

تأثیر سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی با تأکید بر نقش تعدیلی ویژگی های صاحبکار و حسابرس

سلمان لطفی

دانشجوی دکترا، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

زهره حاجیها

دانشیار، دانشکده علوم انسانی، واحد تهران شرق، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

drzhajha@gmail.com

حمیدرضا وکیلی فرد

دانشیار، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۲۷

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر تبیین تأثیر سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی و همچنین تبیین نقش تعدیلی ویژگی های صاحبکار (ارزش بازار و مالکیت سهامداران نهادی) و حسابرس (حسابرس متخصص صنعت و حسابرس معتمد بورس طبقه اول) بر رابطه بین آن ها می باشد. برای این منظور نمونه ای متشکل از ۱۱۶۸ سال-شرکت از بین شرکت های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۹ جمع آوری و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج نشان می دهد که سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی نوع اول و نوع دوم تأثیر مثبت و معناداری دارد. نتایج همچنین نشان می دهد که صاحبکاران با ارزش شرکت بالا، مالکیت سهامداران نهادی بالا، حسابرس متخصص صنعت و حسابرس معتمد طبقه اول، تأثیر مثبت سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی نوع اول و نوع دوم را تضعیف می کنند. یافته های این پژوهش می تواند موجب بسط مبانی نظری در حوزه حسابرسی به ویژه قضاوت حسابرسی و ارزیابی ریسک حسابرسی گردد. همچنین نتایج این پژوهش می تواند از طریق آموزش های اضافی آگاهی مناسبی درباره کاهش استفاده حسابرسان از روش های اکتشافی و شهودی، ارائه کند.

واژه های کلیدی: سوگیری تأییدی، ریسک حسابرسی، خطای حسابرسی.

۱- مقدمه

این روش اکتشافی احتمالاً به نتایج نامطلوب حسابرسی کمک می کند (کاسل و همکاران^۵، ۲۰۲۱).

واسون^۶ (۱۹۶۰) نشان داد که افراد تمایل به جستجوی و تفسیر اطلاعات جدید به روشهایی دارند که تصورات قبلی شان را تأیید می کنند. مطابق با سوگیری تأییدی مؤثر بر قضاوت حسابرسان، نظرسنجی از حسابرسان و مطالعات میدانی شواهدی را ارائه می دهد که حسابرسان هنگام تدوین برنامه حسابرسی سال جاری به برنامه حسابرسی سال قبل تکیه می کنند و اینکه حسابرسان سطح و گستره آزمون حسابرسی را کمتر از آنچه که باید باشد در واکنش به تغییر ریسک تنظیم می کند (بدارد^۷، ۱۹۸۹؛ موک و رایت^۸، ۱۹۹۹). در همین راستا، فرض می شود که حسابرسان ممکن است هنگام ارزیابی ریسک در سال جاری، به تجربه و ادراکات قبلی خود از صاحبکار متکی باشند. در نتیجه، زمانی که درک قبلی حسابرسان از ریسک متناسب با ریسک واقعی در دوره فعلی نباشد احتمالاً سطح ارزیابی شده ریسک، نامناسب خواهد بود (خیلی زیاد یا خیلی پایین).

اگرچه انجام پژوهشی تجربی درباره پیامدهای منفی استفاده حسابرسان از روش اکتشافی بیش از ۳۰ سال پیش توصیه شده است، این پژوهش جزء اولین مطالعات تجربی است که سعی در ارائه چنین شواهدی دارد. انتظار بر آن است تا نتایج این پژوهش بتواند دستاورد و ارزش افزوده علمی به شرح زیر داشته باشد: اول این که نتایج این پژوهش می تواند موجب بسط میانی نظری در حوزه حسابرسی به ویژه قضاوت حسابرسی و ارزیابی ریسک حسابرسی گردد. دوم این که نتایج این پژوهش می تواند از طریق آموزش های اضافی آگاهی مناسبی درباره کاهش استفاده حسابرسان از روش های اکتشافی و شهودی، ارائه کند. سوم اینکه، رهنمودهایی را در اختیار مراجع تدوین کننده استانداردهای حسابرسی و قانونگذاران بازار سرمایه قرار دهد. سوم این که نتایج پژوهش می تواند ایده های جدیدی برای انجام پژوهش های جدید در حوزه حسابرسی رفتاری و تأثیر سایر سوگیری های روانشناختی بر قضاوت حسابرسان، پیشنهاد نماید.

۲. مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۱. سوگیری تأییدی حسابرس و خطای حسابرسی

نظریه های روان شناسی نشان می دهد که افراد برای کاهش پیچیدگی در قضاوت و تصمیم گیری در مورد احتمال نتایج

پژوهش های پیشین نشان می دهد که افراد (از جمله حسابرسان) در انجام استنتاج از اطلاعات نمونه از روش اکتشافی استفاده می کنند، اکنون مطالعات باید تلاش کنند تا وظایف حسابرسی را شناسایی کنند که در آن ممکن است اکتشاف خاص منجر به قضاوت های ضعیف شود و راه هایی را ایجاد کند که بتواند پیامدهای ناگوار این اکتشافات را کاهش دهند (کینی و اوکر^۱، ۱۹۸۲). هدف از این مطالعه شناسایی شرایطی است که در آن می توان پیامدهای استفاده حسابرسان از روشی اکتشافی را آشکار کرد و شواهد تجربی در مورد هزینه های مرتبط با استفاده حسابرسان از روش اکتشافی با استفاده از نمونه وسیعی از صاحبکاران فراهم کرد. به طور خاص، در این پژوهش به استفاده از روش اکتشافی در یکی از مهم ترین وظایف حسابرسی، یعنی فرآیند فرایند ارزیابی ریسک متمرکز می شویم و استفاده از روش اکتشافی را در طی فرآیند ارزیابی ریسک به نتایج نامطلوب حسابرسی پیوند می دهیم.

شواهد نظری نشان می دهد که افراد برای کاهش پیچیدگی در قضاوت و تصمیم گیری در مورد احتمال نتایج نامشخص به روش اکتشافی اعتماد می کنند (تروسکی و کاهنمان^۲، ۱۹۷۴). در حوزه حسابرسی، روش اکتشافی به طور خاص به عنوان تأثیر بالقوه منفی در تصمیم گیری حسابرس شامل تمایل به در دسترس بودن، اعتماد بیش از حد، تمایل لنگر انداختن و سوگیری تأییدی می باشد (KPMG، ۲۰۱۱). تحقیقات تجربی پیشین در زمینه حسابداری شواهد گسترده ای را ارائه می کند که نشان می دهد استفاده از روش اکتشافی تأثیر منفی بر قضاوت حسابرسان دارد (جویس و بیدل^۳، ۱۹۸۱؛ کینی و اوکر، ۱۹۸۲ و مک میلان و وایت^۴، ۱۹۹۳). با این حال، تحقیقات تجربی کمی در حسابداری وجود دارد که تأثیر استفاده حسابرسان از روش اکتشافی بر نتایج حسابرسی را بررسی می کند. این احتمالاً به این دلیل است که فرآیند قضاوت با استفاده از روش های تحقیق آرشویی غیرقابل کنترل و غیر قابل مشاهده است و در نظر گرفتن موقعیت هایی که استفاده از روش اکتشافی احتمالاً با اهمیت است و از داده های آرشویی استفاده کنیم، دشوار است. به منظور به حداقل رساندن این مشکلات، روی یک روش اکتشافی سوگیری تأییدی متمرکز می کنیم و موقعیت هایی را شناسایی می کنیم که استفاده حسابرسان از

⁵ Cassell et al.

⁶ Wason

⁷ Bedard

⁸ Mock and Wright

¹ Kinney and Uecker

² Tversky and Kahneman

³ Joyce and Biddle

⁴ McMillan and White

گروه ها تصمیمات کمتر از حد مطلوب می گیرند، زیرا تحت تأثیر تمایل شدید به دنبال همسویی هستند (ترنر و پراتکانیس^۵، ۱۹۹۴). مطابق با این، ترنر و همکاران^۶ (۱۹۹۲) نشان دادند که گروه ها ممکن است تحت تأثیر ترجیحات افراد در تلاش برای حمایت از یک هویت مثبت گروهی مشترک قرار بگیرند. ادبیات روانشناسی همچنین شواهد تجربی قوی ای را ارائه می دهد که نشان می دهد سوگیری تأییدی، به طور خاص، در گروه ها تداوم دارد و تأثیرات آن در سطح گروهی و فردی مشابه است (شولز - هاردت و همکاران، ۲۰۰۰؛ گورمن و همکاران^۷، ۱۹۸۴). از آنجا که اعضای کلیدی تیم حسابرسی ملزم به بحث و گفتگو در زمینه "انتخاب شرکت و کاربرد اصول حسابداری ... و ... حساسیت صورت های مالی شرکت به ارائه نادرست با اهمیت ناشی از خطا و تقلب" (PCAOB AS No. 1015) هستند، این شواهد نشان می دهد که تیم های حسابرسی می توانند مستعد تأثیر سوگیری تأییدی شوند.

مک میلان و وایت^۸ (۱۹۹۳) دریافته اند حسابرسی که فرآیند قضاوت حسابرسی را با این تصور شروع می کنند که وجود خطاهای با اهمیت بعید است، احتمالاً شواهد جدید کمتری بدست می آورند تا نشان دهند که خطاهای با اهمیت وجود دارد. گلوور و همکاران^۹ (۲۰۰۰) این موضوع را بررسی کردند که آیا تصور حسابرسان از انگیزه های مدیریت برای تجدید ارائه صورت های مالی احتمال تجدید ارائه برنامه حسابرسی اولیه را تحت تأثیر قرار می دهد. آنها به این نتیجه رسیدند زمانی که حسابرسان بر این باورند که انگیزه ای برای تجدید ارائه صورت های مالی وجود ندارد در مقایسه با زمانی که بر این باورند که انگیزه ای برای تجدید ارائه صورت های مالی وجود دارد، با احتمال کمتری برنامه حسابرسی را تجدید ارائه می کنند. بدارد و جوهنستون^{۱۰} (۲۰۰۴) براساس مطالعه میدانی نشان دادند که حسابرسان برای صاحبکاران با ریسک دستکاری سود درک شده بالا، ساعات کار حسابرسی بیشتری را برنامه ریزی می کنند. سایر مطالعات میدانی و نظرسنجی های حسابرسان شواهدی را ارائه می دهد که نشان می دهد حسابرسان هنگام تدوین برنامه حسابرسی سال جاری به برنامه حسابرسی سال قبلی تکیه زیادی دارند (یعنی برنامه های حسابرسی در طی زمان تفاوت کمتری دارند). برای مثال، بدارد (۱۹۸۹) براساس مطالعه میدانی از حسابرسان ارشد به این نتیجه رسیدند که تغییرات اندکی در آزمون های حسابرسی برنامه ریزی شده نسبت به سال قبل

نامشخص از روش های گوناگون اکتشافی (شهودی) استفاده می کنند (تروسکی و کاهنمان، ۱۹۷۴). تحقیقات تجربی پیشین در زمینه حسابرسی نشان می دهد حسابرسان مستعد استفاده از روش های اکتشافی در طی فرآیند حسابرسی هستند. به عنوان مثال، کیدا^۱ (۱۹۸۴) این موضوع را بررسی کرد که آیا قضاوت حسابرسان تحت تأثیر "چارچوب" اولیه یک فرضیه است. وی اطلاعات یکسانی را در مورد قابلیت اطمینان صاحبکاران حسابرسی در اختیار مشارکت کنندگان قرار می دهد و از برخی از مشارکت کنندگان می خواهد احتمال این که صاحبکار "تداوم فعالیت نداشته باشد" را تخمین بزنند و برخی دیگر احتمال این که صاحبکار "تداوم فعالیت داشته باشد" را تخمین بزنند. او به این نتیجه رسید که حسابرسان با چارچوب "داشتن تداوم فعالیت شرکت" در مقایسه با حسابرسان با چارچوب "نداشتن تداوم فعالیت شرکت" به احتمال بیشتر از اطلاعاتی استفاده می کنند که نشان می دهد صاحبکار تداوم فعالیت دارد. جوپس و بیدل^۲ (۱۹۸۱) دریافته اند که برآوردهای حسابرسان از شیوع و گستره تقلب تحت تأثیر لنگرهای بی معنی قرار می گیرد و حسابرسان در صورت کسب اطلاعات جدید قادر به تعدیل کافی برآوردهای خود از این لنگرها نیستند. به طور مشابه، کینی و یوکر (۱۹۸۲) دریافته اند که حسابرسان هنگام قضاوت در طی بررسی تحلیلی و آزمون های رعایت، بر اطلاعات مالی حسابرسی نشده لنگر می زنند.

سیاست گذاران و دست اندرکاران حسابرسی از مدت ها پیش از اثرات منفی بالقوه استفاده از روش شهودی بر قضاوت حسابرسی آگاه بودند. استانداردهای حسابرسی، حسابرسان را ملزم به حفظ استقلال و اعمال تردید حرفه ای در سرتاسر فرآیند حسابرسی می کند. نگرانی های سیاست گذاران و دست اندرکاران درباره اثرات سوگیری های شناختی نشان می دهد که چنین سوگیری هایی (که در سطح فردی نشأت می گیرد) می تواند بر تصمیم گیری های گرفته شده در سطح گروه (تیم حسابرسی) تأثیر بگذارد. نظریه های روانشناسی توضیحاتی در این مورد ارائه می دهد. شولز - هاردت و همکاران^۳ (۲۰۰۰) استدلال می کنند که گروه ها تمایل به برجسته سازی تمایلات حاکم بر اعضای خود دارند و استاسر و تیتوس^۴ (۱۹۸۵) نشان دادند که گروه ها تمایل دارند تا بحث های خود را بر روی اطلاعاتی که از ترجیحات اعضای موجود گروه می کند متمرکز کنند. به همین ترتیب، تئوری تفکر گروهی نشان می دهد که

⁶ Turner et al.

⁷ Gorman et al.

⁸ McMillan and White

⁹ Glover et al.

¹⁰ Bedard and Johnstone

¹ Kida

² Joyce and Biddle

³ Schulz-Hardt et al.

⁴ Stasser and Titus

⁵ Turner and Pratkanis

تغییرات کمی داشته است. موک و رایت (۱۹۹۹) داده هایی را درباره ارزیابی ریسک و برنامه های مشهود از کاربرد های حسابداری جمع آوری کردند و دریافتند که شواهد اندکی مبنی بر تعدیل برنامه های حسابداری از بابت ریسک وجود دارد. شایان ذکر است که، دست اندکاران حرفه حسابداری همچنان به مؤسسات حسابداری توصیه می کنند که از اتکا به رویه ها و برنامه های حسابداری سالهای قبل جلوگیری کنند و حسابداری را با استفاده از رویکرد مبتنی بر ریسک برنامه ریزی کنند (گارتلند^۱، ۲۰۱۷؛ کوزیل^۲، ۲۰۱۷)، و بیان می کنند که اتکای بیش از حد به حسابداری های قبلی نگرانی مداوم است.

هرمزی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به این نتیجه رسیدند که سوگیری های روانشناختی فردی اطمینان بیش از اندازه، نقطه اتکاء و در دسترس بودن بر تردید حرفه ای حسابداری تأثیر منفی دارند و وجود این سوگیری ها توانایی حسابداری بر اعمال سطح مناسبی از تردید حرفه ای در فرآیند حسابداری را کاهش می دهد. اکبری نفت چالی و همکاران (۱۳۹۸) نیز در پژوهشی با عنوان «تأثیر تجربه بر رفتارهای غیر ارادی حسابداری» تجربه در حسابداری با تجربه بالا توانسته تا اثر پیشگویی کامبخش را تعدیل نماید. خانی و ساکنی (۱۳۹۹) در پژوهشی کاهش سوگیری های قضاوتی حسابداری در هنگام ارزیابی انگیزه های رفتاری مثلث تقلب براساس استاندارد حسابداری ۲۴۰ ایران را بررسی کردند و نتایج پژوهش حاکی از افزایش حساسیت حسابداری به ریسک کلی تقلب و ناشی از به کارگیری منفک سازی است. علی رغم این، استفاده از روش منفک سازی، منجر به افزایش حساسیت حسابداری به ریسک های فرصت و انگیزه نشده است. کریمی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی با عنوان «ارزیابی تأثیر سوگیری های روانشناختی فردی و ابعاد شخصیتی حسابداری بر کیفیت حسابداری» به این نتیجه رسیدند که، سوگیری ها اثر قابل توجهی بر کیفیت حسابداری خواهد گذاشت، اما ابعاد شخصیتی اثر قابل توجهی بر کیفیت حسابداری نخواهد گذاشت. محمدرزاده مقدم و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی با عنوان «تأثیر سوگیری شناختی حسابداری بر هوش معنوی و سبک حسابداری» به این نتیجه رسیدند که سوگیری های شناختی حسابداری بر هوش معنوی و سبک حسابداری تأثیر معناداری دارند.

براساس مبانی نظری فوق الذکر، انتظار می رود که سوگیری تأییدی احتمالاً در شرایط زیر به نتایج نامطلوب حسابداری منجر گردد: (۱) شرایطی که حسابداری دارای تجربه قبلی با صاحبکاری است که دارای ریسک تاریخی باثباتی است

و (۲) شرایطی که صاحبکار تغییر قابل توجهی در ریسک طی سال جاری تجربه می کند (کاسل و همکاران، ۲۰۲۱). به طور خاص، در این پژوهش روی موقعیت هایی تمرکز می کنیم که در سال جاری افزایش قابل توجهی در ریسک وجود دارد. فرض می شود زمانی که روابط حسابداری-صاحبکار که هر دو شرط را برآورده می کنند، احتمالاً مستعد تأثیرات سوگیری تأییدی هستند، زیرا حسابداری اینگونه تصور می کنند که یک صاحبکار مستمر زمانی که دارای مشخصات تاریخی با ثبات و ریسک پایینی باشد، ریسک پایینی دارد. به این معنا که انتظار داریم حسابداری این صاحبکاران اطلاعات سال جاری را به گونه ای جستجو و تفسیر کنند که تصور قبلی آن ها از صاحبکار را به عنوان کم ریسک تأیید کند. بر این اساس، انتظار می رود که ارزیابی حسابداری از ریسک در سال جاری برای روابط حسابداری-صاحبکار که هر دو شرط را برآورده می کند، بسیار کم باشد، که این مسئله می تواند بر کیفیت حسابداری اثرات منفی داشته باشد. به عبارت دیگر، انتظار می رود که سوگیری تأییدی حسابداری بر خطای حسابداری تأثیر مثبتی داشته باشد.

۲-۲. عوامل کاهنده سوگیری تأییدی حسابداری: نقش

تعدیلی و ویژگی های صاحبکار و حسابداری

به منظور بررسی بیشتر اثر سوگیری تأییدی حسابداری بر خطای حسابداری، عوامل خاص مربوط به صاحبکار و حسابداری می توانند باعث کاهش سوگیری تأییدی حسابداری گردند.

۲-۲-۱. نقش تعدیلی ویژگی های صاحبکار بر ارتباط بین

سوگیری تأییدی حسابداری و خطای حسابداری

در پژوهش حاضر به پیروی از کاسل و همکاران (۲۰۲۱) ما از دو ویژگی صاحبکار (ارزش بازار و مالکیت سهامداران نهادی) که می تواند میزان مستعد بودن حسابداری در برابر سوگیری تأییدی را کاهش دهد، استفاده می کنیم: اولاً، انتظار می رود زمانی که صاحبکار بسیار قابل مشاهده (در معرض دید) است، حسابداری کمتر مستعد سوگیری تأییدی باشند، زیرا آشکار شدن یک شکست حسابداری برای یک صاحبکار کاملاً قابل مشاهده، احتمالاً اعتبار حسابداری را به میزان بیشتری نسبت به صاحبکارانی که کمتر قابل مشاهده است، خدشه دار می کند (میلر^۳، ۲۰۰۶؛ وبر و همکاران^۴، ۲۰۰۸؛ آوبدیا و پتاچی^۵، ۲۰۱۷). به عبارت دیگر، در شرکت های در معرض دید بالا،

⁴ Weber et al.

⁵ Aobdia and Petacchi

¹ Gartland

² Kozziel

³ Miller

بالسام و همکاران^۶، ۲۰۰۳؛ لنوکس و پیتمن^۷، ۲۰۱۰؛ ریچلت و وانگ^۸، ۲۰۱۰). بر این اساس، انتظار می رود که حسابرس متخصص صنعت و حسابرس طبقه اول باعث کاهش سوگیری تأییدی حسابرس گردند و منجر به تضعیف اثر مثبت سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی گردند.

۳. فرضیه های پژوهش

فرضیه ۱: سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی تأثیر مثبتی دارد.

فرضیه ۲: ویژگی های خاص صاحبکار تأثیر سوگیری تأییدی بر خطای حسابرسی را تعدیل می کند.

فرضیه ۳: ویژگی های خاص حسابرس تأثیر سوگیری تأییدی بر خطای حسابرسی را تعدیل می کند.

۴. روش شناسی پژوهش

جامعه آماری پژوهش حاضر، شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و دوره زمانی پژوهش سال های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۹ می باشد. در پژوهش حاضر برای تعیین نمونه آماری، از روش حذف سیستماتیک استفاده شده که معیارهای اعمال شده به شرح زیر است:

۱) سال مالی شرکت منتهی به تاریخ پایان اسفند ماه و شرکت طی دوره مورد بررسی تغییر سال مالی نداده باشند.

۲) شرکت ها جزء شرکت های سرمایه گذاری، هلدینگ، لیزینگ و موسسات اعتباری و بانک نباشند.

۳) اطلاعات و داده های آنها در طی دوره پژوهش در دسترس باشد.

با توجه به محدودیت های یاد شده، نمونه آماری پژوهش حاضر شامل ۱۴۶ شرکت می باشد.

لازم به ذکر است که به پیروی از کاسل و همکاران (۲۰۲۱) به منظور کاهش نگرانی های ناشی از دو عامل بالقوه که ممکن است نتایج را مخدوش کنند، از دو زیر نمونه جداگانه استفاده می کنیم. به عبارت بهتر، کل نمونه آماری را به دو زیر نمونه (۱) نمونه حسابرس مستقل یکسان و ۲) نمونه افزایش ریسک سال جاری) تقسیم می کند. از نمونه حسابرس مستقل یکسان برای کاهش نگرانی ها در مورد اینکه نتایج بدست آمده به ویژگی های منحصر به فرد روابط جدید حسابرس و مشتری نسبت داده

حسابرسان با دقت بالایی عمل می کنند و احتمالاً سوگیری تأییدی کمتری دارند. به تبعیت کاسل و همکاران (۲۰۲۱) به منظور ارائه شاخصی از قابلیت مشاهده بالا، از ارزش بازار شرکت استفاده می شود و بدین ترتیب شرکت هایی که در نمونه مورد بررسی در بالاترین چارک ارزش بازار حقوق صاحبان سهام قرار دارند به عنوان شرکت های با قابلیت مشاهده بالا در نظر گرفته می شوند. دوماً، به دلیل اینکه مکانیسم های نظارتی خارجی قوی نیز احتمالاً کیفیت گزارشگری مالی بالایی را تقاضا می کنند (بوشی^۱، ۱۹۹۸؛ کانه و ولوری^۲، ۲۰۰۴؛ ولوری و جنکینز^۳، ۲۰۰۶؛ هدانی و همکاران^۴، ۲۰۱۱)، انتظار می رود زمانی که نظارت خارجی قوی تر است، حسابرسان کمتر مستعد سوگیری تأییدی باشند. به تبعیت کاسل و همکاران (۲۰۲۱) به منظور ارائه شاخصی از نظارت خارجی قوی، از مالکیت سهامداران نهادی استفاده می شود و بدین ترتیب شرکت هایی که در نمونه مورد بررسی در بالاترین چارک مالکیت سهامداران نهادی قرار دارند به عنوان شرکت های با نظارت خارجی قوی در نظر گرفته می شوند. بر این اساس، انتظار می رود که ارزش شرکت و مالکیت سهامداران نهادی بالا باعث کاهش سوگیری تأییدی حسابرس گردند و منجر به تضعیف اثر مثبت سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی گردند.

۲-۲-۲. نقش تعدیلی ویژگی های حسابرس بر ارتباط بین

سوگیری تأییدی حسابرس و خطای حسابرسی

عوامل خاص مربوط به حسابرس نیز می توانند باعث کاهش سوگیری تأییدی حسابرس گردد. ما از دو ویژگی حسابرس (حسابرس متخصص صنعت و حسابرس طبقه اول) که می تواند میزان مستعد بودن حسابرسان در برابر سوگیری تأییدی را کاهش دهد، استفاده می کنیم. دلیل انتخاب هر دو ویژگی این است که وقتی حسابرس دارای آموزش، تخصص و مکانیسم های تضمین کیفیت در سطح شرکت است که حداقل تا حدی برای کاهش سوگیری های شناختی مانند سوگیری تأییدی طراحی شده اند، سوگیری تأییدی کمتر آشکار می شود (کاسل و همکاران، ۲۰۲۱). ادبیات قبلی نشان می دهد که حسابرس متخصص صنعت و چهار موسسه بزرگ حسابرسی با کیفیت حسابرسی بالاتری مرتبط هستند. این نتایج به طور کلی حداقل تا حدی به آموزش بهتر، تخصص فنی و تضمین کیفیت نسبت داده می شود (فرانسیس و همکاران^۵، ۱۹۹۹؛

⁵ Francis et al.

⁶ Balsam et al.

⁷ Lennox and Pittman

⁸ Reichelt and Wang

¹ Bushee

² Kane and Velury

³ Velury and Jenkins

⁴ Hadani et al.

فرض اینکه ریسک سال جاری افزایش یافته باشد زیر نمونه افزایش ریسک سال جاری شامل ۲۰۶ سال-شرکت می باشد. شایان ذکر است که داده ها از روی صورت های مالی حسابرسی شده شرکت های بورسی منتشره در سایت کدال و اطلاعات ارائه شده در سایت جامعه حسابداران رسمی و سایت سازمان بورس و اوراق بهادار جمع آوری شده است.

می شود، استفاده می کنیم. و از نمونه افزایش ریسک جاری برای کاهش نگرانی ها در مورد اینکه نتایج ما به رابطه مکانیکی بین ریسک ارائه نادرست واقعی و ارائه نادرست صورت های مالی نسبت داده می شود، استفاده می کنیم. بنابراین با فرض اینکه حسابرس مستقل شرکت در سه سال متوالی یکسان باشد زیر نمونه حسابرس مستقل یکسان شامل ۵۸۵ سال-شرکت و با

جدول ۱: نحوه نمونه گیری

| | |
|-------|--|
| 505 | تعداد کل شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران |
| | کسر می شود: |
| (89) | تعداد شرکت هایی که سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند نمی باشد و یا طی دوره پژوهش تغییر سال مالی داده اند. |
| (118) | تعداد شرکت هایی که در گروه شرکت های سرمایه گذاری، هلدینگ، لیزینگ و موسسات اعتباری و بانک بوده اند. |
| (152) | تعداد شرکت هایی که اطلاعات کامل آن ها در طی دوره پژوهش در دسترس نمی باشد. |
| 146 | تعداد شرکت های نمونه |

$$\beta_3(RISK_INC \text{ or } SAME_AU)_{it} * (SPECIALIST \text{ or } TOP25)_{it} + \beta_4 F_SCORE_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 AGE_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 INVT_{it} + \beta_9 RECT_{it} + \beta_{10} ISSUE_{it} + \beta_{11} MTB_{it} + \beta_{12} SALES_GROWTH_{it} + \beta_{13} LOSS_{it} + \beta_{14} CFO_{it} + \beta_{15} CFOVOL_{it} + \beta_{16} SALEVOL_{it} + \beta_{17} LEV_{it} + \beta_{18} MATWEAK_{it} + \beta_{19} TENURE_{it} + \sum \beta_j IndustryDum + \sum \beta_k YearDum + \varepsilon_{it}$$

متغیرهای بکار رفته در مدل های فوق به شرح زیر تعریف می شوند:

متغیرهای وابسته

TypeErrr_I: خطای حسابرسی نوع اول، متغیر ساختگی است. اگر حسابرس گزارش غیر مقبول صادر کند و صورت های مالی صاحبکار در سال بعد تجدید ارائه نشود (تعدیلات سنواتی شناسایی نشده باشد) خطای نوع اول اتفاق افتاده است اگر چنین اتفاقی بیافتد (خطای نوع اول) عدد یک و اگر هیچ گونه خطایی صورت نگیرد عدد صفر.

TypeErrr_II: خطای حسابرسی نوع دوم، متغیر ساختگی است. اگر حسابرس در یک سال گزارش مقبول صادر کند ولی در سال مالی بعد صورت های مالی صاحبکار تجدید ارائه شود (تعدیلات سنواتی شناسایی شود) به اصطلاح خطای نوع دوم اتفاق افتاده است و اگر چنین اتفاقی بیافتد (خطای نوع دوم) عدد یک و اگر هیچ گونه خطایی صورت نگیرد عدد صفر.

متغیرهای مستقل

در پژوهش حاضر به پیروی از کاسل و همکاران (۲۰۲۱) به منظور سنجش متغیر سوگیری تأییدی حسابرس از دو شاخص RISK_INC و SAME_AU استفاده می شود. RISK_INC

۵. مدل های پژوهش و متغیرهای آن

برای آزمون فرضیه های پژوهش به تبعیت از پژوهش های پیشین (مانند، کاسل و همکاران، ۲۰۲۱؛ محمدرضایی و همکاران، ۱، ۲۰۱۶؛ محمدرضایی و گل چهره، ۱۳۹۶) و با توجه به محیط بازار سرمایه ایران از مدل های زیر استفاده می شود:

مدل آزمون فرضیه ۱:

رابطه (۱)

$$(TypeErrr_I \text{ or } TypeErrr_II) = \beta_0 + \beta_1(RISK_INC \text{ or } SAME_AU)_{it} + \beta_2 F_SCORE_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 AGE_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 INVT_{it} + \beta_7 RECT_{it} + \beta_8 ISSUE_{it} + \beta_9 MTB_{it} + \beta_{10} SALES_GROWTH_{it} + \beta_{11} LOSS_{it} + \beta_{12} CFO_{it} + \beta_{13} CFOVOL_{it} + \beta_{14} SALEVOL_{it} + \beta_{15} LEV_{it} + \beta_{16} MATWEAK_{it} + \beta_{17} SPECIALIST_{it} + \beta_{18} TENURE_{it} + \beta_{19} 25TOP_{it} + \sum \beta_j IndustryDum + \sum \beta_k YearDum + \varepsilon_{it}$$

مدل آزمون فرضیه ۲:

رابطه (۲)

$$(TypeErrr_I \text{ or } TypeErrr_II) = \beta_0 + \beta_1(RISK_INC \text{ or } SAME_AU)_{it} + \beta_2(HIGH_MKT \text{ or } HIGH_INST)_{it} + \beta_3(RISK_INC \text{ or } SAME_AU)_{it} * (HIGH_MKT \text{ or } HIGH_INST)_{it} + \beta_4 F_SCORE_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 AGE_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 INVT_{it} + \beta_9 RECT_{it} + \beta_{10} ISSUE_{it} + \beta_{11} MTB_{it} + \beta_{12} SALES_GROWTH_{it} + \beta_{13} LOSS_{it} + \beta_{14} CFO_{it} + \beta_{15} CFOVOL_{it} + \beta_{16} SALEVOL_{it} + \beta_{17} LEV_{it} + \beta_{18} MATWEAK_{it} + \beta_{19} SPECIALIST_{it} + \beta_{20} TENURE_{it} + \beta_{21} 25TOP_{it} + \sum \beta_j IndustryDum + \sum \beta_k YearDum + \varepsilon_{it}$$

مدل آزمون فرضیه ۳:

رابطه (۳)

$$(TypeErrr_I \text{ or } TypeErrr_II) = \beta_0 + \beta_1(RISK_INC \text{ or } SAME_AU)_{it} + \beta_2(SPECIALIST \text{ or } TOP25)_{it} +$$

¹ MohammadRezaei et al.

برای محاسبه F_SCORE ، احتمال پیش بینی از طریق تقسیم $e^{PV}/(1+e^{PV})$ بر احتمال غیر شرطی ارائه نادرست صورت های مالی (۰.۰۰۳۷) بدست می آید. که در آن PV ارزش پیش بینی بدست آمده از رابطه (۴) می باشد.

متغیرهای تعدیل گر

HIGH_MKT: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بالا، متغیر ساختگی در صورتی که نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در بالاترین چارک (چارک چهارم) نمونه آماری پژوهش باشد عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر تعلق می گیرد.

HIGH_INST: مالکیت سهامداران نهادی بالا، متغیر ساختگی در صورتی که درصد مالکیت سهامداران نهادی در بالاترین چارک (چارک چهارم) نمونه آماری پژوهش باشد عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر تعلق می گیرد.

SPECIALIST: حسابرسان متخصص صنعت، متغیر ساختگی در صورتی که حق الزحمه حسابرسان مستقل صاحبکار بیشتر از ۳۳ درصد حق الزحمه کلیه موسسات حسابرسان در صنعت صاحبکار باشد عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر تعلق می گیرد. لازم به ذکر است که این متغیر در رابطه (۳) به عنوان متغیر تعدیل گر در نظر گرفته شده است.

TOP25: حسابرسان طبقه اول، متغیر ساختگی در صورتی که حسابرسان مستقل شرکت جزء ۲۵ موسسه حسابرسان خصوصی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار متعلق به طبقه "اول" باشد عدد یک، و برای سایر موسسات حسابرسان خصوصی معتمد عدد صفر تعلق می گیرد. لازم به ذکر است که این متغیر در رابطه (۳) به عنوان متغیر تعدیل گر در نظر گرفته شده است.

متغیرهای کنترلی

F_SCORE: ریسک ارائه نادرست صورت های مالی، به منظور سنجش این متغیر از شاخص تدوین شده توسط دیچو و همکاران (۲۰۱۱) استفاده می شود که در بالا تعریف شده است. **SIZE**: اندازه شرکت، از طریق لگاریتم طبیعی کل دارایی های شرکت اندازه گیری می شود.

AGE: عمر شرکت، از طریق لگاریتم طبیعی تعداد سال تأسیس شرکت تا سال جاری اندازه گیری می شود.

ROA: بازده دارایی های شرکت، از طریق تقسیم سود خالص بر کل دارایی ها اندازه گیری می شود.

INVT: نسبت موجودی کالا، از طریق تقسیم موجودی کالا بر کل دارایی ها اندازه گیری می شود.

شاخص افزایش ریسک سال جاری، یک متغیر ساختگی است در صورتی که شاخص F_SCORE در سال $t-2$ و $t-1$ کمتر از یک و سال t بزرگتر از یک باشد، عدد یک و غیر اینصورت عدد صفر تعلق می گیرد. **SAME_AU**: شاخص حسابرسان مستقل یکسان، یک متغیر ساختگی است در صورتی که حسابرسان مستقل شرکت در طی سال های t تا $t-2$ مشابه باشد و تغییر نکرده باشد، عدد یک و غیر اینصورت عدد صفر تعلق می گیرد.

F_SCORE شاخص تدوین شده توسط دیچو و همکاران^۱ (۲۰۱۱) که ریسک ارائه نادرست صورت های مالی صاحبکار را اندازه گیری می کند و به صورت زیر می باشد:

رابطه (۴)

$$\text{Predicted Value} = -7.893 + 0.790 \times (\text{rsst_acc}) + 2.518 \times (\text{ch_rec}) + 1.191 \times (\text{ch_inv}) + 1.979 \times (\text{soft_assets}) + 0.171 \times (\text{ch_cs}) - 0.932 \times (\text{ch_roa}) + 1.029 \times (\text{issue})$$

که در آن:

rsst_acc: برابر است با $(\Delta \text{fin} + \Delta \text{wc} + \Delta \text{nco})$ تقسیم بر میانگین کل دارایی ها. **wc** برابر دارایی های جاری منهای وجه نقد و سرمایه گذاری های کوتاه مدت منهای بدهی های جاری است. **nco** برابر مجموع دارایی ها منهای دارایی جاری منهای سرمایه گذار یها منهای مجموع بدهی ها به کسر بدهی های جاری و بلندمدت است. **fin** برابر سرمایه گذاری کوتاه مدت به علاوه ی سرمایه گذاری بلندمدت منهای مجموع بدهی های بلندمدت، بدهی موجود در بدهی های جاری و سهام ممتاز است. **ch_rec**: برابر با تغییر در حساب های دریافتی در طول دوره ی جاری تقسیم بر میانگین دارایی ها است.

ch_inv: برابر با تغییر در موجودیها در طول دوره ی جاری تقسیم بر میانگین دارایی ها است.

soft_assets: برابر با مجموع دارایی ها به کسر اموال، ماشین آلات و تجهیزات و وجه نقد و معادل آن تقسیم بر مجموع دارایی ها است.

ch_cs: برابر با درصد تغییر در فروش نقدی است، که از طریق فروش دوره ی جاری منهای تغییر در حساب های دریافتی محاسبه می شود.

ch_roa: برابر با تغییر در بازده داراییها است، که از طریق تقسیم سود خالص بر میانگین دارایی ها بدست می آید. **Issue**: متغیری ساختگی است، به این ترتیب که برای شرکتی که اوراق بدهی یا اوراق مالکیت منتشر کرده باشد عدد یک و در غیر این صورت صفر می باشد.

^۱ Dechow et al.

۶. یافته های پژوهش

۶-۱. آمار توصیفی

آمار توصیفی مشاهدات مورد استفاده در پژوهش، در جدول ۲ ارائه شده است. با توجه به پنل الف جدول ۲ همانطور که مشاهده می شود میانگین بازده دارایی ها در نمونه مورد بررسی ۱۱.۸ درصد و میانگین اهرم مالی ۵۷ درصد می باشد که نشان دهنده این است که ۵۷٪ دارایی های شرکت های مورد بررسی از طریق بدهی تأمین مالی شده است که این نتایج با پژوهش های محمدرضائی و محمدرضائی (۱۳۹۹)، محمدرضائی و همکاران (۲۰۱۶) و مؤیدی و امین فرد^۱ (۲۰۱۲) مطابقت دارد. میانگین نسبت موجودی کالا ۲۳.۵ درصد و میانگین نسبت حسابهای دریافتنی ۲۸.۸ درصد می باشد که نشان دهنده این است که به طور متوسط ۲۳.۵ درصد دارایی های شرکت ها را موجودی کالا و ۲۸.۸ درصد دارایی های شرکت ها را حسابهای دریافتنی تشکیل می دهد.

با توجه به پنل ب جدول ۲ نتایج حاصل از آزمون t نشان می دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪، میانگین متغیرهای اندازه شرکت، عمر شرکت و نسبت جریان وجوه نقد عملیاتی در شرکت های دارای خطای حسابرسی نوع اول در مقایسه با شرکت های بدون خطای حسابرسی نوع اول کمتر و تفاوت معناداری با هم دارند. در حالی که، میانگین متغیرهای نسبت موجودی کالا، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، نوسان پذیری فروش و دوره تصدی حسابرس در شرکت های دارای خطای حسابرسی نوع اول در مقایسه با شرکت های بدون خطای حسابرسی نوع اول بیشتر و تفاوت معناداری با هم دارند. با توجه به پنل پ نیز نتایج حاصل از آزمون t نشان می دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪، میانگین متغیرهای اندازه شرکت، عمر شرکت و دوره تصدی حسابرس در شرکت های دارای خطای حسابرسی نوع دوم در مقایسه با شرکت های بدون خطای حسابرسی نوع دوم کمتر و تفاوت معناداری با هم دارند. در حالی که، میانگین متغیرهای نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و نوسان پذیری فروش در شرکت های دارای خطای حسابرسی نوع دوم در مقایسه با شرکت های بدون خطای حسابرسی نوع دوم بیشتر و تفاوت معناداری با هم دارند.

با توجه به پنل ت نتایج حاصل از آزمون کای دو نشان می دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪، متغیرهای افزایش ریسک سال جاری، حسابرس مستقل یکسان، حسابرس متخصص صنعت، حسابرس طبقه اول، زبان ده بودن شرکت و ضعف با اهمیت کنترل داخلی در شرکت های دارای خطای حسابرسی نوع اول

RECT: اندازه شرکت، از طریق تقسیم حسابهای دریافتنی بر کل دارایی ها اندازه گیری می شود.

ISSUE: افزایش سرمایه، متغیر ساختگی در صورتی که شرکت افزایش سرمایه داده باشد عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر تعلق می گیرد.

MTB: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، از طریق تقسیم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام اندازه گیری می شود.

SALESGRWOTH: رشد فروش، از طریق تقسیم تفاوت فروش سال جاری و سال قبل بر فروش سال قبل بدست می آید.

LOSS: زیان، متغیر ساختگی در صورتی که شرکت زیان گزارش باشد عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر تعلق می گیرد.

CFO: جریان وجوه نقد عملیاتی، از طریق تقسیم خالص جریان وجوه نقد عملیاتی بر کل دارایی ها اندازه گیری می شود.

CFOVOL: نوسان پذیری جریان وجوه نقد عملیاتی، از طریق انحراف استاندارد نسبت جریان وجوه نقد عملیاتی بر کل دارایی ها در طی سه سال قبل تا سال جاری اندازه گیری می شود.

SALEVOL: نوسان پذیری فروش، از طریق انحراف استاندارد نسبت فروش بر کل دارایی ها در طی سه سال قبل تا سال جاری اندازه گیری می شود.

LEV: اهرم مالی، از طریق تقسیم کل بدهی ها بر کل دارایی ها اندازه گیری می شود.

MATWEAK: ضعف با اهمیت کنترل داخلی، متغیر ساختگی در صورتی که حسابرس مستقل شرکت حداقل یک ضعف با اهمیت کنترل داخلی شناسایی کرده باشد عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر تعلق می گیرد.

SPECIALIST: در بالا تعریف شده است. لازم به ذکر است که این متغیر در رابطه (۱) و (۲) به عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته شده است.

TENURE: دوره تصدی حسابرس، نشان دهنده تعداد سال هایی است که یک موسسه حسابرسی به صورت متوالی، حسابرسی صورت های مالی شرکت را انجام می دهد.

TOP25: در بالا تعریف شده است، لازم به ذکر است که این متغیر در رابطه (۱) و (۲) به عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته شده است.

IndustryDum: متغیرهای ساختگی جهت کنترل اثرات ثابت صنعت.

YearDum: متغیرهای ساختگی جهت کنترل اثرات ثابت سال مالی.

^۱ Moayedi and Aminfard

در مقایسه با شرکت های بدون خطای حسابرسی نوع اول تفاوت معناداری با هم دارند. با توجه به پدل ث نیز نتایج حاصل از آزمون کای دو نشان می دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪، متغیرهای افزایش ریسک سال جاری، حسابرس مستقل یکسان، حسابرس متخصص صنعت، حسابرس طبقه اول و ضعف با اهمیت کنترل داخلی در شرکت های دارای خطای حسابرسی نوع دوم در مقایسه با شرکت های بدون خطای حسابرسی نوع دوم تفاوت معناداری با هم دارند.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

| پدل الف: متغیرهای پیوسته ^۱ | | | | | | |
|---|---|---|--------------|--------|--------|--------------|
| نام متغیرها | مشاهدات | میانگین | میانه | حداکثر | حداقل | انحراف معیار |
| F_SCORE | 1168 | 1.018 | 0.539 | 4.999 | 0.022 | 1.278 |
| SIZE | 1168 | 14.414 | 14.235 | 17.601 | 12.357 | 1.312 |
| AGE | 1168 | 3.644 | 3.738 | 4.219 | 2.639 | 0.350 |
| ROA | 1168 | 0.118 | 0.093 | 0.419 | -0.065 | 0.124 |
| INVT | 1168 | 0.235 | 0.218 | 0.526 | 0.045 | 0.133 |
| RECT | 1168 | 0.288 | 0.264 | 0.636 | 0.045 | 0.168 |
| MTB | 1168 | 3.598 | 2.369 | 16.408 | 0.814 | 3.469 |
| SALESGRWOTH | 1168 | 0.267 | 0.209 | 1.222 | -0.278 | 0.371 |
| CFO | 1168 | 0.109 | 0.095 | 0.355 | -0.078 | 0.112 |
| CFOVOL | 1168 | 0.079 | 0.068 | 0.203 | 0.016 | 0.051 |
| SALEVOL | 1168 | 0.158 | 0.121 | 0.479 | 0.027 | 0.121 |
| LEV | 1168 | 0.570 | 0.586 | 0.897 | 0.175 | 0.199 |
| TENURE | 1168 | 3.988 | 3 | 14 | 1 | 4.148 |
| پدل ب: آزمون t در شرکت های دارای خطای حسابرسی نوع اول و عدم خطای حسابرسی نوع اول | | | | | | |
| نام متغیرها | خطای حسابرسی نوع اول (تعداد مشاهدات = ۲۲۰) | عدم خطای حسابرسی نوع اول (تعداد مشاهدات = ۹۴۸) | آماره t | | | |
| F_SCORE | 1.057 | 1.008 | 0.509 | | | |
| SIZE | 14.345 | 14.713 | -3.405*** | | | |
| AGE | 3.634 | 3.687 | -2.038** | | | |
| ROA | 0.111 | 0.119 | -0.888 | | | |
| INVT | 0.239 | 0.218 | 2.185** | | | |
| RECT | 0.308 | 0.284 | 1.889* | | | |
| MTB | 4.203 | 3.458 | 2.529** | | | |
| SALESGRWOTH | 0.324 | 0.254 | 2.303** | | | |
| CFO | 0.086 | 0.116 | -3.953*** | | | |
| CFOVOL | 0.081 | 0.075 | 1.531 | | | |
| SALEVOL | 0.160 | 0.157 | 0.361 | | | |
| LEV | 0.576 | 0.569 | 0.454 | | | |
| TENURE | 4.618 | 3.842 | 2.201** | | | |
| پدل پ: آزمون t در شرکت های دارای خطای حسابرسی نوع دوم و عدم خطای حسابرسی نوع دوم | | | | | | |
| نام متغیرها | خطای حسابرسی نوع دوم (تعداد مشاهدات = ۲۳۸) | عدم خطای حسابرسی نوع دوم (تعداد مشاهدات = ۹۳۰) | آماره t | | | |
| F_SCORE | 1.066 | 1.005 | 0.647 | | | |
| SIZE | 13.967 | 14.529 | -7.110*** | | | |
| AGE | 3.598 | 3.656 | -2.262** | | | |
| ROA | 0.116 | 0.124 | -0.818 | | | |
| INVT | 0.243 | 0.233 | 1.056 | | | |
| RECT | 0.289 | 0.288 | 0.003 | | | |
| MTB | 3.799 | 2.811 | 5.473*** | | | |
| SALESGRWOTH | 0.286 | 0.193 | 4.047*** | | | |
| CFO | 0.107 | 0.121 | -1.786* | | | |
| CFOVOL | 0.081 | 0.079 | 0.506 | | | |
| SALEVOL | 0.161 | 0.144 | 1.939* | | | |
| LEV | 0.573 | 0.570 | 0.214 | | | |
| TENURE | 3.542 | 4.102 | -2.113** | | | |
| پدل ت: آزمون کای دو در شرکت های دارای خطای حسابرسی نوع اول و عدم خطای حسابرسی نوع اول | | | | | | |
| نام متغیر | خطای حسابرسی نوع اول (تعداد مشاهدات = ۲۲۰) | عدم خطای حسابرسی نوع اول (تعداد مشاهدات = ۹۴۸) | آماره کای دو | | | |
| RISK_INC | 136 | 70 | 22.825*** | | | |
| SAME_AU | 185 | 400 | 4.131** | | | |
| SPECIALIST | 150 | 597 | 3.435** | | | |

| 9.419*** | 334 | 73 | TOP25 |
|---|---|---|--------------|
| 0.596 | 248 | 52 | ISSUE |
| 6.653*** | 36 | 97 | LOSS |
| 213.461*** | 271 | 180 | MATWEAK |
| پنل ت: آزمون کای دو در شرکت های دارای خطای حسابرسی نوع دوم و عدم خطای حسابرسی نوع دوم | | | |
| نام متغیر | خطای حسابرسی نوع دوم (تعداد مشاهدات = ۲۳۸) | عدم خطای حسابرسی نوع دوم (تعداد مشاهدات = ۹۳۰) | آماره کای دو |
| RISK_INC | 170 | 36 | 5.909*** |
| SAME_AU | 183 | 402 | 9.413*** |
| SPECIALIST | 130 | 617 | 11.296** |
| TOP25 | 83 | 324 | 4.152** |
| ISSUE | 65 | 235 | 0.414 |
| LOSS | 113 | 20 | 2.637* |
| MATWEAK | 236 | 215 | 14.569*** |
| <p>TypeErrorr_I: خطای حسابرسی نوع اول؛ TypeErrorr_II: خطای حسابرسی نوع دوم؛ RSIK_INC: افزایش ریسک سال جاری؛ SAME_AU: حسابرس مستقل یکسان؛ SPECIALIST: حسابرس متخصص صنعت؛ TOP25: حسابرس طبقه اول؛ FSCORE: ریسک تجدید ارائه صورت های مالی؛ SIZE: اندازه شرکت؛ AGE: عمر شرکت؛ ROA: بازده دارایی های شرکت؛ INVT: نسبت موجودی کالا؛ RECT: نسبت حسابهای دریافتی؛ ISSUE: افزایش سرمایه؛ MTB: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری؛ SALESGRWOTH: رشد فروش؛ LOSS: زیان ده بودن شرکت؛ CFO: نسبت جریان وجه نقد عملیاتی؛ CFOVOL: نوسان پذیری جریان وجه نقد عملیاتی؛ SALEVOL: نوسان پذیری فروش؛ LEV: اهرم مالی؛ MATWEAK: ضعف با اهمیت کنترل داخلی؛ TENURE: دوره تصدی حسابرس.</p> <p>* معناداری در سطح اطمینان ۹۰٪، ** معناداری در سطح اطمینان ۹۵٪ و *** معناداری در سطح اطمینان ۹۹٪.</p> <p>۱. لازم به ذکر است به منظور کاهش اثر مشاهدات پرت بر روی نتایج پژوهش، ۵ درصد مشاهدات بالا و پایین مربوط به متغیرهای پیوسته وینزورایز شده اند.</p> | | | |

۲-۶. نتایج آزمون فرضیه های پژوهش

در پژوهش حاضر به منظور سنجش خطای حسابرسی از دو معیار خطای حسابرسی نوع اول و خطای حسابرسی نوع دوم استفاده شده است. در همین راستا به منظور آزمون فرضیه اول از نتایج ارائه شده در جداول ۳ و ۴ بهره گرفته شده است. در هر یک از این جداول تخمین مدل پژوهش در دو زیر نمونه یکبار با فرض یکسان بودن حسابرس مستقل شرکت (در سه سال متوالی) و یکبار هم با فرض افزایش ریسک سال جاری صورت گرفته است. متغیر مدنظر ما جهت آزمون فرضیه اول در هر یک از مدل های

برآورد شده ضریب برآوردی متغیرهای RISK_INC و SAME_AU می باشد.

با توجه به جدول ۳ با فرض یکسان بودن حسابرس مستقل شرکت (مدل ۱) ضریب متغیر RISK_INC، 1.281 بوده که نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی نوع اول می باشد. با فرض افزایش ریسک سال جاری (مدل ۲) نیز نتایج نشان می دهد که سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی نوع اول تأثیر مثبت و معناداری دارد.

جدول ۳: یافته های آزمون فرضیه اول - سوگیری تأییدی حسابرس و خطای حسابرسی نوع اول

| مدل (۲) | | مدل (۱) | | متغیر |
|------------------------------------|--------------|------------------------------------|--------------|-------------|
| RISK_INC=1 | | SAME_AU=1 | | |
| متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع اول | | متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع اول | | |
| آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | |
| 0.749 | 6.699 | 0.808 | 2.567 | C |
| | | 2.060** | 1.281 | RISK_INC |
| 2.654*** | 2.721 | | | SAME_AU |
| 2.467** | 1.406 | 3.998*** | 1.859 | F_SCORE |
| -1.667* | -0.658 | -0.549 | -0.091 | SIZE |
| -0.261 | -0.437 | -0.576 | -0.273 | AGE |
| -2.592*** | -18.605 | -1.600 | -2.924 | ROA |
| 3.028*** | 9.709 | 1.223 | 1.749 | INVT |
| 1.546 | 5.220 | 0.187 | 0.225 | RECT |
| 0.659 | 0.805 | 0.209 | 0.067 | ISSUE |
| 1.828* | 0.241 | 1.642 | 0.111 | MTB |
| 3.366*** | 5.111 | 0.200 | 0.088 | SALESGRWOTH |
| 0.656 | 1.096 | 0.833 | 0.451 | LOSS |

| مدل (۲) | | مدل (۱) | | متغیر |
|------------------------------------|--------------|------------------------------------|--------------|----------------------|
| RISK_INC=1 | | SAME_AU=1 | | |
| متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع اول | | متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع اول | | |
| آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | |
| -1.857* | -12.714 | -1.578 | -2.546 | CFO |
| 2.320** | 32.496 | 0.855 | 2.463 | CFOVOL |
| 2.262** | 14.543 | 0.941 | 1.496 | SALEVOL |
| 1.613 | 4.295 | 1.116 | 1.139 | LEV |
| 4.048** | 7.781 | 8.226** | 3.407 | MATWEAK |
| -2.010** | -1.218 | -2.131** | -0.802 | SPECIALIST |
| 2.739** | 0.316 | 2.118** | 0.087 | TENURE |
| -3.709** | -1.350 | -2.175** | -0.748 | TOP25 |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی صنعت |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی سال |
| 0.594 | | 0.373 | | ضریب تعیین مک فادن |
| 120.495** | | 216.576** | | آماره LR |

* معناداری در سطح اطمینان ۹۰٪، ** معناداری در سطح اطمینان ۹۵٪ و *** معناداری در سطح اطمینان ۹۹٪.

با توجه به جدول ۴ با فرض یکسان بودن حسابرسان مستقل شرکت (مدل ۱) ضریب متغیر RISK_INC، 1.350 بوده که نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار سوگیری تأییدی حسابرسان بر خطای حسابرسی نوع دوم می باشد. با فرض افزایش ریسک سال جاری (مدل ۲) نیز نتایج نشان می دهد که سوگیری تأییدی حسابرسان بر خطای حسابرسی نوع دوم تأثیر مثبت و معناداری دارد.

جدول ۴: یافته‌های آزمون فرضیه اول - سوگیری تأییدی حسابرسان و خطای حسابرسی نوع دوم

| مدل (۲) | | مدل (۱) | | متغیر |
|------------------------------------|--------------|------------------------------------|--------------|----------------------|
| RISK_INC=1 | | SAME_AU=1 | | |
| متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع دوم | | متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع دوم | | |
| آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | |
| 1.719* | 16.106 | 2.153** | 6.397 | C |
| | | 2.335** | 1.350 | RISK_INC |
| 2.741** | 1.532 | | | SAME_AU |
| 2.022** | 1.190 | 2.573** | 1.436 | F_SCORE |
| -2.374** | -1.459 | -3.823** | -0.651 | SIZE |
| -1.229 | -1.054 | -0.354 | -0.147 | AGE |
| -0.204 | -0.746 | -1.048 | -2.156 | ROA |
| 0.137 | 0.325 | 0.460 | 0.533 | INVT |
| 0.332 | 0.959 | 2.163** | 2.169 | RECT |
| 1.464 | 1.016 | 1.243 | 0.355 | ISSUE |
| 0.435 | 0.052 | 1.188 | 0.095 | MTB |
| 0.832 | 0.775 | 0.518 | 0.241 | SALESGRWOTH |
| 0.293 | 0.432 | 1.114 | 0.596 | LOSS |
| -1.530 | -5.571 | -0.746 | -1.044 | CFO |
| 1.078 | 7.157 | 0.150 | 0.378 | CFOVOL |
| 0.304 | 0.735 | 2.012** | 2.896 | SALEVOL |
| 0.001 | 0.003 | 2.262** | 2.295 | LEV |
| 5.872** | 2.359 | 4.539** | 1.956 | MATWEAK |
| -3.066** | -1.359 | -4.055** | -1.744 | SPECIALIST |
| -0.113 | -0.012 | -0.423 | -0.017 | TENURE |
| -4.791** | -1.998 | -2.986** | -1.645 | TOP25 |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی صنعت |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی سال |
| 0.384 | | 0.246 | | ضریب تعیین مک فادن |
| 73.227** | | 145.513** | | آماره LR |

* معناداری در سطح اطمینان ۹۰٪، ** معناداری در سطح اطمینان ۹۵٪ و *** معناداری در سطح اطمینان ۹۹٪.

آزمون اضافی فرضیه اول

در تحلیل های اصلی (جداول ۳ و ۴)، ما از دو نمونه جداگانه به منظور کاهش نگرانی های ناشی از دو عامل بالقوه که ممکن است نتایج ما را مخدوش کنند استفاده کردیم. ما از نمونه حسابرس مستقل یکسان برای کاهش نگرانی ها در مورد اینکه نتایج ما به ویژگی های منحصر به فرد روابط جدید حسابرس و مشتری نسبت داده می شود، استفاده می کنیم. و از نمونه افزایش ریسک جاری برای کاهش نگرانی ها در مورد اینکه نتایج ما به رابطه مکانیکی بین ریسک ارائه نادرست واقعی و ارائه نادرست صورت های مالی نسبت داده می شود، استفاده می کنیم. اگرچه استفاده از دو نمونه جداگانه مزایای شناسایی مهمی را فراهم می کند، اما هزینه بالقوه ای نیز دارد. به طور خاص، این رویکرد تنها به ما اجازه می دهد تا بررسی کنیم که آیا اثرات سوگیری تأییدی بدتر است یا خیر زمانی که یک شرط دوم بر روی یک نمونه محدود به مشاهدات با شرایط دیگر تحمیل می شود (کاسل و همکاران، ۲۰۱۸). به عبارت دیگر، در این حالت ما با فرض

تحمیل یک شرط بر روی زیر نمونه نتایج را تفسیر می کنیم. یک روش جایگزین جهت آزمون فرضیه اول استفاده از کل داده به جای نمونه های جداگانه می باشد. این رویکرد به ما امکان می دهد بررسی کنیم که آیا یکی از سنج های سوگیری تأییدی به صورت جداگانه بر کیفیت حسابرسی تأثیر می گذارد یا اینکه حضور مشترک دو عامل است که تأثیر مشاهده شده را هدایت می کند.

با توجه به جدول ۵ متغیر مدنظر ما جهت آزمون فرضیه اول در هر یک از مدل های برآورد شده ضریب برآوردی متغیر تعاملی $RISK_INC * SAME_AU$ می باشد. در مدل (۱) ضریب برآوردی متغیر تعاملی ۱.۹۰۵ می باشد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می باشد. که نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی نوع اول می باشد. نتایج مدل (۲) نیز نشان می دهد که سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی نوع دوم تأثیر مثبت و معناداری دارد.

جدول ۵: یافته های آزمون فرضیه اول - داده های تلفیقی با اثر تعاملی

| مدل (۲) | | مدل (۱) | | متغیر |
|------------------------------------|--------------|------------------------------------|--------------|----------------------|
| متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع دوم | | متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع اول | | |
| آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | |
| 0.814 | 1.683 | 0.408 | 0.845 | C |
| 3.100*** | 1.739 | 2.536** | 1.418 | RISK_INC |
| 2.626*** | 1.627 | 2.383** | 1.009 | SAME_AU |
| 2.622*** | 2.016 | 2.045** | 1.905 | RISK_INC*SAME_AU |
| 2.070** | 1.148 | 4.048*** | 1.880 | F_SCORE |
| -3.866*** | -0.415 | -0.936 | -0.105 | SIZE |
| -0.113 | -0.029 | -0.173 | -0.052 | AGE |
| -1.206 | -1.625 | -1.862* | -2.509 | ROA |
| 1.196 | 0.949 | 2.814*** | 2.543 | INVT |
| 0.928 | 0.623 | 0.341 | 0.264 | RECT |
| 1.310 | 0.252 | 0.341 | 0.075 | ISSUE |
| 1.218 | 0.056 | 0.589 | 0.022 | MTB |
| 0.667 | 0.187 | 0.558 | 0.152 | SALESGRWOTH |
| 0.668 | 0.235 | 0.973 | 0.310 | LOSS |
| -0.953 | -0.820 | -1.982** | -1.859 | CFO |
| 0.113 | 0.180 | 1.222 | 2.210 | CFOVOL |
| 1.256 | 1.092 | 0.394 | 0.381 | SALEVOL |
| 1.302 | 0.879 | 1.754* | 1.305 | LEV |
| 6.267*** | 2.651 | 10.662*** | 3.008 | MATWEAK |
| -3.045*** | -1.006 | -3.060*** | -1.343 | SPECIALIST |
| -0.523 | -0.017 | 2.338** | 0.073 | TENURE |
| -2.052** | -0.774 | -2.269** | -1.281 | TOP25 |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی صنعت |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی سال |
| 0.189 | | 0.324 | | ضریب تعیین مک فادن |
| 223.273*** | | 366.433*** | | آماره LR |

* معناداری در سطح اطمینان ۹۰٪، ** معناداری در سطح اطمینان ۹۵٪ و *** معناداری در سطح اطمینان ۹۹٪.

با توجه به جدول ۶ با فرض یکسان بودن حسابرِس مستقل شرکت (مدل ۱) ضریب برآوردی متغیر تعاملی $RISK_INC*HIGH_MKT$ ، -1.766 بوده که نشان دهنده تأثیر منفی و معنادار ارزش بازار شرکت بالا بر رابطه مثبت بین سوگیری تأییدی حسابرِس و خطای حسابرِس نوع اول می باشد. به طور خلاصه، نتایج ارائه شده در جدول ۶ نشان می دهد که ارزش بازار شرکت بالا و مالکیت سهامداران نهادی بالا، تأثیر مثبت سوگیری تأییدی حسابرِس بر خطای حسابرِس نوع اول را تضعیف می کنند.

به منظور آزمون فرضیه دوم از نتایج ارائه شده در جداول ۶ و ۷ بهره گرفته شده است. در هر یک از این جداول تخمین مدل پژوهش در دو زیر نمونه یکبار با فرض یکسان بودن حسابرِس مستقل شرکت (در سه سال متوالی) و یکبار هم با فرض افزایش ریسک سال جاری صورت گرفته است. متغیر مدنظر ما جهت آزمون فرضیه دوم در هر یک از مدل های برآورد شده ضریب برآوردی اثر تعاملی متغیرهای $RISK_INC$ یا $SAME_AU$ با متغیرهای $HIGH_MKT$ یا $HIGH_INST$ می باشد.

جدول ۶: یافته های آزمون فرضیه دوم - اثر تعاملی سوگیری تأییدی حسابرِس با ویژگی های خاص صاحبکار و خطای حسابرِس

نوع اول

| مدل (۴) | | مدل (۳) | | مدل (۲) | | مدل (۱) | | متغیر |
|------------------------------------|---------|------------------------------------|---------|------------------------------------|---------|------------------------------------|---------|----------------------|
| مالکیت سهامداران نهادی بالا | | | | ارزش بازار شرکت بالا | | | | |
| $RISK_INC=1$ | | $SAME_AU=1$ | | $RISK_INC=1$ | | $SAME_AU=1$ | | |
| متغیر وابسته: خطای حسابرِس نوع اول | | متغیر وابسته: خطای حسابرِس نوع اول | | متغیر وابسته: خطای حسابرِس نوع اول | | متغیر وابسته: خطای حسابرِس نوع اول | | |
| ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | |
| | | | | | | | | C |
| | | | | | | | | RISK_INC |
| | | | | | | | | SAME_AU |
| | | | | | | | | HIGH_MKT |
| | | | | | | | | HIGH_INST |
| | | | | | | | | RISK_INC*HIGH_MKT |
| | | | | | | | | RISK_INC*HIGH_INST |
| | | | | | | | | SAME_AU*HIGH_MKT |
| | | | | | | | | SAME_AU*HIGH_INST |
| | | | | | | | | F_SCORE |
| | | | | | | | | SIZE |
| | | | | | | | | AGE |
| | | | | | | | | ROA |
| | | | | | | | | INVT |
| | | | | | | | | RECT |
| | | | | | | | | ISSUE |
| | | | | | | | | MTB |
| | | | | | | | | SALESGRWOTH |
| | | | | | | | | LOSS |
| | | | | | | | | CFO |
| | | | | | | | | CFOVOL |
| | | | | | | | | SALEVOL |
| | | | | | | | | LEV |
| | | | | | | | | MATWEAK |
| | | | | | | | | SPECIALIST |
| | | | | | | | | TENURE |
| | | | | | | | | TOP25 |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی صنعت |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی سال |
| 0.629 | | 0.382 | | 0.595 | | 0.374 | | ضریب تعیین مک فادن |
| 127.622*** | | 221.369*** | | 120.720*** | | 216.736*** | | آماره LR |

* معناداری در سطح اطمینان ۹۰٪، ** معناداری در سطح اطمینان ۹۵٪ و *** معناداری در سطح اطمینان ۹۹٪.

باشد. به طور خلاصه، نتایج ارائه شده در جدول ۷ نشان می دهد که ارزش بازار شرکت بالا و مالکیت سهامداران نهادی بالا، تأثیر مثبت سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی نوع دوم را تضعیف می کنند.

با توجه به جدول ۷ با فرض یکسان بودن حسابرس مستقل شرکت (مدل ۱) ضریب برآوری متغیر تعاملی RISK_INC*HIGH_MKT، -2.126 بوده که نشان دهنده تأثیر منفی و معنادار ارزش بازار شرکت بالا بر رابطه مثبت بین سوگیری تأییدی حسابرس و خطای حسابرسی نوع دوم می

جدول ۷: یافته های آزمون فرضیه دوم - اثر تعاملی سوگیری تأییدی حسابرس با ویژگی های خاص صاحبکار و خطای حسابرسی

نوع دوم

| مدل (۴) | | مدل (۳) | | مدل (۲) | | مدل (۱) | | متغیر |
|------------------------------------|--------------|------------------------------------|--------------|------------------------------------|--------------|------------------------------------|--------------|----------------------|
| مالکیت سهامداران نهادی بالا | | | | ارزش بازار شرکت بالا | | | | |
| RISK_INC=1 | | SAME_AU=1 | | RISK_INC=1 | | SAME_AU=1 | | |
| متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع دوم | | متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع دوم | | متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع دوم | | متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع دوم | | |
| آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | |
| 1.710* | 19.462 | 1.236 | 4.297 | 1.667* | 16.570 | 1.304 | 4.326 | C |
| | | 1.986** | 1.064 | | | 2.071** | 1.802 | RISK_INC |
| 3.763*** | 1.683 | | | 3.046*** | 1.031 | | | SAME_AU |
| | | | | -3.994*** | -1.697 | -2.698*** | -1.729 | HIGH_MKT |
| -2.720*** | -2.469 | -3.135*** | -1.440 | | | | | HIGH_INST |
| | | | | | | -3.241*** | -2.126 | RISK_INC*HIGH_MKT |
| | | -3.364*** | -2.339 | | | | | RISK_INC*HIGH_INST |
| | | | | -3.019*** | -2.599 | | | SAME_AU*HIGH_MKT |
| -5.627*** | -2.674 | | | | | | | SAME_AU*HIGH_INST |
| 3.369*** | 1.239 | 2.676*** | 1.112 | 3.578*** | 1.205 | 2.246** | 1.027 | F_SCORE |
| -2.742*** | -1.827 | -3.390*** | -0.620 | -2.258** | -1.475 | -3.392*** | -0.589 | SIZE |
| -0.615 | -0.571 | -0.112 | -0.049 | -1.250 | -1.194 | -0.199 | -0.082 | AGE |
| -0.241 | -1.004 | -0.837 | -1.800 | -0.140 | -0.517 | -0.802 | -1.710 | ROA |
| 0.456 | 1.620 | 0.314 | 0.417 | 0.244 | 0.617 | 0.104 | 0.131 | INVT |
| 0.128 | 0.477 | 1.948* | 2.092 | 0.383 | 1.113 | 2.071** | 2.114 | RECT |
| 1.500 | 1.260 | 1.337 | 0.391 | 1.418 | 1.022 | 1.252 | 0.355 | ISSUE |
| 0.508 | 0.096 | 0.895 | 0.071 | 0.100 | 0.014 | 0.474 | 0.052 | MTB |
| 0.664 | 0.672 | 0.628 | 0.296 | 0.799 | 0.725 | 0.650 | 0.302 | SALESGRWOTH |
| 0.319 | 0.568 | 1.023 | 0.560 | 0.309 | 0.430 | 1.029 | 0.547 | LOSS |
| -1.069 | -3.697 | -0.516 | -0.727 | -1.414 | -5.683 | -0.725 | -1.034 | CFO |
| 0.762 | 5.804 | 0.239 | 0.589 | 1.070 | 7.067 | 0.170 | 0.413 | CFOVOL |
| 0.318 | 0.950 | 1.811* | 2.684 | 0.325 | 0.775 | 1.847* | 2.651 | SALEVOL |
| 0.611 | 1.350 | 1.984** | 2.117 | 0.037 | 0.085 | 1.904* | 1.965 | LEV |
| 5.727*** | 2.255 | 6.082*** | 2.519 | 5.012*** | 1.976 | 5.292*** | 2.304 | MATWEAK |
| -3.785*** | -1.738 | -3.861*** | -1.918 | -2.329** | -1.877 | -2.177** | -1.127 | SPECIALIST |
| -0.661 | -0.085 | -0.705 | -0.028 | -0.025 | -0.003 | -0.536 | -0.021 | TENURE |
| -3.102*** | -1.185 | -3.280** | -1.655 | -3.479*** | -1.666 | -2.728*** | -1.493 | TOP25 |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی صنعت |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی سال |
| 0.467 | | 0.269 | | 0.386 | | 0.250 | | ضریب تعیین مک فادن |
| 89.222*** | | 158.739*** | | 73.758*** | | 147.979*** | | آماره LR |

* معناداری در سطح اطمینان ۹۰٪، ** معناداری در سطح اطمینان ۹۵٪ و *** معناداری در سطح اطمینان ۹۹٪.

تأثیر منفی و معنادار حسابرس متخصص صنعت بر رابطه مثبت بین سوگیری تأییدی حسابرس و خطای حسابرسی نوع اول می باشد. به طور خلاصه، نتایج ارائه شده در جدول ۸ نشان می دهد که حسابرس متخصص صنعت و حسابرس طبقه اول، تأثیر مثبت

از لحاظ آماری نتایج فرضیه سوم نیز مشابه فرضیه دوم تحلیل می شود. با توجه به جدول ۸ با فرض یکسان بودن حسابرس مستقل شرکت (مدل ۱) ضریب برآوری متغیر تعاملی RISK_INC*SPECIALIST، -2.366 بوده که نشان دهنده

بین سوگیری تأییدی حسابرِس و خطای حسابرِس نوع دوم می باشد. به طور خلاصه، نتایج ارائه شده در جدول ۹ نشان می دهد که حسابرِس متخصص صنعت و حسابرِس طبقه اول، تأثیر مثبت سوگیری تأییدی حسابرِس بر خطای حسابرِس نوع دوم را تضعیف می کنند.

سوگیری تأییدی حسابرِس بر خطای حسابرِس نوع اول را تضعیف می کنند. با توجه به جدول ۹ با فرض یکسان بودن حسابرِس مستقل شرکت (مدل ۱) ضریب برآوردی متغیر تعاملی RISK_INC*SPECIALIST، -1.915- بوده که نشان دهنده تأثیر منفی و معنادار حسابرِس متخصص صنعت بر رابطه مثبت

جدول ۸: یافته های آزمون فرضیه سوم- اثر تعاملی سوگیری تأییدی حسابرِس با ویژگی های خاص حسابرِس و خطای حسابرِس

نوع اول

| مدل (۴) | | مدل (۳) | | مدل (۲) | | مدل (۱) | | متغیر |
|------------------------------------|---------|------------------------------------|---------|------------------------------------|---------|------------------------------------|---------|----------------------|
| حسابرِس طبقه اول | | | | حسابرِس متخصص صنعت | | | | |
| RISK_INC=1 | | SAME_AU=1 | | RISK_INC=1 | | SAME_AU=1 | | |
| متغیر وابسته: خطای حسابرِس نوع اول | | متغیر وابسته: خطای حسابرِس نوع اول | | متغیر وابسته: خطای حسابرِس نوع اول | | متغیر وابسته: خطای حسابرِس نوع اول | | |
| ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | |
| | | | | | | | | C |
| | | | | | | | | RISK_INC |
| | | | | | | | | SAME_AU |
| | | | | | | | | SPECIALIST |
| | | | | | | | | TOP25 |
| | | | | | | | | RISK_INC*SPECIALIST |
| | | | | | | | | RISK_INC*TOP25 |
| | | | | | | | | SAME_AU*SPECIALIST |
| | | | | | | | | SAME_AU*TOP25 |
| | | | | | | | | F_SCORE |
| | | | | | | | | SIZE |
| | | | | | | | | AGE |
| | | | | | | | | ROA |
| | | | | | | | | INVT |
| | | | | | | | | RECT |
| | | | | | | | | ISSUE |
| | | | | | | | | MTB |
| | | | | | | | | SALESGRWOTH |
| | | | | | | | | LOSS |
| | | | | | | | | CFO |
| | | | | | | | | CFOVOL |
| | | | | | | | | SALEVOL |
| | | | | | | | | LEV |
| | | | | | | | | MATWEAK |
| | | | | | | | | TENURE |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی صنعت |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی سال |
| 0.590 | | 0.366 | | 0.647 | | 0.369 | | ضریب تعیین مک فادن |
| 119.695*** | | 212.089*** | | 131.155*** | | 214.035 | | آماره LR |

* معناداری در سطح اطمینان ۹۰٪، ** معناداری در سطح اطمینان ۹۵٪ و *** معناداری در سطح اطمینان ۹۹٪.

جدول ۹: یافته های آزمون فرضیه سوم- اثر تعاملی سوگیری تأییدی حسابرس با ویژگی های خاص حسابرس و خطای حسابرسی نوع دوم

| مدل (۴) | | مدل (۳) | | مدل (۲) | | مدل (۱) | | متغیر |
|------------------------------------|-----------|------------------------------------|-----------|------------------------------------|-----------|------------------------------------|-----------|----------------------|
| حسابرس طبقه اول | | | | حسابرس متخصص صنعت | | | | |
| RISK_INC=1 | | SAME_AU=1 | | RISK_INC=1 | | SAME_AU=1 | | |
| متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع دوم | | متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع دوم | | متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع دوم | | متغیر وابسته: خطای حسابرسی نوع دوم | | |
| ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | ضریب برآوردی | آماره z | |
| 14.731 | 1.736* | 6.295 | 2.150** | 15.635 | 1.628 | 4.486 | 2.184** | C |
| | | 1.461 | 4.023*** | | | 1.978 | 3.546*** | RISK_INC |
| 1.401 | 3.111*** | | | 1.548 | 2.555** | | | SAME_AU |
| | | | | -1.345 | -2.449** | -1.306 | -3.632*** | SPECIALIST |
| -1.536 | -4.570*** | -1.158 | -2.996*** | | | | | TOP25 |
| | | | | | | -1.915 | -2.882*** | RISK_INC*SPECIALIST |
| | | -1.853 | -4.366*** | | | | | RISK_INC*TOP25 |
| | | | | -1.937 | -2.973*** | | | SAME_AU*SPECIALIST |
| -1.868 | -4.423*** | | | | | | | SAME_AU*TOP25 |
| 1.180 | 2.992*** | 1.163 | 3.685*** | 1.270 | 3.272*** | 1.039 | 2.553** | F_SCORE |
| -1.262 | -2.349** | -0.645 | -3.842*** | -1.405 | -2.381** | -0.654 | -3.818*** | SIZE |
| -1.093 | -1.278 | -0.129 | -0.313 | -1.110 | -1.191 | -0.139 | -0.335 | AGE |
| -1.043 | -0.278 | -2.262 | -1.094 | -0.647 | -0.182 | -2.127 | -1.030 | ROA |
| 0.665 | 0.293 | 0.607 | 0.522 | 0.540 | 0.212 | 0.501 | 0.431 | INVT |
| 1.407 | 0.515 | 2.184 | 2.179** | 1.065 | 0.347 | 2.161 | 2.128** | RECT |
| 0.762 | 1.264 | 0.369 | 1.281 | 0.931 | 1.361 | 0.369 | 1.304 | ISSUE |
| 0.035 | 0.284 | 0.098 | 1.201 | 0.052 | 0.430 | 0.099 | 1.260 | MTB |
| 0.858 | 0.938 | 0.244 | 0.525 | 0.811 | 0.855 | 0.250 | 0.535 | SALESGRWOTH |
| 0.479 | 0.315 | 0.618 | 1.149 | 0.430 | 0.302 | 0.600 | 1.125 | LOSS |
| -4.614 | -1.383 | -1.052 | -0.748 | -5.306 | -1.482 | -1.072 | -0.766 | CFO |
| 5.110 | 0.883 | 0.386 | 0.154 | 7.222 | 1.061 | 0.472 | 0.187 | CFOVOL |
| 0.756 | 0.311 | 2.922 | 2.027** | 0.712 | 0.299 | 2.918 | 2.039** | SALEVOL |
| 0.158 | 0.069 | 2.403 | 2.404** | 0.027 | 0.012 | 2.281 | 2.260** | LEV |
| 2.203 | 5.154*** | 2.172 | 5.126*** | 2.272 | 5.771*** | 1.982 | 5.064*** | MATWEAK |
| -0.036 | -0.358 | -0.016 | -0.381 | -0.001 | -0.008 | -0.021 | -0.533 | TENURE |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی صنعت |
| در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | در نظر گرفته شده است | | متغیرهای ساختگی سال |
| 0.377 | | 0.247 | | 0.384 | | 0.246 | | ضریب تعیین مک فادن |
| 71.909*** | | 145.836*** | | 73.319*** | | 145.347*** | | آماره LR |

* معناداری در سطح اطمینان ۹۰٪، ** معناداری در سطح اطمینان ۹۵٪ و *** معناداری در سطح اطمینان ۹۹٪.

۷. بحث و نتیجه گیری

حسابرسان از ریسک بسیار پایین باشد. در همین راستا، هدف پژوهش حاضر شناسایی شرایطی است که در آن می توان پیامدهای استفاده حسابرسان از روش اکتشافی را آشکار کرد و شواهد تجربی در مورد هزینه های مرتبط با استفاده حسابرسان از روش اکتشافی با استفاده از نمونه وسیعی از صاحبکاران فراهم کرد. به طور خاص، این پژوهش به استفاده از روش اکتشافی در یکی از مهم ترین وظایف حسابرسی، یعنی فرآیند ارزیابی ریسک متمرکز شده است و استفاده از روش اکتشافی را در طی فرآیند ارزیابی ریسک به نتایج نامطلوب حسابرسی ارتباط می دهد. تحقیقات تجربی کمی در حوزه حسابرسی وجود دارد که تأثیر استفاده حسابرسان از روش اکتشافی بر نتایج حسابرسی را

شواهد نظری و تجربی نشان می دهد که افراد تمایل به جستجوی و تفسیر اطلاعات جدید به روش هایی دارند که تصورات قبلی شان را تأیید می کنند. در همین راستا، فرض می شود که حسابرسان ممکن است هنگام ارزیابی ریسک در سال جاری، به تجربه و ادراکات قبلی خود از صاحبکار متکی باشند. در نتیجه، زمانی که درک قبلی حسابرسان از ریسک متناسب با ریسک واقعی در دوره فعلی نباشد احتمالاً سطح ارزیابی شده ریسک، نامناسب خواهد بود. بنابراین انتظار می رود زمانی که صاحبکار از لحاظ تاریخی با سابقه ریسک نسبتاً پایین و باثبات، افزایش قابل ملاحظه ای را در ریسک تجربه می کند، ارزیابی

شرکت بالا، مالکیت سهامداران نهادی بالا، حسابرس متخصص صنعت و حسابرس معتمد طبقه اول، تأثیر مثبت سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی نوع اول و خطای حسابرسی نوع دوم را تضعیف می کنند. به عبارت دیگر، نتایج نشان می دهد که اثرات نامطلوب سوگیری تأییدی بر خطای حسابرسی برای صاحبکاران با ارزش شرکت بالا، درصد مالکیت نهادی بالا و حسابرسی های انجام شده توسط حسابرسان متخصص صنعت و حسابرسان معتمد بورس طبقه اول، کمتر است. به عبارت دیگر می توان اینگونه بیان کرد که، در شرکت های در معرض دید بالا و مکانیسم های نظارتی خارجی، حسابرسان با دقت بالایی عمل می کنند و احتمالاً سوگیری تأییدی کمتری دارند و همچنین حسابرس متخصص صنعت و حسابرسان معتمد بورس طبقه اول به دلیل آموزش بهتر، تخصص فنی و تضمین کیفیت از کیفیت حسابرسی بالاتر و سوگیری تأییدی کمتری برخوردار هستند که این موارد باعث تضعیف تأثیر مثبت سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی (اعم از نوع اول و نوع دوم) می گردد. این نتایج با یافته های پژوهش کاسل و همکاران (۲۰۲۱) که براساس داده های شرکت های آمریکای شمالی بدست آمده است، مطابقت دارد.

این پژوهش جزء اولین مطالعات تجربی مبتنی بر داده های آرشیوی در بازار سرمایه ایران است که سعی در ارائه شواهدی در زمینه سوگیری تأییدی حسابرس در ارزیابی ریسک حسابرسی و اثر آن بر کیفیت حسابرسی دارد. لذا نتایج این پژوهش می تواند دستاورد و ارزش افزوده علمی به شرح زیر داشته باشد: اول این که نتایج این پژوهش می تواند موجب بسط مبانی نظری در حوزه حسابرسی به ویژه قضاوت حسابرسی و ارزیابی ریسک حسابرسی گردد. دوم این که نتایج این پژوهش می تواند از طریق آموزش های اضافی آگاهی مناسبی درباره کاهش استفاده حسابرسان از روش های اکتشافی و شهودی، ارائه کند. سوم اینکه، رهنمودهایی را در اختیار مراجع تدوین کننده استانداردهای حسابرسی و قانونگذاران بازار سرمایه قرار دهد. چهارم این که نتایج پژوهش می تواند ایده های جدیدی برای انجام پژوهش های جدید در حوزه حسابرسی رفتاری و تأثیر سایر سوگیری های روانشناختی بر قضاوت حسابرسان، پیشنهاد نماید.

فهرست منابع

* اخگر، امید، ده ده جانی، رضیه. (۱۳۹۴). رابطه بین تجدید ارائه صورت های مالی و عدم تقارن اطلاعاتی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، ۷(۲۸)، ۱۰۴-۷۹.

بررسی می کند. این احتمالاً به این دلیل است که فرآیند قضاوت با استفاده از روش های تحقیق آرشیوی غیرقابل کنترل و غیر قابل مشاهده است و در نظر گرفتن موقعیت هایی که استفاده از روش اکتشافی احتمالاً با اهمیت است و از داده های آرشیوی استفاده کنیم، دشوار است. به منظور به حداقل رساندن این مشکلات، به پیروی از کاسل و همکاران (۲۰۲۱) ما روی یک روش اکتشافی سوگیری تأییدی تمرکز می کنیم و موقعیت هایی را شناسایی می کنیم که استفاده حسابرسان از این روش اکتشافی احتمالاً به نتایج نامطلوب حسابرسی کمک می کند.

انتظار می رود که سوگیری تأییدی احتمالاً در شرایط زیر به نتایج نامطلوب حسابرسی منجر گردد: (۱) شرایطی که حسابرس دارای تجربه قبلی با صاحبکاری است که دارای ریسک تاریخی باثباتی است و (۲) شرایطی که صاحبکار تغییر قابل توجهی در ریسک طی سال جاری تجربه می کند (کاسل و همکاران، ۲۰۲۱). به طور خاص، در این پژوهش روی موقعیت هایی تمرکز شده است که در سال جاری افزایش قابل توجهی در ریسک وجود دارد. فرض می شود زمانی که روابط حسابرس-صاحبکار که هر دو شرط را برآورده می کنند، احتمالاً مستعد تأثیرات سوگیری تأییدی هستند، زیرا حسابرسان اینگونه تصور می کنند که یک صاحبکار مستمر زمانی که دارای مشخصات تاریخی با ثبات و ریسک پایینی باشد، ریسک پایینی دارد. به این معنا که انتظار می رود حسابرسان این صاحبکاران اطلاعات سال جاری را به گونه ای جستجو و تفسیر کنند که تصور قبلی آن ها از صاحبکار را به عنوان کم ریسک تأیید کند. بر این اساس، انتظار می رود که ارزیابی حسابرسان از ریسک در سال جاری برای روابط حسابرس-صاحبکار که هر دو شرط را برآورده می کند، بسیار کم باشد، که این مسئله می تواند بر خطای حسابرسی اثرگذار باشد.

شواهد تجربی بدست آمده در پژوهش حاضر از تحلیل اطلاعات ۱۴۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۹ نشان می دهد که سوگیری تأییدی حسابرس بر خطای حسابرسی نوع اول و خطای حسابرسی نوع دوم تأثیر مثبت و معناداری دارد. به عبارت دیگر، زمانی که حسابرس دارای تجربه قبلی با صاحبکاری است که دارای ریسک تاریخی باثباتی است و صاحبکار تغییر قابل توجهی در ریسک طی سال جاری تجربه می کند، در این شرایط حسابرسان اطلاعات سال جاری صاحبکاران را به گونه ای جستجو و تفسیر کنند که تصور قبلی آن ها از صاحبکار را به عنوان کم ریسک تأیید کند، که این مسئله منجر به افزایش خطای حسابرسی (اعم از خطای حسابرسی نوع اول و نوع دوم) می گردد. نتایج همچنین نشان می دهد که صاحبکاران با ارزش

- * Bedard, J., & Johnstone, K. (2004). Earnings Manipulation Risk, Corporate Governance Risk, and Auditors' Planning and Pricing Decisions. *The Accounting Review*, 79 (2), 277-304.
- * Bushee, B. (1998). The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior. *The Accounting Review*, 73 (3), 305-333.
- * Cassell, C., Dearden, S., Rosser, D., & Shipman, J. (2021). The Effect of Confirmation Bias on Auditors' Risk Assessments: Archival Evidence. *AUDITING: A Journal of Practice & Theory*, DOI:10.2308/AJPT-2020-035.
- * Dechow, P., Ge, W., Larson, C., & Sloan, R. (2011). Predicting Material Misstatements. *Contemporary Accounting Research*, 28 (1), 17-82.
- * Francis, J., Maydew, E., & Sparks, H. (1999). The Role of Big 6 Auditors in the Credible Reporting of Accruals. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 18 (2), 17-34.
- * Gartland, D. (2017). The Importance of Audit Planning. *Journal of Accountancy*, 224 (3), 14.
- * Glover, S., Jiambalvo, J., & Kennedy, J. (2000). Analytical Procedures and Audit-planning Decisions. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 19 (2), 27-45.
- * Gorman, M., Gorman, M., Latta, M., & Cunningham, G. (1984). How Disconfirmatory, Confirmatory and Combined Strategies Affect Group Problem Solving. *British Journal of Psychology*, 75 (1), 65-79.
- * Hadani, M., Goranova, M., & Khan, R. (2011). Institutional Investors, Shareholder Activism, and Earnings Management. *Journal of Business Research*, 64 (12), 1352-1360.
- * Joyce, E., & Biddle, G. (1981). Anchoring and Adjustment in Probabilistic Inference in Auditing. *Journal of Accounting Research*, 19 (1), 120-145.
- * Kane, G., & Velury, U. (2004). The Role of Institutional Ownership in the Market for Auditing Services: An Empirical Investigation. *Journal of Business Research*, 57 (9), 976-983.
- * Kida, T. (1984). The Impact of Hypothesis-testing Strategies on Auditors' Use of Judgment Data. *Journal of Accounting Research*, 22 (1), 332-340.
- * Kinney, W., & Uecker, W. (1982). Mitigating the Consequences of Anchoring in Auditor Judgments. *The Accounting Review*, 57 (1), 55-69.
- * Kothari, S.P., Leone, A., & Wasley, C. (2005). Performance Matched Discretionary Accruals Measures. *Journal of Accounting & Economics*, 39 (1), 163-197.
- * Koziel, M. (2017). 4 Strategies for Efficient, Effective Audit Documentation. *Journal of Accountancy*. Available at: <https://www.journalofaccountancy.com/issues/2017/nov/effective-audit-documentation.html>.
- * KPMG. (2011). Elevating Professional Judgment in Auditing and Accounting: The KPMG Professional Judgment Framework.
- * Lennox, C., & Pittman, J. (2010). Big Five Audits and Accounting Fraud. *Contemporary Accounting Research*, 27 (1), 209-247.
- * McMillan, J., & White, R. (1993). Auditor's Belief Revision and Evidence Search: The Effect of Hypothesis Frame, Confirmation Bias, and
- * اکبری نفت چالی، عیسی، پورحیدری، امید، خدابی پور، احمد. (۱۳۹۸). تأثیر تجربه بر رفتارهای غیر ارادی حسابرسان. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۱(۴۱)، ۱۹۷-۲۲۸.
- * خانی، عبدالله، ساکنی، محمد. (۱۳۹۹). کاهش سوگیری‌های قضاوتی حسابرسان در هنگام ارزیابی انگیزه‌های رفتاری مثلث ثقل براساس استاندارد حسابرسی ۲۴۰ ایران. مجله دانش حسابداری، ۱۱(۳)، ۱۶۷-۱۹۴.
- * کریمی، زهرا، یعقوب نژاد، احمد، صمدی لرگانی، محمود، پورعلی لاکلابه، محمدرضا. (۱۴۰۰). ارزیابی تأثیر سوگیری‌های روانشناختی فردی و ابعاد شخصیتی حسابرسان بر کیفیت حسابرسی. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۳(۵۲)، ۵۲-۲۳.
- * محمد زاده مقدم، محمد باقر، اسماعیل زاده مقری، علی، خسروی پور، نگار. (۱۴۰۱). تأثیر سوگیری شناختی حسابرسان بر هوش معنوی و سبک حسابرس. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۱۱(۴۱)، ۳۴۱-۳۵۵.
- * محمدرضائی، فخرالدین، دیانته دیلمی، زهرا، داروند، روناک. (۱۳۹۹). نوع گزارش حسابرسی، تعداد و نوع بند های شرط گزارش مشروط حسابرسی: نقش بحران اقتصادی. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۹(۳۳)، ۲۵-۳۹.
- * محمدرضائی، فخرالدین، گلچهره، محمد. (۱۳۹۶). خطای حسابرسی، نوع گزارش و تعداد بندهای شرط حسابرسی: نقش مشغله‌ی کاری شرکای موسسات حسابرسی. فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، ۹(۳۶)، ۳۱-۱.
- * محمدرضائی، فخرالدین، محمدرضائی، مهدی. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین رتبه موسسات حسابرسی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار و کیفیت حسابرسی. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۴(۱۴)، ۱-۱۴.
- * هرمزی، شیرکو، نیکومرام، هاشم، رویایی، رضاعلی، رهنمای رودپشتی، فریدون. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر سوگیری‌های روانشناختی بر تردید حرفه‌ای حسابرسی. پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۶(۴)، ۱۴۸-۱۲۳.
- * Aobdia, D., & Petacchi, R. (2017). Consequences of Low-Quality Audits for Engagement Partners. Working Paper, Georgetown University and Northwestern University.
- * Balsam, S., Krishnan, J., & Yang, J. (2003). Auditor Industry Specialization and Earnings Quality. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 22 (2), 71-97.
- * Bedard, J. (1989). An Archival Investigation of Audit Program Planning. *AUDITING: A Journal of Practice & Theory*, 9 (1), 57-71.

- Professional Skepticism. *The Accounting Review*, 68 (3), 443-465.
- * Miller, G. (2006). The Press as a Watchdog for Accounting Fraud. *Journal of Accounting Research*, 44 (5), 1001-1033.
 - * Moayedi, V., & Aminfard, M. (2012). Iran's post-war financial system. *International Journal of Islamic Middle Eastern Financing and Management*, 5, 264 – 281.
 - * Mock, T., & Wright, A. (1999). Are Audit Programs Risk-Adjusted? *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 18 (1), 55-74.
 - * Mohammad Rezaei, F., MohdSaleh, N., Jaffar, R., & Hassan, M. S. (2016). The effects of audit market liberalization and auditor type on audit opinions: The Iranian experience. *International Journal of Auditing*, 20(1), 87-100.
 - * Reichelt, K., & Wang, D. (2010). National and Office-specific Measures of Auditor Industry Expertise and Effects on Audit Quality. *Journal of Accounting Research*, 48 (3), 647-686.
 - * Schulz-Hardt, S., Frey, D., Luthgens, C., & Moscovici, S. (2000). Biased Information Search in Group Decision Making. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78 (4), 655-669.
 - * Stasser, G., & Titus, W. (1985). Pooling of Unshared Information in Group Decision Making: Biased Information Sampling During Discussion. *Journal of Personality and Social Psychology* 48 (6): 1467-1478.
 - * Turner, M., & Pratkanis, A. (1994). Social Identity Maintenance Prescriptions for Preventing Groupthink: Reducing Identity Protection and Enhancing Intellectual Conflict. *The International Journal of Conflict Management*, 5 (3), 254-270.
 - * Turner, M., Pratkanis, A., Probasco, P., & Leve, C. (1992). Treat, Cohesion, and Group Effectiveness: Testing a Social Identity Maintenance Perspective on Groupthink. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63 (5), 781-796.
 - * Tversky, A., & Kahneman, D. (1974). Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases. *Science*, 185 (4157), 1124-1131.
 - * Velury, U., & Jenkins, D. (2006). Institutional Ownership and the Quality of Earnings. *Journal of Business Research*, 59 (9), 1043-1051.
 - * Wason, P. (1960). On the Failure to Eliminate Hypotheses in a Conceptual Task. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 12 (3), 129-140.
 - * Weber, J., Willenborg, M., & Zhang, J. (2008). Does Auditor Reputation Matter? The Case of KPMG Germany and ComROAD AG. *Journal of Accounting Research*, 46 (4), 941-972.
 - * Zeghal, D., Chtourou, S., & Sellami, Y.M. (2011). An analysis of the effect of mandatory adoption of IAS/IFRS on earnings management. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 20(2), 61–72.



Accounting Knowledge & Management Auditing

Vol. 13/ No. 52/ Winter 2024

The Effect of Auditor Confirmation Bias on Audit Error with Emphasis on the Moderating Role of Client and Auditor Characteristics

Salman Lotfi

Ph.D. Student, Faculty of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Zohreh Hajiha

Associate Professor, Faculty of Humanities, East Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Hamidreza Vakilifard

Associate Professor, Faculty of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Abstract

The main purpose of this study is to explain the effect of confirmation bias on audit error and also to explain the moderating role of client characteristics (market value and institutional shareholder ownership) and auditor (industry specialist auditor and first-class stock exchange trusted auditor) on the relationship between them. For this purpose, a sample consisting of 1168 firm-year from listed firms on the Tehran Stock Exchange during 2012-2020, is collected and analyzed. The results show that confirmation bias has a positive effect on type I audit error and type II audit error. The results also show that the positive effects of confirmation bias on type I audit error and type II audit error are less for clients with high market value, high institutional ownership percentage, and audits performed by industry specialist auditors and first-class stock exchange trusted auditors. The findings of this research could lead to development of theoretical foundations in auditing field, especially audit judgment and audit risk assessment. Further, the study results suggest additional training targeted at mitigating auditors' use of heuristics may be beneficial.

Keywords: Confirmation Bias, Auditing Risk, Audit Error