

اندازه‌گیری خطای حسابداری به روش نیکلاف (۲۰۱۸)، متاثر از انحراف معیار خطای حسابداری در یک دوره طولانی در گذشته است. انحراف معیار بالای خطای حسابداری می‌تواند معرف یک سیستم کنترلی ضعیف باشد که منجر به تولید خطاهای حسابداری بیشتر می‌شود. برای اندازه‌گیری یک معیار بدیل برای اندازه‌گیری خطای حسابداری در تحقیق حاضر، همچنین از قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری استفاده شده است. برای اندازه‌گیری این معیار، از قدرمطلق باقی‌مانده‌های مدل جونز با کنترل بازده دارایی‌ها مطابق کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) استفاده شده است. مدل تعهدی مزبور به صورت پانلی و با کنترل سال و صنعت و همچنین کنترل تعاملات متغیرهای کنترل‌کننده سطح عادی اقلام تعهدی با سال و صنعت برآورد شده است. برای تخمین مدل تعهدی از تخمین‌زن حداقل مربعات خطا استفاده شده است.

آزمون همبستگی خطای حسابداری و حق‌الزحمه حسابرس

در تحقیق حاضر، برای آزمون فرضیه اول از مدل رگرسیونی۱ و برای آزمون فرضیه دوم و سوم از مدل رگرسیونی۲ استفاده می‌شود (پایه مدل ۲ بر اساس نیکلاف، ۲۰۱۸ است):

مدل ۱ $$LAF_{i,t} = \alpha + \gamma_1 \sigma_{ACC,i} + Controls_{j,t} + ind + year + \varepsilon_{i,t}$$

مدل ۲ $$LAF_{i,t} = \alpha + \beta_1 \sigma_{v,i} + \beta_2 \sigma_{w,i} + \beta_3 \sigma_{\pi,i} + Controls_{j,t} + ind + year + \varepsilon_{i,t}$$

در مدل‌های فوق، تعریف متغیرها به این شرح است:

LAF: حق‌الزحمه حسابرس، که برابر با لگاریتم طبیعی حق‌الزحمه حسابرس بر حسب میلیون ریال است.

در مدل ۱، σ_{ACC} برابر است با انحراف معیار پنج ساله اقلام تعهدی (شامل اقلام تعهدی سال جاری و چهار سال قبل). اقلام تعهدی برابر با سود عملیاتی منهای جریان نقد عملیاتی است.

در مدل ۲، σ_v: انحراف معیار جزء خطای حسابداری؛ σ_w: انحراف معیار جزء اندازه‌گیری عملکرد اقلام تعهدی؛ و σ_π: انحراف معیار جزء عملکرد اقتصادی حقیقی است که از حل معادلات گشتاوری m(1) تا m(6) به دست می‌آیند.

همچنین، مطابق مطالعات پیشین (بلانکلی[۲۴] و همکاران، ۲۰۱۲؛ واعظ و تیموری، ۱۳۹۳؛ محمدرضایی و فرجی، ۱۳۹۸) متغیرهای کنترلی به شرح زیر در مدلهای ۱و ۲ گنجانده می‌شوند:

Lev: اهرم مالی که برابر است با جمع بدهی جاری و غیرجاری به جمع دارایی‌های شرکت.

Size: اندازه شرکت مورد رسیدگی که برابر است با لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های شرکت بر حسب میلیون ریال.

ROA: بازده دارایی‌ها که برابر است با سود خالص تقسیم بر جمع دارایی‌های شرکت.

LnAge: لگاریتم طبیعی سن شرکت از ابتدای تاسیس.

LnEmployee: لگاریتم طبیعی تعداد کارکنان شرکت.

Sub: متغیر مجازی با ارزش یک، اگر شرکت دارای شرکت یا شرکت‌های فرعی باشد و در غیر این صورت صفر.

Loss: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت در سال t زیان کسب کرده باشد و در غیر این صورت صفر.

Issue: متغیر مجازی، با ارزش یک اگر شرکت در سال t افزایش سرمایه داده باشد و در غیر این صورت صفر.

InvRec: نسبت جمع موجودی‌ها و حساب‌های دریافتنی به جمع دارایی‌های شرکت.

Liquid: نسبت جاری (دارایی جاری تقسیم بر بدهی جاری).

Large: درصد مالکیت بزرگترین سهامدار شرکت.

AudOpn: متغیر مجازی با ارزش یک اگر گزارش حسابرسی غیرمقبول باشد و در غیر این صورت صفر.

AudTop: متغیر مجازی با ارزش یک، اگر حسابرس در طبقه اول بیست و پنج موسسه حسابرسی خصوصی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار قرار گیرد و صفر در غیر اینصورت.

AudSwitch: متغیر مجازی، با ارزش یک در صورتی که حسابرس تغییر کرده باشد و صفر در غیر اینصورت.

Busy: متغیر مجازی با ارزش یک، اگر پایان سال مالی شرکت مورد رسیدگی ۲۹ اسفندماه باشد و صفر در غیراینصورت.

Gov: متغیر مجازی با ارزش یک، اگر بخش عمده سهام شرکت در اختیار سهامداران دولتی باشد و صفر در غیراینصورت.

SaleVol: تلاطم فروش که برابر است با انحراف معیار پنج ساله فروش.

ind: اثرات ثابت صنعت. دامی صنعت، برای صنعت مورد نظر یک و برای سایر صنایع صفر است.

Year: اثرات ثابت سال. دامی سال، برای سال مورد نظر یک و برای سایر سال‌ها صفر است.

علامت مورد انتظار ضرایب متغیرهای مستقل

مطابق فرضیه اول، انتظار می‌رود علامت ضریب متغیر انحراف معیار اقلام تعهدی (σ_{ACC}) در مدل ۱ مثبت و معنی‌دار باشد. همچنین، مطابق فرضیه دوم، انتظار می‌رود انحراف معیار هر دو جزء اقلام تعهدی (یعنی جزء اندازه‌گیری عملکرد و جزء خطای حسابداری) یک رابطه مثبت با اقلام تعهدی داشته باشد. بر این اساس، انتظار می‌رود علامت ضرایب σ_v و σ_w در مدل ۲ مثبت باشد. مطابق فرضیه سوم انتظار می‌رود داشته باشیم: $\beta_{\sigma_v} > \beta_{\sigma_w}$. برای آزمون فرضیه سوم از آزمون برابری ضرایب والد استفاده می‌شود. همچنین، انتظار می‌رود ضریب σ_π مثبت باشد زیرا نوسان‌های عملکرد حقیقی،

که در نتیجه نوسان‌ها و شوک‌های ناپایدار سود ایجاد شود، باعث افزایش ریسک حسابرسی و متعاقبا افزایش حق‌الزحمه حسابرس می‌گردد.

علامت مورد انتظار ضرایب متغیرهای کنترلی

مطابق مدل قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی سیمیونیک (۱۹۸۰)، حق‌الزحمه حسابرس تابعی از کمیت و قیمت هر واحد خدمات حسابرسی است. با فرض رقابتی بودن بازار خدمات حسابرسی، متغیرهایی که بُعد قیمت یا کمیت خدمات حسابرسی را تحت تاثیر قرار می‌دهند بر حق‌الزحمه موثر هستند. در مطالعات پیشین بسیاری از متغیرهای موثر بر حق‌الزحمه حسابرسی که بعد قیمت یا کمیت را تحت تاثیر قرار می‌دهند شناسایی شده‌اند (برای نمونه نگاه کنید به سیمیونیک، ۱۹۸۰؛ بل و همکاران، ۲۰۰۱؛ دالیوال[۲۵] و همکاران، ۲۰۰۸؛ چارلز و همکاران، ۲۰۱۰؛ هریبار و همکاران، ۲۰۱۴). مطابق این مطالعات، ویژگی‌ها و متغیرهایی که باعث افزایش ریسک حسابرس و افزایش دامنه رسیدگی و تلاش حسابرس می‌شوند، به دلیل تحت تاثیر قراردادن تابع زیان حسابرس، حق‌الزحمه حسابرسی را افزایش می‌دهند. با این وجود، علاوه بر متغیرهایی که تابع زیان حسابرس را تحت تاثیر قرار می‌دهند، عرضه و تقاضا برای خدمات حسابرسی و قدرت چانه‌زنی حسابرس و صاحبکار نیز بر حق‌الزحمه حسابرسی موثر است. با توجه به این توضیحات می‌توان علامت ضرایب متغیرهای کنترلی در مدل حق‌الزحمه حسابرسی را پیش‌بینی کرد. در این پژوهش انتظار می‌رود ضرایب متغیرهای Size، Sub و Issue مثبت باشد چون این متغیرها احتمالا با میزان رسیدگی و تلاش بیشتر حسابرس همبستگی مثبت دارند. اهرم مالی بالا احتمالا ریسک حسابرسی را افزایش می‌دهد زیرا از یک سو با انگیزه‌های مدیریت سود و از سوی دیگر با ریسک ورشکستگی و آشفتگی مالی صاحبکار همبستگی مثبت دارد. بنابر این انتظار می‌رود علامت ضریب Lev مثبت باشد. در مقابل، بازده دارایی‌های بالا، احتمالا ریسک ورشکستگی و پیگرد قانونی و متعاقبا ریسک حسابرسی را کاهش می‌دهد. بنابراین انتظار می‌رود ضریب بازده دارایی‌ها (ROA) منفی باشد. علامت مورد انتظار برای ضریب LnAge منفی است چون شرکت‌های با سن بیشتر احتمالا ویژگی‌هایی دارند که به بقاء و ثبات آنها کمک کرده‌است و لذا، ریسک ورشکستگی آنها و متعاقبا ریسک حسابرسی کاهش می‌یابد. تعداد کارکنان شرکت احتمالا می‌تواند نماینده‌ای برای اندازه عملیات شرکت و همینطور ریسک ناتوانی در پرداخت بدهی

دستمزد باشد. بر این اساس، انتظار می‌رود علامت ضریب تعداد کارکنان شرکت (LnEmployee) مثبت باشد. متغیر Loss برای کنترل ریسک عملیاتی و چانه‌زنی برای تخفیف حسابرسی در مدل گنجانده شده است، چون شرکت‌های زیان‌ده، به‌رغم ریسک بالاتر، به دلیل تنگناهای مالی ممکن است چانه‌زنی بیشتری برای کاهش حق‌الزحمه حسابرس انجام دهند. از آنجا که در مدل حق‌الزحمه، ضریب متغیر بازده دارایی‌ها نیز تاثیر ریسک عملیاتی صاحبکار را جذب کند، ضریب نشانگر زیان احتمال بیشتری دارد که تاثیر چانه‌زنی برای تخفیف را در خود منعکس نماید. علامت مورد انتظار برای ضریب InvRec مثبت است، چون حسابرسی دارایی‌های ریسکی مانند موجودی و حسابهای دریافتنی رسیدگی و تلاش بالاتری از حسابرس طلب می‌کند. انتظار می‌رود ضریب Large و Liquid مثبت باشد، چون مطابق پیشینه، به ترتیب، بین انگیزه مدیریت سود و درصد تمرکز مالکیت (محمدرضایی و همکاران، ۲۰۱۸؛ و لئوز[۲۶]، ۲۰۰۶) و بین نسبت نقدینگی بالا و کاهش کیفیت افشاء (آقایی و همکاران، ۱۳۹۶) رابطه وجود دارد. انتظار می‌رود گزارش غیرمقبول حسابرس با تلاش و ریسک بیشتر حسابرس همبستگی مثبت داشته باشد، بنابراین پیش‌بینی می‌شود ضریب AudOpn مثبت باشد. حسابرسان با رتبه بالاتر، به دلیل اعتبار بالاتر، کیفیت بالاتر و قدرت چانه‌زنی بالاتر حق‌الزحمه بالاتری برای خدمات خود طلب می‌کنند و بنابر این انتظار می‌رود ضریب متغیر AudTop مثبت باشد. در یک بازار رقابتی، به دلیل وجود عرضه‌کنندگان بیشتر برای ارائه خدمات حسابرسی با قیمت‌های رقابتی، قدرت چانه‌زنی صاحبکار افزایش می‌یابد و احتمال تخفیف بیشتر حق‌الزحمه برای حسابرس جدید افزایش می‌یابد (محمدرضایی و مهدصالح، ۲۰۱۷). از این‌رو، انتظار می‌رود ضریب چرخش حسابرس (AudSwitch) منفی باشد. همچنین انتظار می‌رود ضریب متغیر Busy مثبت باشد، چون احتمالا حق‌الزحمه حسابرسی در زمان تقاضای بالا و افزایش فشار کاری بیشتر است. علامت مورد انتظار برای ضریب Gov مثبت است، زیرا شرکت‌های دولتی احتمالا انگیزه کمتری در مقایسه با شرکت‌های غیردولتی برای چانه‌زنی درباره حق‌الزحمه حسابرسی دارند. همچنین، پیش‌بینی می‌شود ضریب SaleVol مثبت باشد، چون افزایش تلاطم فروش احتمالا با افزایش ریسک ذاتی و افزایش تلاش‌های حسابرس همبستگی مثبت دارد.

یافته‌ها

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در تابلوی اول و دوم جدول ۲ ارائه شده است. نتایج تخمین پارامترهای σ_π، σ_w و σ_v که در سطح شرکت برآورد شده‌اند در تابلوی دوم نمایش داده شده است. میانگین و میانه جزء خطای حسابداری اقلام تعهدی (σ_v) به ترتیب در حدود ۵ و ۴ درصد جمع دارایی‌ها است که به لحاظ اقتصادی با اهمیت است. با این وجود، به شکل مشابه با پژوهش‌های پیشین (نیکلاف، ۲۰۱۸؛ کایروخین، ۲۰۱۸؛ بهنام‌پور و همکاران، ۱۳۹۸ و قربانی، ۱۳۹۹)، میانگین σ_v کوچکتر از میانگین σ_w بزرگتر است. همچنین اختلاف دو متغیر به لحاظ آماری غیرصفر و در سطح کوچکتر از یک درصد معنی‌دار است. این یافته نشان می‌دهد که نوسان‌های اقلام تعهدی عمدتا در نتیجه اصلاح خطای زمان‌بندی جریان‌های نقد عملیاتی ایجاد شده است تا به دلیل خطاهای حسابداری در اقلام تعهدی. این یافته با نقش حسابرسی مستقل در کاهش جزء خطای حسابداری اقلام تعهدی همخوانی دارد. همچنین، میانگین متغیر نشانگر حسابرس رتبه یک، AudTop برابر ۰/۵۸ است که نشان می‌دهد بخش عمده نمونه توسط حسابرسان رتبه یک، که انتظار می‌رود کیفیت حسابرسی بالاتری را نیز ارائه دهند، حسابرسی شده‌اند. میانگین AudOpn برابر ۰/۵۶ است که نشان می‌دهد بیشتر اظهارنظرهای حسابرسی از نوع تعدیل شده (مشروط، مردود یا عدم اظهار نظر) بوده است. این یافته‌ها با نتایج محمدرضایی و همکاران (۲۰۱۸) همخوانی دارد. از سوی دیگر، میانگین Gov و Large به ترتیب برابر ۰/۶۶ و ۰/۵۲ است که نشان می‌دهد بخش عمده‌ای از سهام شرکت‌های نمونه متعلق به سهامداران دولتی است و مضافا، تمرکز مالکیت در شرکت‌های نمونه بالا است.

جدول ۲. آمار توصیفی

تابلوی اول. آمار توصیفی برای متغیرهای مورد استفاده در تخمین GMM

	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	کمترین	بیشترین	انحراف معیار
E	۱۹۲۶	۰/۱۱۲۳	۰/۰۹۴۱	−۰/۰۷۴۱	۰/۴۷۸۲	۰/۰۹۳۷
C	۱۹۲۶	۰/۱۰۷۵	۰/۰۹۴۸	−۰/۰۸۵۰	۰/۴۸۶۶	۰/۰۹۲۸
A	۱۹۲۶	۰/۰۳۸۱	۰/۰۳۷۱	−۰/۰۷۲۸	۰/۱۴۸۴	۰/۰۴۳۳

تابلوی دوم. آمار توصیفی برای متغیرهای مورد استفاده در تخمین مدل‌های رگرسیونی

	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	کمترین	بیشترین	انحراف معیار
σ_{ACC}	۶۵۶	۰/۱۰۳۱	۰/۰۸۷۷	۰/۰۲۱۰	۰/۳۲۲۵	۰/۰۷۳۳
σ_{π}	۶۵۶	۰/۰۶۶۴	۰/۰۵۷۱	۰/۰۲۰۲	۰/۱۳۱۹	۰/۰۴۰۰
σ_{w}	۶۵۶	۰/۰۶۱۹	۰/۰۶۱۴	۰/۰۲۴۶	۰/۱۱۶۶	۰/۰۲۶۶
σ_{v}	۶۵۶	۰/۰۴۷۴	۰/۰۴۲۸	۰/۰۱۵۴	۰/۰۹۶۷	۰/۰۲۶۵
$\sigma_{w} - \sigma_{v}$	۶۵۶	۰/۰۱۶۹	۰/۰۱۱۸	−۰/۰۳۲۴	۰/۱۱۸۳	۰/۰۲۶۷
absACC	۶۵۶	۰/۱۷۰۶	۰/۱۲۴۲	۰/۰۰۰۳	۰/۷۸۵۲	۰/۱۶۰۹
Fee	۶۵۶	۷۴۴/۷۰	۵۷۸/۳۰	۹۰/۰۰۰	۴۸۲۲/۰	۱۷/۱۲۱
LAF	۶۵۶	۶/۳۶۰۱	۶/۱۰۳۷	۴/۴۹۹۸	۸/۴۸۱۰	۰/۶۸۸۳
AudTop	۶۵۶	۰/۵۷۶۲	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۴۹۴۱
AudSwitch	۶۵۶	۰/۳۱۱۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۴۶۲۹
AudOpn	۶۵۶	۰/۵۵۹۴	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۴۹۶۴
Issue	۶۵۶	۰/۲۱۶۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۴۱۱۸
Busy	۶۵۶	۰/۷۶۱۰	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۴۲۶۷
Lev	۶۵۶	۰/۷۱۳۳	۰/۶۱۵۷	۰/۰۴۶۹	۱/۸۰۱۱	۰/۱۹۲۲
ROA	۶۵۶	۰/۱۰۳۹	۰/۰۸۹۹	−۰/۳۱۹۳	۰/۵۲۶۲	۰/۱۵۶۲
Gov	۶۵۶	۰/۶۵۸۵	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۴۷۴۲
Sub	۶۵۶	۰/۳۳۵۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۴۷۲۱
Size	۶۵۶	۱۳/۶۵۱	۱۳/۶۹۱	۹/۱۶۵۹	۱۸/۱۵۹	۱/۳۹۵۸
LnAge	۶۵۶	۳/۶۲۰۹	۳/۷۸۴۲	۲/۰۷۹۴	۴/۳۹۴۴	۰/۴۱۹۶
LnEmployee	۶۵۶	۵/۶۵۰۴	۵/۷۱۰۴	۱/۹۴۵۹	۸/۴۰۷۲	۱/۰۶۹۴
Loss	۶۵۶	۰/۱۷۵۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۳۸۰۲
InvRec	۶۵۶	۰/۵۰۶۶	۰/۵۰۸۲	۰/۰۰۳۲	۰/۹۳۱۳	۰/۲۰۴۲
Liquid	۶۵۶	۱/۴۰۹۰	۱/۱۹۹۴	۰/۰۹۸۱۸	۵/۳۳۸۱	۰/۸۵۳۹
Large	۶۵۶	۰/۵۲۳۳	۰/۵۲۰۰	۰/۱۰۰۰	۰/۹۲۰۰	۰/۲۱۴۲
SaleVol	۶۵۶	۰/۲۱۰۹	۰/۱۷۳۸	۰/۰۱۷۳	۱/۰۵۵۱	۰/۱۶۴۲

جدول فوق، آمار توصیفی متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد. در تابلوی اول مشاهدات برای دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۸ و در تابلوی دوم مشاهدات برای دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸هستند. کلیه متغیرها در سطح یک درصد و ۹۵ درصد وینسوره شده‌اند. متغیرها در هر دو تابلو به شرح زیر هستند: E: سود حسابداری، C: جریان‌های نقدی عملیاتی، A: اقلام تعهدی، σ_{ACC}: انحراف معیار اقلام تعهدی، σ_{π}: انحراف معیار عملکرد اقتصادی حقیقی، σ_{w}: انحراف معیار جزء اندازه‌گیری عملکرد اقلام تعهدی، σ_{v}: انحراف معیار جزء خطای حسابداری اقلام تعهدی، abcACC: قدرمطلق اقلام تعهدی، LAF: لگاریتم طبیعی حق‌الزحمه حسابرس، AudTop: متغیر مجازی با ارزش یک، اگر حسابرس در طبقه اول بیست و پنج موسسه حسابرسی خصوصی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار قرار گیرد و صفر در غیر اینصورت، AudSwitch: متغیر مجازی با ارزش یک اگر حسابرس تغییر کرده باشد و صفر در غیراینصورت، AudOpn: متغیر مجازی با ارزش یک اگر گزارش حسابرس غیرمقبول باشد و صفر در غیراینصورت، Issue: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت افزایش سرمایه داده باشد و صفر در غیراینصورت، Busy: متغیر مجازی با ارزش اگر پایان سال مالی ۲۹ اسفندماه باشد و صفر در غیراینصورت، Lev: نسبت بدهی به دارایی، ROA: بازده دارایی‌ها، Gov: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت دولتی باشد و صفر در غیراینصورت، Sub: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت دارای واحدهای فرعی باشد و صفر در غیراینصورت، Size: لگاریتم طبیعی جمع‌دارایی‌ها، LnAge: لگاریتم طبیعی سن شرکت، LnEmployee: لگاریتم طبیعی تعداد کارکنان شرکت، Loss: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت زیان‌ده باشد و صفر در غیراینصورت، InvRec: نسبت جمع موجودی و مطالبات به جمع دارایی‌های شرکت، Liquid: نسبت جاری، Large: درصد مالکیت بزرگترین سهامدار شرکت، SaleVol: (تلاطم فروش) انحراف معیار فروش.

نتایج آزمون فرضیه اول

نتایج برازش مدل رگرسیونی ۱ در جدول ۳ ارائه شده است. ضریب متغیر انحراف معیار اقلام تعهدی (σ_{ACC})، هنگامی که مدل حق‌الزحمه حسابرسی بدون متغیرهای کنترلی برازش می‌شود، برابر ۱/۱۸۶۲ است که در سطح کوچکتر از یک درصد معنی‌دار است (t= ۴/۸۴۶). ضریب σ_{ACC} در صورتی که سایر متغیرهای موثر بر حق‌الزحمه کنترل شوند، برابر ۰/۹۲ است (t= ۳/۲۶۶). بر این اساس، مطابق فرضیه اول، به لحاظ آماری انحراف معیار اقلام تعهدی یک همبستگی مثبت و معنی‌دار با حق‌الزحمه حسابرسی دارد. مقادیر آماره t، که در پرانتز ارائه شده‌اند، با استفاده از خطای استاندارد مقاوم و خوشه‌بندی شده بر حسب شرکت محاسبه شده‌اند. از سوی دیگر، انحراف معیار متغیر σ_{ACC} برابر ۰/۰۷۳۳ است (مطابق آمار توصیفی در جدول ۱). بنابر این، به طور میانگین، یک انحراف معیار افزایش در σ_{ACC} باعث تقریبا ۷ درصد (۰/۰۷۳۳ × ۰/۹۲) افزایش در حق‌الزحمه حسابرس می‌گردد. با توجه به این که میانگین حق‌الزحمه حسابرسی طبق آمار توصیفی برابر ۷۴۴/۷ میلیون ریال است، تاثیر ۷ درصد افزایش در حق‌الزحمه حسابرسی برابر ۵۲/۱ میلیون ریال (۷۴۴/۷ × ۷٪) خواهد بود، که به لحاظ اقتصادی تا حدودی معنی‌دار است. به طور کلی، نتایج فوق با همبستگی مثبت نوسان‌های اقلام تعهدی و تلاش‌ها و ریسک حسابرسی همخوانی دارد.

به عنوان یک آزمون اضافی، همچنان‌که در ستون چهارم و پنجم جدول ۳ مشاهده می‌شود، متغیر absACC، که برابر است با قدرمطلق اقلام تعهدی سالانه، به جای انحراف معیار پنج‌ساله اقلام تعهدی در مدل حق‌الزحمه حسابرسی جایگزین شد. علامت این ضریب در غیاب و حضور متغیرهای کنترلی مثبت و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. همچنین نتایج یک تحلیل اضافی دیگر، که در جداول ارائه نشده است، نشان می‌دهد هنگامی که میانگین پنج‌ساله قدرمطلق اقلام تعهدی (MeanACC) به جای قدرمطلق اقلام تعهدی سالانه در مدل قرار می‌گیرد ضریب آن همچنان در سطح پنج درصد معنی‌دار است (مقدار ضریب در غیاب و حضور متغیرهای کنترلی به ترتیب ۰/۶۵۶۰ [t= ۴/۳۶۱] و ۰/۴۰۴۲ [t= ۲/۱۴۰] است).

همچنین علامت ضرایب متغیرهایی کنترلی با علامت پیش‌بینی‌شده برای آنها در این پژوهش همخوانی دارد. برای نمونه، مطابق انتظار، ضریب AudTop مثبت و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است که نشان می‌دهد که حسابرسان رتبه اول به طور میانگین حق‌الزحمه بالاتری دریافت می‌کنند. علامت ضرایب متغیرهایی که بر میزان تلاش حسابرس تاثیر

می‌گذارند مانند Size و Sub مطابق انتظار مثبت و حداقل در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. علامت ضریب AudSwitch منفی و در سطح ده درصد معنی‌دار است که نشان می‌دهد، به دلیل قیمت‌های رقابتی و چانه‌زنی صاحبکار در گرفتن تخفیف، به طور میانگین حسابرسان در سال نخست حسابرسی حق‌الزحمه کمتری دریافت می‌کنند. به همین ترتیب، علامت ضریب Loss منفی و معنی‌دار است که با انگیزه بیشتر صاحبکار برای گرفتن تخفیف در سال‌های تحصیل زیان و تنگنای مالی همخوانی دارد. در مقابل، و مطابق انتظار، ضریب Gov مثبت و در سطح یک درصد معنی‌دار است که با انگیزه کمتر صاحبکار دولتی برای گرفتن تخفیف همخوانی دارد. (در مطالعات پیشین، خدادادی، قربانی و خوانساری، ۱۳۹۳ یک رابطه منفی بین حق‌الزحمه و درصد مالکیت دولتی مشاهده کرده‌اند). علامت ضرایب متغیرهایی که با افزایش ریسک حسابرسی مرتبط هستند (و بدین لحاظ احتمالا تلاش حسابرس یا صرف ریسک حسابرس را افزایش می‌دهند) مانند Lev، InvRec، LnEmployee، SaleVol مطابق انتظار مثبت و (به استثنای اهرم مالی) همگی در سطح ۵ درصد و کوچکتر از آن معنی‌دار هستند. به همین ترتیب ضریب ROA که به لحاظ نظری با ریسک حسابرسی رابطه معکوس دارد مطابق انتظار منفی و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. علامت ضرایب Liquid و Large که با انگیزه‌های کاهش کیفیت افشاء و مدیریت سود همبستگی دارند مطابق انتظار مثبت و معنی‌دار است. اثرات ثابت سال و صنعت در غیاب سایر متغیرها مجموعا در حدود ۴۱ درصد از تغییرات حق‌الزحمه حسابرسی را توضیح می‌دهند (مطابق ستون اول جدول ۲).

جدول ۳. نتایج برازش مدل رگرسیونی ۱

متغیر وابسته: LAF

	PS	i	ii	iii	iv	v
σ_{ACC}	+		۱/۱۸۶۲*** (۴/۸۴۶)	۰/۹۲۰۱*** (۳/۲۶۶)		
absACC	+				۰/۲۸۷۷** (۲/۳۳۰)	۰/۲۶۱۲** (۲/۱۱۱)
AudTop	+			۰/۰۷۷۷** (۲/۴۶۹)		۰/۰۷۸۰** (۲/۴۵۹)
AudSwitch	-			−۰/۰۵۸۴* (−۱/۷۳۰)		−۰/۰۵۸۷* (−۱/۷۳۳)
AudOpn	+			۰/۰۲۸۴ (۱/۱۲۳)		۰/۰۲۷۵ (۱/۰۷۵)
Issue	+			۰/۰۰۵۰ (۰/۱۳۲)		۰/۰۰۶۵ (۰/۱۷۶)
Busy	+			۰/۰۴۲۳ (۰/۸۸۵)		۰/۰۴۰۶ (۰/۸۲۸)
Lev	+			۰/۰۲۲۸ (۱/۲۳۱)		۰/۰۲۴۱ (۱/۲۸۶)
ROA	-			−۰/۲۵۴۲** (−۲/۰۷۹)		−۰/۲۵۵۸** (−۲/۳۰۸)
Gov	+			۰/۱۸۹۶*** (۶/۴۵۶)		۰/۱۸۹۷*** (۶/۲۸۷)
Sub	+			۰/۰۸۶۱** (۲/۰۹۶)		۰/۰۷۹۸** (۱/۹۷۷)
Size	+			۰/۲۲۴۲*** (۱۴/۴۸)		۰/۲۲۵۸*** (۱۵/۶۰)
LnAge	-			−۰/۰۲۵۳* (−۱/۷۲۷)		−۰/۰۲۵۴* (−۱/۷۲۹)
LnEmployee	+			۰/۱۲۲۰*** (۶/۵۲۸)		۰/۱۲۰۵*** (۶/۴۰۱)
Loss	–			−۰/۰۶۲۶** (−۲/۱۶۷)		−۰/۰۶۱۴** (−۲/۱۸۸)
InvRec	+			۰/۱۸۱۴** (۲/۳۰۲)		۰/۱۸۵۳** (۲/۳۲۲)
Liquid	+			۰/۰۴۸۱*** (۳/۹۱۷)		۰/۰۴۹۳*** (۴/۲۶۸)
Large	+			۰/۲۳۱۳*** (۴/۸۲۶)		۰/۲۲۸۵*** (۴/۱۴۰)
SaleVol	+			۰/۲۷۴۷** (۲/۱۴۴)		۰/۲۷۴۷** (۲/۱۴۴)
constant	؟	۶/۹۹۴۶*** (۲۰۸/۲)	۶/۹۰۷۱*** (۱۴۹/۶)	۲/۵۸۰۲*** (۱۶/۳۹)	۶/۹۳۳۰*** (۱۳۷/۶)	۲/۶۴۵۸*** (۱۸/۶۱)
کنترل اثرات ثابت صنعت		بلی	بلی	بلی	بلی	خیر
کنترل اثرات ثابت سال		بلی	بلی	بلی	بلی	بلی
Adj. R^2		۰/۴۱	۰/۴۲	۰/۶۴	۰/۴۲	۰/۶۴
تعداد مشاهدات		۶۵۶	۶۵۶	۶۵۶	۶۵۶	۶۵۶

جدول فوق، نتایج برازش مدل رگرسیونی ۱ پژوهش را ارائه می‌دهد. مشاهدات برای دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸هستند. کلیه متغیرها در سطح یک

درصد و ۹۵ درصد وینسوره شده‌اند. متغیر وابسته LAF لگاریتم طبیعی حق‌الزحمه حسابرسی است. متغیرهای مستقل و کنترلی به شرح زیر هستند: σ_{ACC}: انحراف معیار پنج‌ساله قدرمطلق اقلام تعهدی، abcACC: قدرمطلق اقلام تعهدی سالانه، AudTop: متغیر مجازی با ارزش یک، اگر حسابرس در طبقه اول بیست و پنج موسسه حسابرسی خصوصی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار قرار گیرد و صفر در غیر اینصورت، AudSwitch: متغیر مجازی با ارزش یک اگر حسابرس تغییر کرده باشد و صفر در غیراینصورت، AudOpn: متغیر مجازی با ارزش یک اگر گزارش حسابرس غیرمقبول باشد و صفر در غیراینصورت، Issue: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت افزایش سرمایه داده باشد و صفر در غیراینصورت، Busy: متغیر مجازی با ارزش اگر پایان سال مالی ۲۹ اسفندماه باشد و صفر در غیراینصورت، Lev: نسبت بدهی به دارایی، ROA: بازده دارایی‌ها، Gov: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت دولتی باشد و صفر در غیراینصورت، Sub: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت دارای واحدهای فرعی باشد و صفر در غیراینصورت، Size: لگاریتم طبیعی جمع‌دارایی‌ها، LnAge: لگاریتم طبیعی سن شرکت، LnEmployee: لگاریتم طبیعی تعداد کارکنان شرکت، Loss: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت زیان‌ده باشد و صفر در غیراینصورت، InvRec: نسبت جمع موجودی و مطالبات به جمع دارایی‌های شرکت، Liquid: نسبت جاری، Large: درصد مالکیت بزرگترین سهامدار شرکت، SaleVol: (تلاطم فروش) انحراف معیار فروش. مقادیر آماره t که با استفاده از خطای استاندارد مقاوم خوشه‌بندی شده بر حسب شرکت محاسبه شده‌اند در پرانتز ارائه شده است. مقادیر علامت دار شده با *،**؛ *** به ترتیب در سطح ده درصد، پنج درصد و یک درصد معنی‌دار هستند.

نتایج آزمون فرضیه‌های دوم و سوم

نتایج برازش مدل رگرسیونی ۲ در جدول ۴ ارائه شده است. مطابق انتظار، ضرایب هر سه متغیر σ_π، σ_w و σ_v مثبت و به لحاظ آماری معنی‌دار است. ضریب انحراف معیار جزء خطای حسابداری (σ_v)، با کنترل سایر متغیرهای موثر بر حق‌الزحمه حسابرسی، برابر ۲/۷۱۶۴ است (t= ۴/۴۰۷). از منظر معنی‌داری اقتصادی نیز تاثیر خطای حسابداری بر حق‌الزحمه حسابرسی به طور نسبی معنی‌دار است. با توجه به انحراف معیار σ_v و میانگین LAF، به طور میانگین، یک انحراف معیار افزایش در σ_v حدودا باعث ۷/۲٪ افزایش در حق‌الزحمه حسابرسی می‌گردد (حدود ۵۳/۶ میلیون ریال). این نتیجه، با تئوری‌های مرتبط با تاثیر خطای حسابداری بر عامل عرضه و تقاضای خدمات حسابرسی، صرف ریسک حسابرس و انگیزه صاحبکار برای تطمیع حسابرس همخوانی دارد. از سوی دیگر، معنی‌داری و علامت مثبت ضریب σ_w نشان می‌دهد که تلاطم اقلام تعهدی ناشی از اصلاح خطای زمان‌بندی، احتمالا به دلیل تاثیر بر میزان تلاش حسابرس، بر قیمت خدمات حسابرسی موثر است. معنی‌داری و علامت مثبت ضریب σ_π نشان می‌دهد که تلاطم عملکرد اقتصادی حقیقی، احتمالا به دلیل افزایش ریسک ذاتی، باعث افزایش ریسک حسابرسی و حق‌الزحمه حسابرسی می‌گردد. همچنین، علامت ضرایب متغیرهای کنترلی با علامت مورد انتظار آنها و نتایج قبلی همخوانی دارد. مطابق آزمون والد، اختلاف ضرایب دو متغیر σ_w و σ_v در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. با توجه به انحراف معیار تقریبا یکسان

دو متغیر مطابق آمار توصیفی، این یافته نشان می‌دهد که مطابق فرضیه سوم، جزء خطای حسابداری با نرخ بیشتری بر حق‌الزحمه حسابرس اثر می‌گذارد.

جدول ۴. نتایج برازش مدل رگرسیونی ۲

		متغیر وابسته: LAF	
	PS	i	ii
σ_v	+	۳/۲۱۷۸*** (۵/۲۷۱)	۲/۷۱۶۴*** (۴/۴۰۷)
σ_w	+	۱/۲۸۳۴*** (۲/۷۳۵)	۱/۰۹۵۱** (۲/۳۳۹)
σ_π	+	۱/۰۴۲۶** (۲/۳۸۴)	۰/۹۰۱۴** (۲/۰۴۱)
AudTop	+		۰/۰۷۷۵** (۲/۵۲۲)
AudSwitch	-		−۰/۰۵۰۰ (−۱/۷۳۰)
AudOpn	+		۰/۰۲۸۴ (۱/۱۲۳)
Issue	+		۰/۰۰۴۸ (۰/۱۰۷)
Busy	+		۰/۰۱۵۲ (۰/۲۷۳)
Lev	+		۰/۰۲۲۸ (۱/۲۳۱)
ROA	-		−۰/۱۷۶۲ (−۱/۴۸۳)
Gov	+		۰/۲۰۸۷*** (۵/۳۷۳)
Sub	+		۰/۰۷۲۴** (۲/۳۵۱)
Size	+		۰/۲۳۵۷*** (۱۶/۶۸)
LnAge	-		−۰/۰۴۰۷** (−۲/۴۵۷)
LnEmployee	+		۰/۱۱۳۲*** (۵/۲۹۵)
Loss	−		−۰/۰۴۴۵ (−۱/۵۰۴)
InvRec	+		۰/۱۷۴۸** (۱/۹۹۴)
Liquid	+		۰/۰۴۷۴*** (۳/۴۴۵)
Large	+		۰/۱۷۸۰*** (۴/۰۷۸)

SaleVol	+		۰/۲۵۳۷* (۱/۸۰۵)
constant	؟	۶/۹۸۸۲*** (۱۷۲/۰)	۲/۶۳۳۱*** (۱۴/۰۳)
کنترل اثرات ثابت صنعت		بلی	بلی
کنترل اثرات ثابت سال		بلی	بلی
Adj. R^2		۰/۴۲	۰/۶۴
تعداد مشاهدات		۶۵۶	۶۵۶
$\beta_{\sigma_v} = \beta_{\sigma_w}$		[۰/۰۲۹] ۴/۷۷۳	[۰/۰۴۱] ۴/۲۰۱

جدول فوق، نتایج برازش مدل رگرسیونی ۲ پژوهش را ارائه می‌دهد. مشاهدات برای دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸هستند. کلیه متغیرها در سطح یک درصد و ۹۵ درصد وینسوره شده‌اند. متغیر وابسته LAF لگاریتم طبیعی حق‌الزحمه حسابرسی است. متغیرهای مستقل و کنترلی به شرح زیر هستند: σ_π: انحراف معیار عملکرد اقتصادی حقیقی، σ_w: انحراف معیار جزء اندازه‌گیری عملکرد اقلام تعهدی، σ_v: انحراف معیار جزء خطای حسابداری اقلام تعهدی، AudTop: متغیر مجازی با ارزش یک، اگر حسابرس در طبقه اول بیست و پنج موسسه حسابرسی خصوصی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار قرار گیرد و صفر در غیر اینصورت، AudSwitch: متغیر مجازی با ارزش یک اگر حسابرس تغییر کرده باشد و صفر در غیراینصورت، AudOpn: متغیر مجازی با ارزش یک اگر گزارش حسابرس غیرمقبول باشد و صفر در غیراینصورت، Issue: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت افزایش سرمایه داده باشد و صفر در غیراینصورت، Busy: متغیر مجازی با ارزش اگر پایان سال مالی ۲۹ اسفندماه باشد و صفر در غیراینصورت، Lev: نسبت بدهی به دارایی، ROA: بازده دارایی‌ها، Gov: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت دولتی باشد و صفر در غیراینصورت، Sub: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت دارای واحدهای فرعی باشد و صفر در غیراینصورت، Size: لگاریتم طبیعی جمع‌دارایی‌ها، LnAge: لگاریتم طبیعی سن شرکت، LnEmployee: لگاریتم طبیعی تعداد کارکنان شرکت، Loss: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت زیان‌ده باشد و صفر در غیراینصورت، InvRec: نسبت جمع موجودی و مطالبات به جمع دارایی‌های شرکت، Liquid: نسبت جاری، Large: درصدد مالکیت بزرگترین سهامدار شرکت، SaleVol: (تلاطم فروش) انحراف معیار فروش. مقادیر آماره t که با استفاده از خطای استاندارد مقاوم خوشه‌بندی شده بر حسب شرکت محاسبه شده‌اند در پرانتز ارائه شده است. مقادیر علامت دار شده با *،**؛ *** به ترتیب در سطح ده درصد، پنج درصد و یک درصد معنی‌دار هستند.

کنترل اینرسی حق‌الزحمه حسابرسی و درون‌زایی ناشی از علیت معکوس

مدل‌های پانلی پویا

جزء خطای حسابداری، علاوه بر تاثیر بر حق‌الزحمه حسابرس (از طریق افزایش ریسک و تلاش حسابرس)، خود می‌تواند متاثر از حق‌الزحمه حسابرس باشد. به دلیل این تاثیر متقابل خطای حسابداری و حق‌الزحمه بر یکدیگر، استنباط از نتایج آماری مبتنی بر تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی، اثرات ثابت و اثرات تصادفی به دلیل مشکل درونزایی دارای تورش است. بر این اساس، به منظور کنترل علیت معکوس و کاهش تورش درونزایی ناشی از آن از مدل‌های پانلی پویا استفاده شد. مطابق لیسزنسکی و والبرینگ (۲۰۱۹)، تخمین‌زن پانلی پویا به منظور رفع مشکل درون‌زایی ناشی از علیت معکوس پیشنهاد می‌شود. تخمین‌زن مزبور با گنجاندان تاخیر متغیر وابسته در سمت متغیرهای توضیحی، می‌کوشد تا رابطه متقابل بین متغیر مستقل و وابسته را در طی زمان ترسیم کند.

در پژوهش حاضر، برای تخمین مدل‌های پانلی پویای حق‌الزحمه حسابرسی، از تخمین‌زن پانلی آرلانو و باند[۲۷] (۱۹۹۱) استفاده شده‌است که ابزاری قدرتمند برای رفع مشکل درون-زایی ناشی از علیت معکوس و ناهمگونی مشاهده‌نشده است. مزیت دیگر استفاده از مدل پانلی پویای حق‌الزحمه این است که شواهدی در پیشینه موجود است که حق‌الزحمه حسابرس دارای اینرسی (لختی) است و لذا وقفه‌های آن احتمالا می‌تواند تغییرات جاری آن را پیش‌بینی کند (دوگر[۲۸] و همکاران، ۲۰۱۵؛ کاسر و همکاران، ۲۰۱۸). از سوی دیگر، به منظور بررسی و مقایسه بیشتر، خطای حسابداری با استفاده از الگوی رگرسیونی نیز محاسبه گردید. در این راستا، قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری (absDA)، که برابر است با قدرمطلق باقی‌مانده‌های مدل جونز با کنترل بازده دارایی‌ها مطابق کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)، به عنوان سنجه دیگر خطای حسابداری تعریف گردید (به پیوست الف توجه شود). مدل‌های پانلی پویای حق‌الزحمه حسابرسی به شرح زیر هستند:

مدل ۳
$$LAF_{i,t} = \alpha + \emptyset_1 LAF_{i,t-1} + \emptyset_2 absDA_{ACC,i,t} + Controls_{j,i,t} + year + \varepsilon_{i,t}$$

مدل ۴
$$LAF_{i,t} = \alpha + \lambda_1 LAF_{i,t-1} + \lambda_2 \sigma_{v,i} + \lambda_3 \sigma_{w,i} + \lambda_4 \sigma_{\pi,i} + Controls_{j,i,t} + year + \varepsilon_{i,t}$$

نتایج برازش مدل‌های پانلی پویا در جدول ۵ ارائه شده است. نتایج ارائه شده شامل آماره χ^2 سارگان برای آزمون معتبر بودن متغیرهای ابزاری و آماره‌های χ^2 والد برای آزمون معنی‌داری کلی متغیرهای توضیحی و متغیرهای مجازی سال است. به طور کلی نتایج برازش مدل‌های پانلی پویا با نتایج قبلی پژوهش همخوانی دارد. ضرایب تاخیر مرتبه اول حق‌الزحمه حسابرسی (LAF_{t-1}) در هر دو مدل ۳ و ۴ مثبت و در سطح کوچکتر از یک درصد معنی‌دار است. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که تاخیر حق‌الزحمه حسابرس می‌تواند تغییرات مقادیر جاری آن را توضیح دهد. نکته قابل توجه این است که با کنترل تاخیر حق‌الزحمه، مقادیر آماره t اکثر متغیرهای کنترلی بهبود یافته است. مضافا، علامت ضرایب این متغیرها با علامت مورد انتظار برای آنها همخوانی دارد. ضریب absDA مثبت و برابر ۰/۱۰۸۷ است که در سطح ده درصد معنی‌دار است. از سوی دیگر، مشابه نتایج قبل، ضرایب σ_v و σ_w مثبت و در سطح پنج درصد معنی‌دار است، اگرچه

ضریب σ_π معنی‌دار نیست. همچنین، اختلاف معنادار ضرایب σ_v و σ_w نشان می‌دهد که در مقایسه با جزء اندازه‌گیری عملکرد اقلام تعهدی، جزء خطای حسابداری اقلام تعهدی به دلیل افزایش ریسک و تلاش‌های حسابرس با ضریب بالاتری در قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی لحاظ می‌شود.

جدول ۵. نتایج برازش مدل‌های پانلی پویا (GMM-SYSTEM)

		متغیر وابسته: LAF	
	PS	i	ii
LAF_{t-1}	+	۰/۲۳۷۷*** (۱۲/۲۹)	۰/۲۶۸۱۶*** (۱۳/۷۱)
absDA	+	۰/۱۰۸۷* (۱/۶۷۲)	
σ_v	+		۱/۱۱۴۸*** (۳/۷۹۳)
σ_w	+		۰/۵۱۵۴** (۲/۰۶۴)
σ_π	+		۰/۳۲۷۱ (۱/۵۵۴)
AudTop	+	۰/۰۴۷۸*** (۳/۷۴۸)	۰/۰۵۳۲*** (۴/۰۰۵)
AudSwitch	-	−۰/۰۴۳۹*** (−۴/۴۶۱)	−۰/۰۴۷۲*** (−۳/۹۱۷)
AudOpn	+	۰/۰۳۱۱۷** (۲/۰۱۷)	۰/۰۵۴۲** (۲/۴۵۸)
Issue	+	۰/۰۰۶۳ (۰/۶۵۷)	۰/۰۰۳۰ (۰/۱۸۰)
Busy	+	۰/۰۴۵۹** (۱/۹۷۷)	۰/۰۴۷۷** (۲/۰۳۰)
Lev	+	۰/۰۲۴۵*** (۳/۸۰۶)	۰/۰۲۳۴*** (۳/۳۵۶)
ROA	-	−۰/۱۰۱۰* (−۱/۷۰۵)	−۰/۰۸۵۶ (−۱/۴۷۵)
Gov	+	۰/۱۵۸۳*** (۷/۶۸۳)	۰/۱۶۱۸*** (۷/۳۶۵)
Sub	+	۰/۰۲۷۶ (۱/۰۶۸)	۰/۰۳۲۶ (۱/۰۹۷)
Size	+	۰/۱۷۴۴*** (۹/۸۹۰)	۰/۱۶۹۸*** (۱۰/۱۵)
LnAge	-	−۰/۰۷۷۴*** (−۳/۰۰۴)	−۰/۰۸۲۶*** (−۳/۳۴۵)
LnEmployee	+	۰/۱۱۹۷*** (۱۰/۸۴)	۰/۰۹۶۴*** (۳/۴۳۸)
Loss	−	−۰/۰۵۹۲*** (−۳/۲۱۸)	−۰/۰۶۲۰** (−۲/۴۱۰)
InvRec	+	۰/۱۴۸۵*** (۳/۱۱۴)	۰/۵۷۴*** (۳/۱۱۴)

Liquid	+	۰/۰۳۳۷*** (۵/۳۲۸)	۰/۰۳۳۱*** (۴/۸۳۲)
Large	+	۰/۰۲۸۳ (۰/۵۸۵)	۰/۰۲۵۰ (۰/۳۳۹)
SaleVol	+	۰/۳۱۴۱*** (۴/۶۴۴)	۰/۳۲۰۰*** (۴/۷۰۰)
constant	؟	۱/۴۱۸۰*** (۵/۸۶۱)	۱/۴۷۱۵*** (۶/۲۲۶)
اثرات ثابت سال		بلی	بلی
Test for AR(1) errors (z)		[۰,۰۰۰۰] -۵,۰۷۸۵	[۰,۰۰۰۰] -۵,۱۴۱۳
Sargan over-identification test (Chi2)		[۰,۲۵۶۳] ۳۰,۲۷۷۹	[۰,۲۲۷۲] ۳۱,۰۲۹۳
Wald (joint) test (Chi2)		[۰,۰۰۰۰] ۶۰۴۶,۴۶	[۰,۰۰۰۰] ۷۸۲۰,۵۶
Wald (time dummies) (Chi2)		[۰,۰۰۰۰] ۵۸۷,۷۷۱	[۰,۰۰۰۰] ۶۲۳,۴۸۸
تعداد مشاهدات		۵۴۹	۵۴۹
$\beta_{\sigma_{ACC}} = \beta_{\sigma_{abc}}$		–	[۰/۰۳۹] ۴/۲۶۹

جدول فوق، نتایج برازش مدل‌های پانلی پویای حق‌الزحمه حسابرسی (مدل ۳ و ۴) را ارائه می‌دهد. مشاهدات برای دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸هستند. کلیه متغیرها در سطح یک درصد و ۹۵ درصد وینسوره شده‌اند. متغیر وابسته LAF لگاریتم طبیعی حق‌الزحمه حسابرسی است. متغیرهای مستقل و کنترلی به شرح زیر هستند: σ_{ACC}: انحراف معیار اقلام تعهدی، σ_{π}: انحراف معیار عملکرد اقتصادی حقیقی، σ_{w}: انحراف معیار جزء اندازه‌گیری عملکرد اقلام تعهدی، σ_{v}: انحراف معیار جزء خطای حسابداری اقلام تعهدی، abcACC: قدرمطلق اقلام تعهدی، AudTop: متغیر مجازی با ارزش یک، اگر حسابرس در طبقه اول بیست و پنج موسسه حسابرسی خصوصی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار قرار گیرد و صفر در غیر اینصورت، AudSwitch: متغیر مجازی با ارزش یک اگر حسابرس تغییر کرده باشد و صفر در غیراینصورت، AudOpn: متغیر مجازی با ارزش یک اگر گزارش حسابرس غیرمقبول باشد و صفر در غیراینصورت، Issue: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت افزایش سرمایه داده باشد و صفر در غیراینصورت، Busy: متغیر مجازی با ارزش اگر پایان سال مالی ۲۹ اسفندماه باشد و صفر در غیراینصورت، Lev: نسبت بدهی به دارایی، ROA: بازده دارایی‌ها، Gov: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت دولتی باشد و صفر در غیراینصورت، Sub: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت دارای واحدهای فرعی باشد و صفر در غیراینصورت، Size: لگاریتم طبیعی جمع‌دارایی‌ها، LnAge: لگاریتم طبیعی سن شرکت، LnEmployee: لگاریتم طبیعی تعداد کارکنان شرکت، Loss: متغیر مجازی با ارزش یک اگر شرکت زیان‌ده باشد و صفر در غیراینصورت، InvRec: نسبت جمع موجودی و مطالبات به جمع دارایی‌های شرکت، Liquid: نسبت جاری، Large: درصد مالکیت بزرگترین سهامدار شرکت، SaleVol: (تلاطم فروش) انحراف معیار فروش. نتایج ارائه شده شامل آماره سارگان برای آزمون معتبر بودن متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل و آماره والد برای آزمون معنی‌داری کلی متغیرهای توضیحی و متغیرهای مجازی سال است (P-Value در کروشه ارائه شده‌است). مقادیر علامت دار شده با *،**؛ *** به ترتیب در سطح ده درصد، پنج درصد و یک درصد معنی‌دار هستند.

معادلات همزمان

به دلیل آن‌که مطابق پیشینه، خطای حسابداری و حق‌الزحمه حسابرس به صورت درون‌زا تعیین می‌شوند، مطابق انتلی و همکاران (۲۰۰۶) از رویکرد معادلات همزمان استفاده گردید. لازم به توضیح است که با توجه به این که انحراف معیار جزء خطای حسابداری بر اساس مشاهدات سال‌های گذشته تعیین می‌شود، استفاده از آن به عنوان متغیر وابسته دارای نارسایی است (چون به لحاظ تقدم زمانی علت بر معلول، انتظار نمی‌رود مشاهدات دوره جاری متغیرهای کنترلی خطای حسابداری بر σ_v که گذشته‌نگر است تاثیر

بگذارند). بر این اساس، تنها متغیر قدرمطلق اقلام تعهدی (absDA) به عنوان سنجه خطای حسابداری در تعیین درون‌زای خطا و حق‌الزحمه مورد استفاده قرار گرفت. معادلات همزمان مورد استفاده به شرح زیر هستند:

$$absDA_{i,t} = \alpha + \Psi_1 LAF_{i,t} + absDA_Controls_{j,i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل ۵-الف

$$LAF_{i,t} = \alpha + \varpi_1 absDA_{i,t} + LAF_Controls_{j,i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ مدل ۵-ب

متغیرهای کنترلی LAF در مدل ۵-ب، تمامی متغیرهای کنترلی حق‌الزحمه حسابرسی در مدل‌های قبل است. متغیرهای کنترلی absDA در مدل ۵-الف عبارت هستند از Size، ROA، Loss، Lev، InvRec، Liquid، LnAge، AudTop، AudSwitch، Large، SaleVol و CashVol (انحراف معیار پنج‌ساله جریان‌های نقدی عملیاتی) است. مطابق دیچاو و دیچف (۲۰۰۲)، دو متغیر انحراف معیار فروش و انحراف معیار جریان‌های نقدی با خطاهای تصادفی حسابداری همبستگی دارند و به این دلیل به عنوان متغیرهای کنترلی absDA استفاده شدند. نتایج برازش معادلات همزمان با استفاده از LIML (حداکثر درستنمایی محدود شده) در جدول ۶ ارائه شده است. نتایج ارائه شده شامل آماره LR برای آزمون معتبر بودن ابزارهای مورد استفاده است. LIML یک شکل از تخمین متغیرهای ابزاری است که کاملا شبیه TSLS (حداقل مربعات دو مرحله‌ای) است و عملکرد آن به ویژه در زمانی که ابزارهای ضعیف وجود دارند بهتر است (هان و اینو[۲۹]، ۲۰۰۲).

جدول ۶. نتایج معادلات همزمان

	PS	متغیر وابسته: absDA	متغیر وابسته: LAF
LAF	+	−۰/۰۶۶۷* (−۱/۸۳۶)	
absDA	+		۳/۳۱۶۷*** (۲/۹۶۶)
constant	؟	۰/۰۹۰۳ (۱/۱۹۵)	۱/۷۹۱*** (۴/۷۱۴)
متغیرهای کنترل مربوطه		بلی	بلی
متغیرهای مجازی صنعت		بلی	بلی
متغیرهای مجازی سال		بلی	بلی
LR over-identification test		[۰,۴۲۷۸] ۳,۸۴۲۴	[۰,۱۴۸۳] ۲,۰۸۹۷۱
تعداد مشاهدات		۶۵۶	۶۵۶

جدول فوق، نتایج معادلات همزمان (مدل ۵-الف و ۵-ب) را ارائه می‌دهد. مشاهدات برای دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸هستند. کلیه متغیرها در

سطح یک درصد و ۹۵ درصد وینسوره شده‌اند LAF: لگاریتم طبیعی حق‌الزحمه حسابرس و absDA: قدرمطلق باقی‌مانده‌های مدل جونز با کنترل بازده دارایی‌ها مطابق کوتاری و همکاران (۲۰۰۲) است. مقادیر آماره z در پرانتز ارائه شده است. متغیرهای کنترلی LAF در مدل ۵-ب، تمامی متغیرهای کنترل حق‌الزحمه حسابرسی در مدل‌های قبل است. متغیرهای کنترلی absDA در مدل ۵-الف عبارت هستند از Size، ROA، Loss، Lev، InvRec، Liquid، LnAge، AudTop، AudSwitch، Large، SaleVol و CashVOl (انحراف معیار پنج‌ساله جریان‌های نقدی عملیاتی) است. نتایج ارائه شده شامل آماره LR هاسمن برای آزمون معتبر بودن ابزارهای مورد استفاده در مدل‌ها است (P-Value در کروشه ارائه شده‌است). مقادیر علامت دار شده با *،**؛ *** به ترتیب در سطح ده درصد، پنج درصد و یک درصد معنی‌دار هستند.

همچنان که نتایج ارائه شده در جدول ۶ نشان می‌دهد، ضریب LAF در مدل ۵-الف، منفی و در سطح ده درصد معنی‌دار است. این یافته، با تاثیر حق‌الزحمه‌های بالاتر (احتمالا ناشی از کیفیت حسابرسی بالاتر) بر کاهش خطای حسابداری (absDA) همخوانی دارد.

در این مدل، متغیرهای کنترلی Lev، CashVol، SaleVol، large و Liquid دارای همبستگی مثبت و معنی‌دار (حداقل در سطح ده درصد) با absDA هستند و ضرایب سایر متغیرهای کنترلی معنی‌دار نیستند.

همچنین مطابق یافته‌های قبلی پژوهش، ضریب absDA در مدل ۵-ب مثبت و در سطح یک درصد معنی‌دار است. مقدار ضریب این متغیر ۳/۳۱۶۷ است (t=۲/۹۶۶). در این مدل، ضرایب متغیرهای کنترلی Sub، LnEmployee، Gov، Size و InvRec مطابق انتظار مثبت و حداقل در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند و ضرایب سایر متغیرهای کنترلی معنی‌دار نیستند.

استحکام نتایج

برای اطمینان از این که نتیجه‌گیری تحقیق در خصوص همبستگی مثبت حق‌الزحمه حسابرسی و خطای حسابداری متاثر از تورش متغیر محذوف نیست، آزمون‌های اضافی دیگری انجام شد که نتایج آنها در جدول ۷ ارائه شده است. در این آزمون‌ها یک متغیر کلان اقتصادی به مدل حق‌الزحمه اضافه گردید و مضافا مدل مزبور برای یک زیر نمونه تصادفی با ۳۴۵ مشاهده مجددا برازش گردید. برای این منظور، متغیر نرخ تورم مصرف‌کننده (Inflation) به متغیرهای کنترلی مدل حق‌الزحمه حسابرسی وارد شد و تاثیر قدرمطلق اقلام تعهدی (absDA) بر حق‌الزحمه حسابرسی در کل نمونه و یک زیرنمونه تصادفی مورد بررسی قرار گرفت. همچنانکه نتایج نشان می‌دهد، در زیرنمونه و کل نمونه، ضریب نرخ تورم مصرف‌کننده مثبت و در سطح کوچکتر از یک درصد معنی‌دار است که نشان می‌دهد با افزایش تورم مصرف‌کننده حق‌الزحمه حسابرسی افزایش می‌یابد. این یافته نشان می‌دهد که نرخ تورم علاوه بر متغیرهای کنترلی در سطح شرکت و

حسابرس می‌تواند تغییرات حق‌الزحمه حسابرسی را توضیح دهد. از سوی دیگر، ضریب absDA در هر دو مدل برازش شده مثبت و در سطح پنج درصد معنی‌دار است. این یافته، با شواهد قبلی تحقیق همخوان است و نشان می‌دهد که خطای حسابداری حتی با کنترل متغیر تورم و در زیرنمونه، یک همبستگی مثبت با حق‌الزحمه حسابرسی دارد.

جدول ۷. نتایج آزمون‌های اضافی

		کل نمونه	زیرنمونه تصادفی
	PS	متغیر وابسته: LAF	متغیر وابسته: LAF
constant	؟	۰/۶۴۸۳ (۱/۰۸۳)	۰/۱۲۷۹ (۰/۳۱۹)
absDA	+	۰/۵۴۶۴** (۱/۹۹۱)	۰/۸۹۸۴** (۲/۲۷۱)
Inflation	؟	۵/۸۶۹۹*** (۷/۹۳۵)	۶/۶۷۹۸*** (۶/۹۸۲)
متغیرهای کنترلی حق‌الزحمه حسابرسی		بلی	بلی
اثرات ثابت صنعت		بلی	بلی
اثرات ثابت سال		بلی	بلی
Adj. R^2		۰/۶۲	۰/۶۱
تعداد مشاهدات		۶۵۶	۳۴۵

جدول فوق نتایج تخمین مدل حق‌الزحمه حسابرسی با کنترل نرخ تورم مصرف‌کننده (Inflation) را در کل نمونه و یک زیر نمونه تصادفی نشان می‌دهد. تعریف متغیرها همانند قبل است. مقادیر آماره t که با استفاده از خطای استاندارد مقاوم خوشه‌بندی شده بر حسب شرکت محاسبه شده‌اند در پرانتز ارائه شده است. مقادیر علامت دار شده با *،**؛ *** به ترتیب در سطح ده درصد، پنج درصد و یک درصد معنی‌دار هستند.

بحث و نتیجه‌گیری

اقلام تعهدی، خطای زمان‌بندی جریان‌های نقد عملیاتی و خطای حسابداری را منعکس می‌کند. در پژوهش حاضر این پرسش مورد آزمون قرار گرفت که آیا خطای حسابداری با حق‌الزحمه حسابرس همبستگی دارد یا خیر. برای محاسبه خطای حسابداری در پژوهش حاضر، هم از الگوی غیررگرسیونی کیفیت حسابداری نیکلاف (۲۰۱۸) و هم از مدل رگرسیونی کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) استفاده شد. مدل نوآورانه نیکلاف، عملکرد اقتصادی حقیقی شرکت را صریحا در برآورد خود لحاظ می‌کند و بدین ترتیب به تفکیک بهتر جزء عملکرد و خطای حسابداری اقلام تعهدی کمک می‌کند. نتایج پژوهش حاضر که با استفاده از داده‌های آرشیوی شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران انجام گردید نشان می‌دهد که اولا انحراف معیار خطای حسابداری اقلام تعهدی یک همبستگی مثبت و معنی‌دار با حق‌الزحمه حسابرسی دارد و ثانیا، انحراف معیار خطای حسابداری با

نرخ بالاتری در مقایسه با انحراف معیار جزء اندازه‌گیری عملکرد اقلام تعهدی قیمت‌گذاری می‌شود. نتایج این پژوهش، به طور کلی، با تئوری‌های تاثیر خطای حسابداری بر عامل عرضه و تقاضای خدمات حسابرسی، افزایش صرف ریسک یا انگیزه تطمیع حسابرس همخوانی دارد. مطابق این تئوری‌ها، سطح بالای خطای حسابداری از یک سو می‌تواند انگیزه حسابرس یا صاحبکار را برای رسیدگی‌های بیشتر افزایش دهد، یا صرف ریسک حسابرس را بالاتر ببرد. همبستگی مثبت حق‌الزحمه حسابرسی و خطاهای حسابداری همچنین ممکن است ناشی از پرداخت حق‌الزحمه‌های بالا به حسابرس برای همکاری با صاحبکار و چشم‌پوشی از خطاهای حسابداری باشد. نتایج پژوهش همچنین با یافته‌های انتلی و همکاران (۲۰۰۶)، گال و همکاران (۲۰۰۳)، لارکر و همکاران (۲۰۰۴)، چوی و همکاران (۲۰۱۵) و نیکلاف (۲۰۱۸) همخوانی دارد. با این وجود، این شواهد با نتایج رجبی و همکاران (۱۳۹۴) جبارزاده کنگرلوئی و دمیرچی (۱۳۹۶) همخوانی ندارد.

پژوهش حاضر، همچنین، درون‌زایی خطای حسابداری و حق‌الزحمه را مورد توجه قرار داده است. نتایج معادلات همزمان، که در آن حق‌الزحمه و خطای حسابداری به‌صورت درون‌زا تعیین گردید، نشان می‌دهد که از یک سو، خطای حسابداری یک تاثیر مثبت و معنی‌دار بر حق‌الزحمه حسابرسی دارد و از سوی دیگر، حق‌الزحمه حسابرس تاثیر منفی و معنی‌دار بر خطای حسابداری دارد. این شواهد، که با نتایج انتلی و همکاران (۲۰۰۶) همخوانی دارد، نشان می‌دهد که حق‌الزحمه حسابرس و خطای حسابداری باید به طور درون‌زا تعیین شوند. همچنین، شواهد پژوهش در خصوص تاثیر منفی حق‌الزحمه حسابرسی بر خطاهای حسابداری با شواهد قبلی ارائه شده در مطالعات داخلی مبنی بر همبستگی مثبت حق‌الزحمه و کیفیت حسابرسی همخوانی دارد.

ریشه اقتصادی لحاظ شدن انحراف معیار جزء خطای حسابداری اقلام تعهدی در قیمت خدمات حسابرسی می‌تواند تاثیر خطای حسابداری بر عامل عرضه و تقاضای خدمات حسابرسی، افزایش صرف ریسک یا تطمیع حسابرس باشد. با این وجود، پژوهش حاضر نمی‌تواند مشخص کند که عامل غالب در بازار حسابرسی ایران کدام است. پیامدهای غالب بودن هر یک از عوامل فوق بر حرفه حسابرسی، نهادهای قانون‌گذار و بازار سهام متضاد است. پژوهش‌های آتی می‌توانند با بررسی بیشتر در این باره شواهد بیشتری در خصوص ریشه‌های اقتصادی قیمت‌گذاری خطای حسابداری توسط حسابرس ارائه دهند.

یادداشت‌ها

1. Nikolaev
2. Antle
3. Frankel
4. Kacer
5. Larcker
6. Dechow
7. Kiriukhin
8. El Ghoul
9. McNichols
10. Kothari
11. Hribar & Nichols
12. Dechow & Dichev
13. Cho
14. Simunic
15. Hogan
16. Bell
17. Charles
18. Palmrose
19. Thompson & McCoy
20. Abbott
21. Gul
22. Willingham
23. Lyon
24. Blankley
25. Dhaliwal
26. Leuz
27. Arellano & Bond
28. Doogar
29. Hahn & Inoue

پیوست الف

برای اندازه‌گیری absDA، خطای حسابداری برای هر شرکت i در سال t، در تحقیق حاضر، از قدرمطلق باقی‌مانده‌های مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۱) مطابق کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) به شرح زیر استفاده شده است:

$$TAC_{i,t} = \alpha(1/A_{i,t}) + \alpha_1 \Delta SALES_{\mathrm{i},t}/A_{i,t} + \alpha_2 PPE_{\mathrm{i},t}/A_{i,t} + \alpha_3 ROA_{\mathrm{i},t} + \mathrm{interactions} + ind + year + e_{i,t}$$

در مدل جونز، TAC، کل اقلام تعهدی است که برابر است با سود عملیاتی منهای جریان‌های نقد عملیاتی؛ 1/A برابر است با یک تقسیم بر میانگین دارایی‌ها؛ ΔSALES، تغییر فروش دوره و PPE، املاک، ماشین آلات و تجهیزات است. Interactions برابر است با تعاملات هر یک از متغیرهای فوق با متغیرهای مجازی سال و صنعت.

منابع

آقایی، محمدعلی، سیرغانی، سعید، عرفیزاده، صالح. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر جریان نقد آزاد و فرصت‌های رشد بر کیفیت افشا و همزمانی بازده سهام. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۱(۷)، ۱۲۱-۱۴۰.

بهنام پور، محمود، ایزدی نیا، ناصر، صفاری، بابک. (۱۳۹۸). ارتباط بین کیفیت اطلاعات مالی و

ارزش شرکت با تأکید بر کنترل نوسان پذیری عملیاتی، *راهبرد مدیریت مالی*، (۴)۷، ۵۷-۸۱.
جبارزاده کنگرلوئی، سعید، دمیرچی، اصغر. (۱۳۹۶). رابطه بین مدیریت سود و حق‌الزحمه حسابرسی در پرتو نوع مالکیت شرکت، بازار سرمایه، *حسابدار*، شماره ۳۰۵.
خدادادی، ولی، قربانی، رامین، و خوانساری، نیکو. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر حق‌الزحمهٔ حسابرسی، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۱(۱)، ۵۷-۷۲.
خدامی پور، احمد، و امیری، اسماعیل. (۱۳۹۸). اثر نوع حق‌الزحمه حسابرسی بر حساسیت جریان نقدی سرمایه‌گذاری. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۶(۱)، ۶۵-۸۶.
خوشکار، فرزین، رستمی، سهیلا و خنده، مهناز. (۱۳۹۸). رابطه حق‌الزحمه حسابرسی با کیفیت سود و کیفیت گزارشگری مالی *رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری*، (۲۴)۳، ۳۵-۵۱.
رجبی، روح‌الله، قربانی، محمود و شعبانی، کیوان. (۲۰۱۵). رابطه هزینه حسابرسی مستقل با کیفیت سود و استقلال هیئت مدیره در بازار بورس اوراق بهادار تهران. *دانش حسابرسی*، ۵۹(۱۵)، ۱۰۹-۱۲۶.
سرلک، نرگس، جودکی چگنی، زهرا، و حیدری سورشجانی، زهرا. (۲۰۲۰). رابطه تخفیف حق‌الزحمه حسابرسی با خطای حسابرسی و کیفیت سود در وضعیت رکود اقتصادی، *بررسی های حسابداری و حسابرسی*، (۳)۲۷، ۳۶۰-۳۸۰.
قربانی، آرش. (۱۳۹۹). مدل سازی کیفیت حسابداری. *دانش حسابداری مالی*، ۷(۱)، ۷۵-۱۰۰.
قیطاسی، روح‌الله، حاجی زاده، فتح اله و الفتی، احمد (۲۰۱۹). چسبندگی حق‌الزحمه حسابرسی. *دانش حسابرسی*، ۱۸(۷۳)، ۲۱۱-۲۳۰.
محمدرضائی، فخرالدین، فرجی، امید. (۱۳۹۸). معمای سنجش کیفیت حسابرسی در پژوهش‌های آرشیوی: نقد و ارائه پیشنهادهایی برای محیط پژوهشی ایران، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۶(۱)، ۸۷-۱۲۲.
واعظ، سیدعلی، و تیموری، مرتضی. (۲۰۱۴). بررسی ارتباط بین حق‌الزحمهٔ غیرعادی حسابرسی و خطای برآورد اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، *بررسی‌های حسابداری*، ۱(۳)، ۹۵-۱۱۱.
Abbott, L. J., Parker, S., & Peters, G. F. (2006). Earnings management, litigation risk, and asymmetric audit fee responses. *Auditing: A journal of Practice & theory*, 25(1), 85-98.
Aghaei, M. A., Sirghani, S. & Arafizadeh, S. (2017). Investigating the impact of free cash flow and growth opportunities on the disclosure and concurrency quality of stock returns. *Journal of Empirical Accounting Research*, 7(1), 121-140. [In Persian].
Antle, R., Gordon, E., Narayanamoorthy, G., & Zhou, L. (2006). The

joint determination of audit fees, non-audit fees, and abnormal accruals. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 27(3), 235-266.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.

Bell, T. B., Landsman, W. R., & Shackelford, D. A. (2001). Auditors' perceived business risk and audit fees: Analysis and evidence. *Journal of Accounting Research*, 39(1), 35–43.

Blankley, A. I., Hurtt, D. N., & MacGregor, J. E. (2012). Evaluating the effect of abnormal audit fees on future restatements. *Current Issues in Auditing*, 7(1), 15-21.

Charles, S. L., Glover, S. M., & Sharp, N. Y. (2010). The association between financial reporting risk and audit fees before and after the historic events surrounding SOX. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 29(1), 15–39.

Cho, M., Ki, E., & Kwon, S. Y. (2015). The effects of accruals quality on audit hours and audit fees. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 32(3), 372-400.

Dhaliwal, D. S., Gleason, C. A., Heitzman, S., & Melendrez, K. (2008). Auditor fees and cost of debt. *Journal of Accounting, Auditing, and Finance*, 23(1), 1–22.

Dechow, P. M., (1994), Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of accounting and economics*, 18(1): 3-42.

Dechow, P. M., & Dichev, I. D., (2002), The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The accounting review*, 77(s-1): 35-59.

Doogar, R., Sivadasan, P., & Solomon, I. (2015). Audit fee residuals: Costs or rents? *Review of Accounting Studies*, 20(4), 1247-1286.

El Ghoul, S., Guedhami, O., Kim, Y., & Yoon, H. J. (2021). Policy uncertainty and accounting quality. *The Accounting Review*, 96(4), 233-260.

Frankel, R. M., Johnson, M. F., & Nelson, K. K. (2002). The relation between auditor's fees for non-audit services and earnings management. *The Accounting Review*, 77(Supplement), 71–105.

Ghorbani, A. (2020). A model for identification of accounting quality. *Financial Accounting Knowledge*, 7(1), 75-100.

Gul, F. A., Chen, C. J., & Tsui, J. S. (2003). Discretionary accounting accruals, managers' incentives, and audit fees. *Contemporary accounting research*, *20*(3), 441-464.

Hahn, J., & Inoue, A. (2002). A Monte Carlo comparison of various

asymptotic approximations to the distribution of instrumental variables estimators. *Econometric Reviews*, 21(3), 309-336.

Hogan, C. E., & Wilkins, M. S. (2008). Evidence on the audit risk model: Do auditors increase audit fees in the presence of internal control deficiencies. *Contemporary Accounting Research*, 25(1), 219–242.

Hribar, P., & Craig Nichols, D., (2007), The use of unsigned earnings quality measures in tests of earnings management, *Journal of Accounting Research*, 45(5): 1017-1053.

Hribar, P., Kravet, T. and Wilson, R. (2014) A new measure of accounting quality. *Review of Accounting Studies*, 19, 506-538.

Jabbarzadeh Kangarloui, Saeed, Demirchi, Asghar. (1396). Relationship between earnings management and audit fee in the light of corporate ownership, capital market, *Accountant*, No. 305. [In Persian].

Kacer, M., Peel, D. A., Peel, M. J., & Wilson, N. (2018). On the persistence and dynamics of Big 4 real audit fees: Evidence from the UK. *Journal of Business Finance & Accounting*, 45(5-6), 714-727.

Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of accounting and economics*, *39*(1), 163-197.

Khodadadi, V., Ghorbani, R., Khansari, N. (2014). Investigating the effect of ownership structure on audit fees. *Accounting and Auditing Review*, 21(1), 57-72. doi: 10.22059/acctgrev.2014.50783.

Khodamipour, A., Amiri, E. (2019). The effect of the audit fee type on investment cash flow sensitivity. *Accounting and Auditing Review*, 26(1), 65-86.

Khoshkar, Farzin, Rostami, Soheila and Khandeh, Mahnaz. (1398). The relationship between audit fees and profit quality and financial reporting quality. *Journal of New Research Approaches in Management and Accounting*, (24)3, 35-51. [In Persian].

Kiriukhin, O. (2018). Accruals quality and firm value. The University of Chicago.

Larcker, D. F., & Richardson, S. A. (2004). Fees paid to audit firms, accrual choices, and corporate governance. *Journal of Accounting Research*, 42(3), 625–658.

Leszczensky, L., & Wolbring, T. (2019). How to deal with reverse causality using panel data? Recommendations for researchers based on a simulation study. *Sociological Methods & Research*.

Leuz, C. (2006). Cross listing, bonding and firms' reporting incentives: A discussion of Lang, Raedy and Wilson. *Journal of Accounting and Economics*, 42(1), 285–299.

Lin, F. C., Lin, Y. C., & Chen, C. S. (2018). Accrual reversals and audit fees: the role of abnormal audit fees. Asia-Pacific *Journal of Accounting & Economics*, 25(1-2), 276-294.

Lyon, J. D., & Maher, M. W. (2005). The importance of business risk in setting audit fees: Evidence from cases of client misconduct. *Journal of Accounting Research*, 43(1), 133–151.

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

McNichols, M. F., (2000). Research design issues in earnings management studies, *Journal of Accounting and Public Policy* 19 (4-5): 313–45.

MohammadRezaei, F., & Mohd-Saleh, N. (2017). Auditor switching and audit fee discounting: the Iranian experience. *Asian Review of Accounting*.

MohammadRezaei, F., Mohd-Saleh, N., & Ahmed, K. (2018). Audit firm ranking, audit quality and audit fees: Examining conflicting price discrimination views. *The International Journal of Accounting*, 53(4), 295-313.

Mohammadrezaei, F., Faraji, O. (2019). The Dilemma of audit quality measuring in archival studies: Critiques and suggestions for iran's research setting. *Accounting and Auditing Review*, 26(1), 87-122. [In Persian].

Nikolaev, V. (2018). Identifying accounting quality, Chicago Booth Research Paper, http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2484958.

Palmrose, Z. V. (1987). An analysis of auditor litigation and audit service quality. *The Accounting Review*, 63(1), 55–73.

Rajabi, Ruhollah, Ghorbani, Mahmoud and Shabani, Kivan. (2015). The relationship between independent audit costs and profit quality and the independence of the board of directors in Tehran Stock Exchange. *Auditing Knowledge*, 59 (15), 109-126. [In Persian].

Roudaki, J. (2008). Accounting profession and evolution of standard setting in Iran. *Journal of Accounting, Business & Management*, 15(1), 33–52.

Sarlak, N., Joudaki Chegeni, Z., & Heidari Surshjani, Z. (2020). The relationship between audit fee discount and audit error and earnings quality in times of recession. *Accounting and Auditing Review*, 27(3), 360-380.

Simunic, D. A. (1980). The pricing of audit services: Theory and

evidence. *Journal of accounting research*, 161-190.

Thompson, J., & McCoy, T. (2008). An analysis of restatements due to errors and auditor changes by fortune 500 companies. *Journal of Legal, Ethical and Regulatory Issues*, 11(2), 45–57.

Vaez, S. A., & Taimoury, M. (2014). The Relationship between abnormal audit fees and accruals estimation error in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Iranian Accounting Review*, *1*(3), 95-111. [In Persian].

Willingham, J. J., and W. F. Wright. 1985. Financial statement errors and internal control judgments. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 5 (1)