فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ۹، شماره ۱۱۸، پاییز ۱۴۰۵ (جلد اول)
www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

پارادوکس اطمینان الگوریتمی در حسابرسی: نقش پاسخ‌های قاطع اما نادرست هوش مصنوعی در تضعیف تردید حرفه‌ای حسابرسان

چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره نهم)
شماره ۱۱۸/ پاییز ۱۴۰۵ (جلد اول)/ صص ۱۱۴-۱۳۴

حمید هدشی
کارشناسی ارشد حسابداری مدیریت، گروه حسابداری، دانشگاه ملی مهارت تهران، ایران.
hamidhedeshi67@gmail.com
سید حامد علیپور
دانشجوی کارشناسی حسابداری، گروه حسابداری، دانشگاه ملی مهارت تهران، ایران. (نویسنده مسئول).
seyedhamedalipour@gmail.com

چکیده

در حسابرسی، خروجی‌های روان و قاطع ابزارهای هوش مصنوعی ممکن است حتی هنگام نادرست بودن، سنجش انتقادی شواهد را کاهش دهند. این پژوهش «پارادوکس اطمینان الگوریتمی» را بررسی می‌کند: آیا مواجهه حسابرسان با پاسخ‌های قاطع اما نادرست هوش مصنوعی از مسیر سوگیری اتوماسیون، تردید حرفه‌ای را تضعیف می‌کند و آیا این تضعیف در کیفیت گزارشگری مالی صاحبکار بازتاب می‌یابد؟ ۲۳۲ حسابرس از سازمان حسابرسی و مؤسسات حسابرسی مستقل (۴۶ مؤسسه)، هر یک درباره یک کار حسابرسی مشخص مربوط به سال مالی ۱۴۰۴ به پرسشنامه پاسخ دادند. پاسخ‌ها با صورت‌های مالی حسابرسی‌شده همان صاحبکار، که از شرکت‌های بورسی بودند، تطبیق داده شد و اقلام تعهدی اختیاری مطلق با مدل جونز تعدیل‌شده و تطبیق عملکرد برآورد شد. مدل معادلات ساختاری با تعامل متغیر پنهان و بوت‌استرپ خوشه‌ای در سطح مؤسسه به کار رفت. مواجهه با اطمینان الگوریتمی سوگیری اتوماسیون را افزایش داد (β = ۰/۴۱)؛ سوگیری اتوماسیون رابطه مواجهه با تردید حرفه‌ای را میانجی‌گری کرد (اثر غیرمستقیم = ۰/۲۰−) و اثر مستقیم باقی‌مانده معنادار نبود؛ حاکمیت راستی‌آزمایی مؤسسه اثر اطمینان الگوریتمی بر سوگیری اتوماسیون را تضعیف کرد (= β−۲۳/۰)؛ و تردید حرفه‌ای با اقلام تعهدی اختیاری مطلق صورت‌های مالی رابطه منفی داشت (= β−۲۲/۰). قاطع‌نمایی خروجی الگوریتم می‌تواند مستقل از درستی آن، سنجش انتقادی حسابرس را کم کند، و ساختارهای رسمی راستی‌آزمایی در مؤسسه این سازوکار را مهار می‌کنند. نتایج رابطه‌ای و مقطعی‌اند و تفسیر علّی قطعی را مجاز نمی‌کنند. سیاست‌گذاران و مؤسسات حسابرسی می‌توانند الزام به راستی‌آزمایی مستند و آموزش مبتنی بر خطاهای قاطع هوش مصنوعی را به کار گیرند.

واژگان کلیدی: اطمینان الگوریتمی، سوگیری اتوماسیون، تردید حرفه‌ای، هوش مصنوعی در حسابرسی

مقدمه

ابزارهای هوش مصنوعی مولد و تحلیلی به‌سرعت وارد چرخه حسابرسی شده‌اند؛ از تحلیل ریسک و آزمون جزئیات تا پیش‌نویس کاربرگ‌ها و تفسیر مستندات. ویژگی مشترک بسیاری از این ابزارها آن است که پاسخ‌هایشان را با لحنی روان، مستدل و بی‌تردید ارائه می‌کنند، حتی وقتی پاسخ نادرست یا ناقص است. برای حسابرس، که وظیفه دارد شواهد را با ذهن پرسشگر ارزیابی کند، چنین قاطعیتی یک نشانه دوگانه است: هم صرفه‌جویی در زمان را وعده می‌دهد و هم می‌تواند جانشین سنجش مستقل شود. تردید حرفه‌ای، که در ادبیات حسابرسی به‌صورت قضاوت‌ها و تصمیم‌هایی با ارزیابی بالاتر

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

از احتمال نادرستی یک ادعا تعریف شده (نلسون[1]، ۲۰۰۹)، همین سنجش مستقل را حفظ می‌کند. پرسش این پژوهش آن است که قاطعیت ظاهری خروجی الگوریتم، مستقل از درستی آن، تا چه اندازه این سنجش را تضعیف می‌کند. این پدیده را «پارادوکس اطمینان الگوریتمی» می‌نامیم.

شواهد پیشین تصویر یک‌دست ارائه نمی‌دهند. آزمایش‌های حسابرسی نشان داده‌اند که حسابرسان گاه نسبت به شواهد متناقض مبتنی بر الگوریتم بدبین‌اند و آن را کم‌وزن‌تر از شواهد کارشناس انسانی می‌سنجند (کامرفورد، دنیس، جو و اولا[2]، ۲۰۲۲؛ کامرفورد، ایلیفسن، هتفیلد، هولمستروم و کینسردال[3]، ۲۰۲۴). در مقابل، پژوهش‌های روان‌شناسی مهندسی نشان داده‌اند که اتکای بیش‌ازحد به خودکارسازی، یعنی خطاهای حذف و ارتکاب ناشی از پذیرش بدون راستی‌آزمایی، حتی میان متخصصان نیز رخ می‌دهد (پاراسورامان و مانزی[4]، ۲۰۱۰). این دو یافته با هم تعارض ندارند؛ شرایط مرزی متفاوتی را توصیف می‌کنند. بدبینی در برابر الگوریتمی دیده می‌شود که با داوری حسابرس تعارض دارد، و اتکای بیش‌ازحد زمانی محتمل است که خروجی با انتظار حسابرس سازگار و ظاهری قاطع و روان داشته باشد. پژوهش حاضر بر شرط دوم تمرکز دارد.

اهمیت موضوع از دو جهت است. نخست، فشار زمانی و رقابت بر سر هزینه حسابرسی انگیزه استفاده از ابزارهای خودکار را بالا می‌برد و هر ابزاری که پاسخ را سریع و بی‌تردید عرضه کند، برای حسابرسی که زمان محدود دارد جذاب است. دوم، آنچه از دید ناظر و استفاده‌کنندگان اهمیت دارد، نه ادراک حسابرس از خودش، بلکه کیفیت گزارشگری مالی صاحبکار است. اگر قاطع‌نمایی خروجی الگوریتم تردید حسابرس را کاهش دهد، باید ردپایی از آن در صورت‌های مالی حسابرسی‌شده باشد؛ این پرسش با داده ادراکی تنها پاسخ‌پذیر نیست.

سه شکاف این پژوهش را ضروری می‌کند. نخست، بیشتر شواهد، اتکا یا بدبینی را بررسی کرده‌اند، نه نقش قاطع‌نمایی خروجی را به‌عنوان نشانه‌ای که می‌تواند اتکا را مستقل از درستی خروجی برانگیزد. دوم، پژوهش‌های ادراکی درباره هوش مصنوعی و تردید حرفه‌ای معمولاً به متغیرهای ادراکی بسنده کرده‌اند (وینوتو و داروسلام[5]، ۲۰۲۶؛ مشایخی و امراللهی، ۱۴۰۴) و پیامد عینی گزارشگری صاحبکار را نمی‌سنجند. سوم، شواهد ایرانی درباره سازوکار میانجی و تعدیل‌گر سازمانی این پدیده اندک است.

این مقاله سه مشارکت دارد. اول، با طراحی دوتایی «حسابرس–کار حسابرسی»، پرسشنامه را با صورت‌های مالی حسابرسی‌شده همان صاحبکار تطبیق می‌دهد و بنابراین پیامد عینی از منبعی جدا از پاسخ‌دهنده می‌آید. دوم، سوگیری اتوماسیون را به‌عنوان سازوکار میانجی و حاکمیت راستی‌آزمایی مؤسسه را به‌عنوان تعدیل‌گر در یک مدل معادلات ساختاری آزمون می‌کند. سوم، پیامد گزارشگری را با اقلام تعهدی اختیاری مطلق و تطبیق عملکرد می‌سنجد. ادامه مقاله به این ترتیب است: پیشینه پژوهش و فرضیه‌ها، روش‌شناسی، یافته‌ها، بحث، و نتیجه‌گیری و پیشنهادها.

پرسش‌های پژوهش چهار مورد است: (۱) مواجهه با قاطعیت خروجی هوش مصنوعی چه رابطه‌ای با سوگیری اتوماسیون دارد؟ (۲) آیا سوگیری اتوماسیون رابطه این مواجهه با تردید حرفه‌ای را میانجی‌گری می‌کند؟ (۳) آیا حاکمیت راستی‌آزمایی مؤسسه رابطه قاطعیت با سوگیری اتوماسیون را تعدیل می‌کند؟ (۴) آیا تردید حرفه‌ای حسابرس با اقلام تعهدی اختیاری صورت‌های مالی حسابرسی‌شده رابطه دارد؟

[1] Nelson
[2] Commerford, Dennis, Joe & Ulla
[3] Commerford, Eilifsen, Hatfield, Holmstrom & Kinserdal
[4] Parasuraman & Manzey
[5] Winoto & Darusalam

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

پیشینهٔ پژوهش

مبانی نظری

تردید حرفه‌ای هم به‌عنوان ویژگی فردی و هم به‌عنوان رفتار در موقعیت مطرح شده است. نلسون (۲۰۰۹)، آن را در قالب مدلی مشتمل بر قضاوت و اقدام تردیدآمیز صورت‌بندی کرد: حسابرس باید ریسک نادرستی یک ادعا را بالاتر برآورد کند و این برآورد باید به جمع‌آوری یا ارزیابی شواهد بیشتر بینجامد. هرت[1] (۲۰۱۰)، با ابزار اندازه‌گیری خود، ابعادی مانند ذهن پرسشگر، تعلیق قضاوت، جست‌وجوی دانش، درک بین‌فردی، اتکا به نفس و خودمختاری را برای سنجش تردید حرفه‌ای به‌صورت ویژگی فردی معرفی کرد. ذهن پرسشگر و تعلیق قضاوت، که با تأخیر در پذیرش ادعا تا دستیابی به شواهد کافی همراه است، بیش از دیگر ابعاد با خطر پذیرش زودهنگام خروجی الگوریتم ارتباط مفهومی دارند.

سوگیری اتوماسیون، به تعبیر پاراسورامان و مانزی (۲۰۱۰)، گرایش به استفاده از خروجی خودکار به‌عنوان جانشین جست‌وجو و پردازش اطلاعات است و دو پیامد دارد: خطای حذف، یعنی بی‌توجهی به رخدادی که سامانه گزارش نکرده، و خطای ارتکاب، یعنی پیروی از توصیه نادرست سامانه. مرور آنان نشان می‌دهد این گرایش با تخصیص توجه مرتبط است و تمرین یا تخصص به‌تنهایی آن را حذف نمی‌کند. بر همین پایه، نشانه‌هایی که اعتبار خروجی را بالا جلوه می‌دهند، می‌توانند توجه را از راستی‌آزمایی منحرف کنند. در اینجا «اطمینان الگوریتمی» را میزان قاطعیت، بی‌ابهامی و روانی خروجی که حسابرس در یک کار مشخص تجربه کرده است تعریف می‌کنیم؛ تعریفی که درستی خروجی را مفروض نمی‌گیرد.

در محیط حسابرسی داده‌محور، ماهیت شواهد تغییر می‌کند: بخشی از شواهد اکنون خروجی مدل یا الگوریتم است که حسابرس نمی‌تواند منطق درونی آن را به‌سادگی بررسی کند. در چنین شرایطی، سنجش انتقادی بیشتر به بازبینی مستقل نتیجه متکی می‌شود، نه به بررسی فرایند تولید آن. بنابراین هر عاملی که هزینه یا انگیزه این بازبینی را تغییر دهد، تردید حرفه‌ای را نیز تغییر می‌دهد. قاطعیت و روانی خروجی دقیقاً چنین عاملی است، چون هزینه ادراک‌شده بازبینی را بالا می‌برد، بی‌آنکه چیزی درباره درستی نتیجه بگوید.

تعارض ظاهری میان بدبینی نسبت به الگوریتم و اتکای بیش‌ازحد به آن را می‌توان با دو متغیر مرزی توضیح داد. نخست، جهت خروجی نسبت به انتظار حسابرس: خروجی متناقض با داوری قبلی، سنجش بیشتر و گاه دفاع هویتی را برمی‌انگیزد (پیچر، پیچ، اشتیرنکورب و یاموآ[2]، ۲۰۲۶)، در حالی که خروجی هم‌سو با انتظار هزینه ادراک‌شده بررسی را کم می‌کند. دوم، نشانه‌های ظاهری خروجی، مانند قاطعیت و روانی، که می‌توانند مستقل از درستی، ادراک اعتبار را بالا ببرند. کامرفورد، ایلیفسن، هتفیلد، هولمستروم و کینسردال (۲۰۲۴)، نیز نشان دادند اتکا به هوش مصنوعی به کنترل ادراک‌شده حسابرس بستگی دارد؛ این یافته نشان می‌دهد ساختار کار و سازمان، که امکان کنترل و بازبینی را فراهم می‌کند، می‌تواند اتکای ناآگاهانه را مهار کند. در پژوهش حاضر این ساختار با «حاکمیت راستی‌آزمایی مؤسسه» عملیاتی می‌شود: دستورالعمل رسمی بازبینی خروجی‌های هوش مصنوعی، الزام مستندسازی منبع مستقل تأیید و بازبینی سرپرست. تردید حرفه‌ای در این چارچوب نتیجه‌ای است که هم از نشانه‌های محیط کار و هم از ساختار سازمانی تأثیر می‌پذیرد.

سنجش پیامد عینی نیازمند شاخصی از کیفیت گزارشگری است. دی‌آنجلو[3] (۱۹۸۱)، کیفیت حسابرسی را احتمال مشترک کشف و گزارش تحریف مادی تعریف کرد. چون این احتمال مستقیم دیده نمی‌شود، پژوهش‌ها از شاخص‌های جانشین مانند اقلام تعهدی اختیاری استفاده می‌کنند. مدل جونز[4] (جونز، ۱۹۹۱)، اقلام تعهدی غیراختیاری را از تغییر فروش و

[1] Hurtt
[2] Peecher, Pietsch, Stirnkorb & Yamoah
[3] DeAngelo
[4] Jones

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

دارایی‌های ثابت برآورد می‌کند، و کوتاری، لئونه و واسلی[1] (۲۰۰۵)، نشان دادند که تطبیق با شرکت هم‌عملکرد، خطای ناشی از اثر عملکرد در این برآوردها را کاهش می‌دهد.

اقلام تعهدی اختیاری شاخصی جانشین است و محدودیت‌هایی دارد: برآورد آن به تصریح مدل حساس است، خطای اندازه‌گیری دارد و ممکن است بخشی از انتخاب‌های مشروع حسابداری را نیز دربر گیرد. با این حال، چون تحریف سود معمولاً از راه اقلام تعهدی انجام می‌شود و حسابرسی مؤثر باید دامنه این انتخاب‌ها را محدود کند، بزرگی مطلق آن در ادبیات کیفیت حسابرسی شاخصی پرکاربرد است. استفاده از قدر مطلق، به‌جای جهت، به این معنا است که سنجه ما به بزرگی انتخاب‌های اختیاری حساس است، نه به اینکه سود افزایش یا کاهش یافته باشد.

پیشینه تجربی

کامرفورد، دنیس، جو و اولا (۲۰۲۲)، در آزمایشی با حسابرسان، تفاوت اتکا به شواهد متناقض را میان منبع الگوریتمی و منبع انسانی بررسی کردند و نشان دادند حسابرسان شواهد الگوریتمی متناقض را کمتر مبنای تعدیل برآورد پیچیده قرار می‌دهند. کامرفورد، ایلیفسن، هتفیلد، هولمستروم و کینسردال (۲۰۲۴)، نیز نشان دادند اتکای حسابرسان به هوش مصنوعی به میزان کنترل ادراک‌شده آنان بر سامانه بستگی دارد.

در ایران، سلیمی، عرب‌زاده، علی‌پور، پناهیان و صفری گرایلی (۱۴۰۳)، چارچوبی برای تردید حرفه‌ای حسابرسان با رویکرد نظریه رفتار برنامه‌ریزی‌شده ارائه دادند. مشایخی و امراللهی (۱۴۰۴)، در نمونه‌ای شامل ۲۴۴ حسابرس داخلی با روش حداقل مربعات جزئی نشان دادند دانش حسابرسان اثر مثبت و معنادار بر به‌کارگیری هوش مصنوعی دارد، و تردید حرفه‌ای را نیز در این چارچوب بررسی کردند. سیدزاده کوه‌کمر، علی‌نژاد سارو کلائی، فضل‌زاده و زینالی (۱۴۰۴)، با تحلیل دلفی الگوی مفهومی تردید حرفه‌ای حسابرسان را استخراج کردند.

علیپور و موگویی (۱۴۰۵)، در پژوهشی با تمرکز بر رابطه میان استفاده از هوش مصنوعی مولد، اعتماد به الگوریتم و شکاکیت حرفه‌ای حسابرسان، نقش میانجی اعتماد به الگوریتم را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد استفاده از هوش مصنوعی مولد با اعتماد به الگوریتم رابطه مثبت و معناداری دارد؛ بااین‌حال، رابطه اعتماد به الگوریتم با شکاکیت حرفه‌ای و همچنین اثر میانجی آن از نظر آماری معنادار نبود. این یافته از آن جهت برای پژوهش حاضر اهمیت دارد که نشان می‌دهد شکل‌گیری اعتماد به خروجی‌های هوش مصنوعی لزوماً به تضعیف شکاکیت حرفه‌ای منجر نمی‌شود و بررسی سازوکارهای رفتاری مؤثر بر پذیرش بدون راستی‌آزمایی خروجی‌های الگوریتمی ضرورت دارد (علیپور و موگویی، ۱۴۰۵).

علیپور و کشاورزی (۱۴۰۵)، در مطالعه‌ای با بررسی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سرمایه ایران، تفاوت‌های صنعتی در به‌کارگیری هوش مصنوعی و نقش اندازه شرکت را تحلیل کردند. نتایج آنان حاکی از وجود تفاوت معنادار میان صنایع از نظر به‌کارگیری هوش مصنوعی بود؛ درحالی‌که تفاوت اندازه شرکت‌های استفاده‌کننده و استفاده‌نکننده از هوش مصنوعی از نظر آماری معنادار گزارش نشد. این نتایج بر اهمیت ویژگی‌های محیطی و سازمانی در تبیین الگوهای پذیرش فناوری تأکید دارد. از این منظر، توجه به زمینه سازمانی و حرفه‌ای حسابرسی نیز در بررسی پیامدهای رفتاری استفاده از هوش مصنوعی اهمیت پیدا می‌کند (علیپور و کشاورزی، ۱۴۰۵).

کشاورزی و علیپور (۱۴۰۵)، در پژوهشی به بررسی تأثیر هوش مصنوعی بر کیفیت اطلاعات بودجه‌ریزی و نقش تعدیل‌گر بلوغ دیجیتال پرداختند. یافته‌های آنان نشان داد استفاده از هوش مصنوعی به‌تنهایی اثر معناداری بر کیفیت اطلاعات بودجه‌ریزی نداشته و نقش تعدیل‌گر بلوغ دیجیتال نیز از نظر آماری معنادار نبوده است. این نتایج نشان می‌دهد که پیامدهای

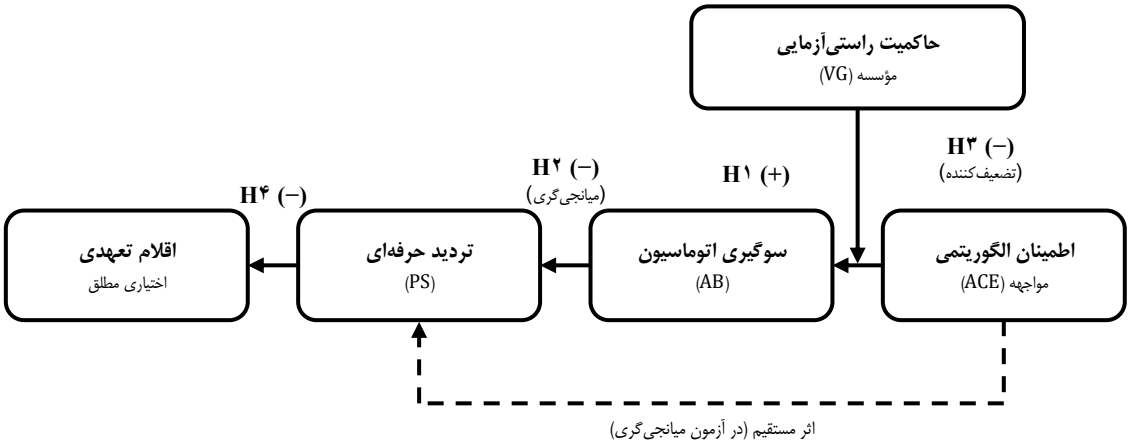
[1] Kothari, Leone & Wasley

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

سازمانی استفاده از هوش مصنوعی را نمی‌توان صرفاً به میزان پذیرش فناوری نسبت داد و عواملی نظیر کیفیت داده‌ها، یکپارچگی سامانه‌های اطلاعاتی و قابلیت‌های سازمانی نیز باید مورد توجه قرار گیرند (کشاورزی و علیپور، ۱۴۰۵).
وینوتو و داروسلام (۲۰۲۶)، با ۹۳ حسابرس اندونزیایی نشان دادند ذهن پرسشگر و تعلیق قضاوت هر دو کیفیت قضاوت حسابرسی را افزایش می‌دهند، استفاده از هوش مصنوعی رابطه ذهن پرسشگر با قضاوت را تضعیف می‌کند، رابطه تعلیق قضاوت را تقویت می‌کند، و اثر مستقیم استفاده از هوش مصنوعی معنادار نیست. پیچر، پیچ، اشتیرنکورب و یاموآ (۲۰۲۶)، نشان دادند حسابرسان باتجربه‌ای که درباره ضعیف‌ترین مهارت خود فکر کرده بودند، توصیه کارشناسِ متکی بر هوش مصنوعی را بیشتر کم‌وزن کردند، و خودتأییدی این واکنش دفاعی را کاهش داد.

شکاف پژوهشی، وجه تمایز و فرضیه‌ها

مرور بالا دو نکته را روشن می‌کند. نخست، رابطه حسابرس با هوش مصنوعی مشروط است و به ویژگی‌های خروجی، شرایط شناختی و ساختار سازمانی بستگی دارد. دوم، پژوهش‌های ادراکی کمتر به پیامد عینی صورت‌های مالی پیوند خورده‌اند. وجه تمایز پژوهش حاضر آن است که قاطع‌نمایی خروجی را به‌عنوان نشانه‌ای با اثر بالقوه مستقل از درستی در نظر می‌گیرد، سازوکار میانجی را روشن می‌کند، شرط سازمانی را آزمون می‌کند و پیامد را در صورت‌های مالی صاحبکار می‌سنجد (شکل ۱).
منطق کلی مدل زنجیره‌ای است: نشانه ظاهری (قاطعیت) رفتار (راستی‌آزمایی کمتر) را شکل می‌دهد، رفتار به حالت شناختی (تردید حرفه‌ای) می‌انجامد و این حالت در پیامد عینی بازتاب می‌یابد، در حالی که ساختار سازمانی مسیر اول را تعدیل می‌کند. چهار فرضیه به‌ترتیب حلقه‌های این زنجیره را آزمون می‌کنند.



متغیرهای کنترل: اندازه، اهرم مالی، بازده دارایی‌ها، رشد، زیان‌دهی و پیچیدگی اقلام صورت‌های مالی؛ سطح حرفه‌ای، سابقه و نوع مؤسسه

شکل (۱): مدل مفهومی پژوهش و فرضیه‌ها

فرضیه ۱. نشانه‌های قاطعیت و روانی خروجی می‌توانند جایگزین نشانه‌های اعتبار شوند (پاراسورامان و مانزی، ۲۰۱۰). وقتی خروجی بی‌ابهام و مستدل به نظر می‌رسد، هزینه ادراک‌شده راستی‌آزمایی نسبت به فایده آن بالاتر برآورد می‌شود. بنابراین انتظار می‌رود حسابرسانی که در یک کار مشخص با قاطعیت بیشتری از خروجی هوش مصنوعی مواجه بوده‌اند، سوگیری اتوماسیون بالاتری نشان دهند. این فرضیه درباره قاطعیت تجربه‌شده است و ادعا نمی‌کند خروجی‌ها لزوماً نادرست بوده‌اند؛ پارادوکس در آن است که قاطعیت می‌تواند اتکا را حتی هنگام نادرستی نیز برانگیزد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

فرضیه ۲. تردید حرفه‌ای مستلزم تعلیق قضاوت و پرسشگری فعال است (هرت، ۲۰۱۰؛ نلسون، ۲۰۰۹). پذیرش بدون راستی‌آزمایی این دو را کاهش می‌دهد، و شواهد نشان می‌دهد استفاده از هوش مصنوعی می‌تواند رابطه ذهن پرسشگر با کیفیت قضاوت را تضعیف کند (وینوتو و داروسلام، ۲۰۲۶). پس انتظار می‌رود سوگیری اتوماسیون با تردید حرفه‌ای رابطه منفی داشته باشد و رابطه اطمینان الگوریتمی با تردید حرفه‌ای را میانجی‌گری کند. اگر قاطعیت اثر مستقیمی نیز داشته باشد، میانجی‌گری جزئی خواهد بود؛ در غیر این صورت میانجی‌گری کامل است.

فرضیه ۳. مؤسسه‌هایی که دستورالعمل رسمی بازبینی خروجی‌های هوش مصنوعی، الزام مستندسازی راستی‌آزمایی و بازبینی سرپرست دارند، راستی‌آزمایی را هنجار و بدیهی می‌کنند. این ساختارها وابستگی تصمیم حسابرس به نشانه‌های ظاهری خروجی را کاهش می‌دهند. بنابراین انتظار می‌رود حاکمیت راستی‌آزمایی رابطه مثبت اطمینان الگوریتمی با سوگیری اتوماسیون را تضعیف کند.

فرضیه ۴. تردید حرفه‌ای بالاتر به ارزیابی دقیق‌تر شواهد و محدودسازی انتخاب‌های اختیاری مدیریت می‌انجامد، و این محدودیت در کیفیت حسابرسی (دی‌آنجلو، ۱۹۸۱)، و در بزرگی اقلام تعهدی اختیاری بازتاب می‌یابد (کوتاری، لئونه و واسلی، ۲۰۰۵). بنابراین انتظار می‌رود تردید حرفه‌ای حسابرس با اقلام تعهدی اختیاری مطلق صورت‌های مالی حسابرسی‌شده صاحبکار رابطه منفی داشته باشد.

روش‌شناسی پژوهش

طرح پژوهش و جامعه آماری

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی، از نظر ماهیت توصیفی–همبستگی و از نظر گردآوری داده پیمایشی با ترکیب داده‌های ثانویه صورت‌های مالی است. واحد تحلیل دوتایی «حسابرس–کار حسابرسی» است: هر پاسخ‌دهنده درباره یک کار حسابرسی مشخص و اخیر که خودش در اجرای آن مشارکت مستقیم داشته، به پرسشنامه پاسخ می‌دهد و همین کار با صورت‌های مالی حسابرسی‌شده صاحبکار تطبیق داده می‌شود. این طراحی دو مزیت دارد: پیامد عینی از منبعی جدا از پاسخ‌دهنده می‌آید و هر پاسخ به شرکت مشخصی ارجاع دارد، نه به داده تجمیعی. جامعه آماری حسابرسان شاغل در سازمان حسابرسی و مؤسسات حسابرسی مستقل ایران در سال ۱۴۰۵ است که مستقیماً در اجرا، سرپرستی یا نظارت بر حسابرسی دخیل‌اند. شرط ورود شاغل بودن، دست‌کم دو سال سابقه حرفه‌ای و مشارکت در دست‌کم دو کار حسابرسی طی ۲۴ ماه گذشته بود. صاحبکار مرجع باید شرکت پذیرفته‌شده در بورس تهران یا فرابورس با صورت‌های مالی حسابرسی‌شده سال مالی ۱۴۰۴ می‌بود.

ترتیب زمانی داده‌ها به این صورت است: صورت‌های مالی مربوط به سال مالی ۱۴۰۴ است که حسابرسی آن در نیمه نخست ۱۴۰۵ پایان یافته بود و پرسشنامه پس از پایان آن کار، در همان سال، تکمیل شد. پاسخ‌دهنده‌ها خواسته شد درباره تجربه خود در همان کار پاسخ دهند، نه درباره تجربه عمومی خود با ابزارها. این انتخاب ابهام ناشی از ترکیب کارهای مختلف را کم می‌کند، اما پاسخ‌ها را گذشته‌نگر می‌سازد.

طرح‌های جایگزین هر کدام محدودیت دارند. آزمایش می‌تواند قاطعیت و درستی را دست‌کاری کند، اما پیامد عینی گزارشگری صاحبکار را نمی‌سنجد. داده تجمیعی مؤسسه‌ها نیز میان حسابرس و کار حسابرسی پیوند مستقیم ایجاد نمی‌کند. طرح دوتایی تطبیق‌داده‌شده با وجود محدودیت مقطعی بودن، هر دو شرط را به‌طور هم‌زمان برآورده می‌کند: تجربه فردی در یک کار مشخص و پیامد عینی همان کار.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

نمونه و گردآوری داده

نمونه‌گیری هدفمند با روش گلوله‌برفی تکمیل شد. از میان ۴۱۰ پرسشنامه توزیع‌شده از شهریور تا آبان ۱۴۰۵، ۲۴۷ پرسشنامه برگشت و ۲۳۲ پرسشنامه کامل و قابل تحلیل بود (نرخ پاسخ قابل‌استفاده ۵۶/۶ درصد). پاسخ‌دهندگان به ۴۶ مؤسسه تعلق داشتند: ۳۸ نفر از سازمان حسابرسی و ۱۹۴ نفر از ۴۵ مؤسسه مستقل. هر پاسخ‌دهنده کد ناشناس کار حسابرسی را ثبت کرد و نام صاحبکار در داده ذخیره نشد. هر شرکت حداکثر یک بار در نمونه آمد. شرکت‌کنندگان با آگاهی از هدف پژوهش و محرمانگی پاسخ‌ها رضایت دادند. داده‌های صورت‌های مالی از سامانه کدال استخراج شد. برای برآورد مدل اقلام تعهدی، افزون بر ۲۳۲ صاحبکار نمونه، ۵۶۰ شرکت هم‌صنعت دیگر نیز در همان سال مالی به کار رفت و در مجموع ۷۹۲ شرکت در ۱۰ صنعت برای برآورد مقطعی صنعت–سال در دسترس بود؛ کمترین تعداد در یک صنعت ۶۳ شرکت بود.

پیش از تحلیل، داده‌ها از نظر مقادیر گمشده و پرت بررسی شد: پرسشنامه‌های ناقص حذف شدند و داده گمشده در نمونه نهایی وجود نداشت. برای ارزیابی سوگیری عدم‌پاسخ، پاسخ‌دهندگان چارک نخست و چارک آخر بازگشت پرسشنامه (۵۸ نفر در هر گروه) مقایسه شدند؛ تفاوت میانگین برای هیچ‌یک از سازه‌ها معنادار نبود (کمترین P برابر ۰/۲۵۶) و برای اقلام تعهدی اختیاری مطلق نیز تفاوت معنادار دیده نشد (P = ۰/۰۷۰). این نتیجه نشان می‌دهد پاسخ‌دهندگان دیرهنگام و زودهنگام ویژگی‌های مشابهی دارند، هرچند نبود تفاوت میان این دو گروه الزاماً عدم‌پاسخ را بی‌اثر نمی‌کند.

سنجش متغیرهای پرسشنامه‌ای

پرسشنامه با طیف ۷ درجه‌ای لیکرت (۱ = کاملاً مخالفم تا ۷ = کاملاً موافقم) و با ارجاع به کار حسابرسی مرجع طراحی شد. مجموعه اولیه ۲۸ گویه بود: اطمینان الگوریتمی (۷ گویه) شامل قاطعیت لحن خروجی، نبود عبارات عدم‌قطعیت و روانی استدلال در همان کار؛ سوگیری اتوماسیون (۶ گویه) شامل گرایش به پذیرش خروجی بدون راستی‌آزمایی مستقل و کاهش جست‌وجوی شواهد جایگزین؛ تردید حرفه‌ای (۸ گویه) بر پایه ابعاد ذهن پرسشگر و تعلیق قضاوت و جست‌وجوی دانش که از چارچوب مقیاس هرت (۲۰۱۰)، اقتباس شد؛ و حاکمیت راستی‌آزمایی مؤسسه (۷ گویه) شامل دستورالعمل رسمی بازبینی خروجی‌های هوش مصنوعی، الزام مستندسازی راستی‌آزمایی و بازبینی سرپرست. روایی محتوایی با نظر ده نفر از متخصصان حسابرسی و روش‌شناسی بررسی و گویه‌ها اصلاح شد. برای کنترل سوگیری روش مشترک، یک متغیر نشانگر نظری‌ناوابسته (۳ گویه) نیز گنجانده شد. گویه‌ها در جدول‌ها با کد آمده‌اند.

پیش از اجرای نهایی، پرسشنامه در گروهی کوچک از حسابرسان خارج از نمونه آزمایش و عبارت‌های مبهم اصلاح شد. نمره هر سازه میانگین گویه‌های آن است؛ بنابراین مقیاس نمره‌ها همان ۱ تا ۷ می‌ماند. گویه‌ها طوری نوشته شدند که به یک کار حسابرسی مشخص اشاره کنند و پرسش‌های مربوط به اطمینان الگوریتمی و تردید حرفه‌ای در بخش‌های جداگانه و با ترتیب متفاوت قرار گرفتند تا اثر القای پاسخ کم شود.

سنجش اقلام تعهدی اختیاری

پیامد عینی، اقلام تعهدی اختیاری مطلق صورت‌های مالی حسابرسی‌شده سال ۱۴۰۴ است. کل اقلام تعهدی (TA) تفاوت سود خالص و جریان نقد عملیاتی است. اقلام تعهدی اختیاری با مدل جونز تعدیل‌شده (جونز، ۱۹۹۱)، برآورد شد؛ این مدل برای هر صنعت جداگانه اجرا شد (رابطه ۱) و باقیمانده آن اقلام تعهدی اختیاری (DA) است:

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

$\frac{TA(i,t)}{A(i,t-1)} = \alpha_0 \cdot \left[\frac{1}{A(i,t-1)}\right] + \alpha_1 \cdot \left[\frac{(\Delta REV(i,t) - \Delta REC(i,t))}{A(i,t-1)}\right] + \alpha_2 \cdot \left[\frac{PPE(i,t)}{A(i,t-1)}\right] + \varepsilon(i,t)$	(۱)

در این رابطه A مجموع دارایی‌ها، ΔREV تغییر درآمد فروش، ΔREC تغییر حساب‌های دریافتنی و PPE دارایی‌های ثابت مشهود است. برای کنترل اثر عملکرد، کوتاری، لئونه و واسلی (۲۰۰۵)، شاخص تطبیق عملکرد را پیشنهاد کردند: از DA هر شرکت، DA شرکت هم‌صنعتی با نزدیک‌ترین بازده دارایی‌ها کم می‌شود (رابطه ۲) و قدر مطلق آن شاخص نهایی است (رابطه ۳). برای کاهش اثر مشاهدات پرت، متغیرهای رگرسیونی در صدک‌های ۱ و ۹۹ وینزورایز شدند.

$PMDA(i) = DA(i) - DA(j(i))$	(۲)
$ABSDA(i) = \lvert PMDA(i) \rvert$	(۳)

متغیرهای کنترل از صورت‌های مالی شامل اندازه (لگاریتم دارایی‌ها)، اهرم مالی (بدهی به دارایی)، بازده دارایی‌ها، رشد فروش، زیان‌دهی (متغیر دوارزشی) و پیچیدگی اقلام (مجموع حساب‌های دریافتنی و موجودی کالا به دارایی‌ها) است. از پرسشنامه نیز سطح حرفه‌ای، سابقه کار و نوع مؤسسه (سازمان حسابرسی یا مستقل) کنترل شد

جدول (۱): تعریف عملیاتی و منبع متغیرها

متغیر	تعریف عملیاتی	منبع
اطمینان الگوریتمی (ACE)	میانگین ۵ گویه نهایی؛ میزان قاطعیت و بی‌ابهامی خروجی هوش مصنوعی در کار حسابرسی مرجع (۱ تا ۷)	پرسشنامه
سوگیری اتوماسیون (AB)	میانگین ۵ گویه نهایی؛ گرایش به پذیرش خروجی بدون راستی‌آزمایی مستقل (۱ تا ۷)	پرسشنامه
تردید حرفه‌ای (PS)	میانگین ۶ گویه نهایی؛ ذهن پرسشگر، تعلیق قضاوت و جست‌وجوی دانش (۱ تا ۷)	پرسشنامه
حاکمیت راستی‌آزمایی (VG)	میانگین ۵ گویه نهایی؛ دستورالعمل رسمی، مستندسازی و بازبینی سرپرست در مؤسسه (۱ تا ۷)	پرسشنامه
اقلام تعهدی اختیاری مطلق	قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری با تطبیق عملکرد (روابط ۱ تا ۳)	کدال
اندازه	لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌ها در پایان سال	کدال
اهرم مالی	مجموع بدهی‌ها به مجموع دارایی‌ها	کدال
بازده دارایی‌ها	سود خالص به دارایی‌های ابتدای دوره	کدال
رشد فروش	تغییر نسبی درآمد فروش نسبت به سال قبل	کدال
زیان‌دهی	متغیر دوارزشی؛ یک اگر سود خالص منفی باشد	کدال
پیچیدگی اقلام	مجموع حساب‌های دریافتنی و موجودی کالا به مجموع دارایی‌ها	کدال
سطح حرفه‌ای، سابقه، نوع مؤسسه	رتبه ۱ تا ۶، سال‌های سابقه و متغیر دوارزشی سازمان حسابرسی در برابر مؤسسه مستقل	پرسشنامه

برای هر صاحبکار نمونه، شرکت هم‌صنعت با نزدیک‌ترین بازده دارایی‌ها از میان همه شرکت‌های همان صنعت، به‌جز خود شرکت، انتخاب شد. برآورد رگرسیون صنعت–سال با حداقل ۲۰ مشاهده انجام شد و هیچ صنعتی کمتر از آن نداشت. تطبیق نمونه با شرکت‌های بورسی صرفاً به شناسه ناشناخته صاحبکار وابسته بود و اطلاعات هویتی پاسخ‌دهنده به صورت‌های مالی راه نیافت.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

راهبرد تحلیل

ابتدا با تحلیل عاملی اکتشافی (محور اصلی با چرخش پرومکس) و تحلیل موازی ساختار گویه‌ها بررسی شد و گویه‌های ضعیف حذف شدند. سپس تحلیل عاملی تأییدی چهارعاملی با روش بیشینه درست‌نمایی اجرا و پایایی و روایی همگرا و واگرا سنجیده شد. مدل ساختاری با تعامل متغیر پنهان بر پایه رویکرد شاخص‌های ضربی بدون قید (مارش، ون و هاو[1]، ۲۰۰۴) برآورد شد: گویه‌های مرکزی‌شده اطمینان الگوریتمی و حاکمیت راستی‌آزمایی به‌صورت جفت‌شده ضرب شدند. اثر غیرمستقیم و اثرهای شرطی با ۱۰۰۰ نمونه بوت‌استرپ و با بازنمونه‌گیری در سطح مؤسسه، به‌دلیل تودرتو بودن حسابرسان در مؤسسه‌ها، برآورد شد. برازش با شاخص‌های χ^2/df، CFI، TLI، RMSEA و SRMR ارزیابی شد؛ معیارها بر پایه ملاک‌های هو و بنتلر[2] (۱۹۹۹)، بود. برای سنجش پایایی از آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی، برای روایی از میانگین واریانس استخراج‌شده (AVE)، ملاک فورنل و لارکر[3] (۱۹۸۱)، و نسبت هتروتریت–مونوتریت (HTMT؛ هنسلر، رینگل و سارستد[4]، ۲۰۱۵)، استفاده شد. برای ارزیابی سوگیری روش مشترک آزمون تک‌عاملی هارمن، مدل تک‌عاملی تأییدی و تکنیک متغیر نشانگر (پوداسکوف، مکنزی، لی و پوداسکوف[5]، ۲۰۰۳) به کار رفت. آماره‌های توصیفی و رگرسیون‌های تکمیلی با خطای معیار خوشه‌ای در سطح مؤسسه در SPSS نسخه ۲۸ و مدل‌های معادلات ساختاری با AMOS نسخه ۲۸ اجرا شد.

شناسایی مدل ساختاری با ثابت‌کردن واریانس عامل‌های برون‌زا و استفاده از یک گویه نشانگر برای مقیاس‌دهی عامل‌های درون‌زا انجام شد. واریانس عامل تعاملی با واریانس حاصل‌ضرب دو عامل برابر گرفته شد (رابطه استاندارد در مدل بدون قید) و کوواریانس آن با دو عامل اصلی صفر در نظر گرفته شد، چون گویه‌ها مرکزی شده بودند. مدل نهایی ۶۱ پارامتر آزاد دارد. اقلام تعهدی اختیاری مطلق به‌صورت متغیر مشاهده‌شده استانداردشده وارد مدل شد. اطمینان الگوریتمی و حاکمیت راستی‌آزمایی با یک همبستگی آزاد مدل شدند. برای بررسی ثبات ساختار اندازه‌گیری میان زیرگروه‌ها، ناوردایی سنجشی چندگروهی میان سطوح پایین و بالای حرفه‌ای آزمون شد.

یافته‌های پژوهش

ویژگی‌های نمونه و آمار توصیفی

جدول ۲ ترکیب نمونه را نشان می‌دهد. میانگین سابقه کار ۷/۶ سال (انحراف معیار ۴/۸) است و همه سطوح حرفه‌ای در نمونه حضور دارند.

جدول (۲): ویژگی‌های جمعیت‌شناختی پاسخ‌دهندگان (n = ۲۳۲)

ویژگی	فراوانی	درصد
دستیار حسابرس	۳۴	۱۴/۷
حسابرس	۵۴	۲۳/۳
حسابرس ارشد	۴۶	۱۹/۸
سرپرست	۴۳	۱۸/۵
مدیر	۳۰	۱۲/۹
شریک	۲۵	۱۰/۸
سابقه کار		

[1] Marsh, Wen & Hau
[2] Hu & Bentler
[3] Fornell & Larcker
[4] Henseler, Ringle & Sarstedt
[5] Podsakoff, MacKenzie, Lee & Podsakoff

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

ویژگی	فراوانی	درصد
از ۲ تا کمتر از ۵ سال	۹۴	۴۰/۵
از ۵ تا کمتر از ۱۰ سال	۷۲	۳۱/۰
۱۰ سال و بیشتر	۶۶	۲۸/۴
نوع مؤسسه		
سازمان حسابرسی	۳۸	۱۶/۴
مؤسسات حسابرسی مستقل	۱۹۴	۸۳/۶

جدول ۳ آماره‌های توصیفی را گزارش می‌کند. چولگی نمره سازه‌ها میان ۰/۲۱− و ۰/۰۴− و کشیدگی میان ۰/۳۶− و ۰/۲۳− است؛ بنابراین نقض جدی نرمال بودن دیده نمی‌شود. میانگین اقلام تعهدی اختیاری مطلق با تطبیق عملکرد ۰/۰۳۸ و میانه آن ۰/۰۲۷ از دارایی‌های ابتدای دوره است.

جدول (۳): آماره‌های توصیفی

متغیر	میانگین	انحراف معیار	چارک اول	میانه	چارک سوم
الف) سازه‌های پرسشنامه‌ای (نمره ۱ تا ۷)					
اطمینان الگوریتمی	۴/۵۰	۱/۰۵	۳/۸۰	۴/۴۰	۵/۴۰
سوگیری اتوماسیون	۴/۴۵	۱/۰۵	۳/۸۰	۴/۴۰	۵/۰۵
تردید حرفه‌ای	۴/۴۷	۱/۰۳	۳/۸۳	۴/۵۰	۵/۱۷
حاکمیت راستی‌آزمایی	۴/۴۳	۱/۰۸	۳/۸۰	۴/۴۰	۵/۲۰
ب) متغیرهای صورت‌های مالی					
اقلام تعهدی اختیاری مطلق	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۶
اندازه (لگاریتم دارایی‌ها)	۱۱/۳۲	۱/۱۲	۱۰/۶۳	۱۱/۳۷	۱۲/۰۰
اهرم مالی	۰/۵۴	۰/۱۶	۰/۴۳	۰/۵۳	۰/۶۵
بازده دارایی‌ها	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۱۸
رشد فروش	۰/۳۷	۰/۱۷	۰/۲۶	۰/۳۸	۰/۴۹
پیچیدگی اقلام	۰/۲۹	۰/۱۳	۰/۱۹	۰/۲۷	۰/۳۵
زیان‌دهی (درصد شرکت‌های زیان‌ده)	۱۰/۳	—	—	—	—

جدول ۴ ماتریس همبستگی پیرسون را نشان می‌دهد. اطمینان الگوریتمی با سوگیری اتوماسیون همبستگی مثبت (۰/۳۴) و با تردید حرفه‌ای همبستگی منفی (۰/۱۸−) دارد؛ سوگیری اتوماسیون با تردید حرفه‌ای همبستگی منفی قوی‌تری دارد (۰/۴۵−). تردید حرفه‌ای با اقلام تعهدی اختیاری مطلق همبستگی منفی (۰/۱۹−) نشان می‌دهد. نتایج همبستگی ابتدایی‌اند و آزمون فرضیه‌ها با مدل ساختاری انجام می‌شود.

جدول (۴): ماتریس همبستگی پیرسون

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)
(۱) اطمینان الگوریتمی	۱							
(۲) سوگیری اتوماسیون	۰/۳۴**	۱						
(۳) تردید حرفه‌ای	۰/۱۸−**	۰/۴۵−**	۱					
(۴) حاکمیت راستی‌آزمایی	۰/۰۸	۰/۱۳−*	۰/۱۹**	۱				
(۵) اقلام تعهدی اختیاری مطلق	۰/۰۴−	۰/۱۵*	۰/۱۹−**	۰/۰۷−	۱			
(۶) اندازه	۰/۰۲−	۰/۰۲−	۰/۰۶	۰/۰۳−	۰/۰۱	۱		

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)	(۸)
(۷) اهرم مالی	۰/۰۱	۰/۱۱	−۰/۰۳	۰/۰۴	−۰/۰۶	۰/۰۹	۱	
(۸) بازده دارایی‌ها	−۰/۰۶	−۰/۰۷	۰/۰۶	−۰/۰۲	۰/۰۶	−۰/۰۳	۰/۰۸	۱

** P < ۰/۰۱ و * P < ۰/۰۵. نمره سازه‌ها میانگین گویه‌های نهایی است.

اعتبارسنجی ابزار

شاخص کفایت نمونه‌برداری کایزر–میر–اولکین برای ۲۸ گویه اولیه ۰/۸۳۱ و آزمون کرویت بارتلت معنادار بود (χ^2 (۳۷۸) = ۲۵۷۹/۲، P < ۰/۰۰۱). تحلیل موازی با ۱۰۰۰ تکرار، چهار عامل را نشان داد (مقادیر ویژه چهار عامل نخست ۶/۰۰، ۳/۷۷، ۲/۵۱ و ۲/۰۴؛ مقدار ویژه عامل پنجم ۱/۱۳ کمتر از مقدار تصادفی ۱/۴۴ بود) که روی هم ۵۱/۱ درصد واریانس را توضیح می‌دهند. هفت گویه (ACE۶, ACE۷, AB۶, PS۷, PS۸, VG۶, VG۷) به‌دلیل بار عاملی اصلی کمتر از ۰/۵۵ یا بار متقاطع بیش از ۰/۳۰ حذف شد. برای ۲۱ گویه باقیمانده KMO برابر ۰/۸۵۴ و آماره بارتلت χ^2 (۲۱۰) = ۲۱۰۸/۷ (P < ۰/۰۰۱) بود. جدول ۵ بارهای عاملی را نشان می‌دهد.

جدول (۵): بارهای عاملی اکتشافی گویه‌های نگه‌داشته‌شده (محور اصلی با چرخش پرومکس)

گویه	عامل	بار اصلی	بیشینه بار متقاطع	اشتراک
ACE۱	اطمینان الگوریتمی	۰/۷۶	۰/۰۹	۰/۶۰
ACE۲	اطمینان الگوریتمی	۰/۸۲	۰/۱۱	۰/۵۹
ACE۳	اطمینان الگوریتمی	۰/۷۷	۰/۱۲	۰/۵۵
ACE۴	اطمینان الگوریتمی	۰/۶۸	۰/۰۲	۰/۴۵
ACE۵	اطمینان الگوریتمی	۰/۶۱	۰/۰۶	۰/۳۸
AB۱	سوگیری اتوماسیون	۰/۶۷	۰/۱۱	۰/۶۰
AB۲	سوگیری اتوماسیون	۰/۹۱	۰/۱۷	۰/۷۲
AB۳	سوگیری اتوماسیون	۰/۷۳	۰/۰۴	۰/۵۴
AB۴	سوگیری اتوماسیون	۰/۵۹	۰/۱۰	۰/۴۶
AB۵	سوگیری اتوماسیون	۰/۵۶	۰/۰۹	۰/۴۱
PS۱	تردید حرفه‌ای	۰/۸۱	۰/۰۸	۰/۶۳
PS۲	تردید حرفه‌ای	۰/۷۲	۰/۰۵	۰/۵۳
PS۳	تردید حرفه‌ای	۰/۷۱	۰/۰۳	۰/۵۳
PS۴	تردید حرفه‌ای	۰/۶۱	۰/۰۹	۰/۴۲
PS۵	تردید حرفه‌ای	۰/۶۴	۰/۰۵	۰/۴۳
PS۶	تردید حرفه‌ای	۰/۶۵	۰/۰۷	۰/۴۸
VG۱	حاکمیت راستی‌آزمایی	۰/۷۲	۰/۰۵	۰/۵۵
VG۲	حاکمیت راستی‌آزمایی	۰/۷۹	۰/۱۰	۰/۶۲
VG۳	حاکمیت راستی‌آزمایی	۰/۷۱	۰/۰۶	۰/۵۲
VG۴	حاکمیت راستی‌آزمایی	۰/۷۶	۰/۰۵	۰/۵۷
VG۵	حاکمیت راستی‌آزمایی	۰/۷۱	۰/۰۸	۰/۴۹

بارها از حل ۲۸ گویه‌ای گرفته شده است.

تحلیل عاملی تأییدی چهارعاملی برازش مطلوب داشت (χ^2 (۱۸۳) = ۲۶۲/۹، χ^2/df = ۱/۴۴، CFI =۹۶۰/۰، TLI =۹۵۴/۰، RMSEA =۰۴۳/۰ با فاصله اطمینان ۹۰ درصد [۰/۰۳۱، ۰/۰۵۵]، SRMR =۰۴۵۰/). مدل تک‌عاملی

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

برازش ضعیفی داشت (CFI =۴۲۷/۰، RMSEA =۱۶۱/۰)، که با تمایز چهار سازه سازگار است. همان‌گونه که جدول ۶ نشان می‌دهد، بارهای عاملی استانداردشده و پایایی ترکیبی و آلفا از ۰/۷۰ فراتر و AVE برابر یا بالاتر از ۰/۵۰ است؛ بنابراین پایایی و روایی همگرا تأیید می‌شود.

جدول (۶): پایایی و روایی همگرا

سازه	تعداد گویه	بار استانداردشده	آلفای کرونباخ	پایایی ترکیبی	AVE
اطمینان الگوریتمی	۵	۰/۶۰ تا ۰/۸۰	۰/۸۳۷	۰/۸۳۷	۰/۵۱۰
سوگیری اتوماسیون	۵	۰/۶۵ تا ۰/۷۷	۰/۸۴۷	۰/۸۴۸	۰/۵۲۹
تردید حرفه‌ای	۶	۰/۶۴ تا ۰/۷۹	۰/۸۵۶	۰/۸۵۷	۰/۵۰۰
حاکمیت راستی‌آزمایی	۵	۰/۶۹ تا ۰/۷۹	۰/۸۵۵	۰/۸۵۶	۰/۵۴۳

پایایی ترکیبی در مدل همسان با ضریب امگای مک‌دونالد برابر است.

جدول ۷ روایی واگرا را نشان می‌دهد. جذر AVE هر سازه (قطر اصلی) از همبستگی آن با سازه‌های دیگر بزرگ‌تر است و بیشینه HTMT برابر ۰/۵۳ و کمتر از ۰/۸۵ است. برای سوگیری روش مشترک، عامل نخست در آزمون هارمن ۲۶/۲ درصد واریانس را تبیین می‌کند (کمتر از ۵۰ درصد)، مدل تک‌عاملی تأییدی برازش ضعیفی دارد، و پس از تصحیح همبستگی‌ها با کوچک‌ترین همبستگی متغیر نشانگر (۰/۰۰۸) تغییری در الگوی همبستگی‌ها دیده نمی‌شود. افزون بر این، پیامد مالی از منبع مستقل می‌آید و بنابراین به سوگیری پاسخ‌دهنده آسیب‌پذیر نیست. ضریب همبستگی درون‌خوشه‌ای برای اطمینان الگوریتمی، سوگیری اتوماسیون و تردید حرفه‌ای در سطح مؤسسه ناچیز بود (برآوردهای منفی، که صفر تلقی شد) و برای حاکمیت راستی‌آزمایی ۰/۲۰ بود، که با ماهیت سازمانی این سازه سازگار است.

جدول (۷): روایی واگرا؛ جذر AVE (قطر)، همبستگی سازه‌ها (زیر قطر) و HTMT (بالای قطر)

سازه	اطمینان الگوریتمی	سوگیری اتوماسیون	تردید حرفه‌ای	حاکمیت راستی‌آزمایی
اطمینان الگوریتمی	۰/۷۱	۰/۴۱	۰/۲۱	۰/۱۰
سوگیری اتوماسیون	۰/۴۰	۰/۷۳	۰/۵۳	۰/۱۵
تردید حرفه‌ای	−۰/۲۱	−۰/۵۲	۰/۷۱	۰/۲۲
حاکمیت راستی‌آزمایی	۰/۰۸	−۰/۱۵	۰/۲۱	۰/۷۴

جدول (۸): شاخص‌های برازش مدل‌ها

مدل	χ^2 (df)	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
مدل اندازه‌گیری چهارعاملی	۲۶۲/۹ (۱۸۳)	۱/۴۴	۰/۹۶۰	۰/۹۵۴	۰/۰۴۳	۰/۰۴۵
مدل ساختاری با تعامل	۴۰۷/۹ (۳۱۷)	۱/۲۹	۰/۹۵۶	۰/۹۵۲	۰/۰۳۵	۰/۰۴۹
مدل تک‌عاملی (مقایسه)	۱۳۱۹/۱ (۱۸۹)	۶/۹۸	۰/۴۲۷	۰/۳۶۳	۰/۱۶۱	۰/۱۶۱
ملاک پذیرش	–	۳ >	۰/۹۵ ≤	۰/۹۵ ≤	۰/۰۶ ≥	۰/۰۸ ≥

ملاک‌ها بر پایه هو و بنتلر (۱۹۹۹)، است؛ ۱۰۰۰ نمونه بوت‌استرپ در سطح مؤسسه.

ناوردایی سنجشی میان گروه حرفه‌ای پایین (۱۳۴ نفر) و بالا (۹۸ نفر) بررسی شد (جدول ۹). مدل ساختار برابر (پیکربندی) و مدل ضرایب بار برابر (متریک) هر دو برازش مطلوب داشتند و افزودن قید برابری بارها برازش را معنادار بدتر نکرد ($\Delta\chi^2$ = ۸/۱۹، df =۲۱، P = ۰/۵۳۱؛ ΔCFI =−۰۰۱/۰). بنابراین مقایسه روابط ساختاری میان گروه‌ها از نظر اندازه‌گیری مجاز است.

جدول (۹): ناوردایی سنجشی چندگروهی (سطح حرفه‌ای پایین و بالا)

مدل	χ^2 (df)	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$ (df)	P	ΔCFI
پیکربندی	۴۱۴/۴ (۳۶۶)	۰/۹۷۵	۰/۰۳۴	–	–	–

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مدل	χ^2 (df)	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$ (df)	P	ΔCFI
متریک (بارهای برابر)	۴۳۴/۳ (۳۸۷)	۰/۹۷۶	۰/۰۳۳	۱۹/۸ (۲۱)	۰/۵۳۱	−۰/۰۰۱

ملاک ناوردایی: ΔCFI کوچک‌تر یا مساوی ۰/۰۱ و P غیرمعنادار برای $\Delta\chi^2$.

برای بررسی فرض نرمال بودن چندمتغیره، ضرایب مردیا محاسبه شد. چولگی چندمتغیره معنادار نبود (P = ۰/۹۰۴) و کشیدگی چندمتغیره (۴۷۱/۳) اندکی کمتر از مقدار انتظاری (۴۸۳) بود (= z−۸۷/۲)؛ یعنی توزیع کمی پهن‌تر از نرمال است، که برای داده‌های طیف لیکرت رایج است و خطر دست‌کم‌گرفتن خطای معیار را بیشتر نمی‌کند. با این حال، برای اطمینان بیشتر، فاصله‌های اطمینان از بوت‌استرپ گرفته شد، نه از فرض نرمال.

آزمون مدل ساختاری و فرضیه‌ها

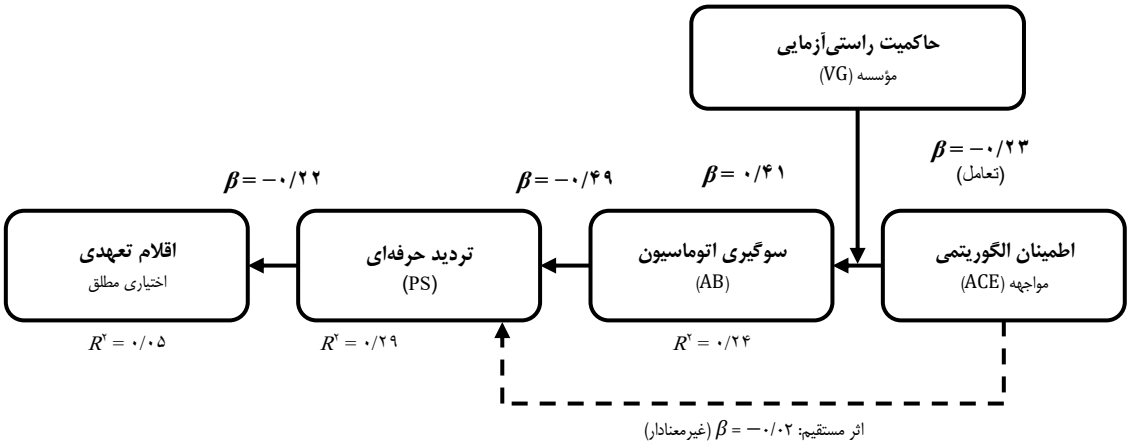
مدل ساختاری با تعامل برازش مطلوب داشت (جدول ۸؛ χ^2 = ۴۰۷/۹ (۳۱۷)، CFI =۰/۹۵۶، TLI =۰/۹۵۲، RMSEA =۰/۰۳۵، SRMR =۰/۰۴۹). ضرایب مسیرها در جدول ۱۰ و شکل ۲ آمده است. مواجهه با اطمینان الگوریتمی اثر مثبت و معنادار بر سوگیری اتوماسیون دارد (β = ۰/۴۱، فاصله اطمینان [۰/۲۸، ۰/۵۵])؛ بنابراین فرضیه ۱ تأیید می‌شود. سوگیری اتوماسیون اثر منفی قوی بر تردید حرفه‌ای دارد (= β−۰/۴۹، [−۰/۶۱، −۰/۳۸]). اثر غیرمستقیم اطمینان الگوریتمی بر تردید حرفه‌ای از مسیر سوگیری اتوماسیون −۰/۲۰ با فاصله اطمینان [−۰/۲۹، −۰/۱۳] است، اثر مستقیم باقیمانده (−۰/۰۲، [−۰/۱۴، ۰/۱۴]) معنادار نیست و اثر کل −۰/۲۲ ([−۰/۳۵، −۰/۰۴]) است. این الگو با میانجی‌گری کامل سازگار است و فرضیه ۲ تأیید می‌شود.

جدول (۱۰): برآورد مسیرها

مسیر	B	خطای معیار	β	فاصله اطمینان ۹۵ درصد	P	نتیجه
اطمینان الگوریتمی ← سوگیری اتوماسیون (فرضیه ۱)	۰/۳۲	۰/۰۶	۰/۴۱	[۰/۲۸، ۰/۵۵]	< ۰/۰۰۲	تأیید
حاکمیت راستی‌آزمایی ← سوگیری اتوماسیون	−۰/۱۳	۰/۰۶	−۰/۱۷	[−۰/۲۹، −۰/۰۲]	۰/۰۲۲	–
اطمینان × حاکمیت ← سوگیری اتوماسیون (فرضیه ۳)	−۰/۱۷	۰/۰۷	−۰/۲۳	[−۰/۳۸، −۰/۰۵]	۰/۰۱۲	تأیید
سوگیری اتوماسیون ← تردید حرفه‌ای	−۰/۵۱	۰/۰۹	−۰/۴۹	[−۰/۶۱، −۰/۳۸]	< ۰/۰۰۲	–
اطمینان الگوریتمی ← تردید حرفه‌ای (مستقیم)	−۰/۰۱	۰/۰۶	−۰/۰۲	[−۰/۱۴، ۰/۱۴]	۰/۸۳۲	–
حاکمیت راستی‌آزمایی ← تردید حرفه‌ای	۰/۱۱	۰/۰۶	۰/۱۴	[−۰/۰۰، ۰/۳۱]	۰/۰۵۲	–
تردید حرفه‌ای ← اقلام تعهدی اختیاری مطلق (فرضیه ۴)	−۰/۲۸	۰/۰۹	−۰/۲۲	[−۰/۳۶، −۰/۰۸]	۰/۰۱۰	تأیید
اثر غیرمستقیم اطمینان ← سوگیری ← تردید (فرضیه ۲)	–	–	−۰/۲۰	[−۰/۲۹، −۰/۱۳]	< ۰/۰۰۲	تأیید

B برآورد استانداردنشده و β استانداردشده است. فاصله اطمینان و P بر پایه ۱۰۰۰ نمونه بوت‌استرپ در سطح مؤسسه است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572



ضرایب استانداردشده؛ اثر غیرمستقیم:

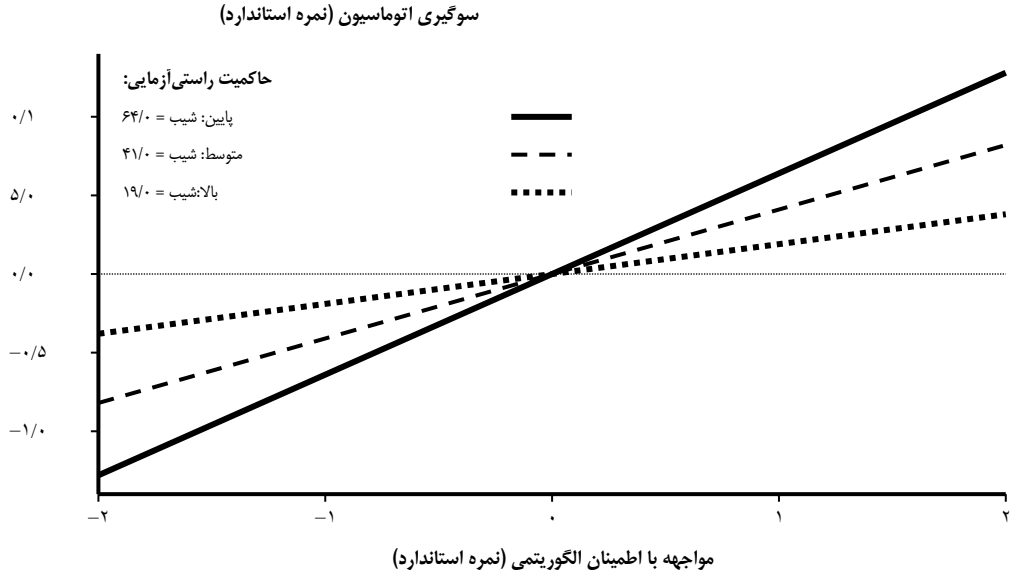
شکل (۲): مدل برآوردشده با ضرایب استانداردشده؛ R^2 برای سوگیری اتوماسیون ۰/۲۴، برای تردید حرفه‌ای ۰/۲۹ و برای اقلام تعهدی اختیاری مطلق ۰/۰۵ است.

ضریب تعامل اطمینان الگوریتمی و حاکمیت راستی‌آزمایی منفی و معنادار است (β = −۰/۲۳، [−۰/۳۸، −۰/۰۵]) و فرضیه ۳ تأیید می‌شود. جدول ۱۱ و شکل ۳ شیب شرطی را نشان می‌دهد: در حاکمیت راستی‌آزمایی پایین (یک انحراف معیار کمتر از میانگین) شیب ۰/۶۴، در سطح متوسط ۰/۴۱ و در سطح بالا ۰/۱۹ است، که در سطح بالا فاصله اطمینان صفر را دربر می‌گیرد ([−۰/۰۲، ۰/۴۰]). به بیان دیگر، در مؤسسه‌های دارای حاکمیت راستی‌آزمایی قوی، رابطه قاطعیت خروجی با سوگیری اتوماسیون عملاً از میان می‌رود. شاخص میانجی‌گری تعدیل‌شده ۰/۱۱ ([۰/۰۲، ۰/۲۱]) است.

جدول (۱۱): اثرهای شرطی و غیرمستقیم (استانداردشده)

اثر	برآورد	فاصله اطمینان ۹۵ درصد بوت‌استرپ
اثر اطمینان الگوریتمی بر سوگیری اتوماسیون در حاکمیت پایین (−۱ انحراف معیار)	۰/۶۴	[۰/۸۴ ،۰/۴۲]
همین اثر در حاکمیت متوسط	۰/۴۱	[۰/۵۵ ،۰/۲۸]
همین اثر در حاکمیت بالا (+۱ انحراف معیار)	۰/۱۹	[−۰/۰۲، ۰/۴۰]
اثر غیرمستقیم بر تردید حرفه‌ای در حاکمیت پایین	−۰/۳۲	[−۰/۴۷، −۰/۱۸]
اثر غیرمستقیم در حاکمیت متوسط	−۰/۲۰	[−۰/۲۹، −۰/۱۳]
اثر غیرمستقیم در حاکمیت بالا	−۰/۰۹	[−۰/۲۰، ۰/۰۱]
شاخص میانجی‌گری تعدیل‌شده	۰/۱۱	[۰/۲۱ ،۰/۰۲]

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572



شکل (۳): شیب شرطی اثر اطمینان الگوریتمی بر سوگیری اتوماسیون در سه سطح حاکمیت راستی‌آزمایی

تردید حرفه‌ای با اقلام تعهدی اختیاری مطلق رابطه منفی معنادار دارد (= β−۲۲/۰، [−۰/۰۸، −۰/۳۶])؛ پس فرضیه ۴ تأیید می‌شود. توضیح‌دهندگی پیامد عینی محدود است (۰ = R^2 /۰۵/)، که برای شاخصی جانشین و پرنوسان مانند اقلام تعهدی اختیاری انتظارپذیر است.

تجزیه اثر نشان می‌دهد حدود ۹۲ درصد اثر کل اطمینان الگوریتمی بر تردید حرفه‌ای از مسیر سوگیری اتوماسیون عبور می‌کند. از نظر اندازه، افزایش یک انحراف معیار در مواجهه با قاطعیت خروجی با افزایش حدود ۰/۴۱ انحراف معیار در سوگیری اتوماسیون همراه است و یک انحراف معیار افزایش در سوگیری اتوماسیون با کاهش حدود ۰/۴۹ انحراف معیار در تردید حرفه‌ای. این اندازه‌ها در ادبیات رفتاری متوسط تا نسبتاً بزرگ تلقی می‌شوند و با توجه به اینکه سنجه‌ها پاسخ یک حسابرس درباره یک کار مشخص‌اند، چندان بزرگ‌نمایی نشده‌اند.

تحلیل‌های حساسیت

برای ارزیابی پایداری فرضیه ۴، رگرسیون‌های تکمیلی با خطای معیار خوشه‌ای در سطح مؤسسه اجرا شد (جدول ۱۲). ضریب تردید حرفه‌ای در مدل اصلی ۰/۱۹− (P = ۰/۰۰۸) است و پس از افزودن اطمینان الگوریتمی، سوگیری اتوماسیون و حاکمیت معنادار می‌ماند (۰/۱۶−، P = ۰/۰۴۲). با شاخص‌های جونز و جونز تعدیل‌شده بدون تطبیق عملکرد و با تبدیل لگاریتمی نیز جهت و معناداری حفظ می‌شود، و ضریب در شاخص‌های بدون تطبیق بزرگ‌تر است؛ تطبیق عملکرد نوفه را بیشتر می‌کند و نتیجه را محافظه‌کارانه‌تر می‌سازد. ضریب برای اقلام تعهدی اختیاری مثبت به‌تنهایی معنادار نیست (P = ۰/۹۷۶)، که با این برداشت سازگار است که رابطه بیشتر به بزرگی اقلام تعهدی اختیاری مربوط است تا به جهت آن.

جدول (۱۲): تحلیل‌های حساسیت برای فرضیه ۴ (متغیر وابسته استانداردشده؛ ضریب تردید حرفه‌ای)

مدل	ضریب	خطای معیار خوشه‌ای	P	R^2
اقلام تعهدی اختیاری مطلق با تطبیق عملکرد، بدون کنترل	۰/۱۹−	۰/۰۷	۰/۰۱۰	۰/۰۴
همان، با کنترل‌های مالی و پرسشنامه‌ای (مدل اصلی رگرسیونی)	۰/۱۹−	۰/۰۷	۰/۰۰۸	۰/۰۶
همان، با افزودن اطمینان الگوریتمی، سوگیری اتوماسیون و حاکمیت	۰/۱۶−	۰/۰۸	۰/۰۴۲	۰/۰۸
مدل جونز تعدیل‌شده بدون تطبیق عملکرد	۰/۳۱−	۰/۰۷	< ۰/۰۰۱	۰/۲۰
مدل جونز	۰/۲۹−	۰/۰۷	< ۰/۰۰۱	۰/۱۹

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مدل	ضریب	خطای معیار خوشه‌ای	P	^2R
لگاریتم اقلام تعهدی اختیاری مطلق	−۰/۱۴	۰/۰۶	۰/۰۳۷	۰/۰۳
اقلام تعهدی اختیاری مثبت (افزاینده سود)	۰/۰۰	۰/۰۶	۰/۹۷۶	۰/۰۲

تعداد مشاهدات ۲۳۲ و تعداد خوشه‌ها ۴۶ است. عدد P از توزیع t با ۴۵ درجه آزادی.

رگرسیون‌های تکمیلی با نمره مرکب سازه‌ها و کنترل سطح حرفه‌ای، سابقه و نوع مؤسسه نیز همسو بود: ضریب تعامل اطمینان و حاکمیت بر سوگیری اتوماسیون −۰/۱۸ (P = ۰/۰۰۶) و ضریب سوگیری اتوماسیون بر تردید حرفه‌ای −۰/۴۱ (P < ۰/۰۰۱) بود، در حالی که ضریب مستقیم اطمینان الگوریتمی بر تردید حرفه‌ای (−۰/۰۷) معنادار نشد. عامل تورم واریانس همه پیش‌بینی‌ها کمتر از ۱/۷ بود و هم‌خطی نگران‌کننده دیده نشد.

جدول ۱۳ رگرسیون‌های تکمیلی با نمره مرکب و کنترل‌ها را نشان می‌دهد. در رگرسیون سوگیری اتوماسیون، اثر اصلی اطمینان الگوریتمی مثبت و تعامل آن با حاکمیت منفی است و سازمان‌های مستقل میانگین سوگیری بالاتری نسبت به سازمان حسابرسی دارند (۰/۲۰، P = ۰/۰۰۱)؛ سطح حرفه‌ای و سابقه معنادار نیستند. در رگرسیون تردید حرفه‌ای، اثر سوگیری اتوماسیون منفی و قوی است و اثر مستقیم اطمینان الگوریتمی معنادار نیست، که با میانجی‌گری کامل سازگار است. در رگرسیون پیامد عینی، پس از کنترل اندازه، اهرم، بازده، رشد، زیان‌دهی و پیچیدگی اقلام، ضریب تردید حرفه‌ای منفی و معنادار می‌ماند و هیچ‌یک از کنترل‌ها در سطح ۵ درصد معنادار نیستند؛ بنابراین رابطه اصلی ناشی از ویژگی‌های ساده مالی صاحبکار نیست.

جدول (۱۳): رگرسیون‌های تکمیلی با نمره مرکب و خطای معیار خوشه‌ای (ضرایب استانداردشده)

متغیر	ضریب	خطای معیار	P
الف) متغیر وابسته: سوگیری اتوماسیون (R^2 = ۰/۱۷)			
اطمینان الگوریتمی	۰/۳۵**	۰/۰۶	< ۰/۰۰۱
حاکمیت راستی‌آزمایی	−۰/۱۵**	۰/۰۵	۰/۰۱۰
اطمینان × حاکمیت	−۰/۱۸**	۰/۰۶	۰/۰۰۶
سطح حرفه‌ای	−۰/۱۴	۰/۱۷	۰/۳۹۱
سابقه کار	۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۴۴۸
مؤسسه مستقل (در برابر سازمان حسابرسی)	۰/۲۰**	۰/۰۵	< ۰/۰۰۱
ب) متغیر وابسته: تردید حرفه‌ای (R^2 = ۰/۲۳)			
سوگیری اتوماسیون	−۰/۴۱**	۰/۰۵	< ۰/۰۰۱
اطمینان الگوریتمی	−۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۲۹۲
حاکمیت راستی‌آزمایی	۰/۱۶*	۰/۰۷	۰/۰۳۰
سطح حرفه‌ای	−۰/۰۲	۰/۱۴	۰/۹۱۲
سابقه کار	۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۴۰۹
مؤسسه مستقل (در برابر سازمان حسابرسی)	۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۱۹۰
پ) متغیر وابسته: اقلام تعهدی اختیاری مطلق (R^2 = ۰/۰۶)			
تردید حرفه‌ای	−۰/۱۹**	۰/۰۷	۰/۰۰۸
اندازه	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۸۶۵
اهرم مالی	−۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۲۳۱
بازده دارایی‌ها	۰/۱۶	۰/۰۹	۰/۰۷۴
رشد فروش	۰/۰۰	۰/۰۸	۰/۹۷۵
زیان‌دهی	۰/۴۵	۰/۲۹	۰/۱۳۳

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

متغیر	ضریب	خطای معیار	P
پیچیدگی اقلام	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۵۱۷
سطح حرفه‌ای	−۰/۰۲	۰/۱۶	۰/۹۰۷
سابقه کار	۰/۰۱	۰/۱۶	۰/۹۲۶
مؤسسه مستقل (در برابر سازمان حسابرسی)	۰/۰۰	۰/۰۹	۰/۹۶۲

** P < ۰/۰۱ و * P < ۰/۰۵. خوشه‌ها: ۴۶ مؤسسه.

برای بررسی ناهمگنی، رابطه‌ها در زیرگروه‌ها برآورد شد (جدول ۱۴؛ ضرایب استانداردشده از رگرسیون‌های ساده با نمره مرکب). جهت همه ضرایب فرضیه‌های ۱ تا ۳ در همه زیرگروه‌ها با نتیجه اصلی یکسان است. معناداری در گروه‌های کوچک‌تر کمتر است، که با توان آماری پایین‌تر سازگار است؛ برای نمونه تعامل در گروه سازمان حسابرسی (فقط ۳۸ نفر و یک مؤسسه) برآوردی هم‌جهت ولی غیرمعنادار دارد. رابطه فرضیه ۴ ناهمگن‌تر است: در سطوح بالای حرفه‌ای (سرپرست، مدیر و شریک) ضریب ۰/۴۲− و در سطوح پایین ۰/۰۵− است. این الگو با این برداشت سازگار است که تردید حسابرسان ارشد، که تصمیم‌های نهایی درباره پذیرش یا تعدیل صورت‌های مالی را می‌گیرند، به پیامد گزارشگری نزدیک‌تر است. این تفاوت باید با احتیاط تفسیر شود، چون آزمون رسمی تفاوت میان گروه‌ها انجام نشده است.

جدول (۱۴): ضرایب استانداردشده در زیرگروه‌ها

زیرگروه	n	ACE ← AB (ف۱)	AB ← تعامل (ف۳)	AB ← PS (ف۲)	← PS ABSDA (ف۴)
سطوح پایین (دستیار، حسابرس، ارشد)	۱۳۴	**۰/۴۴	−۰/۱۴	**−۰/۴۰	−۰/۰۵
سطوح بالا (سرپرست، مدیر، شریک)	۹۸	۰/۲۰	−۰/۲۳	**−۰/۴۱	**−۰/۴۲
سابقه کمتر از ۵ سال	۹۴	**۰/۴۳	−۰/۰۹	**−۰/۴۶	−۰/۱۱
سابقه ۵ سال و بیشتر	۱۳۸	**۰/۳۰	*−۰/۲۱	**−۰/۳۸	*−۰/۲۵
سازمان حسابرسی	۳۸	*۰/۳۲	−۰/۱۸	**−۰/۴۵	−۰/۱۶
مؤسسات مستقل	۱۹۴	**۰/۳۶	*−۰/۱۸	**−۰/۴۱	*−۰/۲۰

** P < ۰/۰۱ و * P < ۰/۰۵. برای گروه سازمان حسابرسی که تنها یک خوشه دارد، خطای معیار مقاوم معمولی به کار رفت.

بحث

جدول ۱۵ خلاصه آزمون فرضیه‌ها را نشان می‌دهد. همه فرضیه‌ها با شواهد این نمونه سازگارند، اما این به معنای اثبات علّی نیست.

جدول (۱۵): خلاصه آزمون فرضیه‌ها

فرضیه	مضمون	برآورد	فاصله اطمینان ۹۵ درصد	نتیجه
ف۱	اطمینان الگوریتمی ← سوگیری اتوماسیون (+)	β = ۰/۴۱	[۰/۲۸، ۰/۵۵]	تأیید
ف۲	میانجی‌گری سوگیری اتوماسیون در رابطه اطمینان الگوریتمی و تردید حرفه‌ای	اثر غیرمستقیم = −۰/۲۰	[−۰/۲۹، −۰/۱۳]	تأیید (میانجی‌گری کامل)
ف۳	حاکمیت راستی‌آزمایی رابطه اطمینان الگوریتمی و سوگیری اتوماسیون را تضعیف می‌کند	β = −۲۳/۰	[−۰/۳۸، −۰/۰۵]	تأیید
ف۴	تردید حرفه‌ای ← اقلام تعهدی اختیاری مطلق (−)	β = −۲۲/۰	[−۰/۳۶، −۰/۰۸]	تأیید

فاصله‌ها بر پایه ۱۰۰۰ بوت‌استرپ در سطح مؤسسه است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

یافته‌ها تصویر منسجمی از پارادوکس اطمینان الگوریتمی ارائه می‌کنند. نخست، قاطع‌نمایی خروجی با افزایش سوگیری اتوماسیون همراه است. این نتیجه با مرور پاراسورامان و مانزی (۲۰۱۰)، که اتکا به نشانه‌های خودکار را جانشین پردازش مستقل اطلاعات می‌دانند سازگار است. نکته مهم آن است که این یافته با نتایج بدبینی حسابرسان در برابر شواهد متناقض الگوریتمی (کامرفورد، دنیس، جو و اولا، ۲۰۲۲؛ کامرفورد، ایلیفسن، هتفیلد، هولمستروم و کینسردال، ۲۰۲۴؛ پیچر، پیچ، اشتیرنکورب و یاموآ، ۲۰۲۶)، در تعارض نیست. در آن پژوهش‌ها خروجی الگوریتم با داوری حسابرس یا کارشناس انسانی تعارض داشت و تهدید هویت حرفه‌ای نقش داشت؛ در پژوهش حاضر خروجی بخشی از جریان عادی کار است و قاطعیت آن هزینه بررسی را کم نشان می‌دهد. هر دو الگو را می‌توان در چارچوب یک شرط مرزی واحد دید: اتکا یا بدبینی نسبت به الگوریتم به این بستگی دارد که خروجی تا چه اندازه با انتظار و هویت حرفه‌ای حسابرس هم‌سو و تا چه اندازه ظاهر قاطع دارد.

دوم، سوگیری اتوماسیون رابطه اطمینان الگوریتمی با تردید حرفه‌ای را کامل میانجی‌گری می‌کند و اثر مستقیم باقیمانده ناچیز است. این الگو نشان می‌دهد قاطعیت، نه مستقیماً بلکه از راه کاهش راستی‌آزمایی، تردید را تضعیف می‌کند. این یافته با نتیجه وینوتو و داروسلام (۲۰۲۶)، که استفاده از هوش مصنوعی را تضعیف‌کننده رابطه ذهن پرسشگر با کیفیت قضاوت یافتند هم‌خوان است، هرچند آنان قاطعیت خروجی را نسنجیدند و سازوکار را آزمون نکردند. رابطه مثبت و ضعیف حاکمیت راستی‌آزمایی با تردید حرفه‌ای نیز با این برداشت سازگار است که ساختار سازمانی می‌تواند تا حدی جایگزین کوشش فردی شود، هرچند فاصله اطمینان این ضریب صفر را در بر می‌گیرد.

سوم، تعامل منفی نشان می‌دهد حاکمیت راستی‌آزمایی مؤسسه فقط یک متغیر زمینه‌ای نیست و چگونگی کارکرد قاطعیت را عوض می‌کند. در حاکمیت پایین شیب اثر ۰/۶۴ و در حاکمیت بالا ۰/۱۹ و ناپایدار است. این الگو برای مؤسسه‌ها مفهوم عملی دارد: الزام رسمی به بازبینی و مستندسازی، پیش از آنکه حسابرس مطمئن‌تر شود، هزینه نپذیرفتن خروجی را کم می‌کند. پژوهش ما نمی‌تواند میان این سازوکار و تفاوت‌های ثابت میان مؤسسه‌ها تفکیک قطعی کند، زیرا حاکمیت راستی‌آزمایی میان مؤسسه‌ها تغییر می‌کند و ICC مربوط به آن ناچیز نیست.

چهارم، رابطه منفی تردید حرفه‌ای با اقلام تعهدی اختیاری مطلق، با تعریف دی‌آنجلو (۱۹۸۱)، از کیفیت حسابرسی، و با منطق کاربرد اقلام تعهدی (کوتاری، لئونه و واسلی، ۲۰۰۵)، سازگار است. اندازه اثر کوچک تا متوسط است و از آنجا که اقلام تعهدی اختیاری شاخص جانشین و پرنوسانی است، توضیح‌دهندگی پیامد عینی اندک ماند. نبود اثر معنادار بر اقلام تعهدی مثبت به‌تنهایی نیز نشان می‌دهد رابطه بیشتر به بزرگی انتخاب‌های اختیاری مربوط است تا به جهت دستکاری سود. تفسیر باید رابطه‌ای بماند: ارتباط مشاهده‌شده می‌تواند ناشی از ویژگی‌های ناشناخته صاحبکار یا مؤسسه نیز باشد، هرچند کنترل‌ها و خطای معیار خوشه‌ای تا حدی این نگرانی را مهار می‌کنند.

پنجم، تحلیل زیرگروه‌ها و ناوردایی سنجشی تصویر را کامل‌تر می‌کند. ساختار اندازه‌گیری میان سطوح پایین و بالای حرفه‌ای معنادار تفاوت ندارد، بنابراین تفاوت‌های ساختاری میان گروه‌ها نه ناشی از معنای متفاوت گویه‌ها، بلکه از رابطه‌ها است. جهت روابط در همه زیرگروه‌ها یکسان بود. تنها رابطه فرضیه ۴ در سطوح پایین حرفه‌ای ضعیف و نامعنادار بود، که می‌تواند نشان دهد تردید حسابرسان ارشد، که تصمیم‌های نهایی را می‌گیرند، بیشتر در صورت‌های مالی بازتاب می‌یابد. این الگو فرضیه‌ای برای پژوهش‌های بعدی است و نه یافته‌ای قطعی.

ششم، اندازه اثرها باید واقع‌بینانه تفسیر شود. مدل ۲۴ درصد واریانس سوگیری اتوماسیون و ۲۹ درصد واریانس تردید حرفه‌ای را توضیح می‌دهد، اما فقط ۵ درصد واریانس اقلام تعهدی اختیاری مطلق را. این یعنی تردید حرفه‌ای یکی از چند عامل مؤثر بر کیفیت گزارشگری است و نباید آن را تعیین‌کننده منفرد دانست. در عین حال، اثر غیرمستقیم استانداردشده ۰/۲۰− از نظر اندازه متوسط است و برای سیاست‌گذاری سازمانی اهمیت عملی دارد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

چگونگی کاربرد یافته‌ها به شرایط کار بستگی دارد. در مؤسسه‌هایی که فشار زمانی بالاست و هزینه رقابت بر قیمت حسابرسی مهم است، وسوسه پذیرش پاسخ قاطع بیشتر است؛ این گمانه‌زنی با داده این پژوهش مستقیم آزمون نشده، اما با الگوی تعامل سازگار است، زیرا حاکمیت راستی‌آزمایی همان هزینه‌ای را برای پذیرش بدون بررسی ایجاد می‌کند که فشار زمانی آن را کم می‌کند.

دلالت‌های نظری

از نظر نظری، این پژوهش سه نکته را به ادبیات می‌افزاید. نخست، مفهوم قاطع‌نمایی را به‌عنوان ویژگی خروجی ابزار، جدا از درستی آن، وارد بحث اتکا به هوش مصنوعی می‌کند و نشان می‌دهد بدبینی و اتکای بیش‌ازحد، دو بخش از یک سازوکار واحد با شرط‌های مرزی متفاوت‌اند. دوم، تردید حرفه‌ای را نه فقط ویژگی فردی، بلکه حالتی می‌داند که از ساختار کار و سازمان اثر می‌پذیرد. سوم، با اتصال پرسشنامه به صورت‌های مالی، شکاف میان پژوهش‌های ادراکی و پیامدهای گزارشگری را کم می‌کند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این پژوهش با تطبیق پرسشنامه ۲۳۲ حسابرس با صورت‌های مالی حسابرسی‌شده همان صاحبکار نشان داد مواجهه با قاطعیت خروجی هوش مصنوعی با سوگیری اتوماسیون بیشتر همراه است، سوگیری اتوماسیون رابطه این مواجهه با تردید حرفه‌ای را میانجی‌گری می‌کند، حاکمیت راستی‌آزمایی مؤسسه رابطه قاطعیت با سوگیری اتوماسیون را تضعیف می‌کند، و تردید حرفه‌ای بالاتر با اقلام تعهدی اختیاری مطلق کمتر همراه است. هر چهار فرضیه تأیید شد. مهم‌ترین نتیجه آن است که خطر اصلی قاطع‌نمایی خروجی، نه خود الگوریتم، بلکه ناپدید شدن راستی‌آزمایی است. بنابراین کنترل این خطر بیشتر با طراحی فرآیند و ساختار مؤسسه ممکن است تا فقط با آموزش اخلاق فردی.

در جمع‌بندی، پارادوکس اطمینان الگوریتمی نشان می‌دهد که مرز میان ابزار کمکی و جانشین قضاوت را قاطعیت ظاهری خروجی، به‌تنهایی، جابه‌جا می‌کند. پاسخ سازمانی مؤثر آن نیست که از ابزار پرهیز شود، بلکه آن است که راستی‌آزمایی در فرایند کار نهادینه شود. بنابراین جامعه حرفه‌ای باید معیار ارزیابی را از «آیا از ابزار استفاده شد» به «آیا نتیجه ابزار مستقل راستی‌آزمایی شد» تغییر دهد.

پیشنهادهای کاربردی

نخست، مؤسسه‌های حسابرسی دستورالعمل رسمی راستی‌آزمایی خروجی‌های هوش مصنوعی را تدوین کنند؛ دستورالعملی که برای کارهای دارای برآورد پیچیده، مستندسازی منبع مستقل تأیید را الزامی کند و بازبینی سرپرست را در بر گیرد. دوم، آموزش حسابرسان بر مواردی متمرکز شود که الگوریتم با قاطعیت پاسخ نادرست داده است، تا حسابرس میان لحن قاطع و درستی تمایز بگذارد. سوم، برای ابزارهای مورد استفاده، نمایش سطح عدم‌قطعیت و منبع پاسخ، و نه فقط خود پاسخ، از مؤسسه‌های ارائه‌دهنده ابزار مطالبه شود. چهارم، سازمان حسابرسی و جامعه حسابداران رسمی می‌توانند در راهنماهای کنترل کیفیت، الزام به مستندسازی راستی‌آزمایی خروجی ابزارهای هوشمند را در نظر بگیرند. پنجم، در بازبینی کار حسابرسی، سرپرستان به‌جای پرسش درباره «استفاده از ابزار»، درباره شواهد مستقل پشتیبان نتیجه ابزار پرسش کنند. ششم، مؤسسه‌ها می‌توانند شاخص‌های سنجش راستی‌آزمایی، مانند سهم کارهای دارای مستندات تأیید مستقل خروجی ابزار، را در ارزیابی کیفیت کار حسابرسی بگنجانند تا این رفتار قابل پایش شود.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

پیشنهادهای پژوهشی آینده

داده‌های دنباله‌ای از زمان‌های مختلف یک کار حسابرسی، و ثبت خودکار تعامل حسابرس با ابزار (به‌جای خودگزارشی)، ضعف رابطه‌ای مقطعی را کاهش می‌دهد. پیامدهای عینی دیگر مانند تجدید ارائه، تعدیلات حسابرسی، تأخیر گزارش حسابرسی و نوع اظهارنظر را می‌توان با اقلام تعهدی مقایسه کرد. افزون بر این، نقش تعدیل‌گرهای فردی مانند منبع کنترل، سواد هوش مصنوعی و تجربه، و جامعه‌های دیگر مانند حسابرسی داخلی و بخش عمومی شایسته بررسی است.

محدودیت‌ها

نخست، طرح مقطعی و پاسخ‌های گذشته‌نگر است: پرسشنامه پس از پایان سال مالی ۱۴۰۴ تکمیل شد و جهت علّی میان متغیرها از طرح قابل استنباط قطعی نیست؛ برای نمونه، حسابرسان کم‌تردید ممکن است قاطعیت خروجی را بیشتر تجربه یا گزارش کنند. دوم، سنجه‌های پرسشنامه خودگزارشی‌اند و اثر مطلوبیت اجتماعی را نمی‌توان کاملاً کنار گذاشت، هرچند آزمون‌های سوگیری روش مشترک و منبع مستقل پیامد این خطر را کاهش می‌دهند. سوم، اقلام تعهدی اختیاری شاخص جانشین و پرنوسان کیفیت گزارشگری است و مدل آن به تصریح مدل حساس است؛ بدین سبب توضیح‌دهندگی آن اندک ماند (۰/۰۵). چهارم، حجم نمونه (۲۳۲) نسبت به تعداد پارامترهای آزاد مدل ساختاری با شاخص‌های ضربی (۶۱) نسبت ۳/۸ مشاهده به پارامتر دارد که از قاعده معمول پنج‌به‌یک کمتر است؛ از این رو اتکا به بوت‌استرپ خوشه‌ای و رگرسیون‌های تکمیلی ضروری بود و تعمیم‌پذیری نتایج باید با احتیاط انجام شود. پنجم، نمونه‌گیری هدفمند و گلوله‌برفی نماینده‌بودن را محدود می‌کند و فقط صاحبکارانی را پوشش می‌دهد که در بورس یا فرابورس پذیرفته شده‌اند و تنها یک سال مالی بررسی شد. ششم، تطبیق هر حسابرس با یک کار حسابرسی نمی‌تواند همه اثرهای تیمی و ویژگی‌های ناشناخته صاحبکار را کنترل کند.

منابع

- ✓ سلیمی، پیام، عرب‌زاده، میثم، علی‌پور، محمد، پناهیان، حسین، صفری گرایلی، مهدی، (۱۴۰۳)، ارائه چارچوبی برای تردید حرفه‌ای حسابرسان با رویکرد نظریه رفتار برنامه‌ریزی‌شده، پژوهش‌های حسابرسی حرفه‌ای، دوره ۴، شماره ۱۶، صص ۱۵۰-۱۷۳.
- ✓ سیدزاده کوه‌کمر، سید احمد، علی‌نژاد سارو کلائی، مهدی، فضل‌زاده، علیرضا، زینالی، مهدی، (۱۴۰۴)، الگوی مفهومی تردید حرفه‌ای حسابرسان با استفاده از تحلیل دلفی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۳۲، شماره ۱، صص ۱۹۸-۲۲۳.
- ✓ علیپور، حامد، کشاورزی، مهتاب، (۱۴۰۵)، واگرایی صنعتی در به‌کارگیری هوش مصنوعی؛ آزمون تأثیر اندازه شرکت در بازار سرمایه ایران. کنفرانس سالانه ملی مدیریت، تجاری‌سازی، اقتصاد دانش‌بنیان و سرمایه‌گذاری برای تولید، ایران.
- ✓ علیپور، حامد، موگویی، مبینا، (۱۴۰۵)، بررسی نقش میانجی اعتماد به الگوریتم در رابطه میان استفاده از هوش مصنوعی مولد و شکاکیت حرفه‌ای حسابرسان. کنفرانس سالانه ملی مدیریت، تجاری‌سازی، اقتصاد دانش‌بنیان و سرمایه‌گذاری برای تولید، ایران.
- ✓ کشاورزی، مهتاب، علیپور، سیدحامد، (۱۴۰۵)، تأثیر هوش مصنوعی بر کیفیت اطلاعات بودجه‌ریزی: تحلیل نقش تعدیل‌گر بلوغ دیجیتال از منظر حسابداری مدیریت، چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، دوره ۹، شماره ۱۱۳، صص ۲۱-۴۱.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

- ✓ مشایخی، بیتا، امراللهی، محمدرضا، (۱۴۰۴)، تأثیر دانش و تردید حرفه‌ای حسابرسان داخلی بر به‌کارگیری هوش مصنوعی، پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره ۱۵، شماره ۵۶، صص ۱-۲۸.
- ✓ Commerford, B. P., Dennis, S. A., Joe, J. R., & Ulla, J. W. (2022). Man versus machine: Complex estimates and auditor reliance on artificial intelligence. Journal of Accounting Research, 60(1), 171–201. https://doi.org/10.1111/1475-679X.12407
- ✓ Commerford, B. P., Eilifsen, A., Hatfield, R. C., Holmstrom, K. M., & Kinserdal, F. (2024). Control issues: How providing input affects auditors' reliance on artificial intelligence. Contemporary Accounting Research, 41(4), 2134–2162. https://doi.org/10.1111/1911-3846.12974
- ✓ DeAngelo, L. E. (1981). Auditor size and audit quality. Journal of Accounting and Economics, 3(3), 183–199. https://doi.org/10.1016/0165-4101(81)90002-1
- ✓ Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. Journal of Marketing Research, 18(1), 39–50. https://doi.org/10.1177/002224378101800104
- ✓ Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. Journal of the Academy of Marketing Science, 43(1), 115–135. https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8
- ✓ Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling, 6(1), 1–55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118
- ✓ Hurtt, R. K. (2010). Development of a scale to measure professional skepticism. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 29(1), 149–171. https://doi.org/10.2308/aud.2010.29.1.149
- ✓ Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. Journal of Accounting Research, 29(2), 193–228. https://doi.org/10.2307/2491047
- ✓ Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. Journal of Accounting and Economics, 39(1), 163–197. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.11.002
- ✓ Marsh, H. W., Wen, Z., & Hau, K.-T. (2004). Structural equation models of latent interactions: Evaluation of alternative estimation strategies and indicator construction. Psychological Methods, 9(3), 275–300. https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.3.275
- ✓ Nelson, M. W. (2009). A model and literature review of professional skepticism in auditing. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 28(2), 1–34. https://doi.org/10.2308/aud.2009.28.2.1
- ✓ Parasuraman, R., & Manzey, D. H. (2010). Complacency and bias in human use of automation: An attentional integration. Human Factors, 52(3), 381–410. https://doi.org/10.1177/0018720810376055
- ✓ Peecher, M. E., Pietsch, C. P. R., Stirnkorb, S., & Yamoah, I. L. (2026). Coping with changing skill requirements: Does disaffirmation versus affirmation affect auditors' reliance on AI-supported advice from specialists? Contemporary Accounting Research. https://doi.org/10.1111/1911-3846.70040
- ✓ Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. Journal of Applied Psychology, 88(5), 879–903. https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879
- ✓ Winoto, A., & Darusalam, D. (2026). Integration of AI and auditors' cognitive abilities: The effects of a questioning mind and suspension of judgment on audit judgment. Jurnal Akuntansi Indonesia, 15(1), 29–48. https://doi.org/10.30659/jai.15.1.29-48