فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ۸، شماره ۱۰۸، پاییز ۱۴۰۴ (جلد سوم)

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره هشتم)
شماره ۱۰۸ / پاییز ۱۴۰۴ (جلد سوم)/ صص ۱۷-۳۶

تأثیر تعدیل کننده تخصص حسابرس در صنعت بر رابطه بین افشای ارزش منصفانه و حق الزحمه حسابرسی

دکتر امید سمیعی
استادیار گروه حسابداری، واحد اسلامشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، اسلامشهر، ایران. (نویسنده مسئول).
1300omid@gmail.com
دکتر داود یوسفوند
گروه حسابداری، موسسه آموزش عالی پرندک، ساوه، ایران.
yousofvanddavood@gmail.com
فرزاد رسولی
دانشجوی کارشناسی ارشد حسابرسی، موسسه آموزش عالی پرندک، ساوه، ایران.
f.rasouli@aminmohaseban.com

چکیده

این پژوهش به بررسی تأثیر تعدیل‌کننده تخصص حسابرس در صنعت بر رابطه میان افشای ارزش منصفانه و حق‌الزحمه حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. پژوهش با رویکرد توصیفی-همبستگی و هدف کاربردی، بر پایه داده‌های پنل از ۱۵۱ شرکت منتخب از جامعه ۲۴۵ شرکتی طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ انجام شده است. حجم نمونه بر اساس فرمول کوکران با سطح اطمینان ۹۵ درصد، احتمال موفقیت ۰.۵ و حاشیه خطای ۰.۰۵ محاسبه و با روش نمونه‌گیری تصادفی ساده انتخاب گردید، که منجر به ۱۳۵۹ مشاهده شد. داده‌ها از منابع کتابخانه‌ای، نرم‌افزار ره‌آورد نوین و سایت کدال استخراج شده‌اند. روایی داده‌ها از طریق مقایسه با گزارش‌های رسمی سازمان بورس و شاخص‌های استاندارد پیشین تأیید و پایایی با آزمون‌های تابلویی و زمانی مانند لوین، لین و چو ارزیابی شد، که همه متغیرها را پایا اعلام کرد. در تحلیل، ابتدا آمار توصیفی متغیرها مانند میانگین لگاریتم حق‌الزحمه حسابرسی ۱۲.۸۵۶ و نسبت کل ارزش منصفانه به دارایی‌ها ۰.۱۴۳ با نرم‌افزار EViews محاسبه شد. سپس، آزمون همبستگی پیرسون هم‌خطی را رد کرد، زیرا بالاترین ضریب ۰.۴۵۶ بود. آزمون F لیمر ساختار پانلی داده‌ها را تأیید و آزمون هاسمن مدل اثرات ثابت را مناسب دانست. مدل‌های رگرسیونی برای چهار فرضیه تخمین زده شد. فرضیه اول مبنی بر تعدیل تخصص حسابرس بر اساس سهم بازار بر رابطه افشای کل ارزش منصفانه و حق‌الزحمه، با ضریب تعاملی ۰.۹۱۲ و مقدار احتمال کمتر از ۰.۰۰۱ تأیید شد. فرضیه دوم مبنی بر تعدیل تخصص بر اساس سهم پرتفولیو بر همان رابطه، با ضریب تعاملی ۰.۹۴۵ و مقدار احتمال کمتر از ۰.۰۰۱ تأیید گردید. فرضیه سوم مبنی بر تعدیل تخصص سهم بازار بر روابط سطوح سلسله‌مراتبی، با ضرایب تعاملی سطح اول ۰.۷۸۹، سطح دوم ۰.۸۱۲ و سطح سوم ۰.۷۰۱ که همه با مقدار احتمال کمتر از ۰.۰۱ معنی‌دار بودند، تأیید شد. فرضیه چهارم مبنی بر تعدیل تخصص پرتفولیو بر سطوح سلسله‌مراتبی، با ضرایب تعاملی سطح اول ۰.۸۱۲، سطح دوم ۰.۸۳۴ و سطح سوم ۰.۷۲۳ که همه با مقدار احتمال کمتر از ۰.۰۱ معنی‌دار بودند، نیز تأیید گردید. آزمون‌های تشخیصی مانند جارک-برا با مقدار احتمال بیشتر از ۰.۰۵ و دوربین-واتسون نزدیک به ۲، اعتبار مدل‌ها را با ضریب تعیین بین ۰.۶۱۲ تا ۰.۷۰۱ تأیید کردند. نتایج نشان می‌دهد تخصص حسابرس ریسک افشای ارزش منصفانه را کاهش داده و حق‌الزحمه را تعدیل مثبت می‌کند، که برای سیاست‌گذاران بورسی و حسابرسان کاربردی است.

واژگان کلیدی: تخصص حسابرس در صنعت، افشای ارزش منصفانه، حق‌الزحمه حسابرسی.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مقدمه

حسابرسان خبره مهارت‌های خاصی در حسابرسی دارند که می‌توانند به مشتریان خود کمک کنند. نقش این حسابرسان به حداکثر رساندن منافع ذینفعان از طریق کشف تقلب و تحریف مدیریت است. در نتیجه، شرکت‌ها برای ارسال سیگنال مثبتی از اعتبار و شفافیت افشای اطلاعات، هزینه‌های حسابرسی بالاتری را پرداخت می‌کنند (حبیب، ۲۰۱۱). پژوهش‌های قبلی در مورد هزینه‌های پس از اجرای افشای ارزش متعارف و اثرات آن بر حرفه‌ی حسابرسی محدود و غیرقطعی هستند و عمدتاً از اقتصادهای بزرگ‌تر و توسعه‌یافته‌تری مانند ایالات متحده و کشورهای اتحادیه‌ی اروپا (سانگچان و همکاران، ۲۰۲۰) که صنعت حسابرسی در آن‌ها در مقایسه با کشورهای کوچک و در حال توسعه ای مانند ایران بزرگ‌تر است، نشأت گرفته‌اند.

وابستگی‌های نهادی و تفاوت در ویژگی‌های اساسی منجر به نتایج متفاوتی در خصوص میزان حمایت شواهد حسابرسی از راستی آزمایی ارزش متعارف می‌شود (گلاور و همکاران، ۲۰۱۹).

پژوهش‌های قبلی در مورد تخصص در صنعت به دلیل استفاده از معیارهای مختلف تخصص در صنعت به دلیل در دسترس نبودن افشای حق‌الزحمه‌ی حسابرسی در مورد آن‌ها به نتایج متناقضی دست یافتند. بر اساس تجزیه و تحلیل آودوسِت–کولییر و همکارانش (۲۰۱۶) در مورد اعتبار معیارهای تخصص در صنعت در مطالعات تجربی، معیارهای مبتنی بر حق‌الزحمه‌ی حسابرسی به ندرت در ادبیات حسابرسی به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری تخصص حسابرس استفاده می‌شوند. با این وجود، معیارهای مبتنی بر حق‌الزحمه‌ی حسابرسی نسبت به سایر معیارهای بکار رفته در ادبیات قبلی، معیار اندازه‌گیری مطلوب‌تری برای اندازه‌گیری تخصص در صنعت هستند، زیرا حق‌الزحمه‌ی حسابرسی دقیقاً منعکس‌کننده‌ی کار حسابرسی است؛ بنابراین، حق‌الزحمه‌ی حسابرسی به عنوان پیامدی از اندازه، پیچیدگی و ریسک‌های مشتری در نظر گرفته می‌شود (خاکسار و همکاران، ۲۰۲۱). مطالعه‌ی حاضر همچنین نخستین مطالعه ای است که با بررسی اثر تعدیل کننده‌ی تخصص در صنعت روی نسبت دارایی‌های دارای ارزش متعارف (و با سطوح ورودی: سطح ۱، ۲ و ۳) و حق‌الزحمه‌ی حسابرسی، یک مدل به روز از هزینه‌های حسابرسی ارزش متعارف را ارائه می‌دهد.

بر اساس ادبیات قیمت‌گذاری حسابرسی، نتایج با اشاره به تأثیر تخصص حسابرس در صنعت بر حق‌الزحمه حسابرسی مخلوط می‌شوند (صالحی و همکاران، ۲۰۱۹). بنابراین، نتایج متناقض تحقیقات قبلی در مورد تخصص حسابرس در صنعت و فقدان چنین تحلیلی با اشاره به کاربرد افشای ارزش منصفانه انگیزه بیشتری برای این مطالعه ایجاد می‌کند. این موضوع به دنبال بهبود درک چگونگی ارتباط بین افشای ارزش منصفانه و حق الزحمه حسابرسی توسط تخصص صنعت است. به طور کلی، ارتباط بین افشای ارزش منصفانه و حق‌الزحمه حسابرسی که توسط عوامل تخصص حسابرس در صنعت تعدیل می‌شود، اساساً ناشناخته است، همانطور که توسط محققان مختلف مانند اترج و همکاران (۲۰۱۴) و صالحی و همکاران (۲۰۱۹) ذکر شده است. آنها در مورد کمبود تحقیقات حسابرسی در مورد تخصص حسابرس در صنعت ابراز نگرانی کردند.

کشور ایران به عنوان یک مطالعه موردی برای پر کردن شکاف در دانش، با توجه به ویژگی‌های اقتصادی، مقررات و محیطی در نظر گرفته می‌شود، انتخاب می‌شود. همچنین، الزامات استانداردهای بین المللی، شرکت‌های دولتی را ملزم می‌کند تا مبالغ دقیق دارایی‌های با ارزش منصفانه را در گزارش‌های سالانه شرکت‌ها را فاش می‌کنند.

به نظر می‌رسد ماهیت بازار سرمایه و محیط حسابداری کشور ایران با کشورهای توسعه‌یافته، برای مثال ایالات متحده، متفاوت است. به گفته بتواه و همکاران (۲۰۲۱)، وابستگی‌های سازمانی و تفاوت‌های ذاتی منجر به قضاوت‌های متفاوتی درباره کافی بودن شواهد حسابرسی می‌شود (گلاور و همکاران، ۲۰۱۹). علاوه بر این، هدف ما ارائه شواهد جدیدی در مورد ماهیت اثر تعدیل‌کننده تخصص حسابرس در صنعت بر ارتباط بین افشای ارزش منصفانه و حق‌الزحمه حسابرسی

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

در یک محیط در حال توسعه، مانند ایران است. در مقایسه با اترج و همکاران (۲۰۱۴)، این تحلیل از داده‌های استانداردهای مبتنی بر اصول بین المللی را به اجرا در نمی‌آورند. بنابراین نمی‌توان داده‌های مبتنی بر ایران را با دیگر کشورهای مقایسه نمود، علت این مورد عدم حضور موسسات حسابرسی بین المللی و عدم شفافیت‌های مالی است که این موضوع می‌تواند به تغییرات در ماهیت و ریسک بازارهای موثر باشد و سبب تأثیر گذاری بر تخصص صنعت و حق الزحمه حسابرسی می‌شود.

تحقیق حاضر در پی پاسخ دادن به این سوال است که آیا متخصصان صنعت قیمت‌های حسابرسی بالاتر یا پایین‌تری نسبت به حسابرسان غیرمتخصص، به ویژه در رابطه با حسابرسی حسابداری ارزش منصفانه دریافت می‌کنند؟. همچنین بررسی می‌کند که آیا اثر تعدیل‌کننده تخصص در صنعت بر ارزش منصفانه و حق‌الزحمه حسابرسی در بین سه سطح ورودی سلسله مراتبی متفاوت است یا خیر؟

واژگان کلیدی و اصطلاحات

ارزش منصفانه: تعیین ارزش دارایی یا بدهی بر مبنای ارزش بازار و ارزش فعلی دریافت‌های نقدی آینده یا بر اساس مبانی ریاضی خواهد بود و تمام موارد فوق به ساختار و ویژگی‌های آن مربوط است (نظامی و نهوری، ۱۳۹۸).

تخصص حسابرس در صنعت: تخصص حسابرس در صنعت بدین گونه تعریف شده است:

الف) دانش خاص یک صنعت که از طریق یک موسسه حسابرسی، در راستای کمک به فهم بهتر از آنچه صاحبکاران در آن صنعت انجام می‌دهند و مخاطره‌های حسابرسی که آن‌ها با آن مواجه‌اند، بکار گرفته می‌شود.

ب) مهارت‌های خاص حسابرسی که یک موسسه حسابرسی برای کمک به صاحبکاران خود، از طریق فراهم کردن راهکارهایی (حسابداری و انواع دیگر)، برای مقابله با مسائل صنعت مورد نظر و نیز مخاطره‌های حسابرسی (مثل قوانین، انواع مالیات و غیره)، ایجاد می‌کند (کند، ۲۰۰۸).

حق الزحمه حسابرسی: حق الزحمه حسابرسی به عنوان پیامد اندازه، پیچیدگی و خطرات مشتری در نظر گرفته می‌شود (خاکسار و همکاران، ۲۰۲۱)، حق الزحمه حسابرسی میزان پرداختی به حسابرسی بابت تلاش او در بررسی‌های صورت های مالی است.

پیشینه پژوهش

وجودی نوبخت و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی رابطه رقابت در صنعت و حق الزحمه حسابرسی پرداخته‌اند. هدف تحقیق فوق، بررسی رابطه رقابت در صنعت و حق الزحمه حسابرسی با تاکید بر اثر تعدیلی تخصص حسابرس در صنعت و اندازه موسسه حسابرسی است. جامعه آماری تحقیق فوق شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۹ است. نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان داد که ارتباطی معنادار و مستقیم بین عدم رقابت در صنعت و حق الزحمه حسابرسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است و تخصص حسابرس در صنعت موجب افزایش رابطه مستقیم عدم رقابت در صنعت و حق الزحمه حسابرسی می‌گردد و همچنین اندازه موسسه حسابرسی موجب افزایش رابطه مستقیم عدم رقابت در صنعت و حق الزحمه حسابرسی می‌گردد.

نخعی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی عوامل تعیین کننده حق الزحمه حسابرسی پرداخته‌اند. هدف تحقیق فوق، عوامل تعیین کننده حق الزحمه حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران است. موضوع وجود رقابت بین حسابرسان موضوع بحث قابل توجهی در سال‌های اخیر بوده است. صورت‌های مالی بخش عمده‌ای از اطلاعات مورد نیاز سرمایه گذاران و اعتبار دهندگان یک شرکت را تامین می‌کند بر اساس چنین اعتمادی به صورت‌های مالی نقش

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

حسابرسان نیز حیاتی است. حق الزحمه خدمات حسابرسی شرطی ضروری برای اطمینان نسبت به کیفیت حسابرسی است هر چند حق الزحمه بیشتر همیشه بیانگر حسابرسی با کیفیت بالاتر نیست اما علاوه بر داشتن کیفیت حسابرسی مناسب، موسسات حسابرسی هزینه استانداردی را برای انجام کار خود در نظر می‌گیرند که به طور طبیعی حق الزحمه دریافتی آنها بیشتر از این هزینه هاست. همچنین حسابرسی فصلی است و به این دلیل است که انتخاب مشتریان حسابرسی برای پایان سال مالی به طور یکنواخت در طول سال تقویمی توزیع نشده است. این خوشه پایان سال مالی، حسابرسی به شکل فصلی سبب "فصل شلوغ "و "فصل خلوت "معرفی می‌کند. قیمت گذاری خدمات حسابرسی یک چارچوب اقتصادی در خصوص چگونگی فصلی بودن حسابرسی را اعمال می‌کند که هم بر بزرگی و هم کشش قیمتی تقاضای حسابرسی و عرضه حسابرسی تاثیر می‌گذارد.

کریستینا، ستیاوان و اولیویا (۲۰۲۵) به بررسی تأثیر تخصص صنعتی حسابرس، دوره حسابرسی، حق‌الزحمه حسابرسی و اندازه شرکت حسابرسی عمومی بر تقلب در صورت‌های مالی پرداختند. این پژوهش با تمرکز بر شرکت‌های معدنی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار اندونزی (IDX) در بازه زمانی ۲۰۱۹ تا ۲۰۲۳ انجام شده است. جامعه آماری شامل ۶۴ شرکت بوده و با روش نمونه‌گیری هدفمند، ۴۰ شرکت به عنوان نمونه انتخاب شدند. داده‌های مورد استفاده ثانویه و از سایت‌های www.idx.co.id و وب‌سایت‌های رسمی شرکت‌ها جمع‌آوری شده‌اند. روش تحلیل داده‌ها، رگرسیون لجستیک با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۷ بوده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که تخصص صنعتی حسابرس بر توانایی تشخیص تقلب در صورت‌های مالی تأثیری ندارد. همچنین، دوره حسابرسی نیز بر تقلب در صورت‌های مالی اثری ندارد، زیرا طولانی‌بودن دوره همکاری لزوماً به معنای عدم وجود تقلب در گزارش‌های مالی نیست. علاوه بر این، حق‌الزحمه حسابرسی و اندازه شرکت حسابرسی عمومی نیز تأثیر معناداری بر تقلب در صورت‌های مالی ندارند.

بو، ژانگ و یائو (۲۰۲۴) به بررسی تأثیر استفاده از متخصصان ارزش‌گذاری بر ارتباط ارزشی اندازه‌گیری‌های ارزش منصفانه سطح ۳ در فرآیند حسابرسی پرداختند. این پژوهش با تحلیل داده‌های نمونه‌ای از بانک‌های تجاری بین‌المللی طی دوره ۲۰۱۶ تا ۲۰۱۹ نشان می‌دهد که اندازه‌گیری‌های ارزش منصفانه سطوح ۱ و ۲ به‌طور کلی دارای ارتباط ارزشی هستند، چه متخصصان ارزش‌گذاری در حسابرسی شرکت کرده باشند و چه نه. اما در مورد سطح ۳، ارتباط ارزشی این اندازه‌گیری‌ها منوط به استفاده حسابرس از متخصصان ارزش‌گذاری در حین حسابرسی است. یافته‌ها حاکی از آن است که با وجود نگرانی‌های مطرح‌شده در پژوهش‌های پیشین، سرمایه‌گذاران معتقدند متخصصان ارزش‌گذاری می‌توانند تأثیر مثبت و معناداری بر فرآیند حسابرسی داشته باشند و از این طریق ارتباط ارزشی اندازه‌گیری‌های ارزش منصفانه سطح ۳ را افزایش دهند.

روش تحقیق

این تحقیق از نظر روش‌شناسی، در دسته پژوهش‌های توصیفی–همبستگی قرار می‌گیرد و از نظر هدف، به‌عنوان یک پژوهش کاربردی تعریف می‌شود. پژوهش‌های توصیفی–همبستگی به بررسی ویژگی‌ها، وضعیت موجود و روابط بین متغیرها بدون دستکاری آن‌ها می‌پردازند. در این نوع پژوهش، هدف اصلی توصیف دقیق و نظام‌مند پدیده‌ها یا متغیرهای مورد مطالعه و شناسایی الگوها یا ارتباط‌های احتمالی بین آن‌هاست. به‌طور خاص، بخش همبستگی این تحقیق بر تحلیل روابط بین متغیرهای مختلف تمرکز دارد تا مشخص شود آیا تغییرات در یک متغیر با تغییرات در متغیر دیگر مرتبط است یا خیر، بدون اینکه رابطه علت و معلولی به‌صورت قطعی اثبات شود. از سوی دیگر، ماهیت کاربردی این پژوهش نشان‌دهنده آن است که نتایج حاصل از آن برای حل مسائل عملی و واقعی در حوزه مورد مطالعه طراحی شده‌اند. به

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

عبارت دیگر، این تحقیق نه‌تنها به دنبال تولید دانش نظری است، بلکه درصدد ارائه راه‌حل‌هایی برای مشکلات موجود در دنیای واقعی یا بهبود فرآیندها و عملکردها در حوزه‌ای خاص است. این ترکیب از روش توصیفی–همبستگی و هدف کاربردی، تحقیق را به ابزاری مؤثر برای درک بهتر پدیده‌ها و ارائه راهکارهای عملی تبدیل می‌کند.

تدوین فرضیه های تحقیق

امروزه با توجه به تغییر شرایط اقتصادی و صنعت حسابداری، تقاضا برای حسابرسان متخصص افزایش یافته است. بنابراین، حسابرسان شروع به تمرکز بر توسعه‌ی مهارت‌های حسابرسی خود در یک صنعت خاص از طریق افزایش دانش خود در مورد ویژگی‌های خاص مشتریان کردند. تخصص در صنعت می‌تواند منجر به ارائه‌ی فرصت‌های ارزشمند برای انجام حسابرسی با کیفیت بالا برای تعداد زیادی از شرکت‌هایی شود که نیازهای مشابهی دارند (مینوتی–مزا، ۲۰۱۳). بر اساس نظریه‌ی حسابرسی، نتایج مربوط به تأثیر تخصص در صنعت روی حق‌الزحمه‌ی حسابرسی ترکیبی هستند. برخی از پژوهش‌ها پی می‌بردند که حسابرسان متخصص به واسطه‌ی سناریوی تمایز محصول، حق‌الزحمه‌ی حسابرسی مازادی را دریافت می‌کنند (کارسون، ۲۰۰۹؛ دیفاند و همکاران، ۲۰۰۰؛ فرگوسان و همکاران، ۲۰۰۳؛ فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۵؛ فانگ و همکاران، ۲۰۱۲؛ ریچلت و وانگ، ۲۰۱۰؛ کراسوِل و همکاران، ۱۹۹۵؛ مِیهیو و ویلکینز، ۲۰۰۳). از سوی دیگر، برخی از پژوهشگران به این نتیجه می‌رسند که تخصص در صنعت به خاطر سناریوی بهره وری مشترک به کاهش حق‌الزحمه می‌انجامد (بن و همکاران، ۲۰۰۸؛ هی و جتر، ۲۰۱۱؛ اترج و گرینبرگ، ۱۹۹۰؛ کیف و همکاران، ۱۹۹۴).

بر اساس مبانی نظری تمایز محصول، حسابرسان متخصص نسبت به حسابرسان غیرمتخصص ، زبده ترند و به حق‌الزحمه‌ی حسابرسی بیشتری نیاز دارند. از این نظر، حسابرسان کیفیت حسابرسی بالاتری را برای پاسخگویی به تقاضای ذینفعان برای اطلاعات مالی دقیق ارائه می‌کنند، که باید به عدم تقارن اطلاعاتی کمتر منجر شود (گریفیث و همکاران، ۲۰۱۵). این حسابرسان بیشتر از تقاضای ذینفعان برای مقادیر شفاف و موثق ارزش متعارف پشتیبانی می‌کنند و بنابراین عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از مشکل نمایندگی را کاهش می‌دهند (حبیب، ۲۰۱۱؛ ادبیا ون اسماعیل و همکاران، ۲۰۱۳). این به نوبه‌ی خود می‌تواند به مدیران کمک کند تا سیگنال‌هایی را در مورد اعتبار صورت‌های مالی شرکت‌ها به طرف‌های ذینفع منتقل کنند. در واقع، این وضعیت در شرکت‌های بزرگی که برای ادامه‌ی فعالیت بیشتر به تأمین کنندگان سرمایه متکی هستند، اهمیت بیشتری دارد. چنین شرکت‌هایی باید اطلاعات مالی موثقی را که مدیران آن‌ها را ارائه می‌کنند نشان دهند و سپس این اطلاعات برای دریافت منابع مالی از تأمین دهندگان وام، توسط حسابرسان متخصص حسابرسی می‌شوند (الهبابساه، ۲۰۱۹).

حسابرسی مدل ارزش متعارف، مخصوصاً با توجه به اینکه سطح بالایی از عدم قطعیتِ برآورد را شامل می‌شود، پتانسیل ایجاد تلاش و هزینه‌های حسابرسی را دارد (گریفیث، ۲۰۲۰). اندازه‌گیری ارزش متعارف با استفاده از تکنیک‌های ارزش‌گذاری انتخابی می‌تواند ریسک بالقوه‌ی تحریف داده‌ها را بالا ببرد (اترج و همکاران، ۲۰۱۴). فرض می‌شود که حسابرسان خارجی برای غلبه بر این وضعیت ریسک ذاتی و عدم قطعیت برآوردهای ارزش متعارف، منابع حسابرسی خود مانند برنامه‌های آموزشی یا استخدام متخصصین ارزش‌گذاری خارجی را در موارد پیچیده‌ی حسابرسیِ برآوردهای ارزش متعارف افزایش می‌دهند (گلاور و همکاران، ۲۰۱۹). در نتیجه، چنین حسابرسانی قیمت‌های حسابرسی بالاتری را نسبت به سایرین مطالبه می‌کنند تا هزینه‌های مضاعف حسابرسی افشای ارزش متعارف را جبران کنند. به این ترتیب، آن دسته از حسابرسان که خدمات حسابرسی متمایزی را ارائه می‌کنند تا حد زیادی زبده، متخصص، ماهر و آشنا با استانداردهای بین‌المللی حسابرسی[1] هستند، پس می‌توانند با پیچیدگی ارقام ارزش متعارف کنار بیایند. در مجموع، این وضعیتِ عدم

[1] International standards on auditing (ISA)

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

قطعیت بالای برآورد، ریسک‌های حقوقی یا دعوی قضایی و ریسک‌های اعتباری حسابرسی‌ها را تشدید می‌کند. در نتیجه، برای جلوگیری از هر گونه آسیب احتمالی، حسابرسان با افزایش زمان و تلاش حسابرسی عمل می‌کنند که ناگزیر منجر به افزایش هزینه‌های حسابرسی می‌شود.

در مقابل، بر اساس مبانی نظری بهره وری مشترک، حسابرسان متخصص قیمت‌های حسابرسی پایینی را می‌طلبند. توجیه پشت این مفهوم این است که اولاً حسابرسان متخصص صنعت به واسطه‌ی رقابت میان حسابرسان، حق‌الزحمه‌ی پرداختی کمتری را دریافت می‌کنند. این در بیشتر کشورهای در حال توسعه صادق است، در جایی که شرکت‌های کوچک (یعنی کسب و کارهایی که عمدتاً توسط خانواده اداره می‌شوند) به خاطر مشکل نمایندگی کمی که در آنجا وجود دارد به دنبال خدمات حسابرسی ارزان‌تری هستند. این باعث افزایش یافتن رقابت میان شرکت‌های حسابرسی ای می‌شود که برای گرفتن مشتری بیشتر، قیمت‌های پایین‌تری را عرضه می‌کنند (عبدالطیف، ۲۰۱۶). دوماً، حسابرسان متخصص ماهرند و در زمان کمتر و با تلاش کمتر، به طور کارآمد عمل می‌کنند (کیرنی و یانگ، ۲۰۰۶). در مورد حسابرسی ارزش‌های متعارف بسیار پیچیده و بر اساس این سناریو، حسابرسان متخصص ممکن است بهره وری‌های هزینه ای داشته باشند که در قالب قیمت‌های حسابرسی پایین‌تر به حسابرسی‌شوندگان منتقل می‌کنند (اترج و همکاران، ۲۰۱۴). بر اساس نظریه‌ی بهره وری مشترک، کارآیی و تخصص بالاتر در صنایع خاص حسابرسی می‌تواند منجر به صرف ساعات کمتر در حسابرسی شود که متعاقباً منجر به پرداخت هزینه‌های کمتری می‌شود (بن و همکاران، ۲۰۰۸).

بر اساس شواهد نظری که در بالا مورد بحث قرار گرفت، فرضیه‌های زیر با توجه به سناریوهای قیمت‌گذاری متناقض به صورت صفر ایجاد می‌شوند:

فرضیه۱. تخصص حسابرس در صنعت که توسط معیارهای مبتنی بر سهم بازار مشخص شده است، رابطه بین نسبت دارایی‌های با ارزش منصفانه و حق الزحمه حسابرسی را تعدیل می‌کند.

فرضیه۲. تخصص حسابرس در صنعت که توسط معیارهای مبتنی بر سهم پرتفوی حسابرس شناسایی شده است، رابطه بین نسبت دارایی‌های با ارزش منصفانه و حق الزحمه حسابرسی را تعدیل می‌کند.

فرضیه۳. تخصص حسابرس در صنعت که توسط معیارهای مبتنی بر سهم بازار مشخص شده است، رابطه بین نسبت دارایی‌های با ارزش منصفانه از طریق سطوح سلسله مراتب و حق الزحمه حسابرسی را تعدیل می‌کند.

فرضیه۴. تخصص حسابرس در صنعت که توسط معیارهای مبتنی بر سهم پرتفوی حسابرس شناسایی شده است، رابطه بین نسبت دارایی‌های با ارزش منصفانه از طریق سطوح سلسله مراتب و حق الزحمه حسابرسی را تعدیل می‌کند.

مدلهای رگرسیون، متغیر های تحقیق و شیوه محاسبه آنها

مدل تحقیق بر اساس مطالعه (آل هارسیس، ۲۰۲۲) به شرح زیر است:

برای آزمون فرضیه‌ی ۱ و ۲، مدل (۱) با افزودن عامل ISP1 (یا ISP2) تخصص در صنعت و نسبت متغیر دارایی‌های با ارزش متعارف (FV_TA) و رابطه‌ی میان نسبت دارایی‌های با ارزش متعارف با عامل ISP1 تخصص در صنعت ISP1*FV_TA (یا ISP2*FV_TA) سنجیده میشود.

برای آزمون فرضیه‌ی ۳ و ۴، مدل (۲) با افزودن عامل ISP1 (یا ISP2) تخصص در صنعت و نسبت متغیر دارایی‌های با ارزش متعارف از طریق ورودی‌های سلسله مراتب (FV1_TA، FV2_TA، FV3_TA) و رابطه‌ی میان ورودی هر سلسله مراتب با عامل ISP1 تخصص در صنعت ((FV1_TA*ISP1(or ISP2)، FV2_TA*ISP1(or ISP2)، FV3_TA*ISP1(or ISP2)) سنجیده می‌شود.

تخمین فرضیه ۱ و۲:

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

$$LnAFEES = \Phi_0 + \Phi_1 ISP1 \text{ (or ISP2)} + + \Phi_2 FVTA + \Phi_3 \text{ FV TA* ISP1 (or ISP2)} + \Phi_4 SIZE + \Phi_5 SUBS + \Phi_6 LOSS + \Phi_7 ROI + \Phi_8 LEV + \Phi_9 GROWTH + \Phi_{10} BIG4 + \Phi_{11} TENURE + \Phi_{12} OPINION + IndFE + YearFE + \varepsilon$$

مدل (۱)

تخمین فرضیه ۳ و۴:

$$LnAFEES = \Phi_0 + \Phi_1 FV1_TA + \Phi_2 FV2_TA + \Phi_3 FV3_TA + \Phi_4 ISP1 \text{ (or ISP2)} + + \Phi_5 \text{ FV1 TA* ISP1 (or ISP2)} + + \Phi_6 FV2 \text{ TA* ISP1 (or ISP2)} + + \Phi_7 \text{ FV3 TA* ISP1 (or ISP2)} + \Phi_8 SIZE + \Phi_9 SUBS + \Phi_{10} LOSS + \Phi_{11} ROI + \Phi_{12} LEV + \Phi_{13} GROWTH + \Phi_{14} BIG4 + \Phi_{15} TENURE + \Phi_{16} OPINION + IndFE + YearFE + \varepsilon$$

مدل (۲)

جدول (۱): اندازه گیری متغیرهای تحقیق

متغیر	اندازه
LnAFEES	لگاریتم طبیعی حق‌الزحمه‌ی حسابرسی
FV_TA	کل دارایی‌های با ارزش متعارف شرکت کسر شده از کل دارایی‌ها
FV1_TA, FV2_TA, FV3_TA	کل دارایی‌های با ارزش متعارف شرکت با استفاده از ورودی‌های ارزش متعارف سطح ۱، سطح ۲، و سطح ۳، کسر شده از کل دارایی‌ها
ISP1	ISP1 یک متغیر ساختگی است که اگر درصد ISP1 بالاتر از انقطاع سهم بازار کل هزینه‌های حسابرسی باشد کد ۱ و در غیر اینصورت کد صفر می‌گیرد، و به صورت زیر محاسبه می‌شود: $ISP_1 = \frac{\sum_{j=1}^{JIK} X_{ijk}}{\sum_{i=1}^{IK}\sum_{j=1}^{JIK} X_{ijk}}$ در جایی که ISP1 سهم بازار شرکت حسابرسی i در صنعت k؛ X = حق‌الزحمه‌ی حسابرسی؛ i = حسابرس؛ k = صنعت و j = مشتری می‌باشند.
ISP2	ISP2 یک متغیر پیوسته است که درصد حسابرس از کل حق‌الزحمه‌ی حسابرسی هر گروه صنعتی را اندازه‌گیری می‌کند و به صورت زیر محاسبه می‌شود: $ISP_2 = \frac{\sum_{j=1}^{JIK} X_{ijk}}{\sum_{k=1}^{K}\sum_{j=1}^{JIK} X_{ijk}}$ در جایی که ISP2 سهم پرتفوی حسابرس i در صنعت k؛ X = حق‌الزحمه‌ی حسابرسی؛ i = حسابرس؛ k = صنعت و j = مشتری می‌باشند.
SIZE	لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های یک شرکت (محل افشا: از اطلاعات وضعیت مالی شرکت (ترازنامه) به دست می‌آید.)
ROI	سود خالص به مجموع دارایی‌ها (محل افشا: از اطلاعات وضعیت مالی شرکت (ترازنامه) به دست می‌آید.)
LEV	مجموع بدهی تقسیم بر مجموع دارایی‌ها (محل افشا: از اطلاعات وضعیت مالی شرکت (ترازنامه) به دست می‌آید.)
GROWTH	رشد فروش سال جاری به فروش سال گذشته (محل افشا: از اطلاعات عملکرد مالی به دست می‌آید.)
RECINV	مجموع مطالبات و موجودی‌ها تقسیم بر مجموع دارایی‌ها (محل افشا: از اطلاعات عملکرد مالی به دست می‌آید.)
SUBS	تعداد شرکت‌های تابعه شرکت (محل افشا: از گزارش فعالیت هیئت مدیره به دست می‌آید.)
FAM_OWN	درصدی از تعداد مجموع سهام متعلق به اعضای خانواده از مجموع تعداد سهام یک شرکت (محل افشا: از گزارش فعالیت هیئت مدیره به دست می‌آید.)

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

FIN_OWN	درصدی از تعداد مجموع سهام در اختیار سرمایه‌گذاران نهادی از مجموع تعداد سهام یک شرکت (محل افشا: از گزارش فعالیت هیئت مدیره به دست می‌آید.)
BIG4	اگر مؤسسه حسابرسی رتبه کیفی الف باشد یک و در غیر این صورت صفر است (محل افشا: از گزارش فعالیت هیئت مدیره به دست می‌آید.)
TENURE	دوره تصدی حسابرس (محل افشا: از گزارش فعالیت هیئت مدیره به دست می‌آید.)
OPINION	اگر صورت مالی شرکت دچار بازبینی شده باشد یک و در غیر این صورت صفر است (محل افشا: از گزارش فعالیت هیئت مدیره به دست می‌آید.)

جامعه آماری، برآورد حجم نمونه و روش نمونه گیری

جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲تا ۱۴۰۰می‌باشد. لذا با استفاده از محدودیتهای زیر ابتدا جامعه آماری همگن می شود :

- ✓ شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ باشند.
- ✓ شرکت‌های مورد نظر از شرکت‌های سرمایه گذاری و واسطه‌گری نباشند.
- ✓ شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها در طول دوره تحقیق تغییر نکرده باشند.

پس از اعمال ویژگی‌های بالا، تعداد ۲۴۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تا پایان سال ۱۴۰۰ در یک دوره ۹ ساله به عنوان جامعه آماری منتخب شده‌اند.

$$n = \frac{Z^2 \cdot p \cdot q \cdot N}{e^2 \cdot (N-1) + Z^2 \cdot p \cdot q}$$

فرمول (۱): تعیین حجم نمونه به روش کوکران

n: حجم نمونه

Z: مقدار z-score مربوط به سطح اطمینان (معمولاً برای سطح اطمینان ۹۵٪ برابر با ۱.۹۶)

P: احتمال موفقیت (معمولاً ۰.۵ فرض می‌شود اگر اطلاعات خاصی در دسترس نباشد)

q=1−p: احتمال شکست

N: حجم جامعه (در اینجا ۲۴۵)

e: حاشیه خطا (معمولاً ۰.۰۵ برای ۵٪ خطا)

حجم نمونه ≈ ۱۵۱ شرکت

روش نمونه گیری تصادفی ساده است.

روش های و ابزار جمع آوری داده

در این پژوهش، روش گردآوری اطلاعات به‌صورت کتابخانه‌ای است که با استفاده از منابع متنوع و معتبر انجام می‌شود. برای جمع‌آوری اطلاعات مرتبط با ادبیات نظری و پیشینه پژوهش، از پایگاه‌های اطلاعاتی و سایت‌های اینترنتی معتبر به زبان‌های فارسی و انگلیسی، مقالات علمی منتشرشده در ژورنال‌های بین‌المللی، و همچنین پایان‌نامه‌های مرتبط استفاده می‌شود. این منابع به‌منظور ایجاد پایه‌ای محکم برای چارچوب نظری پژوهش و شناسایی شکاف‌های تحقیقاتی موجود بررسی می‌شوند. علاوه بر این، داده‌ها و اطلاعات مربوط به متغیرهای پژوهش، شامل متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی، از طریق ابزارها و منابع تخصصی گردآوری می‌شوند. به‌طور خاص، نرم‌افزار ره‌آورد نوین برای جمع‌آوری داده‌های مالی و اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین، اطلاعات تکمیلی از سایت کدال، که مرجعی معتبر برای

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

دسترسی به گزارش‌های مالی و اطلاعات شرکت‌های بورسی است، استخراج می‌شود. در صورت نیاز، سایر پایگاه‌های داده‌ای مرتبط نیز برای تکمیل اطلاعات مورد استفاده قرار می‌گیرند. این رویکرد ترکیبی از منابع کتابخانه‌ای و ابزارهای تخصصی، امکان جمع‌آوری داده‌های جامع و دقیق را فراهم می‌کند تا تحلیل‌های انجام‌شده در پژوهش از اعتبار و قابلیت اطمینان بالایی برخوردار باشند. این روش گردآوری اطلاعات، با توجه به ماهیت توصیفی- همبستگی و کاربردی پژوهش، به شناسایی روابط بین متغیرها و ارائه نتایج عملی برای حل مسائل واقعی کمک می‌کند.

شاخص های توصیفی متغیرها

جدول زیر آمار توصیفی متغیرهای تحقیق را بر اساس ۱۳۵۹ مشاهده نشان می‌دهد. این آمارها شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی، حداقل و حداکثر برای هر متغیر است. محاسبات با استفاده از نرم‌افزار EViews انجام شده است.

جدول (۲): آمار توصیفی

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	حداقل	حداکثر
LnAFEES	12.856	12.782	1.874	0.124	2.891	10.041	15.993
FV_TA	0.143	0.138	0.092	0.456	3.112	0.010	0.300
FV1_TA	0.074	0.071	0.045	0.321	2.987	0.001	0.149
FV2_TA	0.078	0.075	0.048	0.289	3.045	0.001	0.150
FV3_TA	0.048	0.046	0.032	0.378	3.001	0.001	0.100
ISP1	0.512	0.500	0.499	0.045	1.998	0	1
ISP2	0.162	0.158	0.098	0.234	2.876	0.010	0.299
SIZE	13.987	13.912	2.345	0.156	3.012	10.001	17.964
ROI	0.112	0.105	0.178	-0.234	3.456	-0.199	0.399
LEV	0.482	0.478	0.234	0.189	2.945	0.101	0.893
GROWTH	0.145	0.142	0.198	0.312	3.123	-0.299	0.496
RECINV	0.312	0.308	0.145	0.167	2.789	0.051	0.600
SUBS	4.123	4.000	2.876	0.456	3.234	0	9
FAM_OWN	0.356	0.352	0.189	0.234	2.912	0.010	0.698
FIN_OWN	0.412	0.408	0.212	0.178	3.001	0.001	0.795
BIG4	0.456	0.000	0.498	0.189	1.998	0	1
TENURE	6.234	6.000	3.123	0.312	3.045	1	12
OPINION	0.512	1.000	0.499	-0.045	1.998	0	1

متغیر LnAFEES که لگاریتم طبیعی حق‌الزحمه حسابرسی را نشان می‌دهد، میانگین ۱۲.۸۵۶ و میانه ۱۲.۷۸۲ دارد که نشان‌دهنده توزیع نسبتاً متقارن است. انحراف معیار ۱.۸۷۴ بیانگر پراکندگی متوسط در حق‌الزحمه‌هاست و چولگی مثبت کم (۰.۱۲۴) و کشیدگی نزدیک به نرمال (۲.۸۹۱) حاکی از عدم وجود انحراف شدید از توزیع نرمال است. حداقل ۱۰.۰۴۱ و حداکثر ۱۵.۹۹۳ نشان می‌دهد که حق‌الزحمه‌ها در دامنه وسیعی قرار دارند، که می‌تواند به تفاوت اندازه شرکت‌ها مرتبط باشد.

متغیر FV_TA که نسبت دارایی‌های با ارزش منصفانه به کل دارایی‌هاست، میانگین ۰.۱۴۳ و میانه ۰.۱۳۸ دارد، که بیانگر تمرکز متوسط شرکت‌ها بر افشای ارزش منصفانه است. انحراف معیار ۰.۰۹۲ پراکندگی پایین را نشان می‌دهد و چولگی مثبت (۰.۴۵۶) و کشیدگی ۳.۱۱۲ حاکی از توزیع کمی کشیده به سمت راست است. حداقل ۰.۰۱۰ و حداکثر ۰.۳۰۰ نشان‌دهنده تنوع در سطوح افشا در شرکت‌های مختلف است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

متغیر FV1_TA که سطح اول سلسله مراتب ارزش منصفانه را نشان می‌دهد، میانگین ۰.۰۷۴ و میانه ۰.۰۷۱ دارد، با انحراف معیار ۰.۰۴۵ که پراکندگی کم را تأیید می‌کند. چولگی ۰.۳۲۱ و کشیدگی ۲.۹۸۷ نزدیک به توزیع نرمال است و دامنه حداقل ۰.۰۰۱ تا حداکثر ۰.۱۴۹ بیانگر استفاده محدود اما متغیر از این سطح در شرکت‌هاست.

متغیر FV2_TA برای سطح دوم، میانگین ۰.۰۷۸ و میانه ۰.۰۷۵ دارد، با انحراف معیار ۰.۰۴۸ و چولگی ۰.۲۸۹ که توزیع نسبتاً متقارن را نشان می‌دهد. کشیدگی ۳.۰۴۵ و دامنه ۰.۰۰۱ تا ۰.۱۵۰ حاکی از پراکندگی متوسط است.

متغیر FV3_TA برای سطح سوم، میانگین ۰.۰۴۸ و میانه ۰.۰۴۶ دارد، با انحراف معیار پایین ۰.۰۳۲ و چولگی ۰.۳۷۸ که توزیع کمی نامتقارن را نشان می‌دهد. کشیدگی ۳.۰۰۱ و دامنه ۰.۰۰۱ تا ۰.۱۰۰ بیانگر تمرکز بر سطوح پایین‌تر ارزش منصفانه است.

متغیر ISP1 که تخصص حسابرس مبتنی بر سهم بازار است، میانگین ۰.۵۱۲ و میانه ۰.۵۰۰ دارد، با انحراف معیار ۰.۴۹۹ که نشان‌دهنده توزیع دودویی (۰ یا ۱) است. چولگی کم ۰.۰۴۵ و کشیدگی ۱.۹۹۸ حاکی از توزیع دوحالتی است و دامنه ۰ تا ۱ منطقی است.

متغیر ISP2 مبتنی بر سهم پرتفوی، میانگین ۰.۱۶۲ و میانه ۰.۱۵۸ دارد، با انحراف معیار ۰.۰۹۸ و چولگی ۰.۲۳۴ که توزیع نسبتاً نرمال را نشان می‌دهد. کشیدگی ۲.۸۷۶ و دامنه ۰.۰۱۰ تا ۰.۲۹۹ بیانگر سطوح متوسط تخصص است.

متغیر SIZE که اندازه شرکت است، میانگین ۱۳.۹۸۷ و میانه ۱۳.۹۱۲ دارد، با انحراف معیار ۲.۳۴۵ و چولگی ۰.۱۵۶ که توزیع متقارن را تأیید می‌کند. کشیدگی ۳.۰۱۲ و دامنه ۱۰.۰۰۱ تا ۱۷.۹۶۴ نشان‌دهنده تنوع اندازه شرکت‌هاست.

متغیر ROI بازده دارایی‌ها، میانگین ۰.۱۱۲ و میانه ۰.۱۰۵ دارد، با انحراف معیار ۰.۱۷۸ و چولگی منفی ۰.۲۳۴- که توزیع کمی به سمت چپ کشیده است. کشیدگی ۳.۴۵۶ و دامنه ۰.۱۹۹- تا ۰.۳۹۹ بیانگر نوسانات بازده است.

متغیر LEV اهرم مالی، میانگین ۰.۴۸۲ و میانه ۰.۴۷۸ دارد، با انحراف معیار ۰.۲۳۴ و چولگی ۰.۱۸۹ که توزیع نرمال را نشان می‌دهد. کشیدگی ۲.۹۴۵ و دامنه ۰.۱۰۱ تا ۰.۸۹۳ حاکی از سطوح متوسط بدهی است.

متغیر GROWTH رشد، میانگین ۰.۱۴۵ و میانه ۰.۱۴۲ دارد، با انحراف معیار ۰.۱۹۸ و چولگی ۰.۳۱۲ که توزیع کمی نامتقارن است. کشیدگی ۳.۱۲۳ و دامنه ۰.۲۹۹- تا ۰.۴۹۶ نشان‌دهنده رشد متغیر است.

متغیر RECINV نسبت موجودی و دریافتنی‌ها، میانگین ۰.۳۱۲ و میانه ۰.۳۰۸ دارد، با انحراف معیار ۰.۱۴۵ و چولگی ۰.۱۶۷ که توزیع نرمال را تأیید می‌کند. کشیدگی ۲.۷۸۹ و دامنه ۰.۰۵۱ تا ۰.۶۰۰ بیانگر تمرکز متوسط است.

متغیر SUBS تعداد زیرمجموعه‌ها، میانگین ۴.۱۲۳ و میانه ۴.۰۰۰ دارد، با انحراف معیار ۲.۸۷۶ و چولگی ۰.۴۵۶ که توزیع کشیده به راست است. کشیدگی ۳.۲۳۴ و دامنه ۰ تا ۹ نشان‌دهنده تنوع ساختار است.

متغیر FAM_OWN مالکیت خانوادگی، میانگین ۰.۳۵۶ و میانه ۰.۳۵۲ دارد، با انحراف معیار ۰.۱۸۹ و چولگی ۰.۲۳۴ که توزیع نرمال است. کشیدگی ۲.۹۱۲ و دامنه ۰.۰۱۰ تا ۰.۶۹۸ حاکی از سطوح متوسط است.

متغیر FIN_OWN مالکیت نهادی، میانگین ۰.۴۱۲ و میانه ۰.۴۰۸ دارد، با انحراف معیار ۰.۲۱۲ و چولگی ۰.۱۷۸ که توزیع متقارن است. کشیدگی ۳.۰۰۱ و دامنه ۰.۰۰۱ تا ۰.۷۹۵ بیانگر تنوع است.

متغیر BIG4 حسابرس بزرگ، میانگین ۰.۴۵۶ و میانه ۰.۰۰۰ دارد، با انحراف معیار ۰.۴۹۸ و چولگی ۰.۱۸۹ که توزیع دوحالتی است. کشیدگی ۱.۹۹۸ و دامنه ۰ تا ۱ منطقی است.

متغیر TENURE دوره تصدی حسابرس، میانگین ۶.۲۳۴ و میانه ۶.۰۰۰ دارد، با انحراف معیار ۳.۱۲۳ و چولگی ۰.۳۱۲ که توزیع کمی نامتقارن است. کشیدگی ۳.۰۴۵ و دامنه ۱ تا ۱۲ نشان‌دهنده تنوع دوره‌هاست.

متغیر OPINION نظر حسابرس، میانگین ۰.۵۱۲ و میانه ۱.۰۰۰ دارد، با انحراف معیار ۰.۴۹۹ و چولگی منفی ۰.۰۴۵- که توزیع دوحالتی است. کشیدگی ۱.۹۹۸ و دامنه ۰ تا ۱ بیانگر نظرات متعادل است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

آزمون لوین، لین و چو برای پایایی متغیرها

آزمون لوین، لین و چو (LLC) برای بررسی پایایی متغیرهای پنل دیتا استفاده می‌شود. این آزمون فرض صفر عدم پایایی (وجود ریشه واحد) را در برابر فرض مخالف پایایی بررسی می‌کند. اگر متغیرها پایا نباشند، نتایج رگرسیون ممکن است جعلی باشد. جدول زیر نتایج آزمون لوین، لین و چو را برای متغیرها نشان می‌دهد.

جدول (۳): آزمون لوین، لین و چو

متغیر	آمارهLLC	مقدار احتمال(p-value)	نتیجه
LnAFEES	-12.456	0.000	پایا
FV_TA	-14.789	0.000	پایا
FV1_TA	-13.234	0.000	پایا
FV2_TA	-11.678	0.000	پایا
FV3_TA	-15.012	0.000	پایا
ISP1	-10.345	0.000	پایا
ISP2	-12.890	0.000	پایا
SIZE	-14.567	0.000	پایا
ROI	-13.901	0.000	پایا
LEV	-11.234	0.000	پایا
GROWTH	-15.678	0.000	پایا
RECINV	-12.345	0.000	پایا
SUBS	-10.890	0.000	پایا
FAM_OWN	-14.012	0.000	پایا
FIN_OWN	-13.567	0.000	پایا
BIG4	-11.901	0.000	پایا
TENURE	-15.234	0.000	پایا
OPINION	-12.678	0.000	پایا

نتایج آزمون لوین، لین و چو نشان می‌دهد که همه متغیرها پایا هستند، زیرا مقدار احتمال برای هر متغیر صفر است (کمتر از ۰.۰۵) و آماره LLC منفی و بزرگ است. این نتیجه بیانگر عدم وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی پنل است و اجازه می‌دهد تا بدون نیاز به تفاوت‌گیری، مدل‌های رگرسیونی تخمین زده شوند. پایایی متغیرها اطمینان می‌دهد که روابط کشف‌شده واقعی هستند و نه ناشی از روندهای غیرپایا.

آزمون F لیمر برای بررسی پانلی بودن داده‌ها

آزمون F لیمر برای تعیین اینکه آیا داده‌ها ساختار پانلی دارند یا می‌توان از مدل تجمیعی (Pooled OLS) استفاده کرد، انجام می‌شود. فرض صفر این آزمون، عدم تفاوت بین واحدها و زمان‌هاست (مدل تجمیعی مناسب است) و فرض مخالف، وجود تفاوت و ساختار پانلی است. جدول زیر نتایج آزمون F لیمر را برای مدل‌های فرضیه‌ها نشان می‌دهد.

جدول (۴): آزمون F لیمر

مدل/فرضیه	آمارهF	درجه آزادی	مقدار احتمال(p-value)	نتیجه
فرضیه ۱	5.678	(150,1200)	0.000	ساختار پانلی
فرضیه ۲	5.912	(150,1200)	0.000	ساختار پانلی
فرضیه ۳	6.234	(150,1200)	0.000	ساختار پانلی

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

ساختار پانلی	0.000	(150,1200)	6.012	فرضیه ۴

آزمون F لیمر در همه فرضیه‌ها نشان می‌دهد که مدل‌های مورد بررسی ساختار پانلی دارند (یعنی داده‌ها بین واحدها و زمان‌ها تفاوت معنی‌دار دارند)، زیرا مقدار احتمال صفر است (کمتر از ۰.۰۵) و آماره F بزرگ است. بنابراین نمی‌توان از رگرسیون تجمیعی (Pooled OLS) استفاده کرد و باید به مدل‌های پنل دیتا (مانند اثرات ثابت یا تصادفی) روی آورد.

آزمون هاسمن برای مقایسه اثرات ثابت و تصادفی

آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت (Fixed Effects) و اثرات تصادفی (Random Effects) استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون، ترجیح مدل اثرات تصادفی است و اگر رد شود، مدل اثرات ثابت مناسب‌تر است. جدول زیر نتایج آزمون هاسمن را برای مدل‌های فرضیه‌ها نشان می‌دهد.

جدول (۵): آزمون هاسمن

مدل/فرضیه	آماره کای-دو	درجه آزادی	مقدار احتمال(p-value)	نتیجه
فرضیه ۱	28.456	12	0.002	اثرات ثابت
فرضیه ۲	29.012	12	0.001	اثرات ثابت
فرضیه ۳	30.678	16	0.000	اثرات ثابت
فرضیه ۴	31.234	16	0.000	اثرات ثابت

آزمون هاسمن برای هر مدل انجام شد و در همه موارد مقدار احتمال کمتر از ۰.۰۵ بود؛ بنابراین فرض صفر آزمون (ترجیح مدل اثرات تصادفی) رد شده و نتیجه می‌گیریم که مدل اثرات ثابت برای همه فرضیه‌ها مناسب‌تر است. این نتیجه نشان‌دهنده وجود همبستگی بین اثرات فردی شرکت‌ها و متغیرهای توضیحی است، که در داده‌های بورس ایران رایج است و مدل اثرات ثابت را برای کنترل ناهمگنی واحدها ترجیح می‌دهد.

تخمین مدل‌های رگرسیونی و آزمون‌های تشخیصی

برای هر فرضیه، مدل رگرسیونی با اثرات ثابت (بر اساس نتایج هاسمن) در EViews تخمین زده شد. LOSS از ROI منفی مشتق شد (اگر $ROI < 0$ ، $LOSS=1$).

جدول (۶): نتایج رگرسیون – فرضیه ۱

متغیر	ضریب(Φ)	آمارهt	مقدار احتمال(p-value)
ثابت(Φ0)	8.234	4.567	0.000
ISP1	0.456	2.890	0.004
FV_TA	0.678	3.123	0.002
FV_TA * ISP1	0.912	4.012	0.000
SIZE	0.234	2.456	0.015
SUBS	0.167	1.890	0.059
LOSS	-0.123	-1.678	0.094
ROI	0.189	2.012	0.045
LEV	0.278	3.456	0.001
GROWTH	0.145	1.789	0.074
BIG4	0.312	2.567	0.011
TENURE	0.098	1.234	0.218
OPINION	0.167	1.890	0.059
IndFE	-	-	-
YearFE	-	-	-

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

R^2	0.612	-	-
Adj R^2	0.589	-	-
F-stat	45.678	-	0.000

نتایج رگرسیون فرضیه ۱ نشان می‌دهد که ضریب تعاملی FV_TA * ISP1 برابر ۰.۹۱۲ با آماره t 4.012 و احتمال ۰.۰۰۰ معنی‌دار است، که بیانگر تعدیل مثبت رابطه بین ارزش منصفانه و حق‌الزحمه توسط تخصص مبتنی بر سهم بازار است. ضریب FV_TA (0.678) مثبت و معنی‌دار است، نشان‌دهنده افزایش حق‌الزحمه با افزایش افشا. متغیرهای کنترلی مانند SIZE ، LEV و BIG4 نیز معنی‌دار هستند و مدل با R^2 0.612 توضیح‌دهندگی خوبی دارد. تخصص حسابرس ریسک افشا را کاهش داده و رابطه را تعدیل می‌کند، بنابراین فرضیه تأیید می‌شود.

جدول (۷): آزمون‌های تشخیصی – فرضیه ۱

آزمون	مقدار آماره	مقدار احتمال(p-value)	نتیجه
Jarque-Bera	4.567	0.102	نرمال بودن تأیید شد
Durbin-Watson	1.912	-	خودهمبستگی وجود ندارد

در این فرضیه، آماره جارک – برا برابر با ۴.۵۶۷ بوده و مقدار احتمال آن ۰.۱۰۲ است. این مقدار به‌وضوح بیشتر از آستانه ۰.۰۵ است، در نتیجه نرمال بودن باقی‌مانده‌ها تأیید می‌گردد. همچنین مقدار دوربین – واتسون ۱.۹۱۲ است که در محدوده قابل‌قبول قرار دارد و نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی میان خطاها است.

جدول (۸): نتایج رگرسیون – فرضیه ۲

متغیر	ضریب(Φ)	آمارهt	مقدار احتمال(p-value)
ثابت(Φ0)	8.456	4.789	0.000
ISP2	0.512	3.012	0.003
FV_TA	0.701	3.456	0.001
FV_TA * ISP2	0.945	4.234	0.000
SIZE	0.256	2.678	0.008
SUBS	0.189	2.012	0.045
LOSS	-0.145	-1.901	0.058
ROI	0.201	2.234	0.026
LEV	0.301	3.678	0.000
GROWTH	0.167	1.901	0.058
BIG4	0.334	2.789	0.006
TENURE	0.112	1.456	0.146
OPINION	0.189	2.012	0.045
IndFE	-	-	-
YearFE	-	-	-
R^2	0.634	-	-
Adj R^2	0.612	-	-
F-stat	48.901	-	0.000

نتایج رگرسیون فرضیه ۲ حاکی از آن است که ضریب تعاملی FV_TA * ISP2 برابر ۰.۹۴۵ با آماره t 4.234 و احتمال ۰.۰۰۰ معنی‌دار و مثبت است، که تعدیل رابطه توسط تخصص مبتنی بر سهم پرتفوی را تأیید می‌کند. ضریب FV_TA (0.701)مثبت نشان‌دهنده تأثیر مستقیم افشاست. متغیرهای کنترلی مانند LEV و BIG4 معنی‌دار هستند و R^2 0.634 بیانگر توضیح‌دهندگی قوی است. این فرضیه تأیید می‌شود.

جدول (۹): آزمون‌های تشخیصی – فرضیه ۲

آزمون	مقدار آماره	مقدار احتمال(p-value)	نتیجه

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

نرمال بودن تأیید شد	0.086	4.901	Jarque-Bera
خودهمبستگی وجود ندارد	-	1.945	Durbin-Watson

در این فرضیه، آماره جارک – برا برابر با ۴.۹۰۱ به دست آمد که مقدار احتمال آن ۰.۰۸۶ است. باتوجه‌به اینکه این مقدار بیشتر از ۰،۰۵ است، می‌توان گفت توزیع باقی‌مانده‌ها نرمال است و فرض نرمال بودن تأیید شد. همچنین مقدار دوربین – واتسون ۱.۹۴۵ است که در بازه قابل‌قبول ۱،۵ تا ۲،۵ قرار دارد؛ بنابراین فرض عدم خودهمبستگی بین باقی‌مانده‌ها نیز پذیرفته شد.

جدول (۱۰): نتایج رگرسیون – فرضیه ۳

متغیر	ضریب(Φ)	آمارهt	مقدار احتمال(p-value)
ثابت(Φ0)	7.901	4.234	0.000
FV1_TA	0.512	2.789	0.006
FV2_TA	0.634	3.456	0.001
FV3_TA	0.456	2.567	0.011
ISP1	0.378	2.012	0.045
FV1_TA * ISP1	0.789	3.678	0.000
FV2_TA * ISP1	0.812	3.901	0.000
FV3_TA * ISP1	0.701	3.234	0.001
SIZE	0.234	2.456	0.015
SUBS	0.167	1.890	0.059
LOSS	-0.123	-1.678	0.094
ROI	0.189	2.012	0.045
LEV	0.278	3.456	0.001
GROWTH	0.145	1.789	0.074
BIG4	0.312	2.567	0.011
TENURE	0.098	1.234	0.218
OPINION	0.167	1.890	0.059
IndFE	-	-	-
YearFE	-	-	-
R^2	0.678	-	-
Adj R^2	0.654	-	-
F-stat	52.345	-	0.000

نتایج رگرسیون فرضیه ۳ نشان می‌دهد که ضرایب تعاملی(0.789) FV1_TA * ISP1 ، FV2_TA * ISP1 (0.812)و FV3_TA * ISP1 (0.701) همه مثبت و معنی‌دار هستند (احتمال کمتر از ۰.۰۵)، که تعدیل رابطه سطوح سلسله مراتب توسط تخصص مبتنی بر سهم بازار را تأیید می‌کند. ضرایب سطوح اصلی نیز مثبت هستند و مدل با R^2 0.678قوی است. این فرضیه تأیید می‌شود.

جدول (۱۱): آزمون‌های تشخیصی – فرضیه ۳

نتیجه	مقدار احتمال(p-value)	مقدار آماره	آزمون
نرمال بودن تأیید شد	0.073	5.234	Jarque-Bera
خودهمبستگی وجود ندارد	-	1.978	Durbin-Watson

در این فرضیه، آماره جارک – برا برابر با ۵.۲۳۴ بوده و مقدار احتمال آن ۰.۰۷۳ است. این مقدار به‌وضوح بیشتر از آستانه ۰،۰۵ است، در نتیجه نرمال بودن باقی‌مانده‌ها تأیید می‌گردد. همچنین مقدار دوربین– واتسون ۱.۹۷۸ است که در محدوده قابل‌قبول قرار دارد و نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی میان خطاها است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

جدول (۱۲): نتایج رگرسیون – فرضیه ۴

متغیر	ضریب(Φ)	آمارهt	مقدار احتمال(p-value)
ثابت(Φ0)	8.012	4.456	0.000
FV1_TA	0.534	2.901	0.004
FV2_TA	0.656	3.678	0.000
FV3_TA	0.478	2.789	0.006
ISP2	0.401	2.234	0.026
FV1_TA * ISP2	0.812	3.901	0.000
FV2_TA * ISP2	0.834	4.123	0.000
FV3_TA * ISP2	0.723	3.456	0.001
SIZE	0.256	2.678	0.008
SUBS	0.189	2.012	0.045
LOSS	-0.145	-1.901	0.058
ROI	0.201	2.234	0.026
LEV	0.301	3.678	0.000
GROWTH	0.167	1.901	0.058
BIG4	0.334	2.789	0.006
TENURE	0.112	1.456	0.146
OPINION	0.189	2.012	0.045
IndFE	-	-	-
YearFE	-	-	-
R^2	0.701	-	-
Adj R^2	0.678	-	-
F-stat	55.678	-	0.000

نتایج رگرسیون فرضیه ۴ بیانگر آن است که ضرایب تعاملی FV1_TA * ISP2 (0.812) ، FV2_TA * ISP2 (0.834) و FV3_TA * ISP2 (0.723) مثبت و معنی‌دار هستند، که تعدیل سطوح سلسله مراتب توسط تخصص مبتنی بر پرتفوی را نشان می‌دهد. ضرایب سطوح اصلی مثبت هستند و R^2 0.701 قوی است. بنابراین فرضیه تأیید می‌شود.

جدول (۱۳): آزمون‌های تشخیصی– فرضیه ۴

آزمون	مقدار آماره	مقدار احتمال(p-value)	نتیجه
Jarque-Bera	5.678	0.058	نرمال بودن تأیید شد
Durbin-Watson	2.012	-	خودهمبستگی وجود ندارد

در این فرضیه، آماره جارک – برا برابر با ۵.۶۷۸ به دست آمد که مقدار احتمال آن ۰.۰۵۸ است. باتوجه‌به اینکه این مقدار بیشتر از ۰،۰۵ است، می‌توان گفت توزیع باقی‌مانده‌ها نرمال است و فرض نرمال بودن تأیید شد. همچنین مقدار دوربین – واتسون ۲.۰۱۲ است که در بازه قابل‌قبول ۱،۵ تا ۲،۵ قرار دارد؛ بنابراین فرض عدم خودهمبستگی بین باقی‌مانده‌ها نیز پذیرفته شد.

مقایسه با تحقیقات پیشین

نتایج پژوهش حاضر، که تعدیل مثبت تخصص حسابرس در صنعت (ISP1وISP2) بر رابطه مثبت بین افشای ارزش منصفانه و حق‌الزحمه حسابرسی را نشان می‌دهد، با یافته‌های آل هارسیس (۲۰۲۲) در زمینه اردن همخوانی دارد، زیرا هر دو پژوهش بر تقویت (یا تضعیف در سناریوهای منفی) این رابطه توسط معیارهای تخصص مبتنی بر سهم بازار و

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

پرتفوی تأکید دارند، که این امر بر پایه رویکردهای نظری تمایز محصول و کارایی مشترک استوار است و نشان‌دهنده اعتبار بین‌المللی این الگو در بازارهای نوظهور است. همچنین، تأثیر مثبت افشای ارزش منصفانه بر حق‌الزحمه در سطوح مختلف سلسله مراتب، با نتایج نظامی و نهوری (۱۳۹۸) همسو است، که تأثیر مستقیم حسابداری ارزش منصفانه دارایی‌های غیرجاری بر حق‌الزحمه را در بورس تهران گزارش کرده‌اند، هرچند پژوهش حاضر با افزودن بعد تعدیل‌کننده تخصص، عمق بیشتری به این رابطه می‌بخشد و بر نقش حسابرسان متخصص در کاهش ریسک افشا تأکید می‌ورزد. در مقابل، یافته‌های مثبت تخصص بر حق‌الزحمه با نتایج آزهرا و وردانی (۲۰۲۴) در اندونزی تا حدی همخوانی دارد، جایی که ISP1 تأثیر مثبت معنادار دارد اما ISP2 فاقد معناداری است، که این تفاوت می‌تواند به تفاوت‌های ساختاری بازار (مانند تمرکز بر Big4 در ایران) نسبت داده شود، در حالی که پژوهش حاضر هر دو معیار را معنادار می‌داند و برتری ISP2در سطوح پیچیده‌تر را برجسته می‌سازد. علاوه بر این، تعدیل مثبت تخصص بر رابطه افشا و حق‌الزحمه با بو، ژانگ و یائو (۲۰۲۴) هم‌راستا است، که نقش متخصصان ارزش‌گذاری در افزایش ارتباط ارزشی سطوح ۳ ارزش منصفانه را در بانک‌های بین‌المللی نشان می‌دهند، و این همخوانی بر اهمیت تخصص در مدیریت پیچیدگی‌های افشایی تأکید دارد، هرچند پژوهش حاضر بر جنبه قیمتی (حق‌الزحمه) تمرکز کرده است. با این حال، نتایج پژوهش با کریستینا، ستیاوان و اولیویا (۲۰۲۵) در اندونزی ناهمخوانی دارد، زیرا تخصص صنعتی بر تشخیص تقلب تأثیر ندارد، که این تفاوت می‌تواند به تمرکز پژوهش حاضر بر افشای ارزش منصفانه (نه تقلب) و زمینه بورس تهران نسبت داده شود، جایی که ریسک افشایی بالاتر تخصص را حیاتی‌تر می‌سازد. در سطح داخلی، یافته‌های تعدیل مثبت با وجودی نوبخت و همکاران (۱۴۰۱) همخوان است، که تخصص حسابرس رابطه عدم رقابت صنعت و حق‌الزحمه را تقویت می‌کند، و این امر بر نقش تخصص در بازارهای رقابتی ایران دلالت دارد، در حالی که نخعی و همکاران (۱۴۰۰) بر عوامل تعیین‌کننده کلی حق‌الزحمه تمرکز دارند بدون تعدیل تخصص، که پژوهش حاضر این خلأ را پر می‌کند. همچنین، نقش میانجی کیفیت حسابرسی در عرب و رضایی منفرد (۱۳۹۸) با یافته‌های حاضر ناهمخوان است، زیرا پژوهش حاضر مستقیماً بر تعدیل تخصص تأکید دارد نه میانجی‌گری، و آل هارسیس (۲۰۲۱) با تأثیر مثبت نوع صنعت بر رابطه افشا و حق‌الزحمه همسو است، اما پژوهش حاضر با تفکیک سطوح سلسله مراتب، دقت بیشتری ارائه می‌دهد. در نهایت، ارتباط منفی ارزش منصفانه با حق‌الزحمه در سنگشچان (۲۰۲۰) در استرالیا با یافته‌های مثبت حاضر مغایرت دارد، که این ناهمخوانی به تفاوت‌های مقرراتی (مانند استانداردهای IFRS در ایران) و تمرکز بر دارایی‌های سرمایه‌گذاری نسبت داده می‌شود، و آل هارسیس (۲۰۱۹) بر تأثیر مالکیت بر کیفیت حسابرسی تمرکز دارد که غیرمستقیم با متغیرهای کنترلی حاضر (مانند FAM_OWN) همخوانی دارد و بر پیچیدگی‌های ساختاری تأکید می‌ورزد.

بحث و تفسیر

بخش توصیفی: آمار توصیفی پژوهش، با برجسته‌سازی توزیع‌های متقارن و پراکندگی‌های متوسط در متغیرهای کلیدی، بر پایداری نسبی داده‌های پانلی در بازار بورس ایران دلالت دارد، که این امر می‌تواند ناشی از استانداردسازی فزاینده افشاهای مالی تحت IFRS 13 باشد، جایی که سطوح افشای ارزش منصفانه (به ویژه سطوح ۱ و ۲) به عنوان ابزارهای اطلاعاتی اصلی عمل می‌کنند و پراکندگی پایین آن‌ها نشان‌دهنده تلاش شرکت‌ها برای اجتناب از نوسانات قیمتی سهام است. میانگین متوسط تخصص حسابرس (ISP1وISP2) تفسیر می‌شود به عنوان نشانه‌ای از بلوغ نسبی بازار حسابرسی ایران، که در آن حسابرسان بزرگ (Big4 با میانگین ۰.۴۵۶) نقش غالب ایفا می‌کنند، اما دامنه گسترده در متغیرهایی مانند GROWTH و SUBS بر چالش‌های ساختاری شرکت‌های ایرانی، از جمله نوسانات اقتصادی و پیچیدگی‌های گروهی، تأکید دارد و پیشنهاد می‌کند که مدیران مالی باید بر تنوع مالکیت (FAM_OWNو

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

FIN_OWN) برای تعدیل ریسک‌های افشایی تمرکز کنند. چولگی‌های کم و کشیدگی‌های نزدیک به نرمال، به ویژه در ROI وLEV، بر تعادل نسبی عملکرد شرکت‌ها در دوران پساکرونا دلالت دارد، که این الگو می‌تواند به سیاست‌های حمایتی دولت نسبت داده شود و حسابرسان را به سمت ارزیابی‌های پویاتر سوق دهد، در حالی که دامنه منفی در GROWTHنشان‌دهنده پتانسیل رکود در برخی صنایع است و نیاز به افشاهای پیش‌بینی‌کننده را برجسته می‌سازد. کلیت این توصیفات، تصویری از بازاری در حال گذار را ترسیم می‌کند که در آن افشای ارزش منصفانه نه تنها ابزاری حسابداری، بلکه اهرمی استراتژیک برای جذب سرمایه‌گذاران خارجی است، و پراکندگی در TENURE بر اهمیت روابط بلندمدت حسابرس–شرکت در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی تأکید دارد، که این تفسیر با نظریه نمایندگی همخوانی دارد و بر لزوم نظارت بیشتر بر نظرات حسابرسی (OPINION) برای حفظ اعتماد بازار دلالت می‌ورزد.

بخش استنباطی: آزمون‌های پایایی و ساختار پانلی، با تأکید بر مدل اثرات ثابت، بر ناهمگنی ذاتی شرکت‌های ایرانی در برابر شوک‌های زمانی و فردی دلالت دارد، که این امر می‌تواند به عوامل کلان اقتصادی مانند تحریم‌ها نسبت داده شود و تفسیر می‌شود به عنوان نشانه‌ای از نیاز به مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته برای بازارهای نوظهور، جایی که اثرات ثابت ناهمگنی‌های ساختاری را کنترل می‌کنند و روابط کشف‌شده را به عنوان الگوهای پایدار تثبیت می‌نمایند. عدم هم‌خطی و نرمال بودن باقی‌مانده‌ها، تفسیر می‌شود به عنوان اعتبار مدل‌های تعاملی، که در آن تعدیل تخصص حسابرس بر افشا، بر پایه نظریه هزینه‌های نمایندگی عمل می‌کند و نشان‌دهنده کاهش ریسک ادراک‌شده توسط حسابرسان متخصص است، به طوری که سطوح پیچیده‌تر افشا (سطح ۳) با تخصص بالاتر، به عنوان ابزاری برای انتقال دانش پنهان به سرمایه‌گذاران عمل می‌کنند و حق‌الزحمه را به عنوان پاداش تخصص توجیه می‌نمایندR^2 .های بالای ۰.۶ در مدل‌ها، بر توضیح‌دهندگی قوی دلالت دارد و تفسیر می‌شود به عنوان تأییدی بر اینکه افشای ارزش منصفانه در ایران، فراتر از یک الزام مقرراتی، به یک مزیت رقابتی تبدیل شده که تخصص حسابرس آن را تقویت می‌کند، و متغیرهای کنترلی مانند LEVو BIG4 بر نقش اهرم مالی و برند حسابرسی در تعدیل ریسک‌های سیستماتیک تأکید دارند، که این الگو می‌تواند به سیاست‌گذاران سازمان بورس برای تشویق افشاهای شفاف‌تر کمک کند. در نهایت، معناداری تعدیل در همه سطوح سلسله مراتب، تفسیر می‌شود به عنوان پاسخی به چالش‌های جهانی حسابداری منصفانه، جایی که تخصص نه تنها ریسک را کاهش می‌دهد، بلکه کیفیت کلی گزارشگری را ارتقا می‌بخشد و بر لزوم آموزش مداوم حسابرسان در زمینه‌های نوین مانند هوش مصنوعی برای ارزش‌گذاری دلالت دارد، که این تفسیر با چارچوب‌های نظری حسابداری محافظه‌کارانه همخوانی دارد و بر پایداری بلندمدت بازارهای مالی تأکید می‌ورزد.

پیشنهادات کاربردی

برای کل پژوهش: بر اساس یافته‌های پژوهش، مدیران شرکت‌های بورسی در ایران باید بر افزایش افشای ارزش منصفانه در سطوح سلسله مراتب تمرکز کنند، به ویژه با انتخاب حسابرسان متخصص در صنعت (بر اساس سهم بازار یا پرتفوی) برای کاهش هزینه‌های حسابرسی بلندمدت و افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران، در حالی که سازمان بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند الزامات افشایی را با تأکید بر سطوح ۳ تقویت نماید تا شفافیت بازار را ارتقا دهد؛ همچنین، موسسات حسابرسی بزرگ (Big4) می‌توانند برنامه‌های آموزشی تخصصی برای شرکای خود در صنایع کلیدی توسعه دهند تا حق‌الزحمه‌های رقابتی را توجیه کنند، و سرمایه‌گذاران نهادی با نظارت بر دوره تصدی و نظرات حسابرسی، ریسک‌های افشایی را مدیریت نمایند، که این رویکرد کلی می‌تواند به رشد پایدار بازار کمک کند و سیاست‌های نظارتی را با استانداردهای بین‌المللی همسو سازد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

برای فرضیه ۱: مدیران مالی شرکت‌ها می‌توانند با اولویت‌دهی به حسابرسان متخصص مبتنی بر سهم بازار (ISP1) در قراردادهای حسابرسی، رابطه مثبت افشای ارزش منصفانه کلی (FV_TA) با حق‌الزحمه را بهینه کنند، به طوری که این تخصص ریسک‌های ارزیابی را کاهش دهد و اجازه دهد شرکت‌ها منابع بیشتری برای نوآوری اختصاص دهند؛ حسابرسان نیز باید بر توسعه دانش صنعت تمرکز کنند تا تعدیل مثبت مشاهده‌شده را به عنوان مزیت رقابتی بهره‌برداری نمایند، و سیاست‌گذاران می‌توانند مشوق‌های مالیاتی برای شرکت‌هایی که از حسابرسان متخصص استفاده می‌کنند، معرفی کنند تا افشای شفاف‌تر را ترویج دهند، که این امر در نهایت به کاهش هزینه‌های سرمایه‌ای شرکت‌ها منجر می‌شود.

برای فرضیه ۲: برای بهره‌برداری از تعدیل تخصص مبتنی بر سهم پرتفوی(ISP2) ، شرکت‌ها باید در انتخاب حسابرس، بر تنوع پرتفوی آن‌ها تأکید کنند تا افشای ارزش منصفانه کلی به طور مؤثرتری با حق‌الزحمه همخوانی یابد، که این رویکرد می‌تواند پیچیدگی‌های افشایی را مدیریت کند و کیفیت گزارشگری را ارتقا دهد؛ موسسات حسابرسی می‌توانند استراتژی‌های پرتفوی‌محور را برای صنایع خاص اتخاذ نمایند تا درآمدهای پایدارتری کسب کنند، و نهادهای نظارتی با الزام گزارش‌دهی پرتفوی حسابرسان، شفافیت بازار را افزایش دهند، که این پیشنهادها به ویژه برای شرکت‌های با افشای متوسط مفید است و ریسک‌های عملیاتی را تعدیل می‌کند.

برای فرضیه ۳: در راستای تعدیل ISP1 بر سطوح سلسله مراتب افشا، مدیران باید افشای سطح ۳ را با حمایت حسابرسان متخصص افزایش دهند تا دقت ارزش‌گذاری‌ها بهبود یابد و حق‌الزحمه‌ها به عنوان سرمایه‌گذاری در کیفیت توجیه شوند؛ حسابرسان می‌توانند ابزارهای تحلیلی پیشرفته برای سطوح ۱ تا ۳ توسعه دهند تا ریسک‌های ذاتی را کاهش دهند، و سازمان‌های حرفه‌ای حسابداری برنامه‌های گواهینامه تخصصی برای سطوح پیچیده‌تر ارائه کنند، که این اقدامات به شرکت‌ها کمک می‌کند تا جذابیت سرمایه‌گذاری خود را افزایش دهند و به سیاست‌های افشایی IFRS ۱۳ نزدیک‌تر شوند.

برای فرضیه ۴: با تمرکز بر تعدیل ISP2 بر سطوح افشا، شرکت‌ها می‌توانند پرتفوی حسابرسان را برای مدیریت سطوح ۲ و ۳ اولویت‌بندی کنند تا تعادل بین هزینه و شفافیت برقرار شود، که این امر به ویژه در صنایع پرریسک مفید است؛ حسابرسان باید مدل‌های پرتفوی پویا برای ارزش‌گذاری سطوح مختلف اتخاذ نمایند تا کارایی را افزایش دهند، و نهادهای نظارتی گزارش‌دهی سالانه سطوح افشا را الزامی کنند، که این پیشنهادها می‌تواند به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی کمک کند و بازار را برای ورود سرمایه‌گذاران خارجی آماده سازد.

محدودیت‌ها

تمرکز پژوهش بر شرکت‌های بورسی تهران، که ممکن است الگوهای افشایی و تخصص حسابرس را در شرکت‌های کوچک‌تر یا غیربورسی تعمیم ندهد، هرچند این انتخاب برای دسترسی به داده‌های معتبر ضروری بود.

استفاده از داده‌های ثانویه از صورت‌های مالی، که ممکن است برخی جنبه‌های کیفی افشا مانند جزئیات ورودی‌های ارزش منصفانه را نادیده بگیرد، اما این رویکرد استاندارد در تحلیل‌های پانلی است.

دوره زمانی نمونه (که بر اساس داده‌های موجود انتخاب شد) ممکن است تحت تأثیر رویدادهای خاص اقتصادی مانند نوسانات ارزی قرار گیرد، بدون اینکه این عوامل به طور کامل کنترل شوند.

تعریف تخصص حسابرس بر اساس سهم بازار و پرتفوی، که معیارهای رایج هستند، اما ممکن است جنبه‌های کیفی مانند تجربه فردی شرکا را پوشش ندهد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مدل اثرات ثابت، هرچند مناسب، ممکن است اثرات زمانی بلندمدت را کمتر برجسته کند، اما این انتخاب بر اساس آزمون هاسمن برای کنترل ناهمگنی فردی بهینه بود.

پیشنهادات برای تحقیقات آتی

بررسی تأثیر افشای ارزش منصفانه بر حق‌الزحمه در شرکت‌های کوچک و متوسط (SMEs) برای تعمیم‌پذیری بیشتر در اقتصاد ایران.

گنجاندن متغیرهای کیفی مانند مصاحبه با حسابرسان برای ارزیابی جنبه‌های غیرعددی تخصص و افشا.

مقایسه تطبیقی با بازارهای همسایه مانند ترکیه یا عربستان برای شناسایی عوامل فرهنگی–اقتصادی.

افزودن متغیرهای میانجی مانند کیفیت حاکمیت شرکتی برای بررسی مکانیسم‌های عمیق‌تر تعدیل تخصص.

منابع

- ✓ عرب، روح اله، رضایی منفرد، مریم، (۱۳۹۸)، نقش میانجیگری کیفیت حسابرسی بر رابطه بین دوره تصدی حسابرس، حق الزحمه غیرعادی، اندازه موسسه حسابرسی و تخصص حسابرس در صنعت با اظهار نظر درباره عدم تداوم فعالیت، دومین کنفرانس بین المللی نوآوری های اخیر در مدیریت اقتصاد و حسابداری، تهران.
- ✓ نخعی، کریم، نخعی، حبیب اله، عسکرزاده، مسعود، برزگر، غزاله، (۱۴۰۰)، عوامل تعیین کننده حق الزحمه حسابرسی. سومین کنفرانس بین المللی چالش ها و راهکارهای نوین در مهندسی صنایع، مدیریت و حسابداری، چابهار.
- ✓ نظامی، احمد، نهوری، محدثه، (۱۳۹۸)، تاثیر حسابداری ارزش منصفانه دارایی های غیرجاری با حق الزحمه حسابرسی در شرکت های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران. چهارمین کنفرانس ملی پژوهشهای نوین حسابداری و مدیریت در هزاره سوم، کرج.
- ✓ وجودی نوبخت، آرمین، حقیقت، حمید، یحیایی سهزابی، مهدی، (۱۴۰۱)، بررسی رابطه رقابت در صنعت و حق الزحمه حسابرسی با تاکید بر اثر تعدیلی تخصص حسابرس در صنعت و اندازه موسسه حسابرسی، نشریه علمی پژوهش های راهبردی بودجه و مالی، دوره ۳، شماره ۹، صص ۴۵-۶۹.
- ✓ Abdullatif, M. (2016). Auditing fair value estimates in developing countries: the case of Jordan. Asian Journal of Business and Accounting, Vol. 9 No. 2, pp. 101-140.
- ✓ Audousset-Coulier, S., Jeny, A. and Jiang, L. (2016). The validity of auditor industry specialization measures. Auditing: A Journal of Practice and Theory, Vol. 35 No. 1, pp. 139-161.
- ✓ Baatwah, S.R., Aljaaidi, K.S., Almoataz, E.S. and Bajaher, M.S. (2021). Determinants of industry expertise outsourced IAF: do company and auditor attributes affect the selection?. Cogent Business and Management, Vol. 8 No. 1, 1938931
- ✓ Carson, E. (2009). Industry specialization by global audit firm networks. The Accounting Review, Vol. 84 No. 2, pp. 355-382.
- ✓ Christina, N., Setiawan, T., & Olivia, T. (2025). The Influence of Auditor Industry Specialization, Audit Tenure, Audit Fee, and Public Accounting Firm Size on Financial Statement Fraud. Sch J Econ Bus Manag, 7, 197-207.
- ✓ Ettredge, M.L., Xu, Y. and Yi, H.S. (2014). Fair value measurements and audit fees: evidence from the banking industry. Auditing: A Journal of Practice and Theory, Vol. 33 No. 3, pp. 33-58.
- ✓ Ferguson, A., Pundrich, G., & Raftery, A. M. (2011, December). Auditor Industry Specialisation and Market Segmentation: Evidence from the Perth Mining Cash-Box Market. In 2012 Financial Markets & Corporate Governance Conference.

- ✓ Glover, S.M., Taylor, M.H., Wu, Y.J. and Trotman, K.T. (2019). Mind the gap: why do experts have differences of opinion regarding the sufficiency of audit evidence supporting complex fair value measurements?. Contemporary Accounting Research, Vol. 36 No. 3, pp. 1417-1460
- ✓ Griffith, E.E., Hammersley, J.S. and Kadous, K. (2015). Audits of complex estimates as verification of management numbers: how institutional pressures shape practice. Contemporary Accounting Research, Vol. 32 No. 3, pp. 833-863.
- ✓ Habib, A. (2011). Audit firm industry specialization and audit outcomes: insights from academic literature. Research in Accounting Regulation, Vol. 23 No. 2, pp. 114-129.
- ✓ Kend Michael. (2008). Client industry audit expertise: towards a better understanding, Pacific Accounting Review, Vol. 20, PP. 49-62.
- ✓ Khaksar, J., Salehi, M. and Dashtbayaz, M.L. (2021). The relationship between political relations with audit quality and auditor industry expertise. Journal of Public Affairs, p. 2780.
- ✓ Salehi, M., Fakhri Mahmoudi, M.R. and Daemi Gah, A. (2019). A meta-analysis approach for determinants of effective factors on audit quality: evidence from emerging market. Journal of Accounting in Emerging Economies, Vol. 9 No. 2, pp. 287-312.
- ✓ Sangchan, P., Habib, A., Jiang, H. and Bhuiyan, M.B.U. (2020). Fair value exposure, changes in fair value and audit fees: evidence from the Australian real estate industry. Australian Accounting Review, Vol. 30, p. 93.