Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 14, No.56, pp. 75-110

# The effect of Enterprise Risk Management Factors on Financial Reporting Quality with the Interactive Role of Corporate Governance[1]

**Abolfazl Babajani[2], Saeid Jabbarzadeh Kangharloei[3], Jamal Bahri Sales[4], Asgar Pak Maram[5]**

Received: 2021/05/26
Approved: 2021/11/03

## Abstract

**In recent years, companies have faced a series of bankruptcies that have raised concerns about the error in the risk management process. The quality of financial reporting and its impact on risk management is a topic that has recently been favored by researchers. By reviewing the financial data of 156 firms listed in stock exchange for the period of 11 years (2006 to 2016), the effect of enterprise risk management factors on the quality of financial reporting with the interactive role of corporate governance has been investigated. The results showed that the Sigma risk and firm size have a positive effect on financial transparency and a negative effect on the quality of accruals. Arbitrage and Opinion divergence risk do not affect transparency. Corporate governance has a positive effect on both the interaction between Sigma risk and financial transparency, as well as the interaction between firm size and financial information transparency. Also, corporate governance has a negative effect on the interaction between Sigma risk and the quality of accruals and a positive effect on the interaction between the firm size and the quality of accruals.**

**Kew Words:** Financial Reporting Quality, Corporate Governance Index, Quality of Accruals, Enterprise Risk Management.

**JEL Classification:** G32, M41, M48. C33

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2021.11550.1681

2. Ph.D Candidate in Accounting, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran. (ab.babajani@yahoo.com).
3. Associate professor of Accounting, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran. (Corresponding Author). (jabbarzadeh.s@gmail.com).
4. Associate professor of Accounting, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran. (J.bahri@iaurmia.ac.ir).
5. Associate professor of Accounting, Bonab Branch, Islamic Azad University, Bonab, Iran. (pakmaram@gmail.com).




سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی
فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال چهاردهم، شماره ٥٦، زمستان ١٤٠٠، صص ١١٠-٧٥

# اثر عوامل مدیریت ریسک بنگاه بر کیفیت گزارشگری مالی با نقش تعاملی حاکمیت شرکتی[1]

**ابوالفضل باباجانی[2]، سعید جبارزاده کنگرلوئی[3]، جمال بحری ثالث[4]، عسگر پاک مرام[5]**

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۰۵
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۱۲

## چکیده

در سال‌های اخیر، شرکتها با یک سری ورشکستگی‌ها روبرو بوده‌اند که موجب بروز نگرانی در خطاپذیری فرایند مدیریت ریسک بنگاه شده است. کیفیت گزارشگری مالی و تاثیرپذیری آن از مدیریت ریسک موضوعی است که به تازگی مورد اقبال پژوهشگران واقع شده است. با بررسی داده‌های مالی ۱۵۶ شرکت عضو بورس اوراق بهادار برای دوره ۱۱ ساله (۱۳۸۵ الی ۱۳۹۵)، اثر عوامل مدیریت ریسک بنگاه بر کیفیت گزارشگری مالی با نقش تعاملی حاکمیت شرکتی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان داد، ریسک سیگما و اندازه شرکت بر شفافیت مالی تاثیر مثبت و بر کیفیت اقلام تعهدی تاثیر منفی دارند. ریسک آربیتراژ و پراکندگی بر شفافیت تاثیر ندارد. حاکمیت شرکتی هم بر تعامل میان ریسک سیگما و شفافیت اطلاعات مالی و هم بر تعامل بین اندازه شرکت و شفافیت اطلاعات مالی تاثیر مثبت دارد. همچنین حاکمیت شرکتی بر تعامل میان ریسک سیگما و کیفیت اقلام تعهدی تاثیر منفی و بر تعامل بین اندازه شرکت و کیفیت اقلام تعهدی تاثیر مثبت دارد.

**واژه های کلیدی:** کیفیت گزارشگری مالی، شاخص حاکمیت شرکتی، کیفیت اقلام تعهدی، مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی.

**طبقه بندی موضوعی:** G32,M41,M48.C33

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2021.11550.1681

۲. دانشجوی دکترای، گروه حسابداری، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران. (ab.babajani@yahoo.com).
۳. دانشیار، گروه حسابداری، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران. (نویسنده مسئول). (jabbarzadeh.s@gmail.com).
۴. دانشیار، گروه حسابداری، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران. (J.bahri@iaurmia.ac.ir ).
۵. دانشیار، گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران. (pakmaram@gmail.com ).

**مقدمه**

کیفیت گزارشگری مالی و متاثر شدن مولفه یادشده از برخی اقلام مالی و غیرمالی بر کسی پوشیده نیست و تلاش سازمان‌های حرفه‌ای مرتبط نیز سعی در پیشرفت کیفیت گزارشگری مالی است. یکی از عواملی که بر کیفیت گزارشگری مالی موثر، ریسک است. بنابراین لازم است که ریسک‌های بنگاه اقتصادی مدیریت شود زیرا مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی بر پایش، نظارت، کنترل داخلی، کنترل ریسک‌ها، طراحی برنامه و ارزیابی ریسک اثر دارد. مهدوی و کریمی‌پور (۱۳۹۱) بیان داشته‌اند که سیستم مدیریت ریسک اثربخش، ریسک تجاری مربوط به شرکت را شناسایی، ارزیابی و کنترل می‌کند. مدیریت ریسک سازمانی بخشی از استراتژی شرکت بوده و اهمیت ویژه‌ای دارد که توسط مدیران ارشد و از بالا به پایین هدایت می‌شود(گتزیرت و مارتین[1]، ۲۰۱۳). مدیریت ریسک واحد تجاری، ریسک را مدیریت می‌کند تا اطمینان قابل قبولی برای دست‌یابی به اهداف واحد تجاری را فراهم آورد. گوردون، لوئیب و تیسنگ[2] (۲۰۰۹)، برای شناسایی اثربخشی مدیریت ریسک، استراتژی شرکت، بهره وری، تطابق و گزارشگری و ... را معرفی کرده اند. مدیریت ریسک سازمانی نه تنها تلاش می‌کند که ریسک شرکت را به حداقل برساند، بلکه در پی ایجاد فرصت‌های بالقوه برای موسسه نیز هست. در واقع مدیریت ریسک سازمان بر دو نکته بنیادی تاکید دارد: اول نگاه کل‌گرا و فرابخشی به ریسک است و دوم آنکه ریسک را نه به عنوان یک تهدید، بلکه به عنوان یک فرصت نگاه می‌کند و از موقعیت‌های مخاطره آمیز، فرصت ایجاد می‌کند. این نگرش کل‌گرا به ریسک، بیانگر فرایند و دیدگاهی جامعی از مدیریت ریسک است (آلتینتس، بری و هویت[3]، ۲۰۱۱). وقتی که سیستم مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی ناکارآمد است، ریسک‌های معنی‌دار و قابل توجه مؤثر بر گزارش‌های مالی را نمی‌توان شناسایی، ارزیابی، کنترل و یا افشا کرد. برای مثال، ریسک‌ها را نمی‌توان به طور مناسب در توسعه برآوردهای حسابداری و افشاها در نظر گرفت(بل، پیچر و سولومون[4]، ۲۰۰۵).

با توجه به اینکه قابلیت اتکای گزارشگری مالی در درون کنترل‌های داخلی واحد اقتصادی نهفته و از سیستم مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی انتظار می‌رود که اطمینانی منطقی در رسیدن

1. Gatzert & Martin
2. Gordon, Loeb, & Tseng,
3. Altuntas, Berry-Stolzel & Hoyt.
4. Bell, Peecher & Solomon

به کیفیت بالای گزارشگری مالی فراهم کند، بنابراین بررسی ارتباط عوامل مدیریت ریسک بنگاه با کیفیت گزارشگری مالی در محیط ایران دارای اهمیت بوده زیرا که با تقویت روش‌های مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی با مدل‌های گوناگون، انتظار بر این است که بر کیفیت گزارشگری مالی تاثیر داشته باشد و به تنهایی به دیدگاه‌های نظری اکتفا نشود زیرا کیفیت گزارشگری مالی و متاثر شدن آن از مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی از موضوعاتی است که در سال‌های اخیر مورد اقبال دانشگاهیان و حرفه‌ای‌ها واقع شده است. اپومی و تشاکر(۲۰۱۷)، شواهدی نیافتند که نشان دهد ویژگی‌هایی مانند مستقل بودن رئیس و تخصص مالی اعضاء، در شرکت‌های استرالیا به افشای اطلاعات در مورد مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت تاثیر می‌گذارد. بطوریکه پفر و سالانیک(۱۹۷۸) و بوید(۱۹۹۰) بیان کردند که حاکمیت بایستی بر کمک به شرکت‌ها در توسعه موفق راهبردهای کسب و کار برای مقابله با عدم‌قطعیت محیطی و دسترسی به سرمایه خارجی و شبکه‌های دانش متمرکز باشد.

اصول راهبری شرکتی، دیدگاهی روشن در اطمینان بخشی کیفیت گزارشگری مالی بیان می‌کند چالش اصلی، اثربخشی این شاخص بر کیفیت گزارشگری مالی است. شاخص یادشده قواعد و رویه‌هایی را بر تصمیم‌گیری مشخص می کند بطوریکه اصول راهبری شرکتی در قوانین موضوعه ایران نیز مورد تاکید قرار گرفته است. بنابراین انتظار می‌رود که تقویت سازوکارهای اثر بخشی شاخص حاکمیت شرکتی، به افزایش کیفیت گزارشگری مالی منجر شود. لوکیانچوک[1](۲۰۱۵) نشان دادند که تعداد مدیران اجرایی در ارتباط با مدیریت ریسک بر عملکرد شرکت‌های کوچک و متوسط تاثیرگذار است. سانگ و ویندرم[2](۲۰۰۴) نشان دادند که استقلال هیات مدیره، دانش مالی مدیران و فعال بودن کمیته حسابرسی، موجب بهبود اثر بخشی کمیته یادشده در زمینه گزارشگری مالی می‌شود. ناصری و همکاران(۱۳۹۶)بیان کرده‌اند که اندازه هیأت مدیره به دلیل به‌کارگیری نامناسب در ایران، کارایی لازم برای کاهش تضاد منافع میان ذینفعان و هزینه نمایندگی را ندارد و نقش سازوکارهای حاکمیت شرکتی در ایران، مطابق با نظریه نمایندگی نیست. نتایج پژوهش‌های بررسی شده نشان می‌دهد که وجود روابط بین اجزای حاکمیت شرکتی و مولفه‌های مدیریت ریسک و کیفیت گزارشگری مالی روابطی اثبات شده است که برخی از آنها بدین شرح است: وجود ارتباط بین مولفه‌های حاکمیت شرکتی

1. Lukianchuk
2. Song and Windram

و افشای سرمایه فکری(رضایی و همکاران،۱۳۹۶)، ارزیابی حسابرسان از برآورد صورتهای مالی(گریفت و همکاران ،۲۰۱۵)، مدیریت ریسک مفهومی طراحی شده به منظور مدیریت و کنترل ریسک‌ها(اسدی و اصغری،۱۳۹۲)، گزارشگری مالی قابل اتکا یکی از اهداف کنترل داخلی(کوزو، ۲۰۰۴). بنابراین به نظر پژوهشگران، اثر تعاملی اصول راهبری شرکتی در ایران بطور کامل مورد توجه قرار نگرفته است. بنابراین اگر اصول حاکمیت شرکتی که مستقل و مطابق با ضوابط و مقررات باشد احتمال قصور و سهل انگاری در کیفیت گزارشگری مالی را کاهش می‌دهد و نیز اعتبار گزارشگری مالی را افزایش خواهد داد. بنابراین اعمال اصول راهبری شرکتی می‌تواند کیفیت گزارشگری مالی را از طریق نظارت بر امور بنگاه اقتصادی و مدیریت ریسک افزایش دهد. همانطوریکه مشخص است اعمال درست سیستم کنترل داخلی و اصول راهبری شرکتی منجر به بهبود و افزایش کیفیت گزارشگری مالی می‌شود. بنابراین با منظور کردن موارد مطروحه، انتظار بر این است که حاکمیت قوی شرکتی منجر به بهبود کیفیت گزارشگری مالی می‌شود و از نظر تئوری نمایندگی فعالیت‌های مدیریت ریسک ارتباط زیادی با حاکمیت شرکتی دارد زیرا ابهام در این‌گونه فعالیت‌ها، زمینه رفتار فرصت طلبانه مدیریت را فراهم ساخته و می‌تواند به کاهش کیفیت گزارشگری مالی منجر شود. حاکمیت شرکتی قوی باعث کاهش بروز رفتارهای فرصت طلبانه از سوی مدیریت شده و موجب بهبود کیفیت گزارشگری مالی می‌شود. بنابراین انتظار می‌رود که این رابطه با وجود شاخص حاکمیت شرکتی تعدیل شود. پژوهش حاضر سعی در بررسی اثر عوامل مدیریت ریسک بنگاه بر کیفیت گزارشگری مالی با نقش تعدیلگری اصول راهبری شرکتی است. بنابراین با توجه به بررسی‌های انجام شده تا کنون، موضوع مذکور مورد غفلت واقع شده و یک ضرورت در ادبیات حسابداری برای پژوهش در این حوزه وجود دارد که این خود انگیزه‌ای برای انجام پژوهش حاضر است.

بنابراین در ادامه پس از بیان مبانی نظری و پیشینه پژوهش، به ارائه روش پژوهش، یافته‌ها و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها پرداخته می‌شود.

## مبانی نظری

### مدیریت ریسک بنگاه

در سال‌های اخیر، یک سری از ورشکستگی‌های مهم شرکت‌ها صورت گرفته است که موجب بروز نگرانی‌هایی در خصوص بروز خطاهای جدی در فرایند مدیریت ریسک در بسیاری

از شرکت‌ها نظیر لیمن برادرز، جنرال موتورز و لینن-ان- تینگس شده است. در پاسخ به این مسئله، توجه زیادی به توسعه چارچوب‌های مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی و تقویت شیوه‌های مدیریت ریسک بنگاه شده است(کوهن، کریشنامورثی و رایت[1]، ۲۰۱۷). مدیریت ریسک به ریسک‌ها و فرصت‌های تاثیرگذار بر خلق ارزش می‌پردازد و «فرآیندی است تحت تأثیر هیئت مدیره، مدیریت و سایر کارکنان بنگاه که در تنظیم استراتژی، شناسایی رویدادهای بالقوه‌ای که ممکن است بر بنگاه تأثیرگذارد و مدیریت ریسک‌ها برای تنظیم آنها در سطح ریسک قابل پذیرش به کار می‌رود تا راجع به دستیابی به اهداف بنگاه، اطمینانی معقول فراهم شود(موسوی شیری، توکل‌نیا وشاکری، ۱۳۹۲؛کوزو، ۲۰۰۴). یکی از مزیت‌های مدیریت ریسک بنگاه نسبت به فعالیت‌های مدیریت ریسک سنتی این است که مدیریت ریسک بنگاه مربوط به کل ریسک‌های شرکت است تا ارزیابی ریسک‌های درون یک بخش خاص. از این روی، مدیریت ریسک بنگاه یک رویکرد جامع‌تر برای مدیریت ریسک در مقایسه با رویکرد جزیره‌ای[2]اتخاذ می‌کند(مایکس[3]،۲۰۱۱).

## کیفیت گزارشگری مالی

کیفیت گزارشگری مالی و ارتقاء افشاء را می‌توان به عنوان ابزار آگاهی بخشی دریافت کرد(موسوی شیری، سلیمانی، مومنی و سلیمانی،۱۳۹۴). با وجود تدوین سازوکارهای نظارتی یکسان برای گزارشگری مالی شرکتها، به نظر می‌رسد کیفیت و شفافیت گزارشگری مالی آنها یکسان نیست و این امر بیانگر آن است که چه بسا عوامل دیگری وجود دارد که باعث ایجاد تفاوت در شفافیت گزارشگری مالی شرکتها می‌شود(حساس یگانه، بهشور و شکری کیانی، ۱۳۹۷). از زمان تدوین مبانی نظری گزارشگری مالی و استانداردهای حسابداری، پژوهش‌های متعددی درباره کیفیت اطلاعات مالی گزارش شده از طریق سیستم حسابداری انجام شده است(زنگ زن مقدم و لشگری، ۱۳۹۷). کیفیت گزارشگری مالی از دیدگاه پژوهشگران دارای تعاریف متعددی است و نوع تعریف، به دیدگاه فرد بستگی دارد. در واقع کیفیت گزارشگری مالی را می‌توان به صورت توانایی صورت‌های مالی در انتقال اطلاعات عملیات شرکت و به

1. Cohen, Krishnamoorthy & Wright.
2. “silo” approach
3. Mikes

طور خاص، پیش بینی جریان‌های نقدی مورد انتظار آن به سرمایه‌گذاران تعریف کرد(مدرس و حصارزاده، ۱۳۸۷). پژوهشگران اخیر، هر یک معیارهای متفاوتی را برای تعریف و سنجش کیفیت حسابداری استفاده کرده‌اند. معیارهایی شامل مدیریت سود، محافظه‌کاری، پایداری سود و اقلام تعهدی. اقلام تعهدی بیانگر تفاوت بین سود حسابداری و جزء نقدی آن است که شامل تغییرات در موجودی کالا، حساب‌های دریافتنی و حساب‌های پرداختنی است(نادری و حاجی‌ها، ۱۳۹۷).

## اصول راهبری شرکت

به طور فراگیر افراد نسبت به سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های اقتصادی دارای راهبری شرکتی ضعیف دچار تردید هستند(کامیابی، خدامی پور و امیری، ۱۳۹۷). شفافیت، پاسخگوئی و افشای کافی سه عنصر اصلی در حاکمیت شرکتی هستند. بنابراین می‌توان چنین نتیجه گرفت که حاکمیت شرکتی مجموعه سازوکارهایی است که به تایید رفتار منصفانه و درست با همه ذینفعان و به تقویت شفافیت و پاسخگویی کمک می‌کند. استقرار مناسب سازوکارهای راهبری شرکتی اقدامی اساسی برای استفاده بهینه از منابع، ارتقاء پاسخگوئی، شفافیت، رعایت انصاف و حقوق همه ذینفعان شرکت است(پورعلی، ۱۳۹۲).

## مدیریت ریسک بنگاه، کیفیت گزارشگری مالی و اصول راهبری شرکت

در سال‌های اخیر، بررسی گزارش‌های مالی واحدهای اقتصادی نشان می‌دهد که کیفیت اطلاعات مالی ارائه شده متفاوت بوده و تفاوت در کیفیت افشاءها، به احتمال زیاد به عوامل مدیریت ریسک بنگاه و در نتیجه تفکر راهبران شرکتی و حاکمیت شرکتی وابسته بوده است. آرچامبولت و آرچامبولت (۲۰۰۴) و اندرسون و همکاران(۲۰۰۹) معتقدند که افشای کامل و شفافیت اطلاعات مالی، یکی از شاخص‌های مهم کیفیت راهبری شرکتی است که شفافیت بیشتر و افشای بهتر، منجر به کاهش عدمِ تقارن اطلاعاتی و کاهش مشکلات نمایندگی می‌شود. در چارچوب فعلی، مدیریت ریسک به یک بخش اساسی از کنترل سازمان‌های داخلی، حاکمیت شرکتی و یک عنصر اساسی از حوزه کسب و کار تبدیل شده است با این وجود، عدم شفافیت در افشای اطلاعات [مرتبط با] ریسک و با توجه به عدم وجود اقدامات یکنواخت در میان شرکتها، مدیریت ریسک بنگاه به عنوان یکی از عوامل موثر بر کیفیت گزارشگری مالی شمرده می‌شود (لاجیلی و زگال، ۲۰۰۵). اگرچه حضور مدیریت ریسک بنگاه قوی تضمین یک فرایند گزارشگری مالی با کیفیت بالا نیست،

منتقدان این طور استدلال کرده‌اند که مدیریت ریسک بنگاه ضعیف و حاکمیت شرکتی ضعیف روی هم رفته منجر به گزارشگری مالی ضعیف می‌شود که موجب می‌شود مشکلات مالی پیش روی شرکت‌های ورشکسته از نظرها پنهان بماند(باکستر و همکاران، ۲۰۱۳؛ ولکاس، ۲۰۱۰). از لحاظ مفهومی، در صورتیکه شرکت دارای عملیات مدیریت ریسک بنگاه شفاف باشد، این شرکت بایستی از ریسک‌های مهم کسب‌و-کار آگاه بوده و اقداماتی را به منظور کنترل و محدود کردن این ریسک‌ها انجام دهد. با توجه به این که این ریسک‌ها بر گزارشگری مالی اثر می‌گذارند لازم است دربرآوردهای صورت‌های مالی، ارزشیابی‌ها و یا افشاها منعکس شوند. کوهن و همکاران(۲۰۱۷) نشان دادند که به نظر تمام افراد سه‌گانه حاکمیتی ارتباط قوی میان مدیریت ریسک بنگاه و گزارشگری مالی، کنترل‌های داخلی و حسابرسی وجود دارد و در ضمن اعضای سه‌گانه حاکمیتی[1] بر اهمیت ارزیابی یا شناسایی ریسک و کارائی و اثربخشی عملیاتی تاکید داشته‌اند.

اجرای دقیق و درست مدیریت ریسک بنگاه می‌تواند به عنوان یک مکانیسم نظارتی در راستای بهبود کیفیت گزارشگری مالی مورد استفاده قرار گیرد زیرا در صورت افزایش کیفیت گزارشگری مالی، سوء استفاده مدیران کاهش و نشان از اجرای کامل و صحیح مدیریت ریسک بنگاه برداشت می‌شود اما اِعمال دقیق مدیریت ریسک بنگاه نیازمند وجود حاکمیت شرکتی قوی است بنابراین براساس مطالب پیش گفته می‌توان نتیجه گرفت که شاخص حاکمیت شرکتی تجمیع شده از پانزده معیار در این پژوهش، از طریق اعمال نظارت و کنترل بر شرکت می‌تواند رابطه مدیریت ریسک بنگاه و کیفیت گزارشگری مالی را تحت تاثیر قرار دهد و تبعاً رابطه بین متغیرهای یادشده را تعدیل کند، بنابراین به نظر می‌رسد اعمال مدیریت ریسک بنگاه ضمن اینکه موجب کسب اطمینانی معقول از دستیابی به گزارشگری مالی با کیفیت می‌شود ولی نقش تعدیل‌گری شاخص حاکمیت شرکتی اجتناب ناپذیر است.

## پیشینه پژوهش

### پیشینه خارجی

مالیک[2] و همکاران(۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان «مدیریت ریسک بنگاه و عملکرد شرکت:نقش کمیته ریسک» آورده‌اند که در سال‌های اخیر، تلاش‌های دوچندانی در دنیای شرکت‌های سرمایه‌گذاری در مدیریت ریسک و فرایندهای حاکمیت صورت گرفته است و

---

۱ - اعضای سه گانه یادشده طبق مقاله کوهن و همکاران (۲۰۱۷) شامل اعضای کمیته حسابرسی، مدیران ارشد و حسابرسان مستقل هستند.

2. Malik

نشان دادند که اثربخشی مدیریت ریسک بنگاه به‌طور قابل توجه تاثیر مثبتی بر عملکرد شرکت دارد. همچنین حاکمیت قوی کمیته ریسک مبتنی برهیئت مدیره را مکمل این رابطه دانسته و اثرات مدیریت ریسک بنگاه عملکرد شرکت را افزایش می‌دهد. یافته‌های آنها نیز نشان می‌دهد که تنها تشکیل محض(صرف)کمیته ریسک مبتنی بر هیأت مدیره برای اثربخشی مدیریت ریسک بنگاه کافی نیست. با این حال، وجود ساختار قوی کمیته ریسک مبتنی بر هیأت مدیره برای حاکمیت کمیته موثر مدیریت ریسک بنگاه بسیار مهم است.

ساینگ و هانگ[1](۲۰۲۰)در پژوهشی با عنوان«تاثیر روش‌های مدیریت ریسک استراتژیک و عملیاتی بر عملکرد شرکت: یک تحقیق تجربی» نشان دادند که در شرایط نبود اطمینان، تصمیمات مدیریت با احتیاط بیشتری ظاهر می‌شود تا زمانیکه اشکال قابل مشاهده‌ای از ریسک ظاهر شود و مکانیزم‌های واکنش و پاسخگوئی محتاطانه اعمال می‌شوند.

کاشیفشاد و همکاران(۲۰۱۹)در مطالعه‌ای به بررسی ادغام گزارشگری پایدار در مدیریت ریسک سازمانی و ارتباط آن با عملکرد تجاری پرداختند و نتایج پژوهش آنها حاکی از آن است که به‌کارگیری مناسب مدیریت ریسک سازمانی تاثیر قابل توجهی بر عملکرد شرکت دارد و همچنین گزارش‌دهی پایدار می‌تواند بر عملکرد شرکت از طریق مدیریت ریسک سازمانی تاثیر بگذارد. نینگتیاس و شونهاجی(۲۰۱۸) نشان دادند که هزینه‌های سیاسی و ریسک دعاوی حقوقی بر کیفیت گزارشگری مالی تاثیر نمی‌گذارد. کوهن و همکاران(۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان مدیریت ریسک تجاری و فرایند گزارشگری مالی نشان دادند که به نظر تمام افراد سه‌گانه حاکمیتی ارتباط قوی میان مدیریت ریسک بنگاه و گزارشگری مالی، کنترل‌های داخلی و حسابرسی وجود دارد و همچنین اعضای سه‌گانه حاکمیتی بر اهمیت ارزیابی یا شناسایی ریسک و کارائی و اثربخشی عملیاتی تاکید داشته‌اند. اپومیو تشاکر[2](۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان «اثر ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر افشاء مسئولیت اجتماعی شرکت: تجزیه و تحلیل شرکت‌های استرالیائی» با استفاده از روش تجزیه و تحلیل رگرسیون به این نتیجه دست یافتند که اندازه، تعداد جلسات، استقلال کمیته و تنوع جنسیتی کمیته حسابرسی تاثیر مثبت قابل ملاحظه‌ای بر سطح افشاء مسئولیت اجتماعی شرکت دارد. لوکیانچوک[3](۲۰۱۵) در پژوهش

1. Sinfg & Hong
2. Appuhami & Tashakor.
3. Lukianchuk

خود با عنوان «اثر مدیریت ریسک واحد تجاری بر عملکرد شرکت در واحدهای تجاری کوچک و متوسط» در محیط اقتصادی بریتانیا و ایرلند شمالی طی دوره زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲ نشان دادند که تعداد مدیران اجرایی در ارتباط با مدیریت ریسک بر عملکرد شرکت‌های کوچک و متوسط تاثیرگذار است. ال صوفی، الام بایدن، العباد و مخلوف[1](۲۰۱۳) تاثیر حاکمیت شرکتی بر روی کیفیت اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس عمان را بررسی کرده و به این نتیجه دست یافتند که تهیه‌کنندگان و استفاده‌کنندگان صورتهای مالی از مفهوم راهبردی شرکتی و کیفیت اطلاعات مالی به درستی آگاه هستند و به کارگیری کارای نظام راهبردی شرکتی بر کیفیت اطلاعات مالی موثر است و باعث با کیفیت‌تر شدن اطلاعات مالی می‌شود. سانگ و ویندرم(۲۰۰۴) در پژوهشی با عنوان محک‌زنی اثربخشی گزارشگری مالی کمیته حسابرسی نشان دادند که استقلال هیات مدیره، دانش مالی مدیران و فعال بودن کمیته حسابرسی، موجب بهبود اثر بخشی کمیته یادشده در زمینه گزارشگری مالی و مالکیت سهام شرکت از سوی اعضای هیات مدیره و تعدد عضویت آنان در هیات مدیره سایر شرکت‌ها، باعث اثربخشی یادشده می‌شود.گریفت و همکاران (۲۰۱۵) خاطر نشان کرده‌اند حسابرسان ممکن است در ارزیابی برآورد صورت‌های مالی به درستی موثر نباشند. برای مثال دانش تدوین استراتژی بازاریابی شرکت می‌تواند در ارزیابی مناسب بودن فرض مرتبط با برآورد ماندگاری (منسوخی) موجودی‌ها ارزشمند باشد. آدامز و همکاران(۲۰۱۱) بیان داشته‌اند که با روند افزایشی مربوط به گزارشگری یکپارچه، انگیزه زیادی برای گزارشگری و افشا مدیریت ریسک بنگاه در آینده وجود دارد.

## پیشینه داخلی

قادری و تاری‌وردی(۱۳۹۹) در پژوهشی با عنوان «مدل مدیریت ریسک شرکتی و پیامدهای آن در کنترل موثر ویژگی‌های سود شرکت» به این نتیجه رسیدند که نتایج هر سه فرضیه پژوهش، حاکی از آن است که بین مدیریت ریسک شرکت با پایداری سود، به موقع بودن سود و محافظه کاری سود ارتباط معنی‌داری وجود دارد. صیادی، دستگیر و احمدی(۱۳۹۸) در پژوهشی با عنوان «مطالعه نقش مدیریت ریسک شرکت بر رابطه بین توانایی مدیریت و افزایش

1. All sufy, Alambaideen, Alabbad & Makhlouf

کارایی سرمایه‌گذاری» به این نتیجه رسیدند که مدیریت ریسک شرکت به تنهایی تاثیری بر رابطه توان مدیریت در افزایش کارایی سرمایه‌گذاری و یا کاهش ناکارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها ندارد. رضایی، ناظمی و صابری نژاد(۱۳۹۶) در پژوهشی با عنوان بررسی تاثیر مولفه‌های حاکمیت شرکتی و ویژگی‌های شرکت بر افشای سرمایه فکری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نشان دادند که بین مولفه‌های حاکمیت شرکتی(مالکیت خانوادگی، مالکیت نهادی، استقلال هیئت مدیره و کمیته حسابرسی) ویژگی‌های شرکت(سن شرکت و بازده دارایی‌ها)و افشای سرمایه فکری ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. ناصری،سلیمانی و یزدی‌فر(۱۳۹۶)، در پژوهش خود با عنوان «بررسی تاثیر حاکمیت شرکتی بر کارایی مدیریت سرمایه در گردش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» نتیجه‌گیری کردند که سهامداران نهادی نقش نظارتی فعالی بر تصمیم‌ها و فعالیت شرکت‌ها در جهت کاهش طول دوره وصول مطالبات اعمال نمی‌کنند و با افزایش درصد مالکیت نهادی سهام طول دوره وصول مطالبات افزایش می‌یابد. آنان همچنین بیان کرده‌اند که با توجه به عدمِ تاثیر اندازه هیأت مدیره بر کارایی مدیریت سرمایه در گردش، اندازه هیأت مدیره به دلیل به‌کارگیری نامناسب در ایران، کارایی لازم برای کاهش تضادِ منافع بین ذینفعان و هزینه نمایندگی را ندارد و نقش سازوکارهای حاکمیت شرکتی در ایران، مطابق با نظریه نمایندگی نیست.

## روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نوع تحلیل همبستگی است. از منظر بعد زمان، طولی-مقطعی(ترکیبی) و از منظر داده‌های پژوهش از نوع پژوهشهای پس رویدادی مبتنی بر داده‌های اطلاعات مالی عینی است. از منظر منطق اجرا قیاسی- استقرایی است و برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون استفاده شده است.

### جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای نمونه آماری از روش حذف سیستماتیک طبق معیارهای جدول ۱ استفاده شده است

که در نهایت ۱۵۶ شرکت طی بازه زمانی ۱۳۸۵تا۱۳۹۵ به مدت ۱۱ سال و به تعداد ۱۷۱۶ سال- شرکت استفاده شده است.

***جدول ۱. نحوه انتخاب نمونه***

| | |
|---|---|
| تعداد کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس در پایان سال ۹۵ | ۴۹۴ |
| **معیارها:** | |
| تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی ۹۵-۸۵ در بورس فعال نبوده‌اند. | (۱۷۱) |
| تعداد شرکت‌هایی که جزء هلدینگ، سرمایهگذاری‌ها، واسطه‌گری مالی، بانک‌ها و یا لیزینگ‌ها بوده‌اند. | (۴۲) |
| تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی پژوهش تغییر سال مالی داده و یا سال مالی آن منتهی به پایان اسفند است. | (۶۳) |
| تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی پژوهش اطلاعات مورد آنها در دسترس نمی‌باشد و یا ناقص است. | (۶۲) |
| تعداد شرکت‌های نمونه در دسترس | ۱۵۶ |

## فرضیه‌ها

در سال‌های اخیر تاکید بیشتری بر تقویت روش‌های مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی برای شناسایی و کنترل ریسک‌های تجاری و اطمینان از اینکه آنها منطبق با استراتژی‌های شرکت و توان تحمل ریسک هستند وجود دارد. علاوه براین، آدامز و همکاران(۲۰۱۱) معتقدند که استراتژی‌ها و ریسک‌های مهم شرکت باید با صراحت و شفافیت بیشتری برای سرمایه‌گذاران افشاء شود و باید به صراحت توسط حسابرسان در ارزیابی ریسک و طرح برنامه‌ریزی مطرح شود(کوچی تاوا-کوزلوسکی و مسیر، ۲۰۱۱). از همه مهم‌تر این‌که، کل ریسک‌های یک شرکت بر ارزیابی صورت‌های مالی و برآوردها تاثیر می‌گذارد و زیان‌های تجاری لاندن ویل[1] و اثرات آن برای گزارشگری مالی به وضوح نشان می‌دهد که بخش گزارشگری مالی ارتباط نزدیکی با شیوه‌های مدیریت ریسک در واحدهای اقتصادی معاصر دارد (کوهن و همکاران،

1. London Whale

۲۰۱۷). اگرچه حضور مدیریت ریسک بنگاه قوی متضمن فرایند گزارشگری مالی با کیفیت بالا نیست، منتقدان این طور استدلال کرده‌اند که مدیریت ریسک بنگاه ضعیف و حاکمیت شرکتی ضعیف روی هم رفته به گزارشگری مالی ضعیف منجر می‌شود که موجب می‌شود مشکلات مالی پیش روی شرکت‌های ورشکست، از نظرها پنهان بماند(باکستر و همکاران، ۲۰۱۳؛ ولکاس، ۲۰۱۰). از لحاظ مفهومی، در صورتی که شرکت دارای عملیات مدیریت ریسک بنگاه شفاف باشد، این شرکت لازم است از ریسک‌های مهم کسب‌وکار آگاه بوده و اقداماتی را برای کنترل و محدود کردن این ریسک‌ها انجام دهد. با توجه به این که ریسک‌ها بر گزارشگری مالی اثر می‌گذارند بایستی دربرآوردهای صورت‌های مالی، ارزشیابی‌ها و یا افشاها منعکس شوند. بنابراین بر این اساس و بر اساس مدل مفهومی پژوهش، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه اصلی اول در قالب چهار فرضیه فرعی مورد بررسی به شرح زیر تنظیم شده است.

**فرضیه اصلی ۱: عوامل مدیریت ریسک بنگاه بر شاخص شفافیت اطلاعات مالی تاثیر دارد.**

۱- ریسک آربیتراژ بر شاخص شفافیت اطلاعات مالی تاثیر دارد.

۲- ریسک نوسان‌پذیری سهام بر شاخص شفافیت اطلاعات مالی تاثیر دارد.

۳- ریسک پراکندگی عقیده بر شاخص شفافیت اطلاعات مالی تاثیر دارد.

۴- اندازه شرکت بر شاخص شفافیت اطلاعات مالی تاثیر دارد.

کیفیت گزارشگری مالی و ارتقاء افشاء را می‌توان به عنوان ابزار آگاهی بخشی برداشت کرد (موسوی شیری و همکاران،۱۳۹۴). با وجود تدوین سازوکارهای نظارتی یکسان برای گزارشگری مالی شرکتها، به نظر می‌رسد کیفیت گزارشگری مالی آنها یکسان نیست و این امر بیانگر آن است که شاید عوامل دیگری وجود دارد که باعث ایجاد تفاوت در کیفیت گزارشگری مالی (اقلام تعهدی) شرکتها می‌شود و این عوامل می‌تواند مدیریت ریسک بنگاه باشد. از زمان تدوین مبانی نظری گزارشگری مالی و استانداردهای حسابداری، پژوهش‌های متعددی درباره کیفیت اقلام تعهدی انجام شده است، اما اثر عوامل مدیریت ریسک بنگاه بر کیفیت گزارشگری مالی صورت نپذیرفته است. لذا بر این اساس و بر اساس مدل مفهومی پژوهش، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه اصلی دوم در قالب چهار فرضیه فرعی مورد بررسی به شرح زیر تنظیم شده است.

**فرضیه اصلی ۲: عوامل مدیریت ریسک بنگاه بر شاخص کیفیت اقلام تعهدی تاثیر دارد.**

۱- ریسک آربیتراژ بر شاخص کیفیت اقلام تعهدی تاثیر دارد.

۲- ریسک نوسان‌پذیری سهام بر شاخص کیفیت اقلام تعهدی تاثیر دارد.

۳- ریسک پراکندگی عقیده بر شاخص کیفیت اقلام تعهدی تاثیر دارد.

۴- اندازه شرکت بر شاخص کیفیت اقلام تعهدی تاثیر دارد.

حاکمیت شرکتی یکی از سازوکارهای موثر بر شفافیت اطلاعات مالی است. سازوکارهای حاکمیت شرکتی می‌تواند فرصت‌های عدم شفافیت را کاهش و در نتیجه کیفیت گزارشگری مالی و شفافیت اطلاعات مالی را بهبود بخشد. بر اساس تئوری نمایندگی، تقاضا برای نظارت بر شرکت وجود دارد. اعتقاد بر این است که که شاخص حاکمیت شرکتی می‌تواند با نظارت خود یک اقدام ارزشمند یعنی کاهش احتمال دستکاری گزارش‌های مالی، افزایش شفافیت اطلاعات مالی را صورت دهند. پورعلی (۱۳۹۲) بیان کرد که شفافیت، پاسخگوئی و افشای کافی سه عنصر اصلی در حاکمیت شرکتی هستند. بنابراین می‌توان چنین نتیجه گرفت که حاکمیت شرکتی مجموعه سازوکارهایی است که به تقویت شفافیت و پاسخگویی کمک می‌کند. استقرار مناسب سازوکارهای راهبری شرکتی اقدامی اساسی برای استفاده بهینه از منابع، ارتقاء پاسخگوئی، شفافیت، رعایت انصاف و حقوق همه ذینفعان شرکت است.

اصول راهبری شرکتی، دیدگاهی روشن در اطمینان بخشی کیفیت گزارشگری مالی بیان می‌کند چالش اصلی، اثربخشی این شاخص بر رابطه بین مدیریت ریسک بنگاه و شاخص شفافیت اطلاعات مالی است. شاخص یادشده قواعد و رویه‌هایی را بر تصمیم‌گیری مشخص می‌کند بطوریکه اصول راهبری شرکتی در قوانین موضوعه ایران نیز مورد تاکید قرار گرفته است. بنابراین انتظار بر این است که تقویت سازوکارهای اثر بخشی شاخص حاکمیت شرکتی، منجر به تعدیل رابطه عوامل مدیریت ریسک بنگاه و کیفیت گزارشگری مالی شود. پس با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه سوم به شرح زیر بیان می‌شود.

**فرضیه اصلی ۳: شاخص حاکمیت شرکتی بر تعامل بین عوامل مدیریت ریسک بنگاه و شاخص شفافیت اطلاعات مالی تاثیر دارد.**

۱- شاخص حاکمیت شرکتی بر تعامل بین ریسک آربیتراژ و شاخص شفافیت اطلاعات مالی تاثیر دارد.

۲- شاخص حاکمیت شرکتی بر تعامل بین ریسک نوسان‌پذیری سهام و شاخص شفافیت اطلاعات مالی تاثیر دارد.

۳- شاخص حاکمیت شرکتی بر تعامل بین ریسک پراکندگی عقیده و شاخص شفافیت اطلاعات مالی تاثیر دارد.

۴- شاخص حاکمیت شرکتی بر تعامل بین اندازه شرکت و شاخص شفافیت اطلاعات مالی تاثیر دارد.

بخشی از اصول راهبری شرکتی در ارتباط با کنترل‌های داخلی حاکم برگزارشگری مالی ملزم به ارزیابی فرایندهای ارزیابی ریسک مشتریان و کیفیت گزارش‌های مالی خود هستند(COSO،2013). با توجه به متغیر بودن شیوه‌ها و عملیات مدیریت ریسک بنگاه در میان شرکت‌ها، اعمال شاخص حاکمیت شرکتی قوی موجب کسب اطمینانی معقول از دستیابی به گزارشگری مالی با کیفیت می‌شود. پس نقش تعدیل‌گری شاخص حاکمیت شرکتی در روابط عوامل مدیریت ریسک و کیفیت اقلام تعهدی اجتناب ناپذیر است. پس بر این اساس و بر اساس مدل مفهومی پژوهش، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه اصلی چهارم در قالب چهار فرضیه فرعی مورد بررسی به شرح زیر تنظیم شده است.

**فرضیه اصلی ٤: شاخص حاکمیت شرکتی بر تعامل بین عوامل مدیریت ریسک بنگاه و شاخص کیفیت اقلام تعهدی تاثیر دارد.**

۱- شاخص حاکمیت شرکتی بر تعامل بین ریسک آربیتراژ و شاخص کیفیت اقلام تعهدی تاثیر دارد.

۲- شاخص حاکمیت شرکتی بر تعامل بین ریسک نوسان‌پذیری سهام و شاخص کیفیت اقلام تعهدی تاثیر دارد.

۳- شاخص حاکمیت شرکتی بر تعامل بین ریسک پراکندگی عقیده و شاخص کیفیت اقلام تعهدی تاثیر دارد.

۴- شاخص حاکمیت شرکتی بر تعامل بین اندازه شرکت و شاخص کیفیت اقلام تعهدی تاثیر دارد.

## تعریف عملیاتی متغیرها

### شفافیت اطلاعات مالی

اندازه‌گیری شاخص اول کیفیت گزارشگری مالی بر اساس رتبه‌بندی شرکت‌ها از نظر کیفیت افشاء و اطلاع‌رسانی مناسب از سوی سازمان بورس اوراق بهادار تهران است. سازمان مرتبط، امتیازات کیفیت گزارشگری مالی را در قالب گزارش «رتبه‌بندی شرکت‌ها از نظر کیفیت افشاء و اطلاع‌رسانی مناسب» از سال ۱۳۸۲ تاکنون در سایت کدال منتشر کرده است. رتبه‌بندی شرکت‌ها از نظر کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی مناسب برای دوره‌های یک ساله منتهی به بیست و نهم اسفند تمامی سال‌ها به همراه امتیاز مقایسه‌ای در مقاطع مختلف سال(های) قبل به ترتیب نیز بیان می‌شود. امتیاز اطلاع‌رسانی ناشران براساس وضعیت اطلاع رسانی آنها از نظر قابلیت و به‌موقع بودن ارسال اطلاعات محاسبه می‌شود. بررسی معیار به‌موقع بودن اطلاعات بر اساس ارسال اطلاعات توسط شرکت در مقاطع تعیین شده در دستورالعمل افشای اطلاعات و لحاظ نمودن تعداد روزهای تاخیر، باتوجه به مهلت مقرر در دستورالعمل، صورت می‌گیرد. همچنین معیار قابلیت اتکا با توجه به میزان نوسان و تغییرات در پیش بینی‌های ارسالی و نیز تفاوت بین پیش‌بینی‌ها و عملکرد واقعی حسابرسی شده، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. گلب و همکاران(۲۰۰۲)، لین و همکاران(۲۰۰۷)، مهرآذین و همکاران(۱۳۹۱) و تقی نتاج و همکاران (۱۳۹۷)، نیز در پژوهش خود برای اندازه‌گیری شفافیت مالی از این روش بهره برده‌اند.

### کیفیت اقلام تعهدی مک نیکولز (۲۰۰۲)

اندازه‌گیری شاخص دوم کیفیت گزارشگری مالی ابتدا بر اساس مدل مک نیکولز[1] (۲۰۰۲)، کیفیت اقلام تعهدی محاسبه شده سپس قدرمطلق خطای باقی‌مانده به عنوان نماینده کیفیت گزارشگری مالی درنظر گرفته می‌شود. این معیار بر اساس این نظر است که اقلام تعهدی از طریق کاهش هموارسازی ناشی ازتغییرات در وجه نقد باعث افزایش آگاهی‌دهندگی سود می‌شود.

کیفیت اقلام تعهدی[2]: کیفیت اقلام تعهدی بر اساس مدل مک نیکولز[3] (۲۰۰۲) به شرح زیر محاسبه می‌شود:

---

1. Mike Nichols
2. Accrual Items Quality
3. Mike Nichols

$$\frac{\Delta WC_{i,t}}{Assets_{i,t}} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}\frac{CFO_{i,t-1}}{Assets_{i,t}} + \beta_{2,i}\frac{CFO_{i,t}}{Assets_{i,t}} + \beta_{3,i}\frac{CFO_{i,t+1}}{Assets_{i,t}} + \beta_{4,i}\frac{\Delta sales_{i,t}}{Assets_{i,t}} + \beta_{5,i}\frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t}} + V_{i,t}$$

در معادله فوق:

$\Delta WC_{i,t}$ : برابر با تغییر در حساب‌های سرمایه در گردش شرکت i در سال t که به شکل زیر محاسبه می‌شود:

تغییر در حساب‌های سرمایه در گردش=افزایش در حساب‌های دریافتنی+افزایش موجودی کالا+کاهش حساب‌های پرداختنی و بدهی‌ها+کاهش در مالیات پرداختنی+افزایش(کاهش) در سایر دارایی‌ها(بدهی‌ها)

$Assets_{i,t}$ **:** میانگین دارایی‌های شرکت i در سال t

$CFO_{i,t-1}$ **:** وجه نقد حاصل از عملیاتشرکتi در سال t-1

$CFO_{i,t}$**:** وجه نقد حاصل از عملیاتشرکتi در سال t

$CFO_{i,t+1}$**:** وجه نقد حاصل از عملیاتشرکتi در سال t +1

$\Delta sales_{i,t}$ **:** تغییر در حساب فروش شرکت i در سال t

$PPE_{i,t}$ **:** اموال ماشین آلات و تجهیزات شرکت i در سال t

$V_{i,t}$ **:** خطای باقی‌مانده

$\beta_{1,i}$ **تا** $\beta_{5,i}$ضرایب متغیرها(شیب)

$\beta_{0,i}$ **:** مقدار ثابت محاسبه شده توسط مدل رگرسیون

مقدار خطای باقی‌مانده در معادله فوق بیانگر این است که خطای برآورد در اقلام تعهدی جاری ارتباطی باجریان وجه نقد عملیاتی ندارد و به وسیله تغیر در درآمد، ماشین‌آلات و تجهیزات قابل تبیین نیست. در این پژوهش این قدرمطلق خطای باقی‌مانده به عنوان نماینده کیفیت گزارشگری مالی مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

CFO: مبلغ جریان‌های نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی از تقسیم وجه نقد عملیاتی به جمع دارایی‌ها محاسبه می‌شود.

**متغیر تعدیلی: اصول راهبری شرکتی**

شاخص حاکمیت شرکتی در این پژوهش با توجه به پیشینه پژوهش و مبانی نظری به عنوان متغیر تعدیل کننده در نظر گرفته شده است. از آنجا که به‌کارگیری هر یک از عامل‌های اصول

راهبری شرکتی به تنهایی، ممکن است باعث بروز اخلال و تورش در اندازه‌گیری متغیر اصول راهبری شرکتی بشود. از این رو در پژوهش حاضر، از یک شاخص ترکیبی موزون استفاده شد. استفاده از این شاخص جامع، چولگی ناشی از به‌کارگیری منفرد هر یک از معیارهای حاکمیتی را کاهش داده و معیار دقیق‌تری را برای آزمون فراهم می‌کند. بسیاری از پژوهشگران از برخی از شاخص‌های اصول راهبری شرکتی به صورت تجمیعی به صورت صفر و یک نیز استفاده کرده‌اند که در پژوهش حاضر نیز از تجمیع پانزده معیار اصول راهبری شرکتی به صورت صفر و یک، طبق جدول ۲ استفاده شده است.

***جدول ۲. شاخص جامع اصول راهبری شرکتی***

| ردیف | شرح | علامت اختصاری | فراوانی شرکتها | | | | توضیحات و نحوه عملیاتی کردن |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | صفر | درصد | یک | درصد | |
| ۱ | میزان مالکیت نهادی | IN | ۳۵۶ | ٪۲۱ | ۱۳۶۰ | ٪۷۹ | بیش از ۲۰٪، یک؛ غیر، صفر |
| ۲ | استقلال هیات مدیره(ساختار هیئت مدیره) | BI | ۳۰۴ | ٪۱۸ | ۱۴۱۲ | ٪۸۲ | (نسبت اعضای غیرموظف تقسیم بر کل اعضای هیئت مدیره) بیشتر از نیم، یک؛ کمتر، صفر |
| ۳ | تخصص مالی اعضاء هیات مدیره | FS | ۱۳۲۴ | ٪۷۷ | ۳۹۲ | ٪۲۳ | برابر است با درصد اعضای دارای تخصص مالی در هیات مدیره ؛ بیشتر از نیم، یک؛ کمتر، صفر |
| ۴ | مدت تصدی مدیر عامل (به سال) | TN | ۴۶۳ | ٪۲۷ | ۱۲۵۳ | ٪۷۳ | بیش از یک سال یک و غیر، صفر |
| ۵ | دوگانگی وظایف مدیرعامل | DU | ۳۸۲ | ٪۲۲ | ۱۳۳۴ | ٪۷۸ | مدیرعامل، رئیس یا نایب رئیس هیئت مدیره باشد، صفر؛ غیر، یک |
| ۶ | اندازه کمیته حسابرسی | ACM | ۱۱۶۹ | ٪۶۸ | ۵۴۷ | ٪۳۲ | تعداداعضای حاضر در کمیته حسابرسی (میانگین بیش از ۳ یک و غیر، صفر) |
| ۷ | نسبت تخصص مالی اعضاء به کل اعضاء کمیته حسابرسی | ACMB | ۱۲۵۶ | ٪۷۳ | ۴۶۰ | ٪۲۷ | نسبت اعضاء تخصص مالی نسبت به کل اعضاء؛ بیش از نیم؛ یک و غیر؛ صفر |
| ۸ | اندازه موسسه حسابرسی | PART | ۹۹۸ | ٪۵۸ | ۷۱۸ | ٪۴۲ | تعداد صاحبکار موسسه؛ چون میانه ۵ بود بیش از ۵ یک و غیر، صفر |
| ۹ | استقلال کمیته حسابرسی | BAC | ۱۱۸۵ | ٪۶۹ | ۵۳۱ | ٪۴۱ | نسبت اعضای مستقل کمیته حسابرسی به تعداد کل اعضای کمیته حسابرسی (کمتر از ۰/۵ برابر با صفر و در غیر این صورت برابر با یک) |
| ۱۰ | دوره تصدی حسابرس | TPART | ۱۰۲۰ | ٪۵۹ | ۶۹۶ | ٪۴۱ | سابقه کمتر از ۳ سال در آن شرکت، یک؛ غیر، صفر |
| ۱۱ | نوع گزارش حسابرسی امسال | REPORT | ۹۷۳ | ٪۵۷ | ۷۴۳ | ٪۴۳ | ارائه گزارش مقبول، یک؛ غیر، صفر |
| ۱۲ | (PAR)نوع گزارش حسابرسی سال قبل | PAR | ۹۷۶ | ٪۵۷ | ۷۴۰ | ٪۴۳ | ارائه گزارش مقبول، یک؛ غیر، صفر |
| ۱۳ | تمرکز مالکیت CO نهادی | CO | ۱۰۱۲ | ٪۵۹ | ۷۰۴ | ٪۴۱ | بیشتر از نیم، یک؛ غیر صفر |
| ۱۴ | BIG4 | BIG4 | ۱۲۹۱ | ٪۷۵ | ۴۲۵ | ٪۲۵ | انجام حسابرسی توسط سازمان حسابرسی، یک، غیر، صفر |
| ۱۵ | تعداد هیأت مدیره | QEST | ۱۶۹۴ | ٪۹۹ | ۲۳ | ٪۱ | بیشر از ۵ یک، غیر، صفر |

معیارهای ریسک بنگاه اقتصادی به مانند قائمی و تقی‌زاده(۱۳۹۵)، شامل چهار متغیر ریسک آربیتراژ، ریسک نوسان‌پذیری سهام، ریسک پراکندگی عقیده و اندازه شرکت است. همچنین تاری وردی و دامچی جلودار(۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان «رابطه مدیریت ریسک و عملکرد شرکت» از رقابت صنعت و اندازه شرکت به عنوان معیارهای مدیریت ریسک استفاده کرده‌اند و همچنین قادری و همکاران(۱۳۹۹) از اندازه شرکت و عدم اطمینان اطلاعاتی به عنوان مدیریت ریسک استفاده کرده‌اند.

**ریسک آربیتراژ(ریسک نگهداری)**

مندن‌هال(۲۰۰۴) برای‌اندازه‌گیری مدیریت ریسک اطلاعات از معیار ریسک آربیتراژ یا ریسک نگهداری استفاده نموده است. بر اساس این معیار در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، چنانچه قیمت کشف شده بر اساس اطلاعات با قیمت واقعی اختلاف چندانی نداشته باشد، صحت اطلاعات و مربوط بودن آنها را نشان می‌دهد و هر چه خطای مدل بیشتر باشد، گویای ریسکی بودن اطلاعات است. در این مدل، طبق رابطه ۵ مدل بازار که در آن متغیر وابسته، بازده شرکت پس از کسر بازده بدون ریسک است، از ۵ روز قبل از اعلان سود تا ۲۵۲ روز قبل از آن برآورد می‌شود. ریسک آربیتراژ، واریانس باقی مانده‌های این مدل طبق رابطه ۶ است.

$$R_{it} - RF_t = a_{i,t} + \beta_{i,t} \times RM_t + e_i \qquad \text{رابطه ۵}$$

Rit: بازده واقعی روزانه سهام شرکت i

RFt: بازده بدون ریسک روزانه که از نرخ سپرده یک ساله بانکی استفاده می‌شود.

RMt: بازده روزانه بازار که با استفاده از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران محاسبه می‌شود.

$$var(e_i) = \sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(e_i - \bar{e}_i)^2}{n} \qquad \text{رابطه ۶}$$

**ریسک نوسان پذیری سهام(ریسک عدم اطمینان اطلاعاتی)**

ژانگ(۲۰۰۶) برای اندازه‌گیری مدیریت ریسک اطلاعات از معیار ریسک نوسان‌پذیری سهام یا عدم اطمینان اطلاعاتی استفاده کرده است. در این مدل تغییرات قیمتی در بازار به دنبال ارائه اطلاعات جدید به وقوع می‌پیوندد. چنانچه تغییرات قیمت سهمی در بازار زیاد باشد، به دلیل ارائه زیاد اطلاعات تصحیحی یا نبود اطلاعات قابل اتکا به عنوان مبنای قیمت‌گذاری صحیح است. بنابراین نوسان قیمت سهام در محدوده‌ای خارج از تغییرات بازار را می‌توان معیاری برای عدم‌اطمینان اطلاعاتی در نظر گرفت. در این مدل، میزان نوسان ماهانه

قیمت سهام یا همان بازده ماهانه سهام نسبت به بازار، نماینده عدم قابلیت اتکای اطلاعات در نظر گرفته می‌شود و از انحراف معیار بازده تعدیل شده ماهانه سهام شرکت برای اندازه‌گیری آن استفاده می‌شود.

$$Var(R_I) = (\sigma)^n = \sum_{i=1}^{n} \left(R_{i,t} - R_{m,t}\right)^2$$

N: تعداد ماه‌های اندازه‌گیری

Rit: بازده شرکت i در ماه t

RMt: بازده بازار در ماه t که با استفاده از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران محاسبه می‌شود.

پس از محاسبه واریانس بازده ماهانه تعدیل شده، انحراف معیار آن برای دوره یک ساله منتهی به تاریخ اعلان سود (۱۲ ماه) محاسبه می‌شود(از یک اعلان سود تا اعلان سود بعدی).

**ریسک پراکندگی عقیده(تغییرات حجم معاملات)**

گارفینکل و سوکویین(۲۰۰۶) برای اندازه‌گیری مدیریت ریسک اطلاعات از معیار تغییرات حجم معاملات یا پراکندگی عقیده استفاده نموده است. در این مدل حجم معاملات را می‌توان نماینده‌ای از تعداد معامله‌گران دانست. طبیعی است که معامله‌گران با دستیابی به اطلاعات جدید، به گرفتن تصمیم در خصوص نگهداری یا فروش سهام اقدام می‌کنند. چنانچه پس از اعلان خبر تغییر عمده‌ای در حجم معاملات ایجاد شود، نشان دهنده این است که سهامداران در تصمیم‌گیری یکپارچه نیستند. بنابراین از تغییرات حجم معاملات در بازه زمانی اعلان سود، می‌توان میزان واگرایی عقاید آنها را نسبت به سهام سنجید. برای رفع اثر متغیرهای کلان که کل بازار را تحت تاثیر قرار می‌دهند، این تغییرات با تغییرات حجم معاملات بازار تعدیل می‌شود.

$$\mathbf{DTO} = \frac{\left\{\sum_{t=-1}^{0}\left[\left(\frac{vol_{i,t}}{shs_{i,t}}\right)_{firm} - \left(\frac{vol_t}{shs_t}\right)_{mkt}\right]\right\}}{2} - \frac{\left\{\sum_{t=-54}^{-5}\left[\left(\frac{vol_{i,t}}{shs_{i,t}}\right)_{firm} - \left(\frac{vol_t}{shs_t}\right)_{mkt}\right]\right\}}{50}$$

VOLit:حجم معاملات شرکت i (تعداد سهام معامله شده شرکت ) در زمان t

SHsit : حجم کل سهام شرکت i (تعدا سهام منتشر شده) در زمان t

VOL : حجم معاملات بازار در زمان t

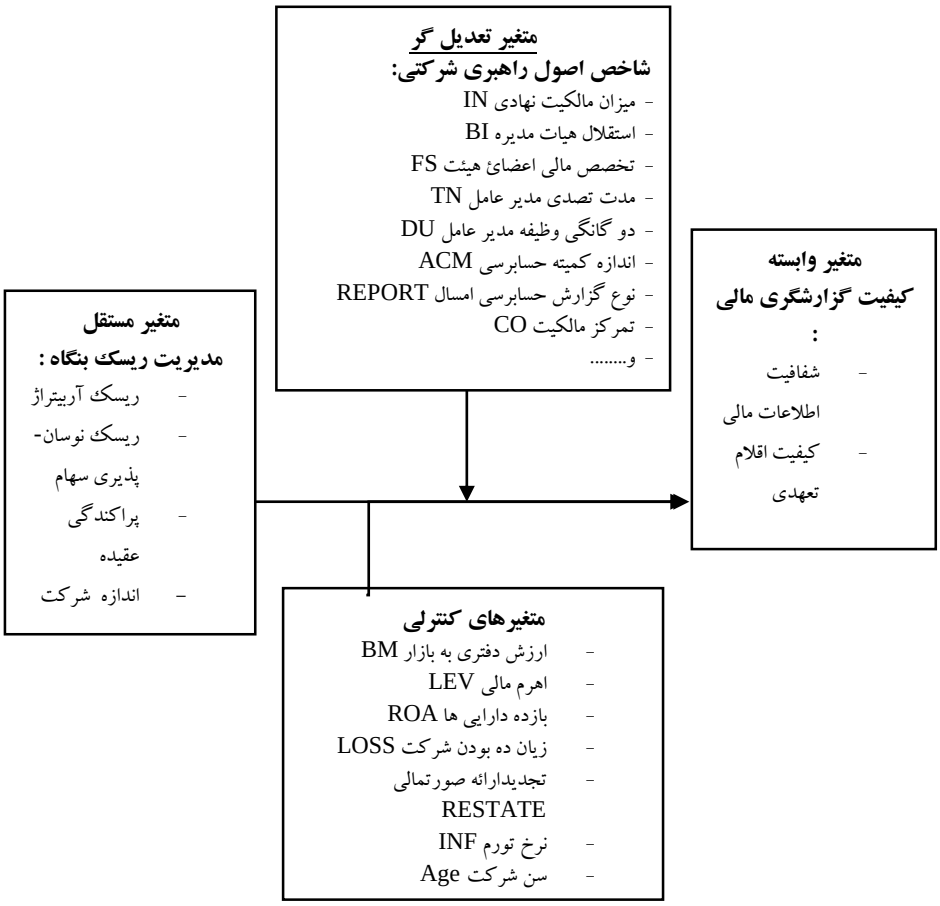
ShstShs: حجم کل سهام موجود در بازار در زمان t

t: تاریخ اعلان سود فصلی

**اندازه شرکت**

ژانگ(۲۰۰۶) برای اندازه‌گیری مدیریت ریسک اطلاعات از معیار اندازه شرکت یا عدم اطمینان اطلاعاتی استفاده کرده است. در این مدل به نظر می‌رسد که شرکت‌های بزرگ‌تر و قدیمی‌تر، از سیستم اطلاعاتی کاراتری بهره می‌برند و کنترل‌های داخلی قوی‌تری دارند و اخبار و اطلاعات درباره این شرکت‌ها بیشتر است. بنابراین، انتظار می‌رود هر چه شرکت بزرگ‌تر باشد، ریسک اطلاعاتی کمتری داشته باشد. برای اندازه‌گیری آن نیز از لگاریتم ارزش شرکت در پایان سال مالی قبل استفاده شده است.

## مدل مفهومی پژوهش




***نمودار۱. مدل مفهومی متغیرهای پژوهش***

با توجه به اینکه اثر برخی متغیرها باید از بین برود و یا کنترل شود از برخی متغیرها با توجه به پیشینه پژوهش به عنوان متغیر کنترلی به مدل رگرسیون اضافه شد تا رابطه بین مدیریت ریسک و کیفیت گزارشگری مالی فارغ از اثر متغیرهای کنترلی بررسی شود.

BM: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام

LEV: تقسیم کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها.

ROA: تقسیم سود خالص بر کل دارایی‌ها

LOSS: در صورتی که شرکت در سال جاری زیان گزارش کند عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر اختصاص می‌یابد.

RESTATE: اگر صورت‌های مالی حاوی اقلام تجدید ارائه شده باشند عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر اختصاص می‌یابد.

**INFLAT:** کیان و فقیه (۱۳۹۷) نیز در پژوهش خود تورم را بر اساس شاخص سطح عمومی قیمت‌ها سنجش کرده‌اند.

**AG:** سال فعالیت منهای سال تاسیس باضافه یک.

## تجزیه و تحلیل یافته‌ها

### آمار توصیفی

توصیف آماری متغیرهای پژوهش جدول ۳ نشان داده شده است.

***جدول ۳. تفسیر آماری متغیرهای پژوهش. تعداد مشاهدات= ۱۷۱۶***

| | شاخص‌های آماری / متغیرها | ضریب کشیدگی | ضریب چولگی | انحراف معیار | میانه | میانگین | بیشترین | کمترین |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| FR | شفافیت اطلاعات مالی | -۱.۲۰۴ | ۰.۰۱۲ | ۸۸.۹۸۲ | ۱۵۰ | ۱۴۷.۴۵ | ۳۲۹ | ۰.۰۰۰ |
| AIQ | کیفیت اقلام تعهدی | ۱۳.۰۷ | ۲.۹۸۴ | ۰.۱۰۱ | ۰.۰۷۸ | ۰.۰۹۱ | ۰.۸۹۰ | ۰.۰۰۰ |
| ARBI | ریسک آربیتراژ | ۱۲۳.۵۵ | ۳۳.۲۶۷ | ۰.۱۶۷ | ۰.۰۰۹ | ۰.۰۲۴ | ۶.۴۰۱ | ۰.۰۰۰ |
| SIGMA | سیگما | ۲۵۶.۰۱ | ۱۱.۶۶۴ | ۰.۱۱۲ | ۰.۱۰۸ | ۰.۱۲۹ | ۲.۹۹۲ | ۰.۰۱۴ |
| DTO | پراکندگی عقیده | ۲۶.۶۵ | ۴.۲۳۵ | ۰.۲۵۸ | -۰.۰۰۲ | ۰.۰۸۸ | ۲.۹۸۰ | -۰.۰۹۶ |
| MV | اندازه شرکت | ۰.۴۲۹ | ۰.۵۵۳ | ۱.۵۳۰ | ۱۲.۱۰۱ | ۱۳.۱۰۸ | ۱۸.۴۵ | ۹.۲۵۰ |
| TG | حاکمیت شرکتی | -۰.۴۸۹ | ۰.۲۰۷ | ۲.۳۰۲ | ۷ | ۶.۶۱۰ | ۱۳ | ۱.۰۰۰ |
| BM | ارزش دفتری به بازار | ۵۸.۳۱ | ۲.۴۱۲ | ۰.۶۸۲ | ۰.۵۳ | ۰.۶۵۶ | ۱۲.۰۵۳ | -۵.۶۸۸ |
| LEV | اهرم مالی | ۸.۶۵۲ | ۱.۳۳۳ | ۰.۲۱۸ | ۰.۶۳ | ۰.۶۲۷ | ۲.۴۲۲ | ۰.۰۹۰ |
| ROA | بازده دارائی | ۶.۳۶۴ | -۰.۱۶۵ | ۰.۱۳۴ | ۰.۰۹ | ۰.۱۰۴ | ۰.۶۳۱ | -۱.۰۳۸ |
| INFLAT | نرخ تورم | -۰.۷۹۸ | ۰.۷۳۱ | ۸.۲۳۲ | ۱۵.۶۰ | ۱۸.۳۷۲ | ۳۴.۷۰ | ۹.۰۰۰ |
| AG | سن شرکت | -۱.۰۳۷ | -۰.۲۱۲ | ۱۲.۸۰۰ | ۴۰ | ۳۷.۱۲۰ | ۶۶ | ۸.۰۰۰ |

محاسبات جدول ۳ نشان می‌دهد که میانگین متغیر شفافیت اطلاعات مالی ۱۴۷,۴۵ بوده یعنی این عدد متوسط امتیاز تخصیص یافته به شرکت‌ها از سوی سازمان بورس اوراق بهادار تهران را به عنوان رتبه‌بندی شرکت‌های بورسی از لحاظ کیفیت افشا و اطلاع رسانی اطلاعات مالی نشان می‌دهد. امتیاز کیفیت اقلام تعهدی عدد ۰,۰۹۱ بوده و نشان می‌دهد کیفیت گزارشگری مالی بطور متوسط در شرکت‌های نمونه مثبت بوده است. هر چند که انحراف معیار متغیر وابسته تا حدودی قابل توجه است آن هم در آزمون نرمالیزه کردن، بررسی شده است و نشان داده شده که داده‌های این متغیرها از پراکندگی زیادی برخوردار نیستند.

## توصیف فراوانی متغیرهای موهومی

با توجه به اینکه متغیرهای زیان‌ده بودن شرکت(LOSS) و تجدید ارائه صورت‌های مالی(RESTATE) دو متغیر مجازی و بصورت صفر و یک تعریف شده‌اند، به این جهت تفسیر فراوانی این دو متغیر جداگانه در جدول ۴ آورده شده است:

***جدول ٤. توزیع فراوانی متغیرهای موهومی***

| متغیرها | | شرح | تعداد شرکت | درصد | جمع کل سال/شرکت |
|---|---|---|---|---|---|
| LOSS | زیان ده بودن شرکت | تعداد شرکت‌های زیان ده (۱) | ۱۹۸ | ٪۱۲ | ۱۷۱۶ |
| | | تعداد شرکت‌های سود ده (۰) | ۱۵۱۸ | ٪۸۸ | |
| RESTATE | تجدید ارائه صورت‌های مالی | تعداد شرکت‌هایی که حاوی تجدید ارائه صورتهای مالی (۱) | ۸۷۶ | ٪۵۱ | ۱۷۱۶ |
| | | تعداد شرکت‌هایی که حاوی تجدید ارائه صورتهای مالی (۰) | ۸۴۰ | ٪۴۹ | |

## آزمون نرمال بودن توزیع متغیرهای وابسته

از آزمون جارکو-برا[1]در نرم افزار E-Views برای تست نرمال بودن داده‌ها استفاده شده است. هنگامی که حجم داده‌ها زیاد باشد، این آماره می‌تواند کارایی خوبی داشته باشد. در آزمون‌های نرمال‌سازی هرگاه سطح معناداری بزرگتر از ۰,۰۵ باشد متغیرها نرمال هستند در غیر اینصورت لازم است با استفاده از تبدیل‌های متعارف نرمال شوند. با بررسی نرمال بودن توزیع داده‌های متغیر وابسته بوسیله آزمون جارکو-برا، مشخص شد که سطح معناداری داده‌ها درهمه

1. Jarque-Bera

متغیرهای وابسته کوچکتر از ۰,۰۵ بوده و داده‌ها نرمال نیستند برای تست مجدد توزیع این داده-ها، از تبدیل $\{Ln(1/V^{\wedge}2)\}$ استفاده شده است، که پس از آزمون مجدد، باز هم داده‌ها نرمال نشدند. این مورد در داده‌هایی که از صورت های مالی استخراج می‌شوند امری طبیعی است. در نهایت پژوهشگر داده‌ها را به ترتیب صعودی مرتب کرده و ۲٪ بالا و ۲٪ پایین داده‌ها را با میانگین جایگزین کرد. سپس آزمون مجدد نرمال‌سازی انجام شد که جدول ۵ نتایج را قبل و بعد از اعمال تبدیلات متغیرهای وابسته نشان می‌دهد. در ردیف اول جدول مشخص است که مقدار آماره جارکو- برا برای متغیر FR عدد ۱۰۳,۶۲ و سطح معناداری آن نیز ۰,۰۰ بوده است. هرچند که این عدد باز هم کوچکتر از ۰,۰۵ است اما داده‌ها تا حدودی به توزیع نرمال نزدیک شدند.

***جدول ۵. تست نرمال سازیتوزیع متغیر وابسته با آزمون*** J-B

| متغیر وابسته | تعداد مشاهدات | آماره/سطح معناداری Jarque- Bera Probability | نتیجه تست |
|---|---|---|---|
| شفافیت اطلاعات مالی(FR) | ۱۷۱۶ | ۱۰۳,۶۲<br>۰,۰۰۰ | نزدیک به نرمال |
| مدیریت سود (MCN) | ۱۷۱۶ | ۱۱۱۹۹,۶۰<br>۰,۰۰۰ | غیرنرمال |
| کیفیت اقلام تعهدی (AIQ) | ۱۷۱۶ | ۱۴۵۶۲,۰۵<br>۰,۰۰۰ | غیرنرمال |
| مدیریت سود (بعد از اعمال تبدیل) | ۱۷۱۶ | ۶۴,۲۱۰<br>۰,۰۰۴ | نزدیک به نرمال |
| کیفیت اقلام تعهدی (بعد از اعمال تبدیل) | ۱۷۱۶ | ۱۲,۳۴۴<br>۰,۰۲۶ | نزدیک به نرمال |

**آزمون مانایی**

چنانچه تعداد مقاطع و یا شرکت‌ها خیلی بیشتر از بازه زمانی باشد در آن صورت نیازی به آزمون مانایی داده‌ها نیست که در این پژوهش نیز به همین صورت است، اما پژوهشگر برای اطمینان از صحت استفاده از رگرسیون، آزمون ریشه واحد را برای کلیه متغیرها انجام داده است. نتایج به دست آمـده آزمون ریشه واحد درجدول ۶ ارائه شده است.

***جدول ٦. نتایج مانایی متغیرها- آزمون ایم، پسران و شین***

| متغیرها | علامت اختصاری | تعداد نمونه: ۱۵۶ شرکت. بازه بین سال‌های ۸۵-۹۵ | | |
|---|---|---|---|---|
| | | آماره ایم، پسران و شین | سطح احتمال Probability | نتیجه |
| شفافیت اطلاعات مالی | FR | -۳,۳۶۴ | ۰,۰۰۰۴ | مانا |
| مدیریت سود | MCN | -۸,۷۵۹ | ۰,۰۰۰ | مانا |
| کیفیت اقلام تعهدی | AIQ | -۹,۹۴۳ | ۰,۰۰۰ | مانا |
| ریسک آربیتراژ | ARBI | -۷,۷۹۶ | ۰,۰۰۰ | مانا |
| ریسک نوسان‌پذیری | SIGMA | -۷,۴۳۱ | ۰,۰۰۰ | مانا |
| پراکندگی عقیده | DTO | -۱۰,۲۳۱ | ۰,۰۰۰ | پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول مانا |
| اندازه شرکت | MV | -۱۳,۷۳۲ | ۰,۰۰۰۰ | پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول مانا |
| حاکمیت شرکتی | TG | -۸,۸۸۵ | ۰,۰۰۰ | پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول مانا |

در جدول ۶ محاسبه‌ها نشان می‌دهد که در تمامی متغیرها سطح معناداری کوچکتر از ۰,۰۵ است و در واقع توزیع تمامی آنها مانا هستند. البته لازم به توضیح است که متغیرهای DTO، MV و TG پس از یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

## آزمون فرضیه‌ها

در این بخش از پژوهش بر اساس چهارچوب نظری پژوهش، روش تحلیل از نوع رگرسیونی چند متغیره بوده و مدل‌های رگرسیونی برای انجام آزمون های فرض بصورت زیر تعریف شده‌اند:

مدل ۱)

$$FR = \beta_0 + \beta_1 ARBI + \beta_2 SIGMA + \beta_3 DTO + \beta_4 MV + \beta_5 BM + \beta_6 LEV + \beta_7 ROA + \beta_8 LOSS + \beta_9 RESTATE + \beta_{10} INFLAT + \beta_{11} AG + \varepsilon_0$$

مدل ۲)

$$AIQ = \beta_0 + \beta_1 ARBI + \beta_2 SIGMA + \beta_3 DTO + \beta_4 MV + \beta_5 BM + \beta_6 LEV + \beta_7 ROA + \beta_8 LOSS + \beta_9 RESTATE + \beta_{10} INFLAT + \beta_{11} AG + \varepsilon_0$$

مدل۳ )

$$FR = \beta_0 + \beta_1 ARBI + \beta_2 SIGMA + \beta_3 DTO + \beta_4 MV + \beta_5 TG + \beta_6 (TG*ARBI) + \beta_7 (TG*SIGMA) + \beta_8 (TG*DTO) + \beta_9 (TG*MV) + \beta_{10} BM + \beta_{11} LEV + \beta_{12} ROA + \beta_{13} LOSS + \beta_{14} RESTATE + \beta_{15} INFLAT + \beta_{16} AG + \varepsilon_0$$

مدل ۴)

$$AIQ = \beta_0 + \beta_1 ARBI + \beta_2 SIGMA + \beta_3 DTO + \beta_4 MV + \beta_5 TG + \beta_6 (TG*ARBI) + \beta_7 (TG*SIGMA) + \beta_8 (TG*DTO) + \beta_9 (TG*MV) + \beta_{10} BM + \beta_{11} LEV + \beta_{12} ROA + \beta_{13} LOSS + \beta_{14} RESTATE + \beta_{15} INFLAT + \beta_{16} AG + \varepsilon_0$$

یافته‌های حاصل از آزمون F لیمر برای انتخاب الگوی مدل رگرسیون پانل و یا رگرسیون ترکیبی(حداقل مربعات تجمیع شده) در جدول ۷ نشان داده شده است.

***جدول ۷. انتخاب الگوی مناسب برای مدل‌های رگرسیون F لیمر***

| مدل‌های رگرسیون | مقدار آزمون | درجه آزادی d.f | سطح معناداری .Prob | نوع الگو |
|---|---|---|---|---|
| (۱) | ۸,۷۴۹ | ۱۵۵,۱۵ | ۰,۰۰۰ | رگرسیون پانل |
| (۲) | ۱,۷۳۲ | ۱۵۵,۱۵ | ۰,۰۰۰ | رگرسیون پانل |
| (۳) | ۸,۱۴۳ | ۱۵۵,۱۵ | ۰,۰۰۰ | رگرسیون پانل |
| (۴) | ۱,۷۱۶ | ۱۵۵,۱۵ | ۰,۰۰۰ | رگرسیون پانل |

از محاسبات جدول ۷ مشخص است که در همه مدل‌ها مقدار احتمال (Prob.=۰,۰۰) کوچکتر از ۰,۰۵ است، بنابراین نوع الگوی تمامی مدل‌ها با روش رگرسیون پانل آزمون می-شوند.لازم به ذکر است، مدل‌هایی که در آنها روش رگرسیون تلفیقی (پانل) تایید شده، نیازی به اجرای آزمون هاسمن است. در این مدل‌ها نیز بدین صورت بوده است. جدول ۸ نتایج محاسبات آزمون هاسمن را نشان می‌دهد.

***جدول ۸. آزمون هاسمن برای انتخاب الگوی اثرات ثابت یا تصادفی***

| مدل‌های رگرسیون | مقدار آزمون | درجه آزادی d.f | سطح معناداری .Prob | نوع الگو |
|---|---|---|---|---|
| (۱) | ۰ | ۱۱ | ۱,۰۰۰ | اثرات تصادفی |
| (۲) | ۰ | ۱۱ | ۱,۰۰۰ | اثرات تصادفی |
| (۳) | ۰ | ۱۶ | ۱,۰۰۰ | اثرات تصادفی |
| (۴) | ۲۰,۶۶۹ | ۱۶ | ۰,۱۹۱ | اثرات تصادفی |

محاسبه‌های جدول ۸ نشان می‌دهد که در همه مدل‌ها مقدار احتمال (Prob.=۱,۰۰) بزرگتر از ۰,۰۵ است، بنابراین برای آزمون مدل‌ها روش پانل از نوع اثرات تصادفی مناسب‌تر است.

**آزمون فرضیه و تخمین مدل (۱)**

با توجه به انتخاب نوع الگوی رگرسیون در آزمون F لیمر و هاسمن، برای آزمون تمام فرضیه‌ها از روش رگرسیون پانل مبتنی بر اثرات تصادفی و در سطح اطمینان ۹۵٪ استفاده شده است. جدول ۹ نتایج حاصل از خروجی نرم افزار E-VIEWS برای مدل رگرسیون چند متغیره فرضیه اول را نشان می‌دهد. تخمین این مدل برای فرضیه‌های ۱-۱، ۱-۲، ۱-۳ و ۱-۴ به کار برده شده است.

***جدول ۹. نتایج رگرسیون چند متغیره مدل (۱) – متغیر وابسته:*** FR

$$FR = \beta_0 + \beta_1 ARBI + \beta_2 SIGMA + \beta_3 DTO + \beta_4 MV + \beta_5 BM + \beta_6 LEV + \beta_7 ROA + \beta_8 LOSS + \beta_9 RESTATE + \beta_{10} INFLAT + \beta_{11} AG + \varepsilon_0$$

| متغیرها | متغیرها | Prob. | آماره t | انحراف استاندارد | ضریب $\beta$ |
|---|---|---|---|---|---|
| ARBI | آربیتراژ | ۰.۰۸۵ | -۱.۷۲۳ | ۱۷.۰۱۰ | -۲۹.۳۱۳ |
| SIGMA | نوسان پذیری | ۰.۰۰۵ | ۳.۵۱۲ | ۲۶.۴۶۵ | ۹۲.۹۵۵ |
| DTO | پراکندگی | ۰.۲۶۳ | ۱.۱۱۷ | ۷.۰۵۸ | ۷.۸۹۰ |
| MV | اندازه شرکت | ۰.۰۳۳ | -۲.۳۳۴ | ۱.۹۹۷ | -۲.۶۶۵ |
| BM | ارزش دفتری | ۰.۲۷۰ | -۱.۱۰۳ | ۳.۰۶۷ | -۳.۳۸۳ |
| LEV | اهرم | ۰.۰۷۳ | ۱.۷۹۰ | ۱۳.۱۴۷ | ۲۳.۵۳۸ |
| ROA | بازده | ۰.۰۰۴ | -۲.۸۲۲ | ۲۱.۳۹۹ | -۶۰.۴۰۱ |
| LOSS | زیانده بودن | ۰.۰۰۴ | ۳.۵۱۹ | ۶.۳۶۹ | ۲۲.۴۲۱ |
| RESTATE | تجدیدارائه | ۰.۵۰۹ | ۰.۶۶۰ | ۳.۳۴۵ | ۲.۲۰۹ |
| INFLAT | نرخ تورم | ۰.۶۳۴ | -۰.۴۷۵ | ۰.۱۹۶ | -۰.۰۹۳ |
| AG | سن | ۰.۰۰۲ | ۳.۰۷۹ | ۰.۲۹۸ | ۰.۹۱۹ |
| C | مقدار ثابت | ۰.۰۰۰ | ۴.۴۷۲ | ۲۸.۶۲۶ | ۱۲۸.۰۳۱ |

| | | | |
|---|---|---|---|
| آماره دوربین واتسون | ۱.۵۴۴ | ضریب تعیین $R^2$ | ۰.۶۸ |
| آماره Fفیشر<br>سطح معناداری | ۱۱.۴۴۶<br>(۰.۰۰۰) | ضریب تعیین تعدیل شده $R^2_{Adj}$ | ۰.۶۲ |

نتایج در جدول ۹ نشان می‌دهد که، مقدار آمارهF برابر ۱۱,۴۴ و سطح معناداری آن نیز ۰,۰۰۰ است. یعنی این مدل در آماره F معنادار است و خطی بودن رگرسیون را تایید می‌کند. مقدار آماره دوربین- واتسون برای مشاهده‌ها، نمونه آماری عدد ۱,۵۴۴ را نشان می‌دهد که بین اعداد ۱,۵ تا ۲,۵ قرار دارد و استقلال بین خطاها (عدم همبستگی بین خطاها) را تائید می‌کند. ضریب تعیین تعدیل شده ($R^2$ =۰,۶۲)، نشان می‌دهد که ۶۲ درصد واریانس متغیر شفافیت اطلاعات مالی توسط یک ترکیب خطی از عوامل مدیریت ریسک بنگاه(ARBI، SIGMA، DTO، MV) و متغیرهای کنترلی برآورد می‌شود. یافته‌های جدول ۷ نشان می‌دهد که از عوامل مدیریت ریسک بنگاه، شاخص‌های ریسک نوسان‌پذیری سهام (فرضیه ۱-۲) و اندازه شرکت (فرضیه ۱-۴) به دلیل اینکه سطح معناداری کوچکتر از ۰,۰۵ دارند، در مدل معنادار است و به ترتیب بر شفافیت اطلاعات مالی تاثیر مثبت و معکوس می‌گذارد. متغیرهای ریسک آربیتراژ (فرضیه ۱-۱) و پراکندگی عقیده (فرضیه ۱-۳) بر شفافیت اطلاعات مالی تاثیر معناداری ندارند، چون مقدار .Prob محاسبه شده در آنها بیشتر از ۰,۰۵ است. متغیرهای کنترلی ROA، LOSS و AGدر آماره t معنادار هستند ولی متغیرهای کنترلی BM، LEV و RESTATE و INFLAT در مدل معنادار نیستند.

**آزمون فرضیه و تخمین مدل۲**

نتایج در جدول ۱۰ نشان می‌دهد که؛ مقدار آماره F برابر ۴,۹۴ و سطح معناداری آن نیز ۰,۰۰۰ است و این مدل نیز در آماره F معنادار است و رگرسیون کاذب نیست. مقدار آماره دوربین- واتسون عدد ۱,۹۶۸بوده و عدم همبستگی بین خطاها را تایید می‌کند.ضریب تعیین تعدیل شده ($R^2$ = ۰,۲۴)، نشان می‌دهد که حدود ۲۴ درصد واریانس متغیر کیفیت اقلام تعهدی توسط یک ترکیب خطی از عوامل مدیریت ریسک بنگاه (ARBI، SIGMA، DTO، MV) و متغیرهای کنترلی به حساب می‌آید.

***جدول ۱۰. نتایج رگرسیون چند متغیره مدل (۲) – متغیر وابسته:*** AIQ

$$AIQ = \beta_0 + \beta_1 ARBI + \beta_2 SIGMA + \beta_3 DTO + \beta_4 MV + \beta_5 BM + \beta_6 LEV + \beta_7 ROA + \beta_8 LOSS + \beta_9 RESTATE + \beta_{10} INFLAT + \beta_{11} AG + \varepsilon_0$$

| متغیرها | متغیرها | Prob. | آماره t | انحراف استاندارد | ضریب $\beta$ |
|---|---|---|---|---|---|
| ARBI | آربیتراژ | ۰.۶۹۸ | ۰.۳۸۶ | ۰.۵۳۶ | ۰.۲۰۷ |
| SIGMA | نوسان پذیری | ۰.۰۱۱ | −۲.۳۹۹ | ۰.۸۳۰ | −۱.۱۶۱ |
| DTO | پراکندگی | ۰.۵۰۵ | −۰.۶۶۵ | ۰.۲۰۸ | −۰.۱۳۸ |
| MV | اندازه شرکت | ۰.۰۴۸ | −۱.۹۹۵ | ۰.۰۴۳ | −۰.۰۶۲ |
| BM | ارزش دفتری | ۰.۱۲۰ | ۱.۵۵۳ | ۰.۰۸۷ | ۰.۱۳۶ |
| LEV | اهرم | ۰.۷۰۱ | −۰.۳۸۳ | ۰.۳۵۰ | −۰.۱۳۴ |
| ROA | بازده | ۰.۰۰۱ | ۳.۲۰۸ | ۰.۶۱۶ | ۱.۹۷۶ |
| LOSS | زیانده بودن | ۰.۲۸۶ | −۱.۰۶۶ | ۰.۱۹۵ | −۰.۲۰۸ |
| RESTATE | تجدیدارائه | ۰.۰۱۶ | ۲.۳۹۲ | ۰.۱۰۲ | ۰.۲۴۵ |
| INFLAT | نرخ تورم | ۰.۵۹۵ | −۰.۵۳۰ | ۰.۰۰۶ | −۰.۰۰۳ |
| AG | سن | ۰.۳۸۵ | −۰.۸۶ | ۰.۰۰۵ | −۰.۰۰۴ |
| C | مقدار ثابت | ۰.۰۰۰ | ۱۰.۲۳۴ | ۰.۶۵۴ | ۶.۷۰۳ |

| | | | |
|---|---|---|---|
| آماره دوربین واتسون | ۱.۹۶۸ | ضریب تعیین $R^2$ | ۰.۳۰ |
| آماره F<br>سطح معناداری | ۴.۹۴۰<br>(۰.۰۰۰) | ضریب تعیین تعدیل شده $R^2_{Adj}$ | ۰.۲۴ |

یافته‌های جدول ۱۰ نشان می‌دهد که سطح معناداری متغیرهای ریسک آربیتراژ و پراکندگی عقیده بزرگتر از ۰٫۰۵ بوده و در مدل معنادار نیستند و فرضیه‌های شماره (۲–۱) و (۲–۳) مورد تایید نیستند. اما شاخص‌های ریسک نوسان‌پذیری سیگما(فرضیه ۲–۲) و اندازه شرکت(فرضیه ۲–۴) در مدل معنادار بوده و بر کیفیت اقلام تعهدی تاثیر منفی و معناداری دارند. سطح معناداری در متغیرهای کنترلی بازده

دارایی‌ها و تجدید ارائه صورت‌های مالی کمتر از ۰٫۰۵ بوده و در مدل معنادار هستند، اما بقیه متغیرهای کنترلی BM، LEV، LOSS، INFLAT و AGدر مدل معنادار نیستند.

### آزمون فرضیه و تخمین مدل ۳

***جدول ۱۱. نتایج رگرسیون چند متغیره مدل (۳) – متغیر وابسته:*** FR

$$FR = \beta_0 + \beta_1 ARBI + \beta_2 SIGMA + \beta_3 DTO + \beta_4 MV + \beta_5 TG + \beta_6 (TG*ARBI) + \beta_7 (TG*SIGMA) + \beta_8 (TG*DTO) + \beta_9 (TG*MV) + \beta_{10} BM + \beta_{11} LEV + \beta_{12} ROA + \beta_{13} LOSS + \beta_{14} RESTATE + \beta_{15} INFLAT + \beta_{16} AG + \varepsilon_0$$

| متغیرها | متغیرها | Prob. | آماره t | انحراف استاندارد | ضریب $\beta$ |
|---|---|---|---|---|---|
| ARBI | آربیتراژ | ۰.۸۷۹ | −۰.۱۵۱ | ۷۵.۰۳۶ | −۱۱.۳۶۰ |
| SIGMA | نوسان پذیری | ۰.۶۴۷ | ۰.۴۵۷ | ۸۱.۲۵۴ | ۳۷.۱۹۲ |
| DTO | پراکندگی | ۰.۰۴۴ | ۱.۹۸۶ | ۲۱.۲۴۷ | ۳۷.۹۵۳ |
| MV | اندازه شرکت | ۰.۳۶۳ | −۰.۹۰۹ | ۴.۱۲۰ | −۳.۷۴۷ |
| TG | حاکمیت | ۰.۱۱۳ | −۱.۵۸۵ | ۷.۲۵۱ | −۱۱.۴۹۴ |
| TG*ARBI | تعدیل بر آربیتراژ | ۰.۷۶۷ | −۰.۲۹۵ | ۹.۸۷۰ | −۲.۹۱۸ |
| TG*SIGMA | تعدیل بر نوسانپذیری | ۰.۰۳۰ | ۲.۰۸۸ | ۱۱.۴۸۷ | ۹.۰۶۰ |
| TG*DTO | تعدیلی بر پراکندگی | ۰.۱۶۴ | −۱.۳۹۰ | ۲.۸۹۱ | −۴.۰۱۹ |
| TG*MV | تعدیلی بر اندازه | ۰.۰۳۹ | ۲.۰۵۸ | ۰.۵۳۰ | ۰.۵۶۱ |
| BM | ارزش دفتری | ۰.۳۳۷ | −۰.۹۵۹ | ۳.۰۸۸ | −۲.۹۶۲ |
| LEV | اهرم | ۰.۱۲۵ | ۱.۵۳۱ | ۱۳.۲۵۶ | ۲۰.۳۰۱ |
| ROA | بازده | ۰.۰۰۱ | −۳.۱۲۹ | ۲۱.۴۰۰ | −۶۶.۹۶۹ |
| LOSS | زیانده بودن | ۰.۰۰۰ | ۳.۵۴۱ | ۶.۳۸۱ | ۲۲.۶۰۲ |
| RESTATE | تجدیدارائه | ۰.۵۰۴ | ۰.۶۶۷ | ۳.۳۵۳ | ۲.۲۳۷ |
| INFLAT | نرخ تورم | ۰.۶۶۲ | −۰.۴۳۶ | ۰.۲۰۰ | −۰.۰۸۷ |
| AG | سن | ۰.۰۰۰ | ۳.۴۷۷ | ۰.۲۹۴ | ۱.۰۲۴ |
| C | مقدار ثابت | ۰.۰۰۳ | ۲.۹۴۰ | ۵۶.۶۱۴ | ۱۶۶.۴۶۰ |

| | | | |
|---|---|---|---|
| آماره دوربین واتسون | ۱.۶۴۲ | ضریب تعیین $R^2$ | ۰.۳۷ |
| آماره F<br>سطح معناداری | ۸.۹۴۶<br>(۰.۰۰۰) | ضریب تعیین تعدیل شده<br>$R^2_{Adj}$ | ۰.۲۹ |

نتایج در جدول ۱۱ نشان می‌دهد که، مقدار آماره Fبرابر ۸,۹۴۶ و سطح معناداری آن نیز ۰,۰۰۰ است و این مدل در آماره F معنادار است. مقدار آماره دوربین- واتسون عدد ۱,۶۴۲ بوده و استقلال بین خطاها را تایید می‌کند. ضریب تعیین تعدیل شده ($R^2$ =۰,۲۹)، نشان می‌دهد که حدود ۳۰ درصد واریانس متغیر شفافیت گزارشگری مالی توسط یک ترکیب خطی از عوامل مدیریت ریسک بنگاه، مثلث حاکمیت شرکتی و متغیرهای کنترلی به حساب می‌آید. یافته‌ها نشان می‌دهد که سطح معناداری متغیرهای TG*SIGMAوTG*MVکوچکتر از ۰,۰۵ است و در مدل معنادار هستند. یعنی حاکمیت شرکتی بر تعامل بین ریسک سیگما و شفافیت اطلاعات مالی تاثیر مثبت دارد و فرضیه ۳-۲ مورد تایید است. همچنین حاکمیت شرکتی بر تعامل بین اندازه شرکت و شفافیت اطلاعات مالی تاثیر مثبت دارد و فرضیه ۳-۴ مورد تایید است. اما سطح معناداری متغیرهای TG*ARBIوTG*DTOبزرگتر از ۰,۰۵ و در مدل معنادار نیستند. در واقع حاکمیت شرکتی نمی‌تواند بر تعامل بین ریسک آربیتراژ و شفافیت اطلاعات مالی تاثیر داشته باشد و فرضیه ۳-۱ تایید نمی‌شود. همچنین حاکمیت شرکتی نمی‌تواند بر تعامل پراکندگی عقیده و شفافیت اطلاعات مالی تاثیر داشته باشد و فرضیه ۳-۳ تایید نمی‌شود.سطح معناداری در متغیرهای کنترلیROA، LOSS و AGکمتر از ۰,۰۵ بوده و در مدل معنادار هستند، اما بقیه متغیرهای کنترلی در مدل معنادار نیستند.

**آزمون فرضیه و تخمین مدل ٤**

نتایج در جدول ۱۲ نشان می‌دهد که مقدار آماره F برابر ۳,۶۴ و سطح معناداری آن نیز ۰,۰۰ است و این مدل در آماره F معنادار است. مقدار آماره دوربین- واتسون عدد ۱,۹۶۸ بوده و استقلال بین خطاها را تایید می‌کند. ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که حدود ۲۵ درصد واریانس متغیر کیفیت اقلام تعهدی توسط ترکیب خطی از عوامل مدیریت ریسک بنگاه، مثلث حاکمیت شرکتی و متغیرهای کنترلی تبیین می‌شود که ناچیز است. محاسبه‌های جدول ۱۲ نمایانگر این است که سطح معناداری متغیرهای TG*SIGMA و TG*MV کوچکتر از ۰,۰۵ است و در مدل معنادار هستند. یعنی حاکمیت شرکتی بر تعامل بین ریسک سیگما و کیفیت اقلام تعهدی تاثیر منفی دارد و فرضیه ۴-۲ مورد تایید است. همچنین حاکمیت شرکتی بر تعامل بین اندازه شرکت و کیفیت اقلام تعهدی تاثیر مثبت دارد و فرضیه ۴-۴ مورد تایید است. اما سطح معناداری متغیرهای TG*ARBI و TG* DOT بزرگتر از ۰,۰۵ و در مدل معنادار نیستند.

در واقع حاکمیت شرکتی نمی‌تواند بر تعامل بین ریسک آربیتراژ و کیفیت اقلام تعهدی تاثیر داشته باشد و فرضیه ۴-۱ مورد تایید نیست. همچنین حاکمیت شرکتی نمی‌تواند بر تعامل پراکندگی عقیده و کیفیت اقلام تعهدی تاثیر داشته باشد و فرضیه ۴-۳ مورد تایید نیست. از بین متغیرهای کنترلی تنها متغیر ROA در مدل معنادار است. بقیه متغیرهای کنترلی با سطح معناداری بزرگتر از ۰,۰۵ در مدل معنادار نیستند و تاثیر معناداری بر کیفیت اقلام تعهدی ندارند.

***جدول ۱۲. نتایج رگرسیون چند متغیره مدل (٤) – متغیر وابسته:*** AIQ

$$AIQ = \beta_0 + \beta_1 ARBI + \beta_2 SIGMA + \beta_3 DTO + \beta_4 MV + \beta_5 TG + \beta_6 (TG*ARBI) + \beta_7 (TG*SIGMA) + \beta_8 (TG*DTO) + \beta_9 (TG*MV) + \beta_{10} BM + \beta_{11} LEV + \beta_{12} ROA + \beta_{13} LOSS + \beta_{14} RESTATE + \beta_{15} INFLAT + \beta_{16} AG + \varepsilon_0$$

| متغیرها | متغیرها | Prob. | آماره t | انحراف استاندارد | ضریب $\beta$ |
|---|---|---|---|---|---|
| ARBI | آربیتراژ | ۰.۵۰۴ | -۰.۶۶۷ | ۲.۳۹۱ | -۱.۵۹۷ |
| SIGMA | نوسان پذیری | ۰.۰۱۳ | -۲.۰۵۸ | ۲.۵۸۵ | -۰.۱۵۰ |
| DTO | پراکندگی | ۰.۸۳۳ | -۰.۲۰۹ | ۰.۶۵۷ | -۰.۱۳۷ |
| MV | اندازه شرکت | ۰.۰۴۶ | -۱.۹۸۶ | ۰.۱۱۲ | -۰.۰۹۷ |
| TG | حاکمیت | ۰.۴۷۹ | -۰.۷۰۷ | ۰.۲۱۲ | -۰.۱۵۰ |
| TG*ARBI | تعدیل بر آربیتراژ | ۰.۴۴۸ | ۰.۷۵۸ | ۰.۳۱۴ | ۰.۲۳۸ |
| TG*SIGMA | تعدیل بر نوسانپذیری | ۰.۰۳۸ | -۲.۴۶۹ | ۰.۳۶۴ | -۰.۱۷۱ |
| TG*DTO | تعدیلی بر پراکندگی | ۰.۹۶۴ | ۰.۰۴۴ | ۰.۰۹۰ | ۰.۰۰۴ |
| TG*MV | تعدیلی بر اندازه | ۰.۰۳۳ | ۱.۹۹۲ | ۰.۰۱۵ | ۰.۰۰۹ |
| BM | ارزش دفتری | ۰.۱۵۰ | ۱.۴۳۷ | ۰.۰۸۸ | ۰.۱۲۶ |
| LEV | اهرم | ۰.۶۰۲ | -۰.۵۲۰ | ۰.۳۵۱ | -۰.۱۸۳ |
| ROA | بازده | ۰.۰۰۱ | ۳.۱۴۷ | ۰.۶۱۶ | ۱.۹۳۹ |
| LOSS | زیانده بودن | ۰.۲۷۹ | -۱.۰۸۲ | ۰.۱۹۵ | -۰.۲۱۲ |
| RESTATE | تجدیدارائه | ۰.۰۱۵ | ۲.۴۱۴ | ۰.۱۰۲ | ۰.۲۴۸ |
| INFLAT | نرخ تورم | ۰.۶۲۵ | -۰.۴۸۷ | ۰.۰۰۶ | -۰.۰۰۳ |
| AG | سن | ۰.۴۰۵ | -۰.۸۳۱ | ۰.۰۰۵ | -۰.۰۰۴ |
| C | مقدار ثابت | ۰.۰۰۰ | ۴.۷۶۹ | ۱.۵۴۲ | ۷.۳۵۵ |

| | | | |
|---|---|---|---|
| آماره دوربین واتسون | ۱.۹۶۸ | ضریب تعیین $R^2$ | ۰.۳۳ |
| آماره F<br>سطح معناداری | ۳۶۴۰<br>(۰.۰۰۰) | ضریب تعیین تعدیل شده $R^2_{Adj}$ | ۰.۲۴ |

## نتیجه‌گیری، پیشنهادها و محدودیت‌ها

بررسی ارتباط مدیریت ریسک بنگاه با کیفیت گزارشگری مالی در محیط ایران حائز اهمیت بوده زیرا که با تقویت روش‌های مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی با مدل‌های گوناگون، انتظار بر این است که بر کیفیت گزارشگری مالی تاثیر داشته باشد. بنابراین ضرورت داشت که پژوهشی در این خصوص انجام بشود و به تنهایی به دیدگاه‌های نظری اکتفا نشود. بنابراین برای برآوردن این هدف، به بررسی اثر عوامل مدیریت ریسک بنگاه بر کیفیت گزارشگری مالی پرداخته شده است، که در ادامه نتایج حاصل از تاثیر شاخص جامع اصول راهبری شرکتی به عنوان تعدیل‌گر بر رابطه بین مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی و کیفیت گزارشگری مالی آورده شده است و برای پاسخ به پرسش اصلی پژوهش، چهار فرضیه اصلی در قالب شانزده فرضیه فرعی مورد آزمون قرار گرفت که نتایج به دست آمده به شرح زیر بیان می‌شود:

با بررسی پیشینه پژوهش‌ها، تاکنون چنین پژوهشی به غیر از کوهن و همکاران(۲۰۱۷) که آن‌هم به صورت توصیفی بوده انجام نشده، بنابراین مقایسه تک به تک نتایج با پیشینه برای تمامی متغیرها و رابطه‌ها عملاً امکانپذیر نبوده ولی نتایجی که می‌تواند با نتایج پژوهش حاضر همپوشانی و همخوانی داشته و یا با مفاهیم اصلی، اندکی نزدیک باشد، از جمله حساس‌یگانه و همکاران(۱۳۹۷)با وجود تدوین سازوکارهای نظارتی یکسان برای گزارشگری مالی شرکت‌ها، به نظر می‌رسد کیفیت و شفافیت گزارشگری مالی آنها یکسان نیست و این امر بیانگر آن است که شاید عوامل دیگری وجود دارد که باعث ایجاد تفاوت در شفافیت گزارشگری مالی شرکت‌ها می‌شود.

اصول راهبری شرکتی بر رابطه بین ریسک آربیتراژ و پراکندگی عقیده با کیفیت گزارشگری مالی تاثیر ندارد که این نتیجه با نتایج پژوهش بل و همکاران(۲۰۰۵)، میکس و کاپلان(۲۰۱۲) و کوهن و همکاران(۲۰۱۷) مطابقت ندارد و منطبق با مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی نیست که بیان‌کننده یک نقش اولیه اصول راهبری شرکت‌ها است و دلیل احتمالی این عدم تطابق می‌تواند تفاوت محیط اقتصادی، نگرش‌ها و تاکیدهای متفاوت مدیرانو نقص در اعمال شاخص راهبری شرکتی باشد. در خصوص داشتن اثر تعاملی شاخص حاکمیت شرکتی بین ریسک آربیتراژ و کیفیت اقلام تعهدی با نتیجه پژوهش مهدوی و کریمی‌پور(۱۳۹۷) همسو است که بیان داشته‌اند که یکی از مهمترین وظایفی که حاکمیت شرکتی بر عهده دارد اطمینان بخشی نسبت به کیفیت فرایند گزارشگری مالی است.

نتایج این پژوهش هر کدام به نوعی می‌توانند اثر مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی بر کیفیت گزارشگری مالی را تایید کنند. با این حال در برخی فرضیه‌ها نتایج بر خلاف انتظاری که وجود داشت حاصل شده و تفاوت در نتایج وجود داشت که منعکس کننده نقش‌های متفاوت و تاکید مختلف اصول راهبری شرکتی نسبت به آن مفاهیم است. به‌طور کلی، یافته‌ها نشان می‌دهد که اصول راهبری شرکتی ممکن است توسط همه گروه‌های موثر در واحد اقتصادی نادیده گرفته شود. بنابراین نقش بااهمیت ریسک نوسان‌پذیری سهام، پراکندگی عقاید و اندازه شرکت از شاخص‌های مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی در اثرگذاری بر کیفیت گزارشگری مالی را فراهم می‌کند. پس در خصوص اعمال اجزای مدیریت ریسک بنگاه اقتصادی در شرکت‌ها باید با احتیاط، نهایت‌دقت و تامل بیشتری گام برداشت.

از مهمترین محدودیت پژوهش حاضر، تمرکز عوامل مدیریت ریسک بنگاه بر استفاده از اطلاعات صورتهای مالی بوده، در حالی که عوامل دیگری نظیر استفاده از اهداف چهارگانه مدیریت ریسک کوزو (۲۰۱۳)در قلمرو موضوعی پژوهش قرار نگرفتند و می‌توانند در پژوهش‌های آینده مورد توجه قرار گیرند.

پیشنهاد می‌شود در رتبه‌بندی شرکت‌ها براساس امتیازات «رتبه‌بندی شرکت‌ها از نظر کیفیت افشاء و اطلاع رسانی مناسب» که از طریق سازمان بورس منتشر می‌شود به اندازه شرکت وزن ویژه‌ای اختصاص و توجه خاصی بشود تا اثر معکوس شرکت‌های بزرگ بر کیفیت افشا کم اثر شود. زیرا هرچه اندازه شرکت بزرگ باشد تاثیر معکوسی بر کیفیت گزارشگری مالی دارد. به مدیران نیز پیشنهاد می‌شود اثر ریسک نوسان‌پذیری و اندازه شرکت را در گزارشگری مالی مد نظر قرار دهند. به سهامداران و اعتبار دهندگان نیز پیشنهاد می‌شود که با توجه به عدم تاثیر ریسک آربیتراژ و تغییرات حجم معاملات بر شفافیت اطلاعات مالی، حجم معاملات را در کنار سایر عوامل موثر بر شفافیت اطلاعات مالی مانند ریسک نوسان‌پذیری سهام و اندازه شرکت در نظر بگیرند و تغییرات حجم معاملات ممکن است حاکی از ارتقا و بهبود شفافیت اطلاعات نباشد.

با توجه به عدم تاثیرگذاری ریسک آربیتراژ و تغییرات حجم معاملات بر شفافیت اطلاعات مالی در این پژوهش، به جای کلیه شرکت‌ها به طور یکجا، در صنایع مختلف همین مورد را مورد بررسی قرار دهند. با توجه به اینکه در سال ۱۳۹۹ حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران به طور چشمگیری افزایش یافته است با استفاده از روش همین پژوهش، نسبت به مقایسه نتایج با اطلاعات سال‌های قبل و بعد از ۱۳۹۹ اقدام شود.

## منابع


اسدی، مرتضی؛ و اصغری، نیلوفر.(۱۳۹۲). "رابطه مدیریت ریسک و حسابرسی داخلی _ متنافض یا مکمل"، *حسابرس*، شماره ۶۵

پورعلی، محمدرضا.(۱۳۹۲)." ارائه مدل سنجش و ارزیابی مالی در شرایط محیطی ایران"، *دانش سرمایه-گذاری*، سال دوم، شماره پنجم، صص۲۰۶-۱۷۹

حساس یگانه، یحیی؛ بهشور، اسحاق و شکری‌کیانی، مسعود.(۱۳۹۷)."رابطه بین شفافیت گزارشگری مالی و نرخ موثر مالیاتی"، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۰(۳۸) ، صص ۳۰-۱

رضایی، مهدی؛ ناظمی، امین و صابری نژاد، خاطره.(۱۳۹۶)." بررسی تأثیر مؤلفه های حاکمیت شرکتی و ویژگی‌های شرکت بر افشای سرمایه فکری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، *پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری*، شماره ۶ صص۵۷-۴۳

زنگ‌زن‌مقدم، رقیه؛ لشگری، زهرا.(۱۳۹۷)."تاثیر سیاست‌های تقسیم سود سهام بر تصمیمات سرمایه-گذاری با تاکید بر کیفیت گزارشگری مالی"، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، سال ۱۰، شماره ۴۰، صص ۴۶-۲۱

صیادی، محمد؛ دستگیر، محسن؛ علی احمدی، سعید.(۱۳۹۸)."مطالعه نقش مدیریت ریسک شرکت بر رابطه بین توانایی مدیریت و افزایش کارایی سرمایه‌گذاری"،*راهبرد مدیریت مالی*، سال ششم، شماره ۲۴، صص ۳۹-۱

قادری، صلاح‌الدین؛ تاری‌وردی،یداله.(۱۳۹۹)." مدل مدیریت ریسک شرکتی و پیامدهای آن در کنترل موثر ویژگی‌های سود شرکت"، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۲(۴۶) ، ۱۰۶-۷۷

کامیابی نیا، احمد؛ خدامی پور، احمد و امیری، اسماعیل.(۱۳۹۷)." تاثیر سازوکارهای نظام راهبری شرکتی بر هزینه معاملات سهام"، *فصلنامه حسابداری مالی*،۳۷،صص۱۴۹-۱۱۹

مدرس، احمد و حصارزاده، رضا.(۱۳۸۷)." کیفیت گزارشگری مالی وکارایی سرمایه‌گذاری"،*فصلنامه بورس اوراق بهادار*،سال۱(۲)

موسوی شیری، محمود؛ توکل‌نیا، اسماعیل؛ شاکری، ماهرخ.(۱۳۹۲)،"مشارکت حسابرسان داخلی در مدیریت ریسک بنگاه"، *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۲(۷)، صص ۴۸-۲۹

موسوی شیری، محمود؛ سلیمانی، حمید؛ مومنی، یوسف؛ سلیمانی، حجت.(۱۳۹۴)،" رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات حسابداری و نوسان پذیری بازده سهام"، *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، سال ۵، شماره ۱۸، صص ۱۴۴-۱۳۱

مهدوی، غلامحسین؛ کریمی‌پور، عیسی.(۱۳۹۱)."پانزده راهکار پیشنهادی برای افزایش اثر بخشی کمیته‌های حسابرسی"،*مطالعات حسابداری و حسابرسی*، سال اول، شماره یک، صص ۷۵-۵۳

مهدوی، غلامحسین؛ کریمی‌پور، عیسی.(۱۳۹۷)." بررسی تطبیقی کیفیت گزارشگری مالی و سطح افشای داوطلبانه در شرکت‌های خانوادگی و غیرخانوادگی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، *پژوهش های کاربردی در گزارشگری مالی*، سال ۷ ، شماره ۱۲، صص ۲۲۲-۲۰۳

نادری، مریم؛ حاجیها، زهره(۱۳۹۷)."بررسی ارتباط بین کیفیت حسابداری با ضعف‌های با اهمیت کنترل داخلی"،*فصلنامه حسابداری مالی*، سال ۱۰، شماره ۳۷، صص۱۱۸-۹۵

ناصری، احمد؛ سلیمانی، ساعده؛ یزدی فر، حسن.(۱۳۹۶)" بررسی تاثیر حاکمیت شرکتی بر کارایی مدیریت سرمایه در گردش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، *چشم انداز مدیریت مالی*، شماره ۲۰، صص ۷۰-۵۵

All sufy, F. J., Alambaideen, H. I. M., Alabbad, N. H and Makhlouf, M. H.(2013) Corporate Governance and its impact on the quality of accounting in the industrial community shareholding Companies listed in Amman financial market-Jordan, International Journal of Humanities and Social Science, Vol.3, No.5, pp. 184-195, (2013).

Altuntas, M., Berry-Stolzel, T.r., and Hoyt, R. E. (2011). Implementation of Enterprise Risk Management: Evidence from the Property-Liability Insurance Industry.Geneva Papers on Risk & Insurance – Issues and Practice, 36(3), 414-439 .

Appuhami, R., & Tashakor, S. (2017). The impact of audit committee characteristics on CSR disclosure: An analysis of Australian firms. *Australian Accounting Review*, 27(4), 400-420.

Baxter, R., J. C. Bedard, R. Hoitash and A. Yezegel. (2013). Enterprise risk management program quality: Determinants, value relevance and the financial crisis. Contemporary Accounting Research 30 (4): 1264-1295.

Beasley, M. Branson, B., & Hancock, B., (2014). Report on the current state of enterprise risk oversight: Opportunities to strengthen integration with strategy. Fifth edition. AICPA.

Bell, T. B., M. E. Peecher, and I. Solomon. (2005). the 21st Century Public Company Audit. Conceptual Elements of KPMG's Global Audit Methodology. Montvale, NJ: KPMG LLP.

Cohen, Jeffrey and Krishnamoorthy G. and Wright. A (2017). Enterprise Risk Management and the Financial Reporting Process: The Experiences of Audit Committee Members, CFOs, and External Auditors. *Contemporary Accounting Research*, 34 2, Summer 2017, 1178–1209

Committee of Sponsoring Organizations of the Tread way Commission (COSO). (2013*). Internal control integrated framework*. COSO.

Kashif Shad, Muhammad., Lai, Fong-Woon., Lai Fatt, Chuah., Klemeš, Jiří Jaromír., Bokhari, Awais. (2019), "Integrating Sustainability Reporting into Enterprise Risk Management and its Relationship with Business Performance: A Conceptual Framework", *Journal of Cleaner Production*.

Gatzert, N., & Martin, M. (2013). Determinants and Value of Enterprise Risk Management: Empirical Evidence from the Literature. Working Paper, Friedrich Alexander University. Nurnberg.

Gordon, L. A., Loeb, M. P. & Tseng, C. Y, (2009), "Enterprise Risk Management and Firm Performance: A Contingency Perspective", *J. Account. Public Policy*, 28, PP. 301–327.

Lukianchuk, Genrikh.2015. The Impact of Enterprise Risk Management on Firm Performance of Small and Medium Enterprises, *European Scientific Journal*, May 2015 edition vol.11, No.13, pp. 408-427

Mikes, A. (2011). From counting risks to making risk count: Boundary work in risk management. *Accounting, Organizations and Society*, 36 (4-5): 226-245.

COPYRIGHTS

© 2020 Securities and Exchange Organization, Tehran, Iran.This license lets others remix, tweak, and build upon your work non-commercially, and although their new works must also acknowledge you and be non-commercial, they don’t have to license their derivative works on the same terms.