فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری
دوره ۶، شماره ۱، بهار ۱۳۹۹
صفحات ۱۱۵-۱۳۸
ISSN: 2476-5066
www.uctjournals.com

تأثیر ادراک سرمایه‌گذاران در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی

حمید محمدی۱*، محمد ایمانی برندق ۲ و رسول لطفی۳

۱دانشجوی کارشناسی ارشد رشته حسابداری، موسسه آموزش عالی تاکستان، قزوین، ایران.
۲دانشیار، حسابداری ، دانشگاه زنجان،زنجان،ایران
۳ دانشجوی دکتری آمار، مدرس موسسه آموزش عالی تاکستان، قزوین، ایران
*نویسنده مسئول: h.mohamadi7444@gmail.com

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی تأثیر ادراک سرمایه‌گذاران در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. جامعه آماری در این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که از این بین، ۱۵۸ شرکت بین سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ به‌صورت سیستماتیک انتخاب گردیدند. نتایج حاکی از این است که چرخش حسابرس بر کیفیت حسابرسی تأثیر معکوس دارد. همچنین، ادراک سرمایه‌گذاران در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر منفی دارد.

واژه‌های کلیدی: ادراک سرمایه‌گذاران، چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی

۱- مقدمه

یکی از ویژگی‌های کشورهای توسعه‌یافته، وجود بازارها و نهادهای مالی کارآمد است که ضمن ایفای نقش مهم در اقتصاد این کشورها، زمینه‌ساز رشد اقتصادی و توسعه آنها نیز هستند. بورس اوراق بهادار یکی از اجزای مهم بازارهای سرمایه است که سهامداران در آن با تصمیم‌گیری‌های اقتصادی سرمایه‌گذاری می‌کنند. تصمیم‌گیری‌های اقتصادی سهامداران نیازمند اطلاعاتی است که بتوان با کمک آنها منابع کمیاب را به‌گونه‌ای مطلوب تخصیص داد. از مهم‌ترین عوامل در تصمیم‌گیری صحیح و بهینه، اطلاعات مناسب و مرتبط با موضوع تصمیم است که اگر به‌درستی فراهم و پردازش نشود، آثار منفی برای فرد تصمیم‌گیرنده در پی خواهد داشت؛ بنابراین، اطلاعات شفاف را می‌توان بعنوان یکی از ابزارهای ایفای مسئولیت پاسخگویی مدیران دانست. هر قدر توزیع اطلاعات در جوامع بیشتر و شفاف‌تر باشد، امکان تصمیم‌گیری آگاهانه و پاسخگویی بخش خصوصی و دولتی در مورد چگونگی تحصیل و مصرف منابع بیشتر می‌شود و امکان رشد فساد مالی در جامعه کاهش می‌یابد (وکیلی فر، ۱۳۸۷).

۲- مبانی نظری پژوهش

۲-۱- محاسبه کیفیت حسابرسی

پس از تعریف کیفیت حسابرسی، هماهنگ کردن این مفهوم با یافتن روشی برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی امر مهمی می‌باشد. اگرچه، اندازه‌گیری تجربی کیفیت حسابرسی به دلیل اینکه "میزان اطمینان " حسابرسان غیرقابل مشاهده است، بسیار دشوار می‌باشد. دستیابی به درک بهتر کیفیت، با به‌کارگیری پروکسی‌های متفاوت مرتبط با کیفیت حسابرسی امکان‌پذیر است. مطالعه‌ای که توسط دِفوند و ژانگ (۲۰۱۴) انجام گرفت بیانگر روش‌های متفاوت اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی و تقسیم پروکسی‌های (معیارهای)[1] کیفیت حسابرسی به دو مقیاس ورودی و خروجی محور، می‌باشد.

۲-۲- مقیاس‌های مبتنی بر ورودی کیفیت حسابرسی

کاربرد مقیاس‌های ورودی محور کیفیت حسابرسی، بعنوان روشی برای استنباط کیفیت حسابرسی می‌تواند باشد زیرا مشتریان کیفیت حسابرسانی را بر اساس قابل مشاهده بودن آن انتخاب می‌کنند. دِفوند و ژانگ (۲۰۱۴) این مقیاس‌های مبتنی بر ورودی را به دو دسته تقسیم می‌کنند: (۱) مشخصه‌های ویژه حسابرس (۲) مشخصه‌های قراردادی حسابرس- مشتری. در گروه مشخصه‌های ویژه حسابرس، پروکسی (معیار) سایز حسابرس که معمولاً بر اساس مقیاس عضویت Big-N اندازه‌گیری می‌شود، برای کیفیت حسابرسی بکار برده می‌شود. دی آنجلو (۱۹۸۱) یکی از اولین محققانی است که از اهمیت کاربرد این پروکسی حمایت کرده است. وی معتقد بود که حسابرسانی با شمار زیادی مشتری به دلیل حجم بالای تضامین دارای کیفیت حسابرسی بالاتری می‌باشند. یکی دیگر از پروکسی‌های رایج، تخصص صنعت حسابرسی است؛ که معمولاً توسط صنعت مشتری سنجیده می‌شود. این پروکسی برای کیفیت حسابرسی بسیار محکم است زیرا از متخصصان حسابرس انتظار می‌رود جهت ارائه کیفیت حسابرسی بهتر دارای صلاحیت بالاتر و انگیزه‌های اعتباری قوی‌تری باشند.

در گروه دوم با عنوان مشخصه‌های قراردادی حسابرس- مشتری، هزینه‌های حسابرسی معمولاً بعنوان پروکسی برای کیفیت حسابرسی در نظر گرفته می‌شوند. هزینه‌های حسابرسی قرار است سطح تلاش حسابرس که بعنوان ورودی در فرآیند حسابرسی و در نتیجه مرتبط با کیفیت حسابرسی است، اندازه‌گیری شود (دِفوند، ژانگ، مروری بر تحقیقات بایگانی حسابرسی (۲۰۱۴). دِفوند (۲۰۱۴) بر این باوراند که محدودیت‌های کاربرد روش مبتنی بر مقیاس‌های ورودی کیفیت حسابرسی، نسبتاً پر سروصدا هستند (ورودی‌ها الزاماً به خروجی برگردانده نمی‌شوند).

۲-۳- مقیاس‌های کیفیت حسابرسی مبتنی بر خروجی

به‌جز مقیاس‌های ورودی محور، مقیاس‌های کیفیت حسابرسی مبتنی بر خروجی نیز وجود دارند که معمولاً در نشریات بکاربرده می‌شوند. این مقیاس‌ها توسط دفوند (۲۰۱۴) به ۴ گروه تقسیم می‌شوند (۱) اظهارات غلط مادی (تحریف‌های با اهمیت)[2] (۲) ارتباطات حسابرس، (۳) کیفیت گزارشات مالی (۴) مقیاس‌های مبتنی بر ادراک.

1 Proxies
2 Material misstatements

معمولاً دو پروکسی در گروه مطالب ارائه‌شده نادرست بکار می‌رود (۱) اظهارات مجدد (۲) انتشار اقدامات حسابرسی و حسابداری (AAER[3]). انتشار اقدامات حسابرسی و حسابداری، اقداماتی مرتبط با دعاوی مدنی است که توسط کمسیون امنیت و تبادل در دادگاه فدرال و یا مراحل اداری اجرا می‌شد. این دو پروکسی مقیاس مستقیم کیفیت حسابرسی را ارائه می‌دهند زیرا این امر نشان می‌دهد که حسابرس به غلط نظر کارشناسی نشده‌ای را درباره اظهارات مالی نادرست، ارائه داده است (دِفوند، ۲۰۱۴).

در گروه ارتباطات حسابرس، پروکسی که معمولاً بکار برده می‌شود عبارت است از نگرانی تداوم حسابرس. این گروه از نظرات حسابرس مرتبط با ارزیابی حسابرس از تردید اساسی در توانایی مشتری در ادامه کار (دِفوند، ژانگ ۲۰۱۴) می‌باشد. این تداوم نگرانی می‌تواند بعنوان پروکسی در کیفیت حسابرسی بکاربرده شود زیرا حسابرسان با کیفیت بالا معمولاً تمایل دارند شرایط مالی شرکت را ارزیابی کنند و در برابر فشار مشتری نه برای صدور نگرانی، مقاومت می‌کنند (فوگل- یاری و ژانگ، ۲۰۱۳).

۲-۴- چرخش شرکای حسابرسی

۲-۴-۱. نقش حسابرس[4]

حسابرس قانونی[5] می‌بایست در مورد صحت صورت‌های مالی شرکت اظهارنظر کند. ذینفعان[6]، سرمایه‌گذاران، سهامداران و عموم مردم طرفینی هستند که به این حسابرسان تکیه می‌کنند. از این‌رو، حسابرس قانونی با تقویت اعتبار[7] و کارایی[8] صورت‌های مالی حسابرسی شده در کارکرد بازار نقش مهمی ایفا می‌کند. تنها حسابرسان مورد تائید می‌توانند حسابرسی قانونی را انجام دهند (کمیسیون اروپا ۲۰۱۶). بنا بر آیین‌نامه حسابرسی قانونی حسابرسان قانونی باید اصول اخلاق حرفه‌ای را رعایت کنند و همچنین باید تابع چندین اصول مرتبط با استقلال، از جوانب رفتاری تا ملاحظات در باب مالکیت، هزینه‌ها، چرخش، کمیته حسابرسی و سیستم کنترلی شرکت باشند (کمیسیون اروپا،۲۰۱۰). یکی از مسئولیت‌های حسابرسان این است که نسبت به عادی بودن صورت‌های مالی از گزارش‌های غلط و تقلب اطمینان حاصل کنند، هرچند که در حصول اطمینان از کیفیت گزارش‌دهی مالی مسئولیت‌ها بسیار فراتر از کشف تخطی‌های GAAP و گزارش آنهاست. به بیان دیگر، حسابرسانی که قصد دارند کیفیت حسابرسی بالایی داشته باشند باید مطمئن شوند که صورت‌های مالی به‌طور وفادارانه اقتصاد زیربنایی شرکت را منعکس می‌کند. اینکه مسئولیت حسابرسان فراتر از شناسایی صرف صورت‌های مالی غلط است، هماهنگ با استانداردهای عموماً پذیرفته‌شده حسابرسی است که حسابرسان را ملزم به ارزیابی کیفیت گزارش‌دهی مالی مشتریان می‌کند (دوفوند و ژانگ، ۲۰۱۴). بعنوان نمونه، استاندارد حسابرسی ۹۰ بیان می‌کند که حسابرسان باید "کیفیت و نه تنها پذیرفتنی بودن اصول حسابرسی شرکت را آنگونه که در گزارش‌دهی مالی آن به کار می‌رود " ارزیابی کنند (PCAOB 2010). به همین نحو، وظیفه حسابرسان مبنی بر حصول اطمینان از کیفیت حسابرسی مالی، با نظر حسابرس هماهنگ است و بازنمایی منصفانه‌ای از صورت‌های مالی مطابق با GAAP[9] ارائه می‌کند و حاکی از این است که حسابرسان مسئول این هستند که دریابند GAAP چگونه اجرا می‌شود. گذشته از این، اصل استقلال حسابرس حسابرسان را ملزم می‌کند تا اگر چه خود در این زمینه آگاه هستند، اما بدون تعصب به پرونده مشتریان رسیدگی کنند و در غیر این صورت فاقد عینی‌گرایی مورد نیاز برای قابل‌اعتماد بودن نتایج هستند (بخش AU ۲۲-استقلال).

3 Accounting and auditing enforcement releases
4 Auditor
5 Statutory auditor
6 Stakeholders
7 Credibility
8 Efficiency
9 Generally accepted accounting principles

علاوه بر این، شایان ذکر است که کیفیت حسابرسی با کیفیت نظر حسابرسان در رابطه با تأیید صورت‌های مالی[10] مرتبط است نه با نظر خود حسابرس. در کیفیت نظرات حسابرسان در رابطه تفاوت چشمگیری وجود دارد؛ از کیفیت خیلی بالا تا خیلی پایین. در مقایسه با حسابرسانی که کیفیت پایین ارائه می‌کنند، حسابرسانی که کیفیت بالا ارائه می‌کنند از اینکه صورت‌های مالی انعکاس وفادارانه‌ای از وضعیت اقتصادی شرکت است بیشتر اطمینان حاصل می‌کنند (دوفوند و ژانگ، ۲۰۱۴). با توجه به اینکه کیفیت بالای حسابرسی قابلیت اعتماد گزارش‌های مالی را تقویت می‌کند، کیفیت حسابرسی نیز مؤلفه‌ای از کیفیت گزارش‌دهی مالی است بدین معنی که بالا رفتن قابلیت اعتماد باعث می‌شود که اطمینان بیشتری نسبت به انعکاس واقع‌بینانه صورت‌های مالی از وضعیت اقتصادی شرکت ایجاد شود (دوفوند و ژانگ، ۲۰۱۴). یک جنبه مهم دیگر در رابطه با حصول اطمینان از کیفیت حسابرسی، بانا بر کمیسیون اروپا (۲۰۱۰) ملاحظه ارتباط داخلی است. برای تضمین گفتگوی داخلی مناسب بین کمیته حسابرسی، حسابرس قانونی و حسابرسان داخلی نیاز به گفتگوهای دوره‌ای است. کنترل داخلی برای کاهش شکاف موجود در نظارت بر ریسک، رعایت قوانین و بررسی جامع دارایی‌ها، بدهی‌ها، درآمدها و مخارج، ضروری است. با توجه به اینکه حسابرسان باید اطلاعات مالی و اقتصادی شرکت حسابرسی شده را پیش‌بینی کنند، می‌بایست بر اطلاعات مربوط به تاریخچه شرکت و اطلاعات مالی آتی آن متمرکز شوند (کمیسیون اروپا، ۲۰۱۰).

شرکت‌های فهرست شده در بورس می‌بایست بنا بر قانون حسابرسی شوند هرچند که حسابرسان ملزم نیستند که مطمئن شوند صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت کاملاً از اطلاعات غلط عادی است. آنها متعهد هستند به ارائه "ضمانت معقول " بدین معنی که کافی است سطح بالایی از اطمینان را در این رابطه حاصل کنند اما نیازی نیست به‌صورت صد در صد اطمینان حاصل کنند که صورت‌های مالی حسابرسی و ارائه شده استاندارد و صحیح هستند و با چهارچوب زیربنایی گزارش‌دهی مالی مطابقت دارند (کمیسیون اروپا،۲۰۱۰). هرچند، کمیسیون اروپا در حال بحث در مورد اجرایی بودن سناریویی است که در آن نقش حسابرس نقش بازرس قانونی، شخص ثالث و یا قانون‌گذاری است که مثلاً مسئول گماشتن حسابرس است و در رابطه با دستمزد و طول مدت کار تصمیم می‌گیرد نه خود شرکت حسابرسی شده. به‌طور اخص در شرکت‌های بزرگ و نهادهای مالی سیستماتیک این مفهوم برای حسابرسی صورت‌های مالی‌شان حائز اهمیت کلیدی است (کمیسیون اروپا،۲۰۱۰).

۲-۴-۲. تأثیر چرخش حسابرس و رابطه حسابرس-مشتری بر کیفیت حسابرسی

همانطور که قبلاً بیان شد، چند حادثه اخیر نظیر فروپاشی انرون و بحران مالی در سراسر جهان نگرانی‌هایی را در مورد کیفیت حسابرسی ایجاد کرده است. قانون‌گذاران، وضع‌کنندگان مقررات و دانشگاهیان شروع کردند به پرسش در مورد تأثیری که رابطه بلندمدت بین حسابرس و مشتری بر استقلال حسابرس و شرکا حرفه‌ای دارد و این امر باعث ایجاد نیاز به سیاست مقرراتی جدید نظیر چرخش اجباری حسابرس شد (فرث و دیگران، ۲۰۱۲). در مجموع، چرخش حسابدار موضوعی است که بسیار در مورد آن بحث شده است و چندین مطالعه برای دریافتن مزایا و معایب این مقررات جدید و تأثیر آن بر کیفیت حسابرسی انجام‌شده است (فورتونس داتین، ۲۰۱۷).

محققان به این نکته اشاره کرده‌اند که استدلال‌هایی که علیه چرخش اجباری حسابرس ارائه‌شده به موضوعات مرتبط با کیفیت حسابرسی، استقلال حسابرس و افزایش هزینه‌های حسابرسی مربوط هستند (دفتر حسابداری عمومی). همراستا با پنل هیئت نظارت عمومی بر تأثیربخشی[11] حسابرسی (POB 200، ۱۰۹) عدم وجود رابطه نزدیک‌بین حسابرس و مشتری باعث می‌شود حسابرس استقلال واقعی بیابد و از طریق ارزیابی حرفه‌ای، حسابرسان با کیفیت بالایی ایجاد شوند. اعتقاد بر این است که کشف و گزارش حجم زیادی از داده‌های منفی در مورد مشتری بیشتر از ناحیه حسابرسی محتمل است که استقلال واقعی داشته و فارغ از رابطه‌ای بلندمدت باشد. چرخش اجباری حسابرس می‌تواند از ائتلاف استقلال حسابرس جلوگیری کند به‌ویژه وقتی تعداد سال‌ها ثابت باشند (گایگر و راگوناندان، ۲۰۰۲). همچنین، مطابق با SEC[12] (کمیته اجرایی بخش شیوه‌ها)،

10 Financial statements
11 Effectiveness
12 Securities and Exchange Commission

چرخش اجباری حسابرسی احتمالاً معایب مدت‌زمان طولانی تصدی حسابرس را تعادل می‌بخشد. اول اینکه، محققان دریافتند که رابطه‌ای که در آن حسابرسان ممکن است شرکای حرفه‌ای خود را از دست بدهند می‌تواند توانایی کشف تقلب را کاهش دهد (فورتونس داتین، ۲۰۱۷). دوم اینکه، حسابرسانی که در رابطه بلندمدت قرار دارند فرایند بازرسی را صرفاً تکرار فعالیت‌های قبلی خود با همان مشتری ثابت در نظر می‌گیرند و اینجاست که این فعالیت باعث می‌شود که حسابرس انتظار نتایج را داشته باشد نه اینکه توجه بیشتری به نکات ظریفی کند که در محیط مشتری تغییر کرده‌اند. سوم اینکه در رابطه با SEC حسابرسان به‌احتمال بیشتر مشکلات را در مدت‌زمان تصدی طولانی نادیده می‌گیرند تا مدت‌زمان طولانی سر کار باشند. این به‌نوبه خود باعث می‌شود وضعیتی ایجاد شود که در آن حسابرسان بیشتر به مدیریت شرکت مشتری اولویت دهند تا اینکه پایبند اصول حرفه‌ای باشند. این مسئله را می‌توان با چرخش اجباری[13] حل کرد؛ در چرخش اجباری حسابرسان جدید به شیوه‌های حسابداری نگاه متفاوتی خواهد داشت و نظرات مختلفی را ارائه خواهند داد و نیز میل حسابرسان به تأمین خواسته‌های مشتری کاهش می‌یابد (فرونس داتین، ۲۰۱۷).

گذشته از این حامیان چرخش حسابرس بر این باوراند که مقررات جدید حسابرسان را برای عملکرد مستقل ترغیب خواهد کرد چرا که آگاه هستند که در این شرکت به‌خصوص زمان محدودی در اختیار دارند و عواید برای مدت‌زمان معینی است. از سوی دیگر، مخالفان استدلال می‌کنند که حسابرسان برای اتمام کار مشتریان با بودجه از پیش تعیین شده تحت‌فشار شدیدی قرار دارند. علاوه بر این، آنها خاطرنشان می‌کنند که هر دو طرف یعنی شرکت حسابرسی و شرکت‌های دولتی در معرض هزینه‌های بالاتری قرار خواهند داشت. ارزشی که نگرش تازه شرکت حسابرسی جدید در چشم مخالفین دارد ممکن است جبران افزایش ریسک شکست حسابرسی و هزینه‌ها را در پی داشته باشد. هر چند که حامیان بر این باوراند که هزینه‌های افزایش یافته با ارزش نگاه تازه‌ای که از سهامداران و سایر طرفین که به‌صورت‌های مالی وابسته هستند محافظت می‌کند جبران می‌شود.

۲-۵- ادراک سرمایه‌گذاران

یکی از مفاهیم اساسی در مدیریت مالی، مفهوم ریسک و بازده است. افراد تمایل دارند در اموری سرمایه‌گذاری کنند که دارای بازدهی مورد انتظار بالایی باشد تا مطلوبیت خود را حداکثر سازند. از طرفی می‌دانیم کسب بازدهی بالا خود نیازمند پذیرش ریسک متناسب با آن است. اکثر نظریه‌های اقتصادی و مالی بر این فرض استوارند که سرمایه‌گذاران در زمان تصمیم‌گیری به‌صورت کاملاً عقلایی عمل می‌کنند که این با نظریه "انسان اقتصادی عقلایی " منطبق است. سرمایه‌گذاران به هنگام سرمایه‌گذاری تمامی جوانب را در نظر می‌گیرند و عقلایی‌ترین تصمیم را اتخاذ می‌کنند. ولی در برخی مواقع عواملی باعث بروز رفتار غیرعقلانی می‌شود و نحوه تصمیم‌گیری آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد که ناشی از ناکارایی بازارهای مالی است (توماس، ۲۰۰۳). بنابراین نداشتن اطلاعات صحیح منجر به بروز خطاهای ادراکی می‌شود و می‌توان از طریق شناسایی ویژگی‌های شخصیتی و انحرافات رفتاری سرمایه‌گذاران و ارائه برنامه‌هایی که تأثیر این انحرافات را در مالی رفتاری کاهش دهد، میزان انحراف از تصمیمات بلندمدت را کاهش داده و به سرمایه‌گذاران برای دستیابی به اهداف مالی بلندمدت خود کمک نمود. در مطالعه (سعدی، ۱۳۸۹) سعی شده است تا ارتباط بین شخصیت با خطاهای ادراکی سرمایه‌گذاران مورد بررسی قرار گیرد و رهنمودهای لازم برای سرمایه‌گذاران جهت اتخاذ تصمیمات بهینه در بورس اوراق بهادار فراهم آید. عرصه ظهور علوم رفتاری در مباحث مالی، یک رویکرد جدید نسبت به مطالعات بازارهای مالی است. این رویکرد به این موضوع می‌پردازد که برخلاف مباحث و نظریه‌های مالی استاندارد، گرایش‌های رفتاری و شناختی می‌تواند بر قیمت دارایی‌های مالی تأثیرگذار باشد. با وجود مطالعات زیادی که در این زمینه انجام‌شده است، باز بسیاری از افراد فاقد درک صحیح از مفهوم نهفته در مالی رفتاری هستند از مطالعات صورت گرفته در این حوزه می‌توان به مطالعات شیلر و آندری شلدیفر اشاره نمود.

مطالعاتی در زمینه انواع مختلف خطاهای ادراکی و چگونگی تأثیر این خطاها بر تصمیم‌گیری مالی سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی انجام‌شده و به این نتیجه دست یافتند که سرمایه‌گذاران از چندین خطا، زیان می‌بینند. از دیگر پژوهشگران در این حوزه دنیل کانمن و تورسکی (۱۹۹۹) بودند که با مطرح نمودن تئوری انتظار به بسط این دانش کمک چشمگیری نمودند، همچنین

13 Mandatory rotation

اشنایدر (۱۹۹۲) پژوهشگرانی بودند که با ارائه مقالات در زمینه مالی رفتاری نقش مهمی در مدیریت مالی ایفا نموده و سهم عظیمی جهت کمک به سرمایه‌گذاران در اتخاذ تصمیمات مالی را دارا می‌باشند.

عاملان اقتصادی در الگوهای رفتاری برخلاف نظریه‌های نئوکلاسیک منطقی نیستند، بلکه یا به خاطر ترجیحاتشان و یا به دلیل خطاهای شناختی، کاملاً عقلایی رفتار نمی‌کنند (فارلین، ۲۰۰۶). عوامل غیرعقلایی همچون؛ احساسات، فرهنگ، شخصیت، دین و ایدئولوژی از جمله عواملی هستند که نقش بسزایی در رفتار افراد در موقعیت‌های مختلف تصمیم‌گیری دارند. پارادایم مالی رفتاری آشکار می‌سازد که سرمایه‌گذاران چگونه رفتار می‌کنند و چطور ممکن است رفتارشان، بازارهای مالی را تحت تأثیر قرار دهد و به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا بیاموزند که چگونه می‌توان عقلایی رفتار کرد (کیم، ۲۰۰۸). درواقع اساس مالی رفتاری را انطباق بین احساس و نحوه تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار تشکیل می‌دهد. مالی رفتاری خرد به سؤالاتی از این دست می‌پردازد که آیا سرمایه‌گذاران فردی کاملاً عقلایی رفتار می‌کنند یا خطاهای ادراکی و احساسی تصمیمات آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ در حالی که در مالی رفتاری کلان به این سؤال پرداخته می‌شود که فرضیه کارا تا چه حد توضیح‌دهنده رفتار بازار مالی است و ناکارایی‌های بازار چگونه توجیه می‌شوند؟

به‌طور اساسی علم مالی استاندارد بر قوانینی در مورد این‌که سرمایه‌گذاران چگونه باید رفتار کنند بنا شده است، به‌جای این‌که بر اصولی بنا شده باشد که توصیف کند آن‌ها در واقع چگونه رفتار می‌کنند. مالی رفتاری تلاش می‌کند تا پدیده‌های روان‌شناختی انسانی فعال در بازارهای مالی را شناسایی کند. با این حال، علم مالی استاندارد مفروضاتش را بر اساس رفتار مالی ایده‌آل شده بنا کرده است در حالی که مفروضات مالی رفتاری بر اساس رفتار مالی مشاهده شده بنا شده است.

در یک بازار کارا، قیمت‌ها بیانگر تمامی اطلاعات موجود هستند. یک بازار کارا را می‌توان بعنوان بازاری تعریف کرد که در آن تعداد زیادی از سرمایه‌گذاران عقلایی به‌منظور حداکثرکردن سود در مسیر اوراق بهادار منفرد عمل می‌کنند. مطالعات بسیاری به شواهدی که فرضیه بازار کارا را حمایت می‌کند، اشاره کرده‌اند؛ اما یکی از مشکلات تصمیم‌گیری این است که سرمایه‌گذار نمی‌تواند اطلاعات را به‌طور کامل دریافت کند (هیرشفیر، ۲۰۰۱). بنابراین ناکارایی در بازار باعث اتخاذ تصمیمات غیر عقلایی می‌شود. با این حال پژوهشگران ناهنجاری‌های پایدار فراوانی را که با فرضیه بازار کارا تناقض دارد، مستند، کرده‌اند. سه گونه عمده ناهنجاری بازاری وجود دارد: ناهنجاری‌های بنیادی، ناهنجاری‌های تکنیکی و ناهنجاری‌های تقویمی. شناخت این ناهنجاری‌ها و تلاش برای کاهش آن‌ها می‌تواند سرمایه‌گذاران را در اتخاذ تصمیمات عقلایی یاری رساند.

تصمیم‌گیری عقلایی (غیرواقعی)، سرمایه‌گذاری و سرمایه‌گذاری واقعی در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری فرض بر این است که تصمیم‌گیری باید عقلایی باشد. اگرچه تصمیم را می‌توان بر اساس عوامل متعددی اتخاذ کرد ولی عموماً نظر این است که، تصمیم‌گیری عقلایی بهترین شیوه اخذ تصمیم است. از این‌رو به افراد توصیه می‌شود عقلایی عمل نمایند، یعنی در تصمیم‌گیری‌های خود عواطف و احساسات شخصی را دخالت ندهند و با عینیت و واقعیت تصمیم‌گیری کنند؛ اما مشکل این است که مفهوم انسان عقلایی، مفهوم کاملاً روشن و بدون ابهامی نیست و تصمیم‌گیری‌های انسان به طریقی از فرض‌های استاندارد علم اقتصاد انحراف پیدا می‌کند. در برخی مواقع شرایطی به وجود می‌آید که امکان رفتار عقلایی را از تصمیم‌گیرنده سلب می‌کند. در این راستا شخصیت و ادراک سرمایه‌گذار از عواملی است که باید توجه شود (بولهویس، ۲۰۰۵).

پژوهش‌های زیادی در زمینه رفتار سرمایه‌گذار و عواملی که ممکن است منافع آن‌ها را تحت تأثیر قرار دهد، انجام‌شده است و به این نتیجه رسیده‌اند که اگر معامله گران می‌توانستند پرتفوی خود را به خوبی مدیریت کنند (یعنی با قیمت بالا بفروشند و با کمترین قیمت خریداری کنند)، می‌توان ادعا نمود که رفتار عقلایی است (ماسونون، ۲۰۰۷). متدولوژی اقتصاد اثباتی در پی درک رفتار انسان و ماهیت وی است؛ یعنی آن طوری که رفتار می‌کند نه آن‌طور که باید و این مقوله به‌نوعی با مالی رفتاری ارتباط پیدا می‌کند. به‌طور اساسی انسان اقتصادی عقلایی فردی است که تلاش می‌کند تا به اهداف خاص خود، با حداقل هزینه دست یابد. این مدل با توجه به اعتباری که در نزد اقتصاددانان داشت، ولی بعدها توسط اقتصاددانان دیگری چون تورشتاین وبلن و جان مینارد کینز مورد انتقاد قرار گرفت؛ که هیچ انسانی نمی‌تواند به‌طور کامل از تمامی وقایع آگاه باشد و مطلوبیت مورد انتظار خود را با تعیین کردن انتظاراتش در تمامی زمان‌ها حداکثر سازد. آنها در عوض "عقلانیت محدود " را

فرض کردند که هر تلاشی برای درک اینکه درواقع انسان‌ها چگونه تصمیم می‌گیرند؛ بستگی به سازمان‌دهی فرایند اطلاعات و محدودیت‌های فرد دارد (فرانکفورتر، ۲۰۰۴). عقلانیت محدود سایمون فرض می‌کند، انتخاب‌های افراد عقلایی؛ اما مشروط به محدودیت‌های دانش و ظرفیت شناختی هستند. عقلانیت محدود در ارتباط با روش‌هایی است که در آن‌ها انتخاب‌های نهایی به‌وسیله فرآیند تصمیم‌گیری شکل می‌گیرند. از آنجایی که منطق در برگیرنده طیف وسیعی از رفتار آدمی است، اگرچه فرض کنیم کل رفتار منطقی است و تصمیمات اتخاذشده عقلایی است باز همواره با خطاهایی روبه‌رو هستیم که مفهوم عقلانیت را زیر سؤال می‌برد.

مدیریت مالی رفتاری به بررسی این موضوع می‌پردازد که چگونه مدیران اطلاعات را گردآوری، تعبیر و مورد پردازش قرار می‌دهند. به‌ویژه این حوزه از دانش بر روی پیش‌داوری‌های شناختی و ادراکی تمرکز دارد. در این علم تصور می‌شود که مدل‌ها می‌توانند بر روی رفتار تأثیر گذاشته و به تصمیمات شکل دهند. این پیش‌داوری‌ها می‌توانند در فرایند تصمیم‌گیری اختلال ایجاد کرده و به نتایجی پایین‌تر از سطح بهینه منجر شوند؛ زیرا عواطف بر کنترل شخصی فائق می‌آیند و به رفتار مالی شکل می‌دهند. دانشمندان علوم رفتاری و تصمیم‌گیری دریافتند که تحت شرایط معین افراد در قضاوت‌هایشان دچار خطای ذهنی می‌شوند که این اشتباه‌ها می‌تواند به انتظارات نادرست منجر شده و باعث قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار شود و درنهایت به تصمیم‌گیری نامعقول منجر شود. در ارتباط با این موضوع تمرکز ما روی اشتباه‌های روزمره است که دربرگیرنده تفکرات سرمایه‌گذاران است. از آنجایی که فرض می‌شود انسان‌ها عقلایی عمل می‌کنند؛ همواره بین آنچه درک می‌کنند و فکر می‌کنند، تناقض وجود دارد. بنابراین تناقض به بروز خطاهای روانشناسی منجر می‌شود و این با این موضوع که اغلب سرمایه‌گذاران فکر می‌کنند که بهترین تصمیم‌گیرنده هستند، ارتباط پیدا می‌کند. به‌علاوه آن‌ها در جستجوی اطلاعاتی که این باور را تأیید نماید، هستند که این نیز به بروز اشتباهات تصمیم‌گیری منجر می‌شود؛ زیرا اطلاعاتی که به دست می‌آورند، کارا نیست. احساس یک حالت روان‌شناختی و فیزیولوژیک حاصل از تعامل با یک شی، یک شخص و یا یک واقعه است (قلی پور، ۱۳۸۶)؛ تغییر ترجیحات ریسک، رسانه، اجتماع، خطای پیوستگی و خطای غلبه نمودن و مواردی از این قبیل احساس افراد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. احساس بعد از پردازش تبدیل به ادراک می‌شود، اما همیشه آنچه که درک می‌شود منطبق با واقعیت نیست.

۳- پیشینه تحقیق

حد پور و ایمان زاده (۱۳۹۸) به ارزیابی میزان تأثیر چرخش حسابرسان بر کیفیت حسابرسی با در نظر گرفتن تغییر در مدیریت پرداخته‌اند. هدف پژوهش فوق، بررسی رابطه بین ارزیابی میزان تأثیر چرخش حسابرسان بر کیفیت حسابرسی با در نظر گرفتن تغییر در مدیریت در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که یک رابطه مثبت و معنی‌دار بین چرخش حسابرسان بر کیفیت حسابرسی با در نظر گرفتن تغییر در مدیریت در شرکت‌ها وجود دارد.

بهارمقدم و جوکار (۱۳۹۷) به بررسی اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر تمایلات سرمایه‌گذاران پرداخته‌اند. هدف پژوهش فوق، بررسی اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر تمایلات سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۴ بود. کیفیت حسابرسی به‌وسیله متغیرهای مشاهده‌پذیر نوع گزارشات و اندازه حسابرس اندازه‌گیری می‌شود و برای سنجش تمایلات سرمایه‌گذاران از یک شاخص ترکیبی، متشکل از پنج معیار خرد و دو معیار کلان اقتصادی استفاده شده است تا بتوان اثرات کلان اقتصادی را نیز کاهش داد. نتایج پژوهش نشان داد گزارشات حسابرس اعتماد سرمایه‌گذاران به اطلاعات حسابداری را تقویت می‌کند و بر تمایلات سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری سهام تأثیر می‌گذارد؛ اما اندازه حسابرس دارای اثر تعدیل‌کنندگی نمی‌باشد و تأثیری بر تمایلات سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه ندارد.

رضایی (۱۳۹۷) به بررسی تأثیر تخصص حسابرس و جریان وجوه نقد آزاد بر رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری پرداخته است. هدف پژوهش فوق، بررسی تأثیر تخصص حسابرس و جریان وجوه نقد آزاد بر رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه حقوق مالکانه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۶ بود. نتایج نشان

داده که تأثیر تخصص حسابرس بر رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه حقوق مالکانه شرکت‌ها منفی و معناداری است، همچنین تأثیر جریان نقد آزاد بر رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه حقوق مالکانه شرکت‌ها مثبت و معنادار است.

سینگ (۲۰۱۹) تأثیر تصدی شریک حسابرسی و هزینه غیر حسابرسی بر کیفیت حسابرسی پرداخته است. هدف پژوهش فوق، تأثیر استقلال بر رابطه بین تصدی شریک حسابرسی و هزینه غیر حسابرسی بر کیفیت حسابرسی شرکت‌های استرالیایی طی دوره زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۶ است. نتایج نشان داده است که ادراک سرمایه‌گذاران سبب تعدیل رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی شده است که استقلال بر رابطه بین تصدی شریک حسابرسی و هزینه غیر حسابرسی بر کیفیت حسابرسی تأثیر مثبت دارد.

کریشنان (۲۰۱۸) به بررسی تأثیر ادراک سرمایه‌گذاران در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی پرداخته است. هدف پژوهش فوق، بررسی تأثیر ادراک سرمایه‌گذاران در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی شرکت‌های آمریکایی طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۵ بود. نتایج نشان داده است که ادراک سرمایه‌گذاران سبب تعدیل رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی شده است.

ژانگ (۲۰۱۸) به بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی و احساسات سرمایه‌گذاران بر ضریب واکنش سود پرداخته است. هدف پژوهش فوق، بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی و احساسات سرمایه‌گذاران بر ضریب واکنش سود در بازار سهام چینی طی دوره ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۴ بود. نتایج تجربی نشان داده است که کیفیت حسابرسی تأثیرات متمایزی بر روی احساسات سرمایه‌گذاران دارد. همچنین، بین کیفیت حسابرسی و ضریب واکنش سود رابطه مستقیم برقرار است.

کوربلا (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین چرخش شرکت حسابرسی با هزینه حسابرسی و کیفیت حسابرسی پرداخته است. هدف تحقیق فوق، بررسی رابطه بین چرخش شرکت حسابرسی با رتبه کیفی حسابرسی و کیفیت حسابرسی شرکت‌های دولتی ایتالیایی طی دوره زمانی ۱۹۹۸ و ۲۰۱۱ است. بین چرخش شرکت حسابرسی با رتبه کیفی حسابرسی و کیفیت حسابرسی رابطه معکوس برقرار است.

عزیزخانی (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و کیفیت حسابرسی پرداخته است. هدف پژوهش فوق، بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و کیفیت حسابرسی با توجه شرایط حسابرسی در بازار سرمایه ایران طی بازه زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۶ است. نتایج نشان داده است که دوره تصدی کوتاه‌مدت حسابرس سبب کاهش اشتباهات شده است. همچنین، دوره چرخش اجباری بر بهبود کیفیت گزارشگری مالی تأثیر مثبت داشته است.

۴- فرضیه‌ها و الگوهای پژوهش

فرضیه‌های پژوهش به‌صورت زیر تدوین شده است:

- فرضیه ۱: چرخش حسابرس بر کیفیت حسابرسی تأثیر دارد.
- فرضیه ۲: ادراک سرمایه‌گذاران در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر منفی دارد.
- فرضیه ۲-۱: ضریب پاسخ سود در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر منفی دارد.
- فرضیه ۲-۲: ارزش سهام سهامداران کوتاه‌مدت در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر منفی دارد.
- فرضیه ۲-۳: هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر منفی دارد.

۴-۱- مدل ریاضی تحقیق (کریشنان، ۲۰۱۸):

برای بررسی فرضیه تحقیق، به شرح زیر عمل می‌کنیم:

«ادراک سرمایه‌گذاران از سه مشخصه ضریب پاسخ سود، فروش کوتاه‌مدت و هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام»

- **ضریب پاسخ سود**

ادبیات پیشین نشان داده است که می‌بایست اطلاعاتی توسط سرمایه‌گذاران در بازار استفاده شود تا بتوانند تصمیم‌گیری درستی در قبال آن اتخاذ کنند. از این‌رو، از مدل رگرسیونی زیر برای تجزیه‌وتحلیل اثر چرخش حسابرس در پاسخگویی بازار به اخبار سود استفاده می‌شود.

$$UE_{it}=\beta_0+\beta_1CAR_{it}+\beta_2ROTATE_{it}+\beta_3CAR_{it}*ROTATE_{it}+\beta_4SIZE_{it}+\beta_5LEV_{it}+\beta_6BM_{it}+\beta_7RET_{it} \quad (۴-۱)$$
$$+\beta_8TURN_{it}+\beta_9TURNQ_{it}+\beta_{10}INSTQ_{it}+\beta_{11}GROW_{it}+\beta_{12}BETA_{it}+\beta_{13}BETASD_{it}+\beta_{14}\ CASHSD_{it}+\varepsilon_{it}$$

CAR: نشان‌دهنده بازده غیرعادی سهام است.

UE: نسبت تغییرات هزینه حسابرسی شرکت محاسبه می‌شود.

ROTATE: یک متغیر ساختگی است که اگر مدت تصدی حسابرس تنها یک سال در شرکت باشد ۱ است و در غیر این صورت برابر صفر است.

- **تخمین ارزش سهام سهامداران کوتاه‌مدت:**

از مدل رگرسیون زیر برای تجزیه‌وتحلیل ارزش سهام از شریک حسابرسی استفاده می‌شود:

$$UE_{it}=\beta_0+\beta_1ABSI_{it}+\beta_2ROTATE_{it}+\beta_3ABSI_{it}*ROTATE_{it}+\beta_4SIZE_{it}+\beta_5LEV_{it}+\beta_6BM_{it}+\beta_7RET_{it} \quad (۴-۲)$$
$$+\beta_8TURN_{it}+\beta_9TURNQ_{it}+\beta_{10}INSTQ_{it}+\beta_{11}GROW_{it}+\beta_{12}BETA_{it}+\beta_{13}BETASD_{it}+\beta_{14}\ CASHSD_{it}$$
$$+\varepsilon_{it}$$

SI: تعداد سهام متعلق به سهامداران موقتی (سهامدارانی که امسال سهام شرکت را دارند سال بعد خیر) به‌کل سهامداران

ABSI: نسبت ارزش بازار به دفتری می‌شود.

- **تخمین هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام:**

مطالعات قبلی نشان داده است که افزایش شفافیت گزارشگری مالی می‌تواند مشکل انتخاب نامطلوب و مشکلات نقدینگی را کاهش دهد. در نتیجه، به علت افزایش تقاضا برای اوراق بهادار شرکت، هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام کاهش خواهد آمد؛ بنابراین، از مدل زیر برای سنجش رابطه بین هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام و چرخش حسابرس استفاده می‌شود:

$$UE_{it}=\beta_0+\beta_1COE_{it}+\beta_2ROTATE_{it}+\beta_3COE*ROTATE_{it}+\beta_4SIZE_{it}+\beta_5LEV_{it}+\beta_6BM_{it}+\beta_7RET_{it} \quad (۴-۳)$$
$$+\beta_8TURN_{it}+\beta_9TURNQ_{it}+\beta_{10}INSTQ_{it}+\beta_{11}GROW_{it}+\beta_{12}BETA_{it}+\beta_{13}BETASD_{it}+\beta_{14}CASHSD_{it}+\varepsilon_{it}$$

۵- روش‌های جمع‌آوری اطلاعات و داده‌ها

در این پژوهش اطلاعات مورد نیاز به روش‌های زیر جمع‌آوری گردید:

۱- روش کتابخانه‌ای: از این روش برای جمع‌آوری اطلاعات در زمینه ادبیات و پیشینه پژوهش استفاده گردید. لذا با مطالعه کتب و مقالات و جستجو در سایت‌های اینترنتی، اطلاعات مورد نیاز جمع‌آوری شد (توسلی،۱۳۹۱).

۲- روش اسناد کاوی: جهت انجام پژوهش و جمع‌آوری اطلاعات مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌ها از این روش استفاده گردید. جمع‌آوری اطلاعات با استفاده از نرم‌افزارهای تدبیرپرداز و ره‌آورد نوین و سایت‌های اینترنتی مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار و سازمان بورس اوراق بهادار صورت پذیرفته است (گجراتی،۱۳۸۶).

همچنین برای آماده‌سازی متغیرهای لازم جهت استفاده در مدل‌های مربوط به آزمون فرضیه‌ها، از نرم‌افزار صفحه گسترده (اکسل) استفاده شده است. ابتدا اطلاعات گردآوری‌شده در صفحات کاری ایجادشده در محیط این نرم‌افزار وارد گردید و سپس محاسبه‌های لازم برای دستیابی به متغیرهای این پژوهش انجام شد. بعد از محاسبه کلیه متغیرهای لازم جهت استفاده در مدل‌های این پژوهش، این متغیرها در صفحات کاری واحدی ترکیب شدند تا به‌طور الکترونیکی به نرم‌افزار مورد استفاده در

تجزیه‌وتحلیل نهایی منتقل شوند. در این پژوهش جهت انجام تحلیل‌های نهایی، نرم‌افزار Eviews۹ و نرم‌افزار Excel ۲۰۱۰ استفاده شده است.

۶- بررسی توصیفی داده‌های تحقیق

به طور کلی، روش‌هایی را که به وسیله آنها می‌توان اطلاعات جمع‌آوری‌شده را پردازش کرده و خلاصه نمود، آمار توصیفی می‌نامند. این نوع آمار صرفاً به توصیف جامعه یا نمونه می‌پردازد و هدف از آن محاسبه پارامترهای جامعه یا نمونه پژوهش است (آذر و مؤمنی، ۱۳۸۹). نمونه مورد بررسی طی مقطع زمانی مورد بررسی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ شامل ۱۵۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. در این قسمت، میانگین، میانه، انحراف‌معیار، بشینه، کمینه، چولگی و کشیدگی متغیرهای مورد استفاده محاسبه و در جدول (۴-۱) نمایش داده شده است.

جدول (۶-۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف‌معیار	چولگی	کشیدگی
ضریب پاسخ سود	۱,۷۷۴۴۸۴	۱,۹۷۱۳۵۳	۱,۹۵۴۷۸۳	-۳,۹۳۶۱۶۵	۱,۳۹۶۷۸۳	-۲,۲۸۰۶۲۹	۶,۸۲۰۵۳۵
ارزش سهام سهامداران کوتاه‌مدت	۴,۳۲۷۰۷۹	۳,۰۵۶۱۰۳	۵,۱۶۷۵۳	-۳,۴۷۸۳۷۷	۳,۲۰۶۰۲۵	۷,۲۹۳۰۲۶	۱۳,۸۷۹۱۹
تخمین هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام	۱,۷۵۸۲۸۳	۱,۱۴۰۹۱۷	۴,۹۹۶۸۸۴	۰,۰۰۲۵۴۳	۳,۳۵۶۴۴۵	۸,۰۳۷۶۱۶	۹,۰۹۱۵۸۶
کیفیت حسابرسی	۲,۸۹۱۹۷۲	۲,۸۳۶۳۲۴	۳,۷۹۶۵۷۴	۲,۰۲۹۳۸۴	۰,۳۹۱۵۷	۰,۳۷۷۹۷۷	۲,۴۲۹۸۶۵
چرخش حسابرسی	۰,۴۶۹۴۰۹	۰	۱	۰	۰,۴۹۹۳۲۷	۰,۱۲۲۵۹۳	۱,۰۱۵۰۲۹
ریسک سیستماتیک	۶,۵۷۶۲۲۶	۵,۵۰۴۴۹	۹,۱۷۶۶۶	-۵,۵۸۳۹۶۲	۶,۸۴۵۹۹۸	۱۴,۶۲۳۳۸	۳۵,۹۱۵۷۹
انحراف ریسک	۰,۰۹۸۴۹۹	۰,۵۷۳۵۵۹	۲,۴۳۳۱۱۱	۰,۰۰۷۸۴۸	۲,۲۶۶۹۷۹	۴,۶۴۷۳۱۳	۳۳,۸۲۷۱۶
انحراف جریان نقد	۶,۷۹۸۸۶۹	۳,۶۶۰۸۰۵	۹,۶۸۶۵۹۲	۰,۰۰۰۹۴	۶,۳۲۴۲۷۵	۶,۰۸۵۲۳۲	۱۴,۲۰۹۷۱
رشد درآمد عملیاتی	۴۰۴,۲۵۸۶	۴۰۵,۹۲۵	۵۵۱,۴۳۳۸	-۱۶۰,۵۶۴۸	۲۵,۹۹۱۳۸	۱۳,۴۴۵۴۶	۲۶,۲۲۶۴
بازده سهام	۱۰,۱۹۶۴۹	۶,۹۰۳۱۵	۵۵,۱۴۳۳۸	-۱۵,۲۵۰۰۰	۵۱,۲۶۵۹۹	۶,۹۲۱۵۳۷	۵۴,۰۳۴۰۶
میانگین درآمد	۰,۱۰۱۹۶۵	۰,۶۹۰۳۱۵	۰,۵۵۱۴۳۴	۰,۱۵۲۵	۰,۵۱۲۶۶	۲,۹۲۱۵۳۷	۵,۴۰۳۴۰۶
سرمایه‌گذاران نهادی	۴۹,۱۱۷۶۲	۴۲	۷۲,۳۸	۵	۲۷,۰۶۵۴۲	۱۳,۸۳۹۸۸	۱۹,۴۸۱۹۳
اندازه شرکت	۶,۳۰۸۱۱۶	۶,۲۰۱۷۳۵	۸,۵۱۵۷۹۶	۴,۹۹۳۵۵۱	۰,۵۹۷۲۹۳	۰,۹۲۴۴۰۶	۴,۱۴۴۸۵۴
اهرم	۰,۴۹۸۷۱۶	۰,۴۳۵۳۹۵	۰,۷۲۰۶۴۱	۰,۰۰۰۷۰۸	۰,۷۵۵۰۰۸	۱,۶۱۲۶۷۹	۲,۹۴۳۱۲۱
ارزش شرکت	۳,۴۴۷۶۶۷	۲,۶۲۰۵۱۴	۷,۰۳۸۶	۰,۰۰۲۵۲۴	۵,۴۹۸۴۹۶	۰,۹۴۸۸۹۲	۲,۹۶۳۶۲۸

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین ضریب پاسخ سود، ارزش سهام سهامداران کوتاه‌مدت و تخمین هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام برابر ۱,۷۷۴۴۸۴، ۴,۳۲۷۰۷۹ و ۱,۷۵۸۲۸۳ می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه نقطه‌ای است که یک نمونه را به دو قسمت ۵۰ درصد مشاهدات قبل و قسمت ۵۰ درصد مشاهدات بعد از

آن قرار دارند. همانطور که در جدول (۴-۱) نشان داده شده است. مقدار میانه متغیرهای ضریب پاسخ سود، ارزش سهام سهامداران کوتاه‌مدت و تخمین هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام برابر ۱,۹۷۱۳۵۳، ۳,۰۵۶۱۰۳ و ۱,۱۴۰۹۱۷ است. به‌طور کلی، معیارهای پراکندگی، انحراف‌معیار می‌باشد. با توجه به جدول فوق، این مقدار برای متغیرهای فوق ۱,۳۹۶۷۸۳، ۳,۲۰۶۰۲۵ و ۳,۳۵۶۴۴۵ است. گفتنی است بیشترین مقدار متغیرهای فوق برابر با ۱,۹۵۴۷۸۳، ۵,۱۶۷۵۳۰ و ۴,۹۹۶۸۸۴ و کمترین مقدار آن برابر ۳,۹۳۶۱۶۵، ۳,۴۷۸۳۷۷- و ۰,۰۰۲۵۴۳ است. چولگی و کشیدگی متغیرهای مذکور نیز به ترتیب برابر ۲۲,۸۰۶۲۹، ۷,۲۹۳۰۲۶، ۸,۰۳۷۶۱۶ و ۶۸۲,۰۵۳۵، ۱۳۸,۷۹۱۹ و ۹۰,۹۱۵۸۶ است. ویژگی‌های توصیفی سایر متغیرها نیز در جدول (۴-۱) مشهود است.

۷- نتایج آزمون فرضیه‌ها

۷-۱- ثابت بودن واریانس جمله خطا (باقیمانده‌ها)

یکی از فروض رگرسیون خطی این است که تمامی جملات باقیمانده دارای واریانس برابر باشند. در عمل ممکن است این فرض چندان صادق نبوده و به دلایل مختلفی از قبیل شکل نادرست تابع مدل، وجود نقاط پرت، شکست ساختاری در جامعه آماری و ... شاهد پدیده ناهمسانی واریانس باشیم. برای بررسی این مشکل آزمون‌های مختلفی توسط اقتصاددانان معرفی شده است. در این مطالعه فرض همسانی واریانس باقیمانده‌ها از طریق آزمون آماره فیشر موردبررسی قرار گرفت؛ که نتایج آن در جدول (۷-۱) نشان می‌دهد.

جدول (۷-۱) نتایج حاصل از آزمون ثابت بودن واریانس جمله خطا با استفاده از آزمون آماره فیشر

مدل‌های پژوهش	نوع آماره	مقدار آماره	احتمال
مدل اول	آماره F	۷۱,۱۸۴۹۴	۰,۰۰۰۰
مدل دوم	آماره F	۱۰۰,۴۲۳۰	۰,۰۰۰۰
مدل سوم	آماره F	۱۱۴,۵۵۳۵	۰,۰۰۰۰

نتایج آن در جدول (۷-۱) نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس در هر مدل پژوهش تائید می‌شود

۷-۲- عدم وجود خودهمبستگی جز خطا

این فرض مدل کلاسیک رگرسیون خطی بیان می‌دارد که بین جملات باقیمانده رگرسیون، همبستگی وجود نداشته باشد. برای بررسی استقلال باقیمانده‌ها از آماره دوربین- واتسون استفاده شده است. اگر مقدار آماره دوربین- واتسون نزدیک به عدد دو باشد، استقلال باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود؛ اما اگر این آماره خارج از محدوده مجاز (۱,۵-۲,۵) باشد. به‌منظور رفع خودهمبستگی از فن تأخیر (وقفه) زمانی مرتبه اول استفاده می‌شود.

جدول (۷-۲) نتایج حاصل از آزمون عدم وجود خودهمبستگی جزء خطا

مدل پژوهش	نوع آماره	مقدار آماره
مدل اول	دوربین -واتسون	۲,۳۸۶۰۴۰
مدل دوم	دوربین -واتسون	۲,۴۹۳۷۳۸
مدل سوم	دوربین -واتسون	۲,۴۷۷۴۰۹

نتایج تخمین مدل‌های پژوهش نشان می‌دهد، میزان این آماره در هر مدل در محدوده مجاز خود قرار دارند و لذا دلیلی برای رد عدم وجود خودهمبستگی بین جملات باقیمانده وجود ندارد. به‌عبارت‌دیگر، فرض عدم وجود خودهمبستگی جزء خطا در مدل‌های مورداستفاده در پژوهش برقرار است. به این معنا که متغیرهای پژوهش تأثیرات متقابل زیادی ندارند و استقلال باقیمانده‌ها مورد تائید است.

۷-۳- آزمون F لیمر – هاسمن

با توجه به دلایل مطروحه در فصل سوم داده‌های این پژوهش از نوع ترکیبی می‌باشد؛ اما قبل از تخمین مدل‌ها لازم است که روش تخمین (تلفیقی یا تابلویی) مشخص گردد. بدین منظور از آزمون F لیمر استفاده‌شده است. است. برای مشاهداتی که احتمال آزمون آن‌ها بیشتر از ۵٪ باشد یا به‌عبارتی‌دیگر آماره آزمون آن‌ها کمتر از آماره جدول باشد، از روش تلفیقی استفاده می‌شود و برای مشاهداتی که احتمال آزمون آن‌ها کمتر از ۵٪ است، برای تخمین مدل از روش تابلویی استفاده می‌شود. روش تابلویی خود با استفاده از مدل "اثرات تصادفی " و "اثرات ثابت " می‌تواند انجام گیرد. برای تعیین اینکه از کدام مدل استفاده شود از آزمون هاسمن استفاده گردیده است. مشاهداتی که احتمال آزمون آن‌ها کمتر از ۵٪ است از مدل اثرات ثابت و مشاهداتی که احتمال آزمون آن‌ها بیشتر از ۵٪ است از مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل استفاده شده است.

برای تعیین مدل مناسب تخمین داده‌های ترکیبی از آزمون F لیمر استفاده‌شده است. نتایج این آزمون در جدول (۷-۳) ارائه شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود نتایج آزمونF لیمر فرض صفر مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأ در تمام دوره‌ها را به‌طورقطع تائید نموده است، بنابراین روش تخمین داده‌های تلفیقی با یکدیگر ترکیب‌شده و به‌وسیله رگرسیون حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود، زیرا عدم تفاوت در عرض از مبدأهای مدل طی دوره‌های مختلف منجر به کاذب بودن مدل نمی‌شود. این روش دارای ویژگی‌های مطلوب آماری مانند بهترین برآورد کننده خطی بدون تورش بودن را داراست.

جدول (۷-۳) نتایج حاصل از آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

مدل	آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
اول	F لیمر	۴۱,۰۶۷۷۵۸	۰,۰۳۳۰	روش تابلویی
	هاسمن	۳۴,۶۹۵۷۷۸	۰,۰۰۰۹	اثرات ثابت زمانی
دوم	F لیمر	۳۱,۰۶۱۵۴۴	۰,۰۱۰۹	روش تابلویی
	هاسمن	۳۴,۰۱۷۱۱۳	۰,۰۰۱۲	اثرات ثابت زمانی
سوم	F لیمر	۳۰,۹۰۹۹۶۴	۰,۰۴۱۴	روش تابلویی
	هاسمن	۳۱,۴۷۵۸۹۲	۰,۰۰۲۹	اثرات ثابت زمانی

همان‌طور که از جدول (۷-۳) منعکس می‌گردد، احتمال F لیمر هر مدل کمتر از ۵٪ می‌باشد. لذا برای تخمین هر مدل از روش تابلویی استفاده می‌شود.

۷-۴- برآورد مدل اول

مطابق آنچه در جدول (۷-۴) داده می‌شود، از آنجا که احتمال اماره F دارای مقدار مناسبی (سطح ۹۹ درصد) داشته است می‌توان گفت مدل حداقل مربعات در مدل‌های فوق دارای برازش کلی مناسبی است.

جدول (۷-۴) نتایج آزمون مدل اول

متغیر	ضرایب	آزمون-t	سطح معناداری	VIF[14]
ضریب پاسخ سود	۰,۰۰۰۰۰۴۸	۰,۴۰۴۷۴۶	۰,۶۸۵۹	۱,۰۴۴۱۲۶
چرخش حسابرس	-۰,۰۸۴۴۱۳	-۳,۰۴۹۸۵۹	۰,۰۰۲۵	۲,۹۱۷۸۵۶
ضریب پاسخ سود در چرخش حسابرس	-۰,۰۱۶۷۹۲	-۲,۱۱۰۷۹۳	۰,۰۳۵۵	۲,۹۷۹۵۱۵
ریسک سیستماتیک	۰,۰۰۰۰۰۲۲	۰,۱۴۹۴۳۵	۰,۸۸۱۳	۱,۰۳۵۷۰۶
انحراف ریسک	-۰,۰۰۰۵۰۰	-۱,۱۰۱۵۲۵	۰,۲۷۱۴	۱,۰۲۲۱۵۴
انحراف جریان نقد	-۰,۰۰۰۰۰۰۰۲	-۲,۴۹۶۹۳۹	۰,۰۱۳۰	۱,۰۵۴۵۱۱
رشد درآمد عملیاتی	۰,۰۰۰۰۰۰۱۶	۰,۶۱۰۰۶۲	۰,۵۴۲۲	۱,۱۹۳۷۰۲

[14] Variance inflation factor

بازده سهام	۰,۰۰۹۳۶۷	۰,۳۷۳۶۲۹	۰,۷۰۸۹	۱,۲۳۴۲۴۶
میانگین درآمد	۰,۰۰۰۰۰۰۲	۰,۴۹۰۵۲۱	۰,۶۲۴۱	۱,۳۵۸۰۵۲
سرمایه‌گذاران نهادی	-۰,۰۰۰۰۶۲	-۱,۳۵۶۳۶۸	۰,۱۷۵۸	۱,۰۲۰۸۸۸
اندازه شرکت	۰,۰۳۲۲۰۰	۱,۳۰۵۰۱۰	۰,۱۹۲۷	۱,۰۹۴۸۴۸
اهرم	-۰,۰۰۶۸۳۷	-۰,۲۱۵۷۲۱	۰,۸۲۹۳	۱,۰۹۴۹۶۷
ارزش شرکت	۰,۰۰۰۲۴۷	۰,۰۶۲۲۵۱	۰,۹۵۰۴	۱,۰۴۳۵۷۳
عرض از مبدأ	۲,۸۸۸۷۸۸	۷,۳۲۲۷۷۱	۰,۰۰۰۰	-
وقفه زمانی	۰,۸۵۴۴۹۵	۳۱,۵۵۹۲۷	۰,۰۰۰۰	۱,۰۳۰۳۷۷
ضریب تعیین			۰,۷۳۱۹۳۱	
ضریب تعیین تعدیل‌شده			۰,۷۲۱۶۴۹	
آماره F			۷۱,۱۸۴۹۴	
احتمال آماره F			۰,۰۰۰۰	
دوربین واتسون			۲,۳۸۶۰۴۰	

در این پژوهش برای بررسی برقرار بودن فرض عدم خودهمبستگی در نتایج حاصل از معادله رگرسیونی از آزمون دوربین ـ واتسون استفاده می‌شود. برای اطمینان از برقرار بودن عدم خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها، از مقدار دوربین - واتسون برآورد شده در جدول (۷-۴) استفاده می‌شود. ازآنجاکه مقدار آماره دوربین واتسون ۲,۳۸ تقریباً نزدیک به ۲,۵ بهترین حالت ممکن می‌باشد نشان از عدم خودهمبستگی بین اجزا اخلال می‌باشد.

همان‌گونه که در جدول مزبور مشاهده می‌شود آماره فیشر با سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است، بنابراین مدل پژوهش در کل معنادار بوده و متغیرهای مستقل و کنترلی توانایی توضیح متغیر وابسته رادارند. ضریب تعیین، مناسب بودن خط رگرسیون برازش شده بر اساس مجموعه‌ای از داده‌ها را موردبررسی قرار می‌دهد. هر چه مقدار این ضریب بالاتر باشد نشان‌دهنده این مطلب است که متغیرهای مستقل توان بیشتری در تبیین رفتار متغیر وابسته دارند. همان‌طور که در جدول (۷-۴) نشان داده‌شده است مقدار ضریب تعیین، در نتایج برآورد شده مدل اول و دوم پژوهش برابر با ۰,۷۲ می‌باشد. مقدار ضریب تعیین برآورد شده، گویای این مطلب است که حدود ۷۲٪ رفتار متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود.

۷-۵- برآورد مدل دوم

مطابق آنچه در جدول (۷-۵) داده می‌شود، از آنجا که احتمال اماره F دارای مقدار مناسبی (سطح ۹۹ درصد) داشته است می‌توان گفت مدل حداقل مربعات در مدل‌های فوق دارای برازش کلی مناسبی است. از این‌روی، نتایج برآورد مدل در جدول (۷-۵) ارائه شده است.

جدول (۷-۵) نتایج آزمون مدل دوم

متغیر	ضرایب	آزمون-t	سطح معناداری	VIF
تخمین فروش کوتاه‌مدت	۰,۶۳۹۱۷۸	۳۰,۴۰۱۱۰	۰,۰۰۰۰	۱,۰۳۸۲۰۰
چرخش حسابرس	-۱,۸۰۵۱۴۶	-۵,۲۰۳۱۶۰	۰,۰۰۰۰	۴,۵۹۶۷۰۸
ارزش سهام سهامداران کوتاه‌مدت در چرخش حسابرس	-۱,۸۹۰۷۵۱	-۲,۰۰۷۱۶۶	۰,۰۴۵۱	۴,۸۰۵۸۴۷
ریسک سیستماتیک	-۰,۰۰۰۰۵	-۰,۶۴۳۹۹۱	۰,۵۱۹۸	۱,۰۱۶۲۱۱
انحراف ریسک	-۰,۰۰۰۳۷۶	-۰,۹۴۹۷۵۰	۰,۳۴۲۶	۱,۰۱۰۵۰۳
انحراف جریان نقد	-۰,۰۰۰۰۰۰۰۱	-۱,۴۵۹۶۸۲	۰,۱۴۴۸	۱,۰۴۵۲۶۴
رشد درآمد عملیاتی	۰,۰۰۰۰۰۰۱	۰,۰۶۳۶۶۹	۰,۹۴۹۳	۱,۱۰۵۵۴۵

بازده سهام	۰,۰۱۹۳۸۹	۰,۹۱۴۵۹۶	۰,۳۶۰۷	۱,۲۶۷۹۱۹
میانگین درآمد	۰,۰۰۰۰۰۱	۰,۲۹۴۵۵۸	۰,۷۶۸۴	۱,۳۴۱۰۷۵
سرمایه‌گذاران نهادی	-۰,۰۰۰۸۶۷	-۰,۸۰۹۸۵۴	۰,۴۱۸۳	۱,۰۶۳۸۷۵
اندازه شرکت	۰,۰۵۵۴۴۷	۲,۷۹۵۳۶۵	۰,۰۰۵۳	۱,۲۶۱۰۰۵
اهرم	-۰,۰۲۹۰۲۷	-۰,۹۷۱۱۰۳	۰,۳۳۱۸	۱,۲۷۳۱۶۶
ارزش شرکت	۰,۰۰۰۰۱	۰,۰۰۳۵۴۸	۰,۹۹۷۲	۱,۱۶۳۸۹۲
عرض از مبدأ	۲,۱۴۱۲۵۸	۶,۶۳۸۱۲۵	۰,۰۰۰۰	-
وقفه زمانی	۰,۸۰۴۰۷۲	۳۶,۶۰۵۹۴	۰,۰۰۰۰	۱,۰۰۸۹۵۹
ضریب تعیین				۰,۶۵۶۳۸۳
ضریب تعیین تعدیل‌شده				۰,۶۴۹۸۴۷
آماره F				۱۰۰,۴۲۳۰
احتمال آماره F				۰,۰۰۰۰
دوربین واتسون				۲,۴۹۳۷۳۸

در این پژوهش برای بررسی برقرار بودن فرض عدم خودهمبستگی در نتایج حاصل از معادله رگرسیونی از آزمون دوربین ـ واتسون استفاده می‌شود. برای اطمینان از برقرار بودن عدم خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها، از مقدار دوربین - واتسون برآورد شده در جدول (۷-۵) استفاده می‌شود. ازآنجاکه مقدار آماره دوربین واتسون ۲,۴۹ تقریباً نزدیک به ۲,۵ بهترین حالت ممکن می‌باشد نشان از عدم خودهمبستگی بین اجزا اخلال می‌باشد.

همان‌گونه که در جدول مزبور مشاهده می‌شود آماره فیشر با سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است، بنابراین مدل پژوهش در کل معنادار بوده و متغیرهای مستقل و کنترلی توانایی توضیح متغیر وابسته رادارند. ضریب تعیین، مناسب بودن خط رگرسیون برازش شده بر اساس مجموعه‌ای از داده‌ها را موردبررسی قرار می‌دهد. هر چه مقدار این ضریب بالاتر باشد نشان‌دهنده این مطلب است که متغیرهای مستقل توان بیشتری در تبیین رفتار متغیر وابسته دارند. همان‌طور که در جدول (۷-۵) نشان داده‌شده است مقدار ضریب تعیین، در نتایج برآورد شده مدل اول و دوم پژوهش برابر با ۰,۶۴ می‌باشد. مقدار ضریب تعیین برآورد شده، گویای این مطلب است که حدود ۶۴٪ رفتار متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود.

۷-۶- برآورد مدل سوم

مطابق آنچه در جدول (۷-۶) داده می‌شود، از آنجا که احتمال اماره F دارای مقدار مناسبی (سطح ۹۹ درصد) داشته است می‌توان گفت مدل حداقل مربعات در مدل‌های فوق دارای برازش کلی مناسبی است. از این‌روی، نتایج برآورد مدل در جدول (۷-۶) ارائه شده است.

جدول (۷-۶) نتایج آزمون مدل سوم

متغیر	ضرایب	آزمون-t	سطح معناداری	VIF
تخمین هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام	۰,۳۰۷۳۱۷	۱,۶۵۸۷۷۵	۰,۰۹۸۰	۱,۰۸۳۷۸۴
چرخش حسابرس	-۰,۰۰۱۰۴۸	-۳,۱۰۹۳۶۵	۰,۰۰۲۰	۱,۲۸۸۳۵۸
تخمین هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام در چرخش حسابرس	-۰,۵۱۴۴۱۸	-۲,۰۲۸۸۶۹	۰,۰۴۳۲	۱,۳۴۲۹۲۹
ریسک سیستماتیک	-۰,۰۰۰۰۰۶	-۰,۷۷۰۳۸۸	۰,۴۴۱۳	۱,۰۱۰۹۵۱
انحراف ریسک	-۰,۰۰۰۰۴	-۰,۱۳۰۷۵۱	۰,۸۹۶۰	۱,۰۱۴۰۶۶
انحراف جریان نقد	-۰,۰۰۰۰۱	-۱,۵۴۵۱۱۶	۰,۱۲۲۷	۱,۰۴۵۳۲۵

رشد درآمد عملیاتی	۰,۰۰۰۰۰۰۳	۰,۱۱۵۳۹	۰,۹۰۸۲	۱,۱۱۵۹۰۶
بازده سهام	۰,۰۲۲۷۸۳	۱,۱۲۱۴۷۹	۰,۲۶۲	۱,۲۳۵۴۶۴
میانگین درآمد	۰,۰۰۰۰۲	۰,۳۵۵۷۶۶	۰,۷۲۲۱	۱,۳۱۸۹۳۸
سرمایه‌گذاران نهادی	-۰,۰۰۰۰۵	-۲,۱۹۸۲۶۴	۰,۰۲۸۲	۱,۰۱۹۱۴۵
اندازه شرکت	۰,۰۴۷۴۴۹	۲,۵۴۹۳۱۶	۰,۰۱۱۰	۱,۲۸۹۹۲۷
اهرم	-۰,۰۱۰۱۳۵	-۰,۳۶۰۴۸۵	۰,۷۱۸۶	۱,۲۸۹۵۲۸
ارزش شرکت	۰,۰۰۰۸۵۳	۰,۲۹۳۷۷۹	۰,۷۶۹۰	۱,۰۰۴۲۴۹
عرض از مبدأ	۲,۱۴۸۰۳۸	۶,۹۵۸۷۰۲	۰,۰۰۰۰	-
وقفه زمانی	۰,۸۲۲۰۳۹	۳۸,۵۵۳۳۰	۰,۰۰۰۰	۱,۰۲۱۵۰۱
ضریب تعیین			۰,۶۷۷۳۳۱	
ضریب تعیین تعدیل‌شده			۰,۶۷۱۴۱۸	
آماره F			۱۱۴,۵۵۳۵	
احتمال آماره F			۰,۰۰۰۰	
دوربین واتسون			۲,۴۷۷۴۰۹	

در این پژوهش برای بررسی برقرار بودن فرض عدم خودهمبستگی در نتایج حاصل از معادله رگرسیونی از آزمون دوربین ـ واتسون استفاده می‌شود. برای اطمینان از برقرار بودن عدم خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها، از مقدار دوربین - واتسون برآورد شده در جدول (۷-۶) استفاده می‌شود. ازآنجاکه مقدار آماره دوربین واتسون ۲,۴۷ تقریباً نزدیک به ۲,۵ بهترین حالت ممکن می‌باشد نشان از عدم خودهمبستگی بین اجزا اخلال می‌باشد.

همان‌گونه که در جدول مزبور مشاهده می‌شود آماره فیشر با سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است، بنابراین مدل پژوهش در کل معنادار بوده و متغیرهای مستقل و کنترلی توانایی توضیح متغیر وابسته رادارند. ضریب تعیین، مناسب بودن خط رگرسیون برازش شده بر اساس مجموعه‌ای از داده‌ها را موردبررسی قرار می‌دهد. هر چه مقدار این ضریب بالاتر باشد نشان‌دهنده این مطلب است که متغیرهای مستقل توان بیشتری در تبیین رفتار متغیر وابسته دارند. همان‌طور که در جدول (۷-۶) نشان داده‌شده است مقدار ضریب تعیین، در نتایج برآورد شده مدل اول و دوم پژوهش برابر با ۰,۶۷ می‌باشد. مقدار ضریب تعیین برآورد شده، گویای این مطلب است که حدود ۶۷٪ رفتار متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود.

فرضیه۱: چرخش حسابرس بر کیفیت حسابرسی تأثیر دارد.

بر اساس اطلاعات مندرج در جدول (۷-۷) مقدار آماره t و احتمال مربوط به آن به ترتیب برابر است با ۳,۰۴۹-، ۵,۵۰۳-، ۳,۱۰۹-، ۰,۰۰۲۵، ۰,۰۰۰۰، ۰,۰۰۲۰ مقایسه آن با جدول توزیع t مشاهده می‌شود که فرضیه اول مورد تائید است. ضریب این متغیر نیز منفی بوده است؛ بنابراین، چرخش حسابرس بر کیفیت حسابرسی تأثیر معکوس دارد.

جدول (۷-۷) نتایج فرضیه اول

متغیر	ضرایب	آزمون-t	سطح معناداری	VIF
چرخش حسابرس	-۰,۰۸۴۴۱۳	-۳,۰۴۹۸۵۹	۰,۰۰۲۵	۲,۹۱۷۸۵۶
چرخش حسابرس	-۱,۸۰۵۱۴۶	-۵,۲۰۳۱۶۰	۰,۰۰۰۰	۴,۵۹۶۷۰۸
چرخش حسابرس	-۰,۰۰۱۰۴۸	-۳,۱۰۹۳۶۵	۰,۰۰۲۰	۱,۲۸۸۳۵۸

فرضیه ۲: ادراک سرمایه‌گذاران در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر منفی دارد.

بر اساس اطلاعات مندرج در جدول (۷-۸) مقدار آماره t و احتمال مربوط به آن به ترتیب برابر است با ۲,۱۱-، ۲-، ۲,۰۲-؛ ۰,۰۳، ۰,۰۴، ۰,۰۴ مقایسه آن با جدول توزیع t مشاهده می‌شود که فرضیه دوم مورد تائید است. ضریب این متغیر نیز منفی بوده است. ادراک سرمایه‌گذاران در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر منفی دارد.

جدول (۷-۸) نتایج فرضیه دوم

متغیر	ضرایب	آزمون-t	سطح معناداری	VIF
ضریب پاسخ سود در چرخش حسابرس	-۰,۰۱۶۷۹۲	-۲,۱۱۰۷۹۳	۰,۰۳۵۵	۲,۹۷۹۵۱۵
ارزش سهام سهامداران کوتاه‌مدت در چرخش حسابرس	-۱,۸۹۰۷۵۱	-۲,۰۰۷۱۶۶	۰,۰۴۵۱	۴,۸۰۵۸۴۷
تخمین هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام در چرخش حسابرس	-۰,۵۱۴۴۱۸	-۲,۰۲۸۸۶۹	۰,۰۴۳۲	۱,۳۴۲۹۲۹

فرضیه ۲-۱: ضریب پاسخ سود در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر منفی دارد.

بر اساس اطلاعات مندرج در جدول (۷-۹) مقدار آماره t و احتمال مربوط به آن به ترتیب برابر است با ۲,۱۱- ,۰,۰۳ مقایسه آن با جدول توزیع t مشاهده می‌شود که فرضیه فوق مورد تائید است. ضریب این متغیر نیز ۰,۰۱۶- بوده است. ضریب پاسخ سود در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر منفی دارد.

جدول (۷-۹) نتایج فرضیه ۲-۱

متغیر	ضرایب	آزمون-t	سطح معناداری	VIF
ضریب پاسخ سود در چرخش حسابرس	-۰,۰۱۶۷۹۲	۲,۱۱۰۷۹۳-	۰,۰۳۵۵	۲,۹۷۹۵۱۵

فرضیه ۲-۲: ارزش سهام سهامداران کوتاه‌مدت در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر منفی دارد.

بر اساس اطلاعات مندرج در جدول (۷-۱۰) مقدار آماره t و احتمال مربوط به آن به ترتیب برابر است با ۲,۰۰۷۱۶۶- و ۰,۰۴۵۱ مقایسه آن با جدول توزیع t مشاهده می‌شود که فرضیه فوق مورد تائید است. ضریب این متغیر نیز ۱,۸۹- بوده است. ارزش سهام سهامداران کوتاه‌مدت در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر منفی دارد.

جدول (۷-۱۰) نتایج فرضیه دوم

متغیر	ضرایب	آزمونt-	سطح معناداری	VIF
ارزش سهام سهامداران کوتاه‌مدت در چرخش حسابرس	۱,۸۹۰۷۵۱-	-۲,۰۰۷۱۶۶	۰,۰۴۵۱	۴,۸۰۵۸۴۷

فرضیه ۲-۳: هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر منفی دارد.

بر اساس اطلاعات مندرج در جدول (۷-۱۱) مقدار آماره t و احتمال مربوط به آن به ترتیب برابر است با ۲,۰۲- و ۰,۰۴ مقایسه آن با جدول توزیع t مشاهده می‌شود که فرضیه فوق مورد تائید است. ضریب این متغیر نیز ۰,۵۱- بوده است. هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر منفی دارد.

جدول (۷-۱۱) نتایج فرضیه سوم

متغیر	ضرایب	آزمون-t	سطح معناداری	VIF
تخمین هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام در چرخش حسابرس	-۰,۵۱۴۴۱۸	-۲,۰۲۸۸۶۹	۰,۰۴۳۲	۱,۳۴۲۹۲۹

- **نتیجه‌گیری**

با نتایج حاصل از آزمون می‌توان نتیجه‌گیری کرد که کیفیت اطلاعات حسابداری با ریسک تجاری در سطح خطای ۵ درصد رابطه منفی و معناداری دارد. نتایج متغیرهای کنترلی نشان داد اندازه شرکت با ریسک تجاری رابطه معناداری ندارد و اهرم مالی با ریسک تجاری رابطه منفی و معناداری دارد. مدل برازش شده فرضیه به شرح زیر است:

$R = ۰/۰۱۵ - ۰/۰۱۹ TCA + ۰/۰۸۹ SIZE - ۰/۲۸۴ LEV$

- **آزمون فرضیه دوم**

از مدل دوم پژوهش برای آزمون فرضیه دوم به شرح زیر استفاده می‌گردد:

H_0: مالکیت نهادی بر رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و ریسک تجاری تأثیر معناداری ندارد.

H_1: مالکیت نهادی بر رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و ریسک تجاری تأثیر معناداری دارد.

مدل رگرسیونی برای فرضیه دوم به شرح زیر است:

$$R_{it} = \beta_0 \pm \beta_1 INS_{it} \pm \beta_2 TCA_{it} \pm \beta_3 INS*TCA_{it} \pm \beta_4 SIZE_{it} \pm \beta_5 LEV \pm e_{it}$$

نتایج حاصل از آزمون به شرح جدول (۷-۱۲) زیر می‌باشد:

جدول (۷-۱۲). نتایج آزمون فرضیه دوم

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره t	Prob.
مقدار ثابت	C	۰/۴۸۶	۰/۱۹۲	۲/۵۳۱	۰/۰۰۰۰
مالکیت نهادی	β_1 (INS)	-۰/۰۹۱	۰/۰۳۳	-۲/۶۸۸	۰/۰۳۳۸
کیفیت اطلاعات حسابداری	β_2 (TCA)	-۰/۲۵۱	۰/۱۰۲	-۲/۴۶۰	۰/۰۱۶۲
مالکیت نهادی*کیفیت حسابداری	β_3(INS*TCA)	-۰/۶۵۹	۰/۱۸۲	-۳/۶۱۱	۰/۰۰۳۵
اندازه شرکت	β_4 (SIZE)	۰/۰۸۵	۰/۰۵۳	۱/۵۹۱	۰/۰۸۲۱
اهرم مالی	β_5 (LEV)	-۰/۴۷۰	۰/۱۶۴	-۲/۸۶۵	۰/۰۰۵۹
آماره F سطح معناداری (Prob.)				۱۰/۹۱۲ (۰/۰۰۰)	
آماره دوربین واتسون				۱/۸۷۲	
ضریب تعیین (R2) ضریب تعیین تعدیل‌شده (AdjR2)				۰/۴۱۰ ۰/۴۰۹	

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون مدل دوم پژوهش، سطح معناداری آماره F (۰/۰۰۰) کمتر از سطح خطا بوده و کل مدل رگرسیونی معنادار است. آماره دوربین واتسون (۱/۸۷۲) در فاصله بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد بنابراین همبستگی بین اجزای خطای مدل

وجود ندارد. با توجه به پایین بودن سطح معناداری آماره t از سطح خطای مورد پذیرش برای ضریب β۳ نتایج آزمون نشان می‌دهد مالکیت نهادی بر رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و ریسک تجاری تأثیر منفی و معناداری دارد، بنابراین H_0 پژوهش را می‌توان در سطح خطای ۵ درصد رد کرد. هم‌چنین آماره t از سطح خطای مورد پذیرش برای ضریب β۴ نتایج آزمون نشان می‌دهد متغیر کنترلی اندازه شرکت با ریسک تجاری رابطه معناداری ندارد و آماره t از سطح خطای مورد پذیرش برای ضریب β۵ نتایج آزمون نشان می‌دهد متغیر کنترلی اهرم مالی با ریسک تجاری رابطه منفی و معناداری دارد. ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل‌شده نیز نشان می‌دهد که متغیرهای وارد شده در رگرسیون توانسته‌اند ۴۰ درصد از تغییرهای متغیر وابسته را توضیح دهند.

- **نتیجه‌گیری**

با نتایج حاصل از آزمون می‌توان نتیجه‌گیری کرد که مالکیت نهادی بر رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و ریسک تجاری در سطح خطای ۵ درصد تأثیر منفی و معناداری دارد. نتایج متغیرهای کنترلی نشان داد اندازه شرکت با ریسک تجاری رابطه معناداری ندارد و اهرم مالی با ریسک تجاری رابطه منفی و معناداری دارد. مدل برازش شده فرضیه به شرح زیر است:

$$R = ۰/۴۸۶ - ۰/۰۹۱INS - ۰/۲۵۱\ TCA - ۰/۶۵۹\ INS*TCA + ۰/۰۸۵\ SIZE - ۰/۴۷۰\ LEV$$

- **آزمون فرضیه سوم**

از مدل سوم پژوهش برای آزمون فرضیه دوم به شرح زیر استفاده می‌گردد:

H_0: مالکیت مدیریتی بر رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و ریسک تجاری تأثیر معناداری ندارد.

H_1: مالکیت مدیریتی بر رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و ریسک تجاری تأثیر معناداری دارد.

مدل رگرسیونی برای فرضیه سوم به شرح زیر است:

$$R_{it} = \beta_0 \pm \beta_1\ MO_{it} \pm \beta_2\ TCA_{it} \pm \beta_3\ MO*TCA_{it} \pm \beta_4\ SIZE_{it} \pm \beta_5\ LEV \pm e_{it}$$

نتایج حاصل از آزمون به شرح جدول (۷-۱۳) زیر می‌باشد:

جدول (۷-۱۳). نتایج آزمون فرضیه سوم

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره t	Prob.
مقدار ثابت	C	۰/۵۳۷	۰/۲۰۳	۲/۶۴۵	۰/۰۰۰۰
مالکیت مدیریتی	β_1 (MO)	-۰/۳۱۵	۰/۱۰۲	-۳/۰۸۸	۰/۰۰۱۳
کیفیت اطلاعات حسابداری	β_2 (TCA)	-۰/۲۶۵	۰/۰۸۶	-۳/۰۷۳	۰/۰۰۵۰
مالکیت مدیریتی*کیفیت حسابداری	β_3(MO*TCA)	-۰/۰۲۷	۰/۰۱۱	-۲/۴۵۴	۰/۰۰۹۷
اندازه شرکت	β_4 (SIZE)	۰/۱۲۳	۰/۰۶۷	۱/۸۳۵	۰/۱۲۹۵
اهرم مالی	β_5 (LEV)	-۰/۱۸۶	۰/۰۵۹	-۳/۱۵۲	۰/۰۰۲۶
آماره F سطح معناداری (Prob.)				۲۷/۲۲۵ (۰/۰۰۰)	
آماره دوربین واتسون				۱/۹۹۴	
ضریب تعیین (R2) ضریب تعیین تعدیل‌شده (AdjR2)				۰/۳۹۷ ۰/۳۸۲	

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون مدل سوم پژوهش، سطح معناداری آماره F (۰/۰۰۰) کمتر از سطح خطا بوده و کل مدل رگرسیونی معنادار است. آماره دوربین واتسون (۱/۸۷۲) در فاصله بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد بنابراین همبستگی بین اجزای خطای مدل وجود ندارد. با توجه به پایین بودن سطح معناداری آماره t از سطح خطای مورد پذیرش برای ضریب β۳ نتایج آزمون نشان

می‌دهد مالکیت مدیریتی بر رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و ریسک تجاری تأثیر منفی و معناداری دارد، بنابراین H_0 پژوهش را می‌توان در سطح خطای ۵ درصد رد کرد. هم‌چنین آماره t از سطح خطای مورد پذیرش برای ضریب β_4 نتایج آزمون نشان می‌دهد متغیر کنترلی اندازه شرکت با ریسک تجاری رابطه معناداری ندارد و آماره t از سطح خطای مورد پذیرش برای ضریب β_5 نتایج آزمون نشان می‌دهد متغیر کنترلی اهرم مالی با ریسک تجاری رابطه منفی و معناداری دارد. ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل‌شده نیز نشان می‌دهد که متغیرهای وارد شده در رگرسیون توانسته‌اند ۳۸ درصد از تغییرهای متغیر وابسته را توضیح دهند.

– نتیجه‌گیری

یکی از عواملی که می‌تواند سبب کاهش کیفیت حسابرسی شود عدم تغییر حسابرس است. عدم تغییر حسابرس می‌تواند سبب کاهش دقت حسابرس شود که این امر به دلیل تصورات ذهنی مبنی بر شناخت محیط کاری افزایش نفوذ مدیریت شرکت بر حسابرس شناخت مکانیزم کاری حسابرس و تغییر محیط کنترلی شرکت با توجه به شیوه عمل حسابرس توسط مدیریت رخ می‌دهد. نتیجه موارد ذکرشده سبب عدم کشف تحریفات عمدی و سهوی خواهد بود. برای رفع این مشکل راه‌کارهای مختلفی از سوی مراجع حرفه‌ای و صاحب‌نظران حرفه ارائه شده است. یکی از پیشنهادها چرخش منظم و حسابرسی است. در سال‌های اخیر پدیده چرخش مؤسسات و شریک موسسه حسابرسی به موضوع مهمی در تحقیقات و مباحث حرفه‌ای اغلب کشورها تبدیل‌شده و تحقیقات متعددی در رابطه با چرخش مؤسسات حسابرسی و چرخش شریک حسابرسی انجام‌شده است که می‌توان به پژوهش‌های انجام‌شده توسط کامران (۲۰۰۸) و کارلسو (۲۰۰۴) اشاره نمود. چی و همکاران (۲۰۰۹) مشاهدات بازار را از چرخش اجباری شریک حسابرسی در تایوان بررسی کردند، اما یافته‌ای مبنی بر اینکه چرخش اجباری کیفیت حسابرسی را افزایش دهد، پیدا نکردند. کاپلان و مولدین (۲۰۰۸) آزمایشاتی را در مطالعه در مورد تأثیر استقلال حسابرسی روی سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای ارائه دادند. آن‌ها متوجه شدند که مشاهدات دانشجویان از استقلال حسابرس تفاوت چشمگیری در موسسه حسابرسی یا چرخش شریک ندارد. مؤلفان این یافته‌ها را بعنوان شواهدی که نشان می‌دهد چرخش موسسه حسابرسی و چرخش حسابرس تأثیر یکسانی روی استقلال حسابرس دارد، تفسیر می‌کنند. از پژوهشی که مشاهدات سرمایه‌گذاران را از چرخش حسابرس در سازمان‌های آمریکایی بررسی کند، اطلاعی در دست نداریم. چی و همکاران (۲۰۰۹) مشاهدات بازار را از چرخش اجباری شریک حسابرسی در تایوان بررسی کردند، اما یافته‌ای مبنی بر اینکه چرخش اجباری کیفیت حسابرسی را افزایش دهد، پیدا نکردند. نتایج نشان داده است که کیفیت حسابرسی با دوره تصدی شریک حسابرسی کاهش می‌یابد. با این وجود افزایشی در تعدد تجدید ارائه‌ها یافتند که ناشی از چرخش حسابرس بود؛ بنابراین، شواهدی وجود دارد که چرخش حسابرس کیفیت حسابرسی می‌تواند بر کیفت حسابرسی تأثیر منفی بگذارد و این تأثیر سبب عدم جلب نظر سرمایه‌گذاران و رویکرد منفی آنها می‌شود. از این‌روی نتایج تحقیق حاضر نشان داده است که چرخش حسابرس بر کیفیت حسابرسی تأثیر معکوس دارد. نتایج تحقیق حاضر نشان داده است که نتایج تحقیق حاضر با تحقیق (چی و همکاران، ۲۰۰۹) و (کریشنان، ۲۰۱۸) همسو است.

اطلاعات حسابداری همواره بعنوان مبنایی برای اتخاذ تصمیمات آگاهانه و تخصیص بهینه منابع در بازارهای مالی مورد استفاده سرمایه‌گذاران قرار گرفته است. اتخاذ تصمیمات بهینه نیازمند اطلاعاتی قابل‌اتکا است و در این زمینه حسابرسی به دلیل نقش اعتباردهندگی به اطلاعات و یکی از حلقه‌های نظارتی زنجیره عرضه اطلاعات همواره مورد توجه مشارکت‌کنندگان و تحلیل گران بازار بوده است. در عین حال توضیحات اندکی در زمینه تأثیر کیفیت حسابرسی بر رفتارها و تصمیمات سرمایه‌گذاران صورت گرفته است و نشان نداده‌اند که چگونه تفاوت در کیفیت حسابرسی می‌تواند بر این رابطه تأثیرگذار باشد نتایج مطالعه بیکر و ورگلر (۲۰۰۶) نشان داده است که رویکرد فوق منجر به بازده نسبتاً پایین‌تری می‌شود. وقتی رویکرد سرمایه‌گذار بالا باشد، سهام‌هایی که رشد به‌شدت بالا دارند یا قیمت آن‌ها بالاست یا بسیار غیر سود ده هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازارشان پایین است، بازده‌های نسبتاً پایین‌تری بدست می‌آورند و برعکس این قضیه نیز صادق است. سرمایه‌گذارانی که رویکرد بالا دارند برای سهام‌هایی که این ویژگی‌های خاص را دارند مبلغ بیش‌ازحدی پرداخت می‌کنند.

محققین بیان می‌کند که افزایش کیفیت حسابرسی رویکردی برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران خارجی است. به‌طور کلی، تقاضا برای کیفیت حسابرسی به دلیل نقش‌های متعددی است که حسابرسی برای کاربران صورت‌های مالی ایفا می‌کند. در نقش نظارتی، هنگامی‌که قدرت تصمیم‌گیری به یک نماینده واگذار می‌شود، مالکان برای ایجاد نظارت بر نماینده و جلوگیری از رفتارهای فرصت‌طلبانه و عدم تقارن اطلاعاتی و همچنین کاهش هزینه‌های نمایندگی به حسابرسی روی می‌آورند. در نقش اطلاعاتی، حسابرسی بعنوان ابزاری برای بهبود کیفیت اطلاعاتی از نظر سرمایه‌گذاران ارزشمند واقع می‌شود. از طرف دیگر، پژوهش‌های اولیه، اشاره می‌کند که چرخش حسابرس، بخاطر نداشتن دانش مشتری و ترجیح شرکا برای آموزش مجدد به نسبت جابجایی بخاطر ملاحظات کیفیت زندگی، می‌تواند کیفیت حسابرسی را بدتر کند. از سوی دیگر، تصدی بلندمدت می‌تواند سبب بهبود کیفیت حسابرسی شود. حسابرسان تمایل بیشتری برای کنار آمدن و پذیرفتن شیوه‌های گزارشگری شرکت‌ها دارند و این به معنای افزایش کاهش حسابرسی با افزایش طول دوره تصدی حسابرسی می‌باشد و همین مسئله سبب کاهش ادراک سرمایه‌گذاران می‌شود و همین مسئله هزینه حسابرسی را افزایش می‌دهد و تمامی موارد ذکرشده بر ادراک سرمایه‌گذاران تأثیر معکوس دارد. از این‌روی نتایج تحقیق حاضر نشان داده است که ادراک سرمایه‌گذاران در رابطه بین چرخش حسابرس و کیفیت حسابرسی تأثیر معکوس دارد نتایج تحقیق حاضر نشان داده است که نتایج تحقیق حاضر با تحقیق (ژانگ، ۲۰۱۸) و (کریشنان، ۲۰۱۸) همسو است.

۸- پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

۱- با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش به محققین پیشنهاد می‌شود به بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر رابطه بین چرخش حسابرس و ادراک سرمایه‌گذاران پرداخته شود.

۲- با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش به محققین پیشنهاد می‌شود به بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر رابطه و ادراک سرمایه‌گذاران پرداخته شود.

۳- با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش به محققین پیشنهاد می‌شود به بررسی تأثیر حق‌الزحمه حسابرس بر رابطه چرخش حسابرس و ادراک سرمایه‌گذاران پرداخته شود.

۴- با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش به محققین پیشنهاد می‌شود به بررسی تأثیر رقابت در بازار حسابرسی بر رابطه چرخش حسابرس و ادراک سرمایه‌گذاران پرداخته شود.

۵- با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش به محققین پیشنهاد می‌شود به بررسی تأثیر ارائه مجدد صورت‌های مالی بر رابطه چرخش حسابرس و ادراک سرمایه‌گذاران پرداخته شود.

منابع:

احمد پور احمد؛ کاشانی پاور محماد؛ و محماد رضاا شاجاعی.۱۳۸۹. بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی و کیفیت حسابرسای بر هزینه تامین مالی از طریق بدهی. فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابسی.

بنی مهد. بهمن. ۱۳۹۱. کیفیت اطلاعات حسابداری. نوع حسابرس و مدیریت سود. فصلنامه بورس اوراق بهادار. ۵ ۱۷. صص ۱۲۵- ۱۳۹.

بهارمقدم مهدی. حسین جوکار.۱۳۹۷. اثر تعدیل‌کنندگی کیفیت حسابرسی بر تمایلات سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری سهام. فصلنامه تجربی حسابداری مالی.

پورحیدری امید.۱۳۹۷. بررسی ارتباط بین چرخش مؤسسات و شریک حسابرس با کیفیت حسابرسی و تعدیلات سنواتی. مجله پیشرفت های حسابداری.

ثقفی. علی؛ بولو. قاسم؛ مهدی دانا. محمد.۱۳۹۴. رابطه کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی. پژوهشهای تجربی حسابداری.

حساس یگانه یحیی، آذین فر کاوه.۱۳۸۹. رابطه بین کیفیت حسابرسی و اندازه موسسه حسابرسی. بررسیهای حسابداری و حسابرسی.

خاکی. غلامرضا. ۱۳۸۷. روش پژوهش با رویکردی به پایان‌نامه نویسی. تهران: بازتاب. چاپ چهارم.

خواجوی. شکراله و حسینی نیا. سمیه ۱۳۹۳. رابطه بین دوره تصدی حسابرس و اندازه موسسه حسابرسی و ضریب واکنش سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه حسابرسی. سال اول. شماره ۲. صص ۲۳-۴۵.

رحمانی. هژار و قدرت اله طالب نیا. ۱۳۹۲. رابطه بین نوع حسابرس و نوع گزارش حسابرس با شاخص مدیریت سود. پژوهش‌های حسابداری و حسابرسی. ۵ ۱۹. صص ۲۳-۴۲.

رهنمای رودپشتی فریدون.۱۳۹۴. ارائه الگوی ذهنی ادراک ریسک سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری.

سعدی رسول.۱۳۸۹. بررسی اثرات شخصیت سرمایه‌گذاران و خطاهای ادراکی در سرمایه گذاری آن ها در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه تحقیقات مالی.

شباهنگ. رضا.۱۳۸۷. تئوری حسابداری. جلد اول. چاپ هشتم.

علوی طبری. سید حسین و حدیثه حاجی مرادخانی. ۱۳۹۴. رابطه کیفیت حسابرسی و نقد شوندگی سهام. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی. ۷ ۲۷. صص ۹۳-۱۰۹.

علی ترکی، محدثه و جهانبخش اسدنیا.۱۳۹۵. .بررسی ارتباط میان چرخش حسابرس با ریسک سقوط قیمت سهام. دومین کنفرانس بین المللی حسابداری. اقتصاد و مدیریت مالی.

قلی پور آرین ۱۳۸۶. مدیریت رفتار سازمانی. رفتار فردی. چاپ اول. انتشارات سمت.

کردلر. علی؛ یزدانیان. عالمه؛ استکی. حسین.۱۳۹۳. بررسی رابطه بین مؤلفه های کیفیت حسابرسی و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های حسابداری عمل

گجراتی.۱۳۸۶. مبانی اقتصادسنجی. انتشارات دانشگاه تهران. چاپ ششم.

مرادی, مهدی و نورا امانی.۱۳۹۴. بررسی رابطه چرخش شریک موسسه حسابرسی با کیفیت حسابرسی. کنفرانس بین المللی پژوهشهای نوین در مدیریت. اقتصاد وحسابداری.

مهرانی. ساسان. محمد مرادی. منصور نخعی و محسن مطمئن. ۱۳۹۲. نقش ویژگی‌های حسابرس در کیفیت سود. مجله پژوهشهای حسابداری مالی. ۵ ۱۶. ۱۰۸-۹۳.

نونهال نهر. علی اکبر. سعید جبارزاده کنگرلویی و یعقو ب پورکریم. ۱۳۸۹. رابطه بین کیفیت حسابرس و قابلیت اتکای اقلام تعهدی. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی. ۱۷ ۶۷. صص ۵۵ -۷۰.

وکیلی فرد حمید رضا.۱۳۸۷. بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری حسابداری در ایران. پژوهشهای تجربی حسابداری.

Almutairi, A. R.; Kimberly, A. D.; and S. Terrance 2009. Auditor Tenure, Auditor Specialization, and Information Asymmetry. Managerial Auditing Journal, 247, 600-623.

Baker, M., & Wurgler, J,2006. Investor sentiment and the cross-section of stock returns. Journal of Finance, 614, 1645–1680.

Bedard, J., Johnstone, K., 2010. Audit partner tenure and audit planning and pricing. Audit: J. Pract. Theor. 29 2, 45–70.

Bolhuis, M 2005. Reading between the Lines of Investor Biases, Journal of Financial Planning, 62-70.

Bowlin, Jessen L. Hobson, and M. David Piercey ,2015, The Effects of Auditor Rotation, Professional Skepticism, and Interactions with Managers on Audit Quality, The Accounting Review: July 2015, Vol. 90, No. 4, pp. 1363-1393.

Cameran, M. Prencipe, A. and Trombetta, M. ,2008, Earnings management, audit tenure and audit changs: Does mandatory audit rotation improve audit quality?, Working Paper, University Bocconi.

Cameran, M., Negri, G. & Pettinicchio, A. 2015. The audit mandatory rotation role: the state of art. The Journal of Financial Perspective, 3 2, 1-29.

Carcello, I. V. and Nagy. A. L,2004, Audit firm tenure and fraudulent financial reporting auditing, Journal of Practice and Theory, 23 2: 55-69.

Carey, P. & Simnett, R. 2006. Audit Partner Tenure and Audit Quality. THE ACCOUNTING REVIEW, 81 3, 653-676.

Chaney, P.K., Jeter, D.C., Shivakumar, L. 2004. Self-Selection of Auditors and Audit Pricing in Private Firms. The Accounting Review, 79 1, PP. 51–72.

Chi, W., Huang, H., 2005. Discretionary accruals, audit-firm tenure and audit-partner tenure: empirical evidence from Taiwan. J. Contemp. Acc. Econ. 1 June, 65–92.

Chi, W., Huang, H., Liao, Y., Xie, H., 2009. Mandatory audit partner rotation, audit quality, and market perception: evidence from Taiwan. Contemp. Acc. Res, 26 2, 359–391.

Chung, H. and Kallapur, S. 2003. Client Importance, Nonaudit Services, and Abnormal Accruals. The Accounting Review, 784, 931-955.

Daugherty, B., Dickins, D., Hatfield, R., Higgs, J., 2012. An examination of partner perceptions of partner rotation: Direct and indirect consequences to audit quality. Audit: J. Pract. Theor. 31 1, 97–114.

DeAngelo, L,1981, Auditor size and audit quality. Journal of Accounting and Economics, 3 3, 183–199.

Deangelo, L. E. 1981. Auditor independence, low-balling and disclosure regulation. Journal of Accounting and Economics, 32, 113–127.

DeFond, M., & Zhang, J. 2014. A Review of Archival Auditing Research. Journal of Accounting and Economics , 58 2, 113-127.

Elder, R. J., Lowensohn, S. & Reck, J. L. 2015. Audit Firm Rotation, Auditor Specialization, and Audit Quality in Municipal Audit Context. Journal of Governmental & Non-profit Accounting, 3, 73-100.

European Commission 2016. Reform of the EU Statutory Audit Market. [electronic]. Available via: http://europa.eu/rapid/press-release_MEMO-16-2244_de.htm.

Farlin.J.D, 2006. Antecedents and Consequences of Heuristic Biases: Evidence from Individual Investors and Small Business Owners; ProQuest Information

Favere-Marchesi, M., Emby, C., 2005, The impact of continuity on concurring partner review: an exploratory study, Acc. Hor. 19 1, 1–10.

Financial Reporting Counsil. 2008. The Audit Quality Framework. Retrieved September 10, 2015 from FRC: https://frc.org.uk/Our-Work/Publications/FRC-Board/The-Audit-Quality-Framework-1-File.pdf.

Firth, M., Rui, O. M. & Wu, X. 2012. How Do Various Forms of Auditor Rotation Affect Audit Quality? Evidence from China. The International Journal of Accounting, 47, 109-138.

Fogel-Yaari, H., & Zhang, P. 2013. Is an Auditors' Propensity to Issue Going Concern Opinions Related to Audit Quality?. CAAA Annual Conference 2013, 1-38.

Fournes Dattin, Ch. 2017. Developments in France regarding the mandatory rotation of auditors: Do they enhance auditors independence?. Accounting History, 22 1, 44-66.

Francis, J., Michas, P. N. & Seavey, S. E. 2013. Does Audit Market Concentration Harm the Quality of Audited Earnings? Evidence from Audit Markets in 42 Countries. Contemporary Accounting Research, 30 1, 325-355.

Frankfurter, M.G; McGounc, G; EAllen, D.E 2004. The prescriptive turn in behavioral finance, Journal of Socio-Economics,449–468.

Geiger, M. A. & Raghunandan, K. 2002. Auditor Tenure and Audit Reporting Failures. AUDITING: A Journal of Practice & Theory, 21 1, 67-78.

Hamilton, J., Ruddock, C., Stokes, D., Taylor, S., 2005. Audit Partner Rotation, Earnings Quality and Earnings Conservatism. Working Paper. University of Technology, Sydney and University of New South Wales.

Hilary, G. and Lennox, C. 2005. The Credibility of Self-Regulation: Evidence from the Accounting Profession's Peer Review Program. Journal of Accounting and Economics, 40, 221-229.

Hirshleifer, D 2001. Investor Psychology and Asset Pricing, the Journal of Finance, 1533-1597.

Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein. 1993. The choice between public and private debt: An analysis of post-deregulation corporate financing in Japan: National Bureau of Economic Research.

International Auditing and Assurance Standards Board. 2013. A Framework for Audit Quality. Retrieved September 11, 2015 from IFAC.

Johl, S., Khan, A., Subramaniam, N. & Muttakin, M,2016, Business group affiliation, board quality and audit pricing ehaviour: evidence based on Indian companies. International Journal of Auditing, 20, 133–48.

Johnson, V. E., Khurana, I. K. and Reynolds, J. K. 2002. Audit-Firm Tenure and the Quality of Financial Reports. Contemporary Accounting Research, 194, 637-660.

Kahneman, Daniel and tversky.1999. Objective Happiness. In Kahneman, Daniel; Diener, Edward; Schwarz, Norbert eds.. Well-Being: Foundations of Hedonic Psychology. Russell Sage Foundation, 1–25.

Kaplan, S.E., Mauldin, E.G., 2008, Auditor rotation and the appearance of independence: Evidence from non-professional investors, J. Acc. Public Policy, 272, 177–192.

Kim, K, A; Nofsinger, J, R, 2008. Behavioral finance in Asia, Pacific-Basin Finance Journal,1-7.

Kinney_Jr, W. R., Palmrose, Z.-V. and Scholz, S. 2004. Auditor Independence, Non-Audit Services, and Restatements: Was the U.S. Government Right? Journal of Accounting Research, 423, 561-588.

Knechel, R. 2011. Audit Lessons from the Economic Crisis: Rethinking Audit Quality. Maastricht University, School of Business and Economics.

Krishnan Gopal,2018,Do investors perceive a change in audit quality following the rotation of the engagement partner?, J. Account. Public Policy, 1-23.

Larcker, D. F. and Richardson, S. A. 2004. Fees Paid to Auditor Firms, Accrual Choices, and Corporate Governance. Journal of Accounting Research, 423, 625-658.

Laurion, H., Lawrence, A., Ryans, J., 2017. U.S. audit partner rotations. Acc. Rev. 92 3, 209–237.

Lennox, C., Wu, X., Zhang, T., 2014, Does mandatory rotation of audit partners improve audit quality? Acc. Rev. 89 5, 1775–1803.

Litt, B., Sharma, D., Simpson, T., Tanyi, P., 2014, Audit partner rotation and financial reporting quality. Audit: J. Pract. Theor. 33 3, 59–86.

Louis, H. 2005. Acquirers' Abnormal Returns and the Non-Big 4 Auditor Clientele Effect. Journal of Accounting and Economics, 40, 75-99.

Manry, D., Mock, T., Turner, J., 2008. Does increased partner tenure reduce audit quality? J. Account., Audit. Finan., 553–572.

Marriage, M. 2015. Audit firms called to account for cozy tenures. Financial Times, [Online] March 16. Available via: https://www.ft.com/content/1586c658-0fa7-8e5-94d1-00144feabdc0. [Retrieved April 21, 2017]

Masonson, L.N 2007. Behavioral Finance and Wealth Management: How to Build Optimal Portfolios That Account For Investor Biases, John Wiley & Sons.

Maxwell, M. 2015. Most Companies Have Same Auditor for Over a Decade. THE WALL STREET JOURNAL, [Online] August 10. Available via: https://blogs.wsj.com/cfo/2015/08/10/most-companies-have-same-auditor-for-over-a-decade/.

Montier, J 2007. Behavioural Investing A Practitioners Guide to Applying Behavioural Finance, John Wiley & Sons.

Myers, J., Myers, L., Omer, T., 2003, Exploring the term of the auditor-client relationship and the quality of earnings: a case for mandatory auditor rotation?, Acc. Rev. 78 July, 779–799.

Persakis, 2016, Audit quality, investor protection and earnings management during the financial crisis of 2008: An international perspective, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 41, 73-101.

Reichelt, K. J. and Wang, D. 2010. National and Office-Specific Measures of Auditor Industry Expertise and Effects on Audit Quality. Journal of Accounting Research, 483, 647-686.

Schneider Holly.1992. Training function accountability: How to really measure return on investment. Schneider Holly.

Shahzad ,2017, Audit quality during the global financial crisis: The investors' perspective, Research in International Business and Finance.

Sharma, D., Tanyi, P.N., Litt, B.A., 2017, Costs of mandatory periodic audit partner rotation: evidence from audit fees and audit timeliness, Audit: J. Pract. Theor. 36 1, 129–149.

The Financial Services Authority and The Financial Reporting Council.2010. Enhancing the Auditor's Contribution to Prudential Regulation. London: Financial Service Authority and Financial Reporting Council.

The Institute of Chartered Accountants in England & Wales. 2005. Audit Quality Agency theory and the role of audit. Audit and Assurance Faculty, ISBN 1 84152 404 2.

Thomas. J.K 2003. Discussion of Post-Earnings Announcement Drift and Market Participants Information Processing Biases, Review of Accounting Studies, 8, 347-353.

Tritschler, J. 2013. Audit Quality: Association Between Published Reporting Errors and Audit Firm Characteristics. Innsbruck, Austria: Springer Gabler.

Wallman, S., 1996, The future of accounting, Part 3: reliability and auditor independence. Acc. Hor. 10, 76–97.

Ye, P., Carson, E., Simnett, R., 2011. Threats to auditor independence: The impact of relationship and economic bonds. Audit: J. Pract. Theor. 30 1, 121–148.

Zhang Ling,2018, Auditing Quality, Investor Sentiment and Earnings Response-Evidence from the Chinese A-Share Market, Accounting and Finance Research, 1-13.