

The Relationship between Peers' Weak Performance and Conditional Conservatism: The Moderating Role of Corporate Governance, Information Asymmetry, and Managerial Ability

Narges Hamidian*

Assistant Professor of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. (Corresponding Author)

n.hamidian@ase.ui.ac.ir

Hasan Fattahi Nafchi

Assistant Professor of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran.

h.fattahi@ase.ui.ac.ir

Leila Farhadian

MSc. of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran.

Lfarhadian1402@ase.ui.ac.ir

Abstract

The purpose of this study is to examine the relationship between peers' weak performance and conditional conservatism, with a focus on moderating roles of corporate governance, information asymmetry, and managerial ability. Conditional conservatism refers to the timely recognition of bad news relative to good news in earnings. Based on the peer effect literature, the performance of similar firms within the same industry (peers) can influence the decisions and financial reporting characteristics of the focal firm. Accordingly, weak peer performance is expected to affect firms' conservative reporting behaviors by increasing investors' sensitivity to negative news. Weak corporate governance, high information asymmetry, and managerial ability can further shape how managers respond to weak peer performance. The sample consists of 137 firms listed on the Tehran Stock Exchange over the period 2012–2023. The hypotheses were tested using panel data with year fixed effects and GLS estimation. Findings show a significant positive association between peers' weak performance and conditional conservatism, indicating investors' sensitivity to timely disclosure of negative news in environments with poorly performing peers. Corporate governance did not significantly moderate this relationship, which may be attributed to ineffective monitoring mechanisms or heterogeneity in corporate governance characteristics across firms.

In contrast, information asymmetry strengthens this relationship, such that in more opaque environments, the impact of peers' weak performance on conservative reporting becomes more pronounced. managerial ability, unexpectedly, strengthens this relationship, possibly because capable managers adopt more conservative behavior to preserve reputation and mitigate litigation risks. Robustness tests of individual corporate governance components confirm the stability of second hypothesis, with the interaction term mostly insignificant, except for government influence and ownership, which alter the relationship's direction.

Keywords: Peer Effect, Conditional Conservatism, Corporate Governance, Information Asymmetry, Managerial Ability.

Copyrights



This license only allowing others to download your works and share them with others as long as they credit you, but they can't change them in any way or use them commercial.

دو فصلنامه حسابداری ارزشی و رفتاری- سال دهم، شماره بیستم، پاییز و زمستان ۱۴۰۴، صفحه ۱۱۹ - ۱۶۳

رابطه عملکرد ضعیف شرکت‌های همتا با محافظه‌کاری شرطی: نقش تعدیلی راهبری شرکتی، عدم تقارن اطلاعاتی و توانایی مدیریتی

نرگس حمیدیان^{۱*} حسن فتاحی نافچی^۲ لیلا فرهادیان^۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۲/۱۰

چکیده

هدف این پژوهش بررسی رابطه عملکرد ضعیف همتایان با محافظه‌کاری شرطی با تأکید بر نقش تعدیلی راهبری شرکتی، عدم تقارن اطلاعاتی و توانایی مدیریتی است. محافظه‌کاری شرطی به شناسایی به موقع تر اخبار بد نسبت به اخبار خوب در سود اشاره دارد. بر اساس ادبیات اثر همتا، عملکرد شرکت‌های مشابه در صنعت (همتایان) می‌تواند بر تصمیمات و ویژگی‌های گزارشگری مالی شرکت کانونی اثرگذار باشد. از این‌رو، انتظار می‌رود عملکرد ضعیف همتایان، از طریق افزایش حساسیت سرمایه‌گذاران به افشای اخبار منفی، رفتار محافظه‌کارانه شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. راهبری شرکتی ضعیف، عدم تقارن اطلاعاتی بالا و توانایی مدیریتی نیز می‌تواند نحوه واکنش مدیران به عملکرد ضعیف همتایان را تغییر دهد. نمونه آماری پژوهش شامل ۱۳۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۲ است. برای آزمون فرضیه‌ها از داده‌های ترکیبی با کنترل اثرات سال و رگرسیون خطی حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شده است. یافته‌ها نشان داد عملکرد ضعیف همتایان با محافظه‌کاری شرطی رابطه مثبت و معنادار دارد که بیانگر افزایش حساسیت بازار به شناسایی به موقع اخبار منفی در محیط‌های دارای همتایان با عملکرد ضعیف است. برخلاف انتظار، راهبری شرکتی تأثیر معناداری بر این رابطه نداشت که می‌تواند ناشی از ضعف در اجرای سازوکارهای نظارتی یا ویژگی‌های خاص ساختار راهبری در نمونه مورد بررسی باشد. در مقابل، عدم تقارن اطلاعاتی این رابطه را

^۱ استادیار حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول).

n.hamidian@ase.ui.ac.ir

^۲ استادیار حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.

h.fattahi@ase.ui.ac.ir

^۳ کارشناس ارشد حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.

Lfarhadian1402@ase.ui.ac.ir

تقویت می‌کند؛ به‌گونه‌ای که در محیط‌های اطلاعاتی مبهم‌تر، اثر عملکرد ضعیف همتایان بر محافظه‌کاری شرطی تشدید می‌شود. توانایی مدیریتی برخلاف پیش‌بینی اولیه، این رابطه را افزایش می‌دهد که احتمالاً نشان‌دهنده تمایل مدیران توانمند به اتخاذ رویکردی محتاطانه‌تر برای حفظ اعتبار حرفه‌ای و کاهش ریسک‌های حقوقی است. آزمون استحکام با لحاظ کردن اجزای مختلف شاخص راهبری شرکتی به‌صورت جداگانه نیز نشان داد که نتایج فرضیه دوم پایدار باقی می‌ماند و ضریب متغیر تعاملی در اغلب اجزا غیر معنادار است، به استثنای معیار نفوذ و مالکیت دولتی که جهت رابطه را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: اثر همتا، محافظه‌کاری شرطی، راهبری شرکتی، عدم تقارن اطلاعاتی، توانایی مدیریتی.

۱- مقدمه

محافظه‌کاری شرطی به‌عنوان یکی از ویژگی‌های کیفی مهم گزارشگری مالی، نقش اساسی در بهبود کارایی بازار سرمایه و تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی ایفا می‌کند. این ویژگی با شناسایی سریع‌تر زیان‌ها نسبت به سودها، موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، محدود شدن رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران و بهبود کارایی قراردادهای مالی می‌شود (ژانگ، ۲۰۰۸؛ رویچودری، ۲۰۱۰). در نتیجه، محافظه‌کاری شرطی افزون بر یک رویه حسابداری، سازوکاری کنترلی برای پاسخ‌گویی مدیران و حمایت از منافع سرمایه‌گذاران است. از این‌رو، عوامل مؤثر بر محافظه‌کاری شرطی، به‌ویژه عوامل بیرونی و محیطی، مورد توجه گسترده پژوهشگران قرار گرفته است. یکی از عوامل بیرونی مهم که در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته، اثر شرکت‌های هم‌تا (هم‌صنعت) بر تصمیم‌های مالی و گزارشگری شرکت‌ها است. شرکت‌ها معمولاً در محیطی رقابتی و اطلاعاتی فعالیت می‌کنند که رفتار و عملکرد شرکت‌های هم‌صنعت می‌تواند به‌عنوان مرجعی برای تصمیم‌گیری مورد استفاده قرار گیرد (لیبرمن و آسابا، ۲۰۰۶؛ فو و همکاران، ۲۰۲۳). یافته‌های تجربی نشان می‌دهد شرکت‌ها در حوزه‌های مختلفی نظیر سرمایه‌گذاری، سیاست تقسیم سود، ساختار سرمایه و افشای اطلاعات، تمایل دارند از رفتار شرکت‌های هم‌تا تقلید یا الگوبرداری کنند؛ پدیده‌ای که تحت عنوان اثر هم‌تا^۱ شناخته می‌شود (لیری و رابرتز، ۲۰۱۴؛ برنارد و همکاران، ۲۰۲۱؛ چن و همکاران، ۲۰۱۹؛ کائو و همکاران، ۲۰۱۹). بنابراین، اطلاعات مربوط به هم‌تایان می‌تواند انتظارات بازار را شکل داده و سیاست‌های گزارشگری شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار دهد.

در میان ابعاد مختلف اثر هم‌تا، عملکرد ضعیف شرکت‌های هم‌تا می‌تواند پیامدهای مهمی برای رفتار گزارشگری شرکت‌ها داشته باشد. زمانی که شرکت‌های هم‌تا عملکرد ضعیفی از خود نشان می‌دهند، سرمایه‌گذاران نسبت به کل صنعت و شرکت‌های فعال در آن حساس‌تر شده و سطح تردید آن‌ها نسبت به کیفیت اطلاعات مالی افزایش می‌یابد. در چنین شرایطی، انتظار می‌رود شرکت‌ها برای کاهش نگرانی سرمایه‌گذاران و حفظ اعتبار خود در بازار، رویکردی محافظه‌کارانه‌تر در شناسایی زیان‌ها اتخاذ کنند (فو و همکاران، ۲۰۲۳).

از منظر نظری، چندین چارچوب مفهومی می‌تواند چگونگی ارتباط بین عملکرد ضعیف هم‌تایان و محافظه‌کاری شرطی را تبیین کند. بر اساس نظریه‌های نظارتی، محافظه‌کاری شرطی ابزاری برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و کنترل رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران محسوب می‌شود؛ بنابراین، در محیط‌هایی که ریسک اطلاعاتی افزایش می‌یابد (مانند عملکرد ضعیف

^۱ Peer Effect

همتایان)، سرمایه‌گذاران با تردید بیشتری نسبت به شرکت کانونی^۱ روبرو می‌شوند. در چنین شرایطی، اگرچه مدیریت سود رو به بالا به عنوان یک واکنش بالقوه قابل تصور است، اما به دلیل افزایش حساسیت بازار، تشدید نظارت بیرونی و ریسک بالای کشف، مدیران غالباً محافظه‌کاری شرطی را به عنوان رویه‌ای مشروع‌تر و کم‌هزینه‌تر انتخاب می‌کنند (واتس، ۲۰۰۳؛ ژانگ، ۲۰۰۸). علاوه بر این، طبق نظریه موزاییک^۲ سرمایه‌گذاران از ترکیب اطلاعات مختلف، از جمله اطلاعات مربوط به عملکرد شرکت‌های همتا، برای ارزیابی وضعیت شرکت استفاده می‌کنند. طبق این نظریه، عملکرد ضعیف همتایان می‌تواند انتظارات منفی سرمایه‌گذاران را تقویت کرده و تقاضا برای افشای زودهنگام اخبار بد را افزایش دهد (چینل و لوین، ۲۰۲۰). همچنین، بر اساس نظریه رفتار توده‌وار، مدیرانی که نگران شهرت حرفه‌ای خود هستند، ممکن است در مواجهه با عملکرد ضعیف همتایان، برای کاهش مسئولیت‌پذیری فردی و همسویی با رویه‌های غالب، از الگوهای افشای محافظه‌کارانه‌تر تبعیت کنند (جیانگ و ورااردو، ۲۰۱۸).

با این حال، انتظار می‌رود رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان بر محافظه‌کاری شرطی در همه شرکت‌ها یکسان نباشد و به ویژگی‌های درون‌شرکتی و شرایط اطلاعاتی بستگی داشته باشد. شواهد تجربی نشان می‌دهد عواملی نظیر کیفیت راهبری شرکتی، عدم تقارن اطلاعاتی و توانایی مدیریتی می‌توانند نقش مهمی در تعدیل این رابطه ایفا کند. در شرکت‌هایی با راهبری شرکتی ضعیف، مدیران آزادی عمل بیشتری برای پنهان‌سازی اخبار بد دارند؛ در نتیجه، فشار بازار و سرمایه‌گذاران برای شناسایی محافظه‌کارانه‌تر زبان‌ها افزایش می‌یابد (بیدارد و همکاران، ۲۰۰۴؛ لارکر و همکاران، ۲۰۰۷). از سوی دیگر، در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی بالا، سرمایه‌گذاران برای کاهش ریسک تصمیمات خود، بیش از پیش به اطلاعات شرکت‌های همتا اتکا می‌کنند و این امر می‌تواند اثر عملکرد همتایان بر سیاست‌های گزارشگری شرکت را تشدید کند (شروف و همکاران، ۲۰۱۷). همچنین، مدیرانی با توانایی پایین‌تر یا اعتماد به نفس کمتر، ممکن است بیش از سایر مدیران تمایل داشته باشند رفتار افشای منفی همتایان را دنبال کنند تا عملکرد و شایستگی آن‌ها مورد تردید قرار نگیرد (آوری و چوالیر، ۱۹۹۹؛ هادسون و همکاران، ۲۰۲۰).

بر این اساس، هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان با محافظه‌کاری شرطی شرکت‌ها با تأکید بر نقش تعدیلی راهبری شرکتی، عدم تقارن اطلاعاتی و توانایی مدیریتی است. هرچند در ادبیات داخلی پژوهش‌هایی به بررسی اثر شرکت‌های همتا بر تصمیمات افشای

^۱ Focal Firm

شرکت کانونی به شرکتی اطلاق می‌شود که مورد بررسی قرار می‌گیرد و عملکرد یا رفتار آن نسبت به شرکت‌های همتای صنعتی خود تحلیل می‌شود.

^۲ Mosaic Theory

شرکتی (صفرزاده و همکاران، ۱۴۰۳)، نقش تعدیل‌گری شرکت‌های رهبر و جوان در صنعت در رابطه عملکرد همتایان و سرمایه‌گذاری (جودکی و همکاران، ۱۴۰۲) و ارتباط عملکرد شرکت‌های همتا با مدیریت سود (کردستانی و جعفری‌سوق، ۱۴۰۱) پرداخته‌اند، اما بررسی مستقیم رابطه عملکرد ضعیف همتایان با محافظه‌کاری شرطی تاکنون مورد توجه قرار نگرفته است.

نوآوری پژوهش حاضر از دو منظر قابل تبیین است. نخست، تمرکز بر نقش عملکرد ضعیف همتایان در توضیح رفتار محافظه‌کارانه شرکت‌ها، که به‌عنوان یکی از خلأهای مهم ادبیات داخلی گزارشگری مالی محسوب می‌شود و به درک بهتر اثرات همتایان در تصمیمات گزارشگری کمک می‌کند. دوم، بررسی نقش تعدیلی راهبری شرکتی، عدم تقارن اطلاعاتی و توانایی مدیریتی، که امکان شناسایی شرایط و زمینه‌هایی را فراهم می‌آورد که در آن‌ها رابطه بین عملکرد همتایان و محافظه‌کاری شرطی تغییر می‌کند. علاوه بر این، اجزای مختلف شاخص راهبری شرکتی نیز به‌عنوان آزمون استحکام بررسی شده‌اند تا اعتبار و پایداری نتایج پژوهش تقویت شود. یافته‌های این مطالعه می‌تواند درک عمیق‌تری از سازوکارهای اثرگذاری همتایان در محیط گزارشگری مالی ارائه کرده و برای نهادهای نظارتی، مدیران و سرمایه‌گذاران در جهت ارتقای شفافیت، بهبود سیاست‌های افشا و اتخاذ تصمیمات آگاهانه‌تر مفید واقع شود. در ادامه، ابتدا مبانی نظری و پیشینه تجربی پژوهش ارائه می‌شود، سپس روش‌شناسی و یافته‌ها تشریح شده و در پایان، نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

یکی از ویژگی‌های کلیدی گزارشگری مالی، محافظه‌کاری شرطی حسابداری است که مدیران را ملزم به افشای به موقع‌تر اخبار بد نسبت به اخبار خوب می‌کند و به عنوان ابزار مهمی برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و افزایش نظارت سرمایه‌گذاران بر رفتار مدیران عمل می‌کند (ژانگ، ۲۰۰۸). در شرایطی که اطلاعات داخلی شرکت‌ها ناقص یا محدود باشد، سرمایه‌گذاران و سایر ذینفعان برای ارزیابی عملکرد جاری و پیش‌بینی چشم‌انداز آتی شرکت، به اطلاعات و رفتار شرکت‌های مشابه (همتایان) اتکا می‌کنند. این فرآیند موجب اثر سرریز اطلاعاتی^۱ می‌شود، به این معنا که اطلاعات و رفتار همتایان می‌تواند به طور مستقیم بر تصمیم‌گیری، انتظارات و قضاوت‌های شرکت قانونی تأثیر بگذارد (رامالینگودا و همکاران، ۲۰۲۱).

همتایان، شرکت‌هایی هستند که در یک صنعت فعالیت می‌کنند، معمولاً ویژگی‌های مشترک دارند و در معرض شوک‌ها و تغییرات مشابه بازار محصول قرار می‌گیرند. این شرایط باعث می‌شود که آن‌ها به رفتار یکدیگر توجه کنند و در تصمیمات استراتژیک، تأمین مالی و سرمایه‌گذاری،

¹ Information Spillover

نوعی همگرایی رفتاری یا تقلید نشان دهند؛ پدیده‌ای که به آن اثر همتا گفته می‌شود (فو و همکاران، ۲۰۲۳). این اثر نشان می‌دهد که شرکت‌ها در عمل، نه تنها بر اساس اطلاعات داخلی خود، بلکه تحت تأثیر محیط اطلاعاتی بیرونی و عملکرد همتایان رفتار می‌کنند.

نظریه‌های مرتبط با الگوبرداری و تقلید شرکت‌ها که دلایل شکل‌گیری این رفتار را توضیح می‌دهند، به دو دسته کلی تقسیم می‌شوند: نخست، نظریه‌های مبتنی بر اطلاعات که در آن شرکت‌ها تمایل دارند از سایر شرکت‌هایی پیروی کنند که دارای اطلاعات برتر هستند و دوم، نظریه‌های مبتنی بر رقابت که شرکت‌ها را به تقلید از دیگران برای حفظ مزیت رقابتی یا محدود کردن رقابت تشویق می‌کند (لیری و رابرتز، ۲۰۱۴؛ لیبرمن و آسابا، ۲۰۰۶). بر اساس این نظریه‌ها، رفتار شرکت‌های همتا نقش مهمی در شکل‌دهی تصمیمات شرکت کانونی ایفا می‌کند.

شواهد تجربی نیز اثر همتا را تأیید می‌کند. برای مثال، تصمیمات تأمین مالی و نگهداشت وجه نقد همتایان در تصمیم‌گیری‌های شرکت کانونی اثرگذار است (برنارد و همکاران، ۲۰۲۱؛ ماچوکوتو و همکاران، ۲۰۲۱) و شرکت‌ها به تقلید از نوآوری‌های همتایان خود انگیزه دارند (ایم و شون، ۲۰۱۹). اثر همتا در حوزه‌های دیگری شامل سیاست تقسیم سود (گرنان، ۲۰۱۹)، تجزیه سهام (کاستیا و رانتالا، ۲۰۱۵)، تبلیغات (سو و همکاران، ۲۰۲۳)، مسئولیت اجتماعی (کائو و همکاران، ۲۰۱۹)، ساختار سرمایه (لیری و رابرتز، ۲۰۱۴)، اجتناب مالیاتی (برد و همکاران، ۲۰۱۸) و سیاست‌های رفاه کارکنان (ریند و همکاران، ۲۰۲۲) نیز مشاهده شده است. این شواهد نشان می‌دهند که شرکت‌ها در بسیاری از تصمیمات مالی، سرمایه‌گذاری و عملیاتی خود، تحت تأثیر عملکرد و رفتار همتایان قرار دارند.

در حوزه گزارشگری مالی، شواهد تجربی نشان می‌دهد که عملکرد ضعیف همتایان می‌تواند رفتار محافظه‌کارانه شرکت کانونی را تحت تأثیر قرار دهد (فو و همکاران، ۲۰۲۳). این رابطه با استفاده از نظریه نظارت و موزاییک قابل توضیح است؛ از دیدگاه نظارت، سرمایه‌گذاران با مشاهده عملکرد ضعیف همتایان، برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و افزایش نظارت بر رفتار مدیران، تقاضای افشای به موقع اخبار بد را داشته باشند (ژانگ، ۲۰۰۸). بر اساس نظریه موزاییک، اطلاعات همتایان در تکمیل مجموعه اطلاعات شرکت کانونی نقش داشته و می‌تواند تقاضای سرمایه‌گذاران برای محافظه‌کاری شرطی را افزایش دهد (چینل و لوین، ۲۰۲۰). بنابراین، عملکرد ضعیف همتایان می‌تواند انتظارات سرمایه‌گذاران از شرکت کانونی را تغییر دهد و نگرانی آنها را در مورد پنهان کردن اخبار بد مدیریتی افزایش دهد و به این ترتیب رفتار محافظه‌کارانه شرکت کانونی تقویت می‌شود. علاوه بر این، شدت و جهت رابطه بین عملکرد همتایان و محافظه‌کاری شرطی شرکت کانونی ممکن است تحت تأثیر ویژگی‌های درونی و بیرونی شرکت، از جمله کیفیت راهبری شرکتی، توانایی مدیریتی و عدم تقارن اطلاعاتی قرار گیرد.

زمانی که کیفیت راهبری شرکتی پایین باشد، سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان در ارزیابی شرکت‌ها به عملکرد همتایان بیشتر اتکا می‌کنند، به‌ویژه (شروف و همکاران، ۲۰۱۷). از منظر نظریه نمایندگی، راهبری شرکتی به‌عنوان مکانیزمی کنترلی عمل می‌کند که می‌تواند میزان اتکای مدیران به اطلاعات همتایان و نحوه واکنش آن‌ها به عملکرد ضعیف همتایان را در قالب رفتار محافظه‌کارانه گزارشگری تعدیل کند. زمانی که شرکت‌ها کیفیت راهبری شرکتی ضعیفی دارند، نگرانی سرمایه‌گذاران در مورد عملکرد شرکت افزایش می‌یابد. زیرا تحت راهبری شرکتی ضعیف، مدیران توانایی بیشتری برای پنهان کردن اخبار بد دارند در نتیجه ساختار راهبری شرکتی با کیفیت بالا، علاوه بر نظارت بیشتر بر مدیریت، افشای اطلاعات را افزایش می‌دهد (بدارد و همکاران، ۲۰۰۴؛ لارکر و همکاران، ۲۰۰۷). بنابراین، اگر سرمایه‌گذاران به علت نگرانی در مورد پنهان کردن اخبار بد توسط مدیران، تقاضای شناسایی به موقع‌تر زیان را در زمان عملکرد ضعیف شرکت‌های همتا داشته باشند، انتظار می‌رود که چنین تأثیری برای شرکت‌هایی با کیفیت راهبری شرکتی پایین، بیشتر باشد (فو و همکاران، ۲۰۲۳). بر اساس نظریه مبتنی بر اطلاعات، در شرایط کمبود اطلاعات، شرکت‌ها از رفتار همتایان به‌ویژه بزرگ‌ترها تقلید می‌کنند (لیبرمن و آسابا، ۲۰۰۶). راهبری ضعیف استفاده فرصت‌طلبانه مدیران از اطلاعات همتایان را تقویت می‌کند، در حالی که راهبری قوی وابستگی به همتایان و اثر عملکرد ضعیف آن‌ها بر گزارشگری محافظه‌کارانه را کاهش می‌دهد (فو و همکاران، ۲۰۲۳).

در شرایطی که شفافیت گزارشگری مالی پایین است و اطلاعات کافی به بازار افشا نمی‌شود، سرمایه‌گذاران قادر نیستند عملکرد جاری و چشم‌انداز آتی شرکت را به‌درستی ارزیابی کنند. این وضعیت که به‌عنوان عدم تقارن اطلاعاتی شناخته می‌شود، باعث می‌شود سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران و سایر ذینفعان برای تکمیل ارزیابی‌های خود، بیش از پیش به اطلاعات شرکت‌های همتا اتکا کنند. در چنین شرایطی، عملکرد همتایان به‌عنوان یک منبع اطلاعاتی بیرونی، نقش مهمی در شکل‌دهی به انتظارات، قضاوت‌ها و تصمیم‌گیری‌ها درباره شرکت کانونی ایفا می‌کند (رامالینگودا و همکاران، ۲۰۲۱). مطالعات پیشین نشان می‌دهد که در سطوح بالای عدم تقارن اطلاعاتی، واکنش سرمایه‌گذاران به نشانه‌های صادرشده از سوی همتایان شدت بیشتری می‌یابد. برای مثال، بیش‌اظهاری سود یا تجدید ارائه صورت‌های مالی توسط همتایان می‌تواند نگرانی سرمایه‌گذاران را نسبت به احتمال دستکاری سود در شرکت کانونی افزایش دهد (گلیسون و همکاران، ۲۰۰۸). همچنین اعتباردهندگان برای ارزیابی شرکت‌هایی با افشای محدود، بیشتر بر اطلاعات همتایان اتکا می‌کنند (شروف و همکاران، ۲۰۱۷). در نتیجه، در محیط‌هایی که عدم تقارن اطلاعاتی بالا است، عملکرد ضعیف همتایان می‌تواند نگرانی‌ها درباره کیفیت افشای اطلاعات و رفتار گزارشگری شرکت‌های مشابه را تشدید کرده و فشار بازار و ذینفعان برای

شناسایی به موقع زیان‌ها و اتخاذ گزارشگری محافظه‌کارانه‌تر را افزایش دهد. به بیان دیگر، عدم تقارن اطلاعاتی موجب می‌شود رابطه بین عملکرد ضعیف هم‌تایان و محافظه‌کاری شرطی شرکت قانونی با شدت بیشتری بروز یابد (فو و همکاران، ۲۰۲۳).

از دیگر عوامل مؤثر در شکل‌گیری رفتار محافظه‌کارانه شرکت‌ها در مواجهه با عملکرد ضعیف هم‌تایان، توانایی مدیران است. مدیران با توانایی بالا، در واکنش به عملکرد ضعیف هم‌تایان، می‌توانند سه رویکرد متفاوت نسبت به گزارشگری محافظه‌کارانه اتخاذ کنند: اول، ممکن است در چنین شرایطی اعداد واقعی را صادقانه گزارش کنند و از محافظه‌کاری یا گزارش تهاجمی پرهیز کنند تا اعتبار و ریسک‌های حقوقی خود را کاهش دهند (حیدر و همکاران، ۲۰۲۱). دوم، برخی مدیران توانمند ممکن است در مواجهه با عملکرد ضعیف هم‌تایان، با اتکا به مهارت‌های مدیریتی خود، گزارشگری با سوگیری صعودی انجام دهند تا عملکرد شرکت را بهتر نشان دهند و منافع شخصی مانند پاداش یا جلوگیری از نقض قراردادهای بدهی را تضمین کنند (خواجوی و همکاران، ۱۴۰۱). سوم، امکان دارد مدیران با توانایی بالا، با مشاهده عملکرد ضعیف هم‌تایان، سطح بالاتری از محافظه‌کاری را به کار گیرند تا اطلاعات دقیق‌تر و به موقع‌تری به بازار ارائه داده، از سوء شهرت جلوگیری کنند و ریسک‌های اخلاقی را کاهش دهند؛ همچنین، آن‌ها ممکن است در برنامه‌ریزی مالیاتی نیز رویکرد محافظه‌کارانه‌تری اتخاذ کنند (کیانگ^۱، ۲۰۰۷). مدیران کم‌توان و فاقد اعتماد به نفس، در شرایط عملکرد ضعیف هم‌تایان، برای حفظ اعتبار حرفه‌ای خود بیشتر تمایل دارند رفتار افشای اخبار بد سایر شرکت‌ها را تقلید کنند (شارفستاین و استین، ۱۹۹۰؛ فو و همکاران، ۲۰۲۳)، در حالی که مدیران توانمند و با اعتماد به نفس کمتر رفتار توده‌وار داشته و گاه رویکردی ضد تقلیدی نشان می‌دهند (آوری و چوالیر، ۱۹۹۹).

پیشینه پژوهش‌های خارجی

پژوهش‌های اولیه در حوزه اثر هم‌تایان به مطالعات مرتبط با رفتار رمه‌وار و تقلید مدیریتی بازمی‌گردد. مطالعه شارفستاین و استاین (۱۹۹۰) نقطه عطفی در این زمینه به شمار می‌آید. آن‌ها نشان دادند که مدیران به جای اتکا به اطلاعات خصوصی خود، ممکن است تصمیمات سرمایه‌گذاری سایر مدیران را تقلید کنند؛ این دیدگاه، رفتار تقلیدی مدیران را ناشی از انگیزه‌های اعتباری و سیگنال‌دهی به بازار، نه صرفاً شباهت اطلاعاتی، می‌داند. پس از این مطالعه، جریان پژوهشی گسترده‌ای شکل گرفت که به بررسی نقش اثر هم‌تایان در حوزه‌های مختلف مالی و حسابداری پرداخت. بانرجی (۱۹۹۲) و بیخچندانی و همکاران (۱۹۹۲) با معرفی مفهوم آبشارهای

^۱ Qiang

اطلاعاتی^۱ توضیح دادند چگونه سرمایه‌گذاران و مدیران می‌توانند بر اساس تصمیمات دیگران، حتی بدون اطلاعات جدید، رفتار مشابهی از خود نشان دهند.

لیبرمن و آسابا (۲۰۰۶) نشان دادند شرکت‌ها در شرایط عدم قطعیت و کمبود اطلاعات، رفتار و تصمیمات هم‌تایان خود را به‌عنوان سیگنال معتبر بازار در نظر می‌گیرند و از آن تقلید می‌کنند که می‌تواند ناشی از یادگیری از تجربیات موفق دیگران یا رقابت برای حفظ موقعیت در بازار باشد. لیری و رابرتز (۲۰۱۴) دریافتند شرکت‌های کانونی در پاسخ به شوک قیمت سهام هم‌تایان که منجر به کاهش اهرم این شرکت‌ها می‌شود، اهرم خود را کاهش می‌دهند و این اثر فقط برای شرکت‌های جوانتر و کوچکتر وجود دارد که از هم‌تایان بزرگتر خود پیروی می‌کنند.

گیمه و همکاران (۲۰۲۰) نشان دادند که تصمیمات شرکت‌ها درباره اعطای اعتبار تجاری تحت تأثیر هم‌تایان است. این اثر در صنایع رقابتی و میان شرکت‌های مشابه (از نظر اندازه و محدودیت مالی) قوی‌تر است.

حیدر و همکاران (۲۰۲۱) نشان دادند که شرکت‌هایی با توانایی مدیریتی بالاتر، محافظه کاری بیشتری در صورت‌های مالی اعمال می‌کنند که می‌تواند ناشی از توانایی خاص مدیران در ارائه گزارش محافظه‌کارانه برای انعقاد قراردادهای کارآمد و یا تلاش مدیران به منظور حفظ اعتبار در آینده باشد.

لیو و همکاران (۲۰۲۲) دریافتند کیفیت پایین اطلاعات داخلی، تقلید از هم‌تایان را افزایش می‌دهد و این اثرات در شرکت‌هایی با هزینه‌های نمایندگی بالاتر آشکارتر است. همچنین زمانی که کیفیت اطلاعات داخلی پایین است، تقلید از سیاست مالی هم‌تایان تأثیر منفی بر عملکرد شرکت خواهد داشت که با کاهش ارزش شرکت همراه است.

فو و همکاران (۲۰۲۳) با بررسی عملکرد هم‌تایان و عدم تقارن زمانی شناسایی سود نشان دادند عملکرد ضعیف هم‌تایان تأثیر مثبت و معنی‌داری بر افشای به موقع اخبار بد دارد. همچنین برای شرکت‌هایی با کیفیت راهبری شرکتی پایین و عدم تقارن اطلاعاتی بالا، این رابطه شدیدتر است. اما تأثیر عملکرد ضعیف هم‌تایان بر محافظه‌کاری بین مدیران با توانایی بیشتر و کمتر معنادار نیست.

پژوهش کو و چئونگ (۲۰۲۴) با بررسی نقش هم‌تایان صنعت در شکل‌گیری سرمایه‌سازمانی شرکت‌ها نشان دادند شرکت‌ها در تصمیم‌گیری‌های خود به‌ویژه در بازارهای رقابتی و شرایط عدم

^۱ Information Cascades

آبشارهای اطلاعاتی زمانی رخ می‌دهند که یک فرد با مشاهده رفتار افراد پیش رو، بدون توجه به اطلاعات خود، رفتار فرد قبلی را دنبال کند.

تقارن اطلاعاتی، تمایل زیادی به تقلید از همتایان دارند. همچنین سرمایه‌سازمانی همتایان می‌تواند عاملی مؤثر در افزایش رقابت‌پذیری شرکت‌ها در بازار باشد.

پیشینه پژوهش‌های داخلی

در مطالعات داخلی اولین پژوهش مرتبط با همتایان، مطالعه کوشان و همکاران (۱۳۹۴) است. یافته‌های این پژوهش نشان داد سرمایه‌گذاران نسبت به قیمت سهام همتایان واکنشی ندارند. ولی سهم بازار شرکت بر حساسیت سرمایه‌گذاری‌های شرکت نسبت به قیمت سهام همتایان تاثیر دارد.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۸) با بررسی تأثیر مشخصه‌های مالی و ویژگی‌های شرکت‌های همتا بر راهبرد مدیریت سرمایه‌گذاری دریافتند تنها بین متوسط رشد مورد انتظار شرکت‌های همتا و مدیریت سرمایه‌گذاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

فتاحی و همکاران (۱۴۰۰) نشان دادند شرکت‌ها هنگام تصویب پاداش هیات مدیره، جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت عملیاتی و بازده سهام سالانه شرکت را با همتایان مقایسه کرده و بر اساس آن درباره تعیین مبلغ پاداش پرداختی به هیات مدیره تصمیم می‌گیرند.

کامیابی و جوادی‌نیا (۱۴۰۰) با بررسی اثر تعدیل‌کننده توانایی مدیریت بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذاران و محافظه‌کاری حسابداری دریافتند بین احساسات سرمایه‌گذاران و محافظه‌کاری حسابداری، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد، ولی توانایی مدیریت در رابطه بین احساسات سرمایه‌گذاران و محافظه‌کاری، نقش تعدیلی ایفا نمی‌کند.

کردستانی و جعفری سوق (۱۴۰۱) نشان دادند بین بازده سهام شوک‌های همتایان و اقلام تعهدی اختیاری رابطه مثبتی وجود دارد. بدین معنی که مدیران سود را به منظور افزایش عملکرد شرکت و قرارداد آن در سطح عملکرد سهام شرکت‌های همتا، مدیریت می‌کنند. به علاوه بین عملکرد همتایان و تغییر پیش‌بینی مدیران رابطه مثبتی وجود دارد.

جودکی و همکاران (۱۴۰۲) دریافتند شرکت‌ها برای برآورد راهبرد و میزان سرمایه‌گذاری‌های خود و پیشگیری از هزینه‌های تکرار عملیات از رفتار سرمایه‌گذاری همتایان در صنعت الگوبرداری می‌کنند. وجود شرکت‌های رهبر در صنعت، تأثیر مثبت عملکرد همتایان بر سرمایه‌گذاری شرکت قانونی را تقویت می‌کند؛ درحالی که وجود شرکت‌های جوان تأثیر معناداری بر این رابطه ندارد.

صفرزاده و همکاران (۱۴۰۳) نشان دادند افشای اطلاعات توسط شرکت‌ها به صورت مثبت و معناداری تحت تأثیر افشای شرکت‌های همتا قرار دارد؛ درحالی که وابستگی به تأمین مالی برون سازمانی نقش تعدیل‌کننده در رابطه میان افشای اطلاعات شرکت و افشای اطلاعات همتایان ندارد.

حمیدیان و فتاحی‌نافچی (۱۴۰۴) دریافتند در شرکت‌هایی که سطح نگهداشت وجه نقد کمتر از میانگین سطح نگهداشت وجه نقد همتایان است، ارزش نهایی نگهداشت وجه نقد بیشتر است. همچنین در شرکت‌های بزرگتر و دارای رقابت بازار پایین‌تر اثرگذاری همتایان بر ارزش نهایی نگهداشت وجه نقد بیشتر است.

پیشینه‌های داخلی عمدتاً به بررسی تأثیر شرکت‌های هم‌تا بر متغیرهایی نظیر سرمایه‌گذاری، بازده سهام، نگهداشت وجه نقد و افشای اطلاعات پرداخته‌اند، اما نقش همتایان در شکل‌دهی رفتار محافظه‌کارانه در گزارشگری مالی، به‌طور مستقیم مورد تحلیل قرار نگرفته است. این پژوهش با تمرکز بر این شکاف پژوهشی، به تحلیل تأثیر عملکرد ضعیف همتایان بر محافظه‌کاری شرطی و نقش عوامل زمینه‌ای راهبری شرکتی، عدم تقارن اطلاعاتی و توانایی مدیریتی می‌پردازد. نتایج این پژوهش می‌تواند به مدیران، سرمایه‌گذاران و نهادهای ناظر کمک کند تا با درک بهتر تأثیر عملکرد همتایان، تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری محافظه‌کارانه‌تری در گزارشگری مالی اتخاذ کنند.

۳- فرضیه‌های پژوهش

بر اساس نظریه رفتار توده‌وار و تغییر همگام^۱، مدیرانی که نگران شهرت و موقعیت شغلی خود هستند، برای کاهش مسئولیت‌پذیری در برابر عملکرد ضعیف، تمایل بیشتری به پیروی از افشای اخبار بد توسط سایر شرکت‌ها دارند. این تمایل در مدیران کم‌توان یا فاقد اعتمادبه‌نفس، شدت بیشتری دارد (جیانگ و وراردو، ۲۰۱۸). بنابراین، مدیرانی که از عملکرد ضعیف همتایان آگاه هستند، به ویژه مدیران نالایق و با اعتمادبه‌نفس کمتر، ممکن است به طور داوطلبانه به افشای اخبار بد شرکت کانونی اقدام کنند. بر اساس نظریه نظارت، عملکرد ضعیف همتایان با افزایش تمایل به شناسایی به‌موقع زیان‌ها مرتبط است. در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، سرمایه‌گذاران به اخبار بد حساس‌تر بوده و واکنش سریع‌تری نشان می‌دهند، زیرا اخبار بد را قابل‌اعتمادتر از اخبار خوب می‌دانند. در مواجهه با عملکرد ضعیف همتایان، نگرانی سرمایه‌گذاران نسبت به عملکرد شرکت کانونی افزایش می‌یابد و این امر موجب مطالبه گزارشگری محافظه‌کارانه‌تر برای جلوگیری از پنهان‌کاری مدیران می‌شود. افزون بر این، محافظه‌کاری در گزارشگری مالی می‌تواند قابلیت اتکای اطلاعات حسابداری را ارتقاء داده و به بهبود کارایی قراردادهای بدهی منجر شود (ژانگ، ۲۰۰۸؛ فو و همکاران، ۲۰۲۳). بنابراین، فرضیه اول عبارت است از:

فرضیه اول: عملکرد ضعیف همتایان با محافظه‌کاری شرطی رابطه مثبت دارد.

¹ Covariation Theory

بر اساس نظریه مبتنی بر اطلاعات، در شرایط کمبود اطلاعات، شرکت‌ها رفتار همتایان به‌ویژه شرکت‌های بزرگ‌تر یا دارای اطلاعات برتر را به‌عنوان سیگنال تصمیم‌گیری مالی و گزارشگری خود تلقی کرده و از آن تقلید می‌کنند (لیبرمن و آسابا، ۲۰۰۶). در چنین شرایطی، راهبری شرکتی ضعیف ممکن است مدیران را به استفاده فرصت‌طلبانه از اطلاعات همتایان سوق دهد، در حالی که راهبری قوی با نظارت مؤثر، استفاده از این اطلاعات را به موارد ضروری و مکمل اطلاعات داخلی محدود می‌کند. در نتیجه، راهبری قوی با بهبود تصمیم‌گیری و تحلیل داخلی، وابستگی به همتایان را کاهش داده و اثر عملکرد ضعیف آن‌ها بر گزارشگری محافظه‌کارانه را کم‌رنگ می‌سازد (فو و همکاران، ۲۰۲۳). شواهد تجربی مطالعه فیرهورست و نام (۲۰۲۰) درباره نقش راهبری شرکتی در تضعیف اثرات همتایان نشان می‌دهد تصمیمات مالی شرکت‌ها، از جمله سیاست‌های سرمایه‌گذاری، تأمین مالی، و نگهداشت وجه نقد، تحت تأثیر عملکرد همتایان قرار می‌گیرد؛ اما شدت این تأثیر به میزان اثربخشی سازوکارهای راهبری شرکتی بستگی دارد. بر این اساس فرضیه دوم عبارت است از:

فرضیه دوم: راهبری شرکتی، رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان و محافظه‌کاری شرطی را تضعیف می‌کند.

مطالعات تجربی نشان داده‌اند که در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی بالا، سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران تمایل دارند به سیگنال‌هایی که از عملکرد شرکت‌های مشابه در صنعت دریافت می‌کنند، واکنش بیشتری نشان دهند. برای مثال، اگر شرکت‌های همتا اقدام به بیش‌اظهاری سود یا تجدیدارائه صورت‌های مالی کنند، این اطلاعات می‌تواند اثر سرریز اطلاعاتی بر شرکت‌های قانونی داشته باشد. زیرا نگرانی سرمایه‌گذاران در مورد دستکاری سود برای شرکت‌های قانونی افزایش می‌یابد (گلیسون و همکاران، ۲۰۰۸). اعتباردهندگان نیز برای ارزیابی شرکت‌هایی که اطلاعات عمومی محدودتری دارند، بیشتر بر اطلاعات شرکت‌های همتا تکیه می‌کنند (شروف و همکاران، ۲۰۱۷). در چنین شرایطی، عملکرد ضعیف همتایان می‌تواند نگرانی‌های موجود نسبت به کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌های دارای عدم تقارن اطلاعاتی را تشدید کند. در نتیجه، فشار بازار و ذینفعان برای شناسایی سریع‌تر زیان‌ها و گزارشگری محافظه‌کارانه‌تر افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، شرکت‌هایی که در معرض عدم تقارن اطلاعاتی بالا قرار دارند، به دلیل نگرانی سرمایه‌گذاران از پنهان‌کاری مدیران، با تقاضای بیشتری برای افشای به‌موقع اخبار بد مواجه‌اند (فو و همکاران، ۲۰۲۳). بر اساس مبانی نظری مطرح شده، فرضیه سوم بدین صورت تدوین شده است:

فرضیه سوم: عدم تقارن اطلاعاتی، رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان و محافظه‌کاری شرطی را تقویت می‌کند.

مدیران با توانایی بالا به دلیل درک دقیق‌تر از وضعیت عملیاتی شرکت، کیفیت جریان‌های نقدی و ریسک‌های محیطی، تصمیمات آگاهانه‌تر و مبتنی بر اطلاعات بهتری اتخاذ می‌کنند (دمرجیان و همکاران، ۲۰۱۳). توانایی مدیریتی به آن‌ها این امکان را می‌دهد که آثار عملکرد ضعیف همتایان را از شوک‌های مشترک صنعتی تفکیک کرده و واکنش خود را بر مبنای شرایط خاص شرکت تنظیم کنند، نه صرفاً بر اساس سیگنال‌های بیرونی. از این رو، انتظار می‌رود وابستگی این مدیران به اطلاعات همتایان کمتر بوده و در مواجهه با عملکرد ضعیف همتایان، رفتار گزارشگری آن‌ها کمتر تحت تأثیر فشارهای بیرونی قرار گیرد (فو و همکاران، ۲۰۲۳). شواهد نشان می‌دهد که این مدیران معمولاً در شرکت‌های بزرگ و دارای اهرم مالی، محافظه‌کاری کمتری نشان می‌دهند؛ زیرا توانایی آن‌ها در مدیریت ریسک و پیش‌بینی جریان‌های آتی، نیاز به شناسایی زودهنگام زیان‌ها را کاهش می‌دهد. بر اساس نظریه تغییر همگام، مدیران برای اجتناب از سرزنش و کاهش مسئولیت ناشی از عملکرد ضعیف، تمایل دارند تصمیمات خود را با سایر مدیران همسو کنند تا در صورت بروز پیامدهای منفی، در معرض قضاوت انفرادی قرار نگیرند (براتن و همکاران، ۲۰۱۶؛ هادسون و همکاران، ۲۰۲۰). این رفتار همگامی نوعی سازوکار پوشش ریسک شغلی محسوب می‌شود. با این حال، مدیران با توانایی و اعتمادبه‌نفس بالا، به دلیل اطمینان از قضاوت حرفه‌ای خود و سرمایه شهرتی که در طول زمان انباشت کرده‌اند، انگیزه کمتری برای پیروی از رفتار توده‌وار دارند. در مقابل، مدیران کم‌توان‌تر در شرایط نوسان عملکرد شرکت‌ها، بیش از پیش در معرض ارزیابی بازار قرار می‌گیرند و سرمایه‌گذاران توانایی آن‌ها را بر اساس میزان هماهنگی تصمیماتشان با سایر مدیران می‌سنجند. از این رو، برای حفظ مشروعیت و اعتبار حرفه‌ای، تمایل بیشتری به تقلید از رفتار افشای اخبار بد سایر شرکت‌ها دارند (شارفستاین و استین، ۱۹۹۰).

همچنین، بر اساس دیدگاه رفتار رمه‌وار، عدم قطعیت بالا و فشارهای بازار سرمایه می‌تواند مدیران را به اتخاذ تصمیمات مشابه سوق دهد؛ اما مدیران با اعتمادبه‌نفس بیشتر، برای تمایزگذاری و نشان دادن برتری تحلیلی خود، ممکن است رفتار ضدمه‌وار اتخاذ کنند (آوری و چوالیر، ۱۹۹۹). در چنین شرایطی، توانایی مدیریتی به‌عنوان عاملی تمایزدهنده عمل کرده و شدت تأثیر عملکرد ضعیف همتایان بر محافظه‌کاری شرطی را تعدیل می‌کند. به بیان دیگر، هرچه توانایی مدیریتی بالاتر باشد، اتکای مدیر به سیگنال‌های ناشی از عملکرد همتایان کمتر بوده و واکنش گزارشگری وی بیشتر مبتنی بر اطلاعات خاص شرکت خواهد بود. بنابراین، انتظار می‌رود مدیرانی که فاقد توانایی و اعتمادبه‌نفس کافی هستند، بیشتر تحت تأثیر عملکرد ضعیف

همتایان قرار گرفته و به منظور همسو شدن با بازار و کاهش ریسک سرزنش، اخبار بد را سریع‌تر افشا کنند (فو و همکاران، ۲۰۲۳). در مقابل، مدیران توانمند با استقلال تصمیم‌گیری بیشتر، رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان و محافظه‌کاری شرطی را تضعیف می‌کنند. بنابراین فرضیه چهارم عبارت است از:

فرضیه چهارم: توانایی مدیریتی، رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان و محافظه‌کاری شرطی را تضعیف می‌کند.

۴- روش‌شناسی پژوهش

این مطالعه، از جنبه هدف کاربردی و از نوع توصیفی - همبستگی است. آزمون فرضیه‌ها از طریق الگوهای رگرسیونی و با استفاده از نرم افزار Eviews12 و Stata15 انجام شده است. جامعه آماری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۲ هستند که دارای این شرایط باشند: در بازه زمانی پژوهش در بورس حضور داشته باشند؛ با هدف قابلیت مقایسه، پایان سال مالی ۲۹ اسفند باشد؛ به دلیل ماهیت متفاوت عملیات، جزء شرکت‌های بیمه، بانک، واسطه‌گری مالی و سرمایه‌گذاری نباشند؛ در هر سال بیش از شش ماه توقف معاملات سهام نداشته باشند؛ در هر صنعت، حداقل پنج شرکت وجود داشته باشد. اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه متغیرها در دسترس باشد. بر اساس این شروط تعداد ۱۳۷ شرکت به عنوان نمونه نهایی انتخاب گردید. همچنین به منظور محاسبه عملکرد ضعیف همتایان، داده‌های سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ نیز جمع‌آوری شده است.

الگوهای پژوهش

الگوهای رگرسیونی برای آزمون فرضیه‌ها برگرفته از پژوهش فو و همکاران (۲۰۲۳) است. برای آزمون فرضیه اول از رابطه رگرسیونی (۱) استفاده شده است. طبق فرضیه اول انتظار می‌رود ضریب β_1 در سطح اطمینان ۹۵ درصد مثبت و معنادار باشد.

رابطه (۱)

$$CScore_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 WeakPerformance_{i,t-1} + \beta_2 Size + \beta_3 M/B_{i,t} + \beta_4 Leverage_{i,t} + \beta_5 SalesVolatility_{i,t} + \beta_6 SalesGrowth_{i,t} + \beta_7 CashFlow_{i,t} + \beta_8 Age_{i,t} + \beta_9 Year_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن $CScore$: محافظه‌کاری شرطی، $WeakPerformance$: عملکرد ضعیف همتایان، $Size$: اندازه شرکت، M/B : ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری آن، $Leverage$: اهرم مالی، $SalesVolatility$: نوسان فروش، $SalesGrowth$: رشد فروش، $CashFlow$: جریان نقدی عملیاتی

Age: سن شرکت، Year: سال و ε : مقادیر باقیمانده الگو. برای آزمون فرضیه دوم از رابطه رگرسیونی (۲) استفاده شده است:

رابطه (۲)

$$CScore_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 WeakPerformance_{i,t-1} + \beta_2 CG_{i,t} + \beta_3 WeakPerformance_{i,t} * CG_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 M/B_{i,t} + \beta_6 Leverage_{i,t} + \beta_7 SalesVolatility_{i,t} + \beta_8 SalesGrowth_{i,t} + \beta_9 CashFlow_{i,t} + \beta_{10} Age_{i,t} + \beta_{11} Year + \varepsilon_{i,t}$$

CG: شاخص راهبری شرکتی و سایر متغیرها، همانند متغیرهای رابطه (۱) است. طبق فرضیه دوم انتظار می‌رود ضریب β_3 در سطح اطمینان ۹۵ درصد منفی و معنادار باشد. برای آزمون فرضیه سوم از رابطه رگرسیونی (۳) استفاده شده است.

رابطه (۳)

$$CScore_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 WeakPerformance_{i,t-1} + \beta_2 IA_{i,t} + \beta_3 WeakPerformance_{i,t} * IA_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 M/B_{i,t} + \beta_6 Leverage_{i,t} + \beta_7 SalesVolatility_{i,t} + \beta_8 SalesGrowth_{i,t} + \beta_9 CashFlow_{i,t} + \beta_{10} Age_{i,t} + \beta_{11} Year + \varepsilon_{i,t}$$

IA: عدم تقارن اطلاعاتی و سایر متغیرها، همانند متغیرهای رابطه (۱) است. مطابق با فرضیه سوم انتظار می‌رود ضریب β_3 در سطح اطمینان ۹۵ درصد مثبت و معنادار باشد. برای آزمون فرضیه چهارم از رابطه رگرسیونی (۴) استفاده شده است:

رابطه (۴)

$$CScore_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 WeakPerformance_{i,t-1} + \beta_2 MA_{i,t} + \beta_3 WeakPerformance_{i,t} * MA_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 M/B_{i,t} + \beta_6 Leverage_{i,t} + \beta_7 SalesVolatility_{i,t} + \beta_8 SalesGrowth_{i,t} + \beta_9 CashFlow_{i,t} + \beta_{10} Age_{i,t} + \beta_{11} Year + \varepsilon_{i,t}$$

MA: توانایی مدیریتی است. انتظار می‌رود ضریب β_3 در سطح اطمینان ۹۵ درصد منفی و معنادار باشد.

متغیر وابسته: محافظه‌کاری شرطی است که به پیروی از بال و شیواکومار^۱ (۲۰۰۵) به شرح رابطه (۵) محاسبه شده است. در این الگو که به صورت مقطعی تخمین زده شده است، ضریب β_3 نشان‌دهنده میزان تأثیرپذیری اقلام تعهدی از اخبار بد (CFO منفی) در مقابل اخبار خوب

¹ Ball & Shivakumar

(CFO مثبت) است. هر چه مقدار β_3 بزرگتر و مثبت باشد، سود گزارش شده محافظه‌کارانه‌تر خواهد بود.

رابطه ۵)

$$ACC_t = \beta_0 + \beta_1 DCFO_t + \beta_2 CFO_t + \beta_3 DCFO_t \times CFO_t + \varepsilon$$

که در آن ACC_t : کل اقلام تعهدی تقسیم بر جمع دارایی‌ها، اقلام تعهدی از تفاوت سود عملیاتی و جریان نقد عملیاتی به دست می‌آید. CFO_t : جریان نقد عملیاتی تقسیم بر جمع دارایی‌ها و $DCFO_t$: متغیر مجازی که دارای دو مقدار صفر و یک است. این متغیر زمانی که جریان نقد عملیاتی منفی باشد عدد یک و زمانی که جریان نقد عملیاتی مثبت باشد عدد صفر را به خود اختصاص می‌دهد.

متغیر مستقل: عملکرد ضعیف همتایان است که به پیروی از پژوهش فو و همکاران (۲۰۲۳) از بازده نامتعارف سهام همتایان به عنوان شاخصی از عملکرد همتایان استفاده می‌شود. در مطالعه حاضر برای تعیین همتایان از طبقه‌بندی صنعت استفاده شده است. بازده نامتعارف سهام از طریق رابطه رگرسیونی (۶) محاسبه شده است.

$$Ret_{i,m} - R_{f,m} = \alpha + \beta_{market}(R_{market,m} - R_{f,m}) + \beta_{industry}(R_{industry,m} - R_{f,m}) + \varepsilon_{i,m} \quad \text{رابطه ۶)}$$

که در آن $Ret_{i,m}$: بازده ماهانه سهام شرکت i ، $R_{f,m}$: نرخ بازده بدون ریسک ماهانه (برای اندازه‌گیری R_f از نرخ بازده اوراق خزانه اسلامی (اخزا) که به صورت ماهانه منتشر می‌شود استفاده شده است)، $R_{market,m}$: بازده ماهانه بازار و $R_{industry,m}$: بازده ماهانه صنعت به استثنای بازده ماهانه شرکت i است.

برای محاسبه بازده صنعت، از بازده ماهانه شرکت‌های موجود در صنعت (شرکت‌های همتا) به استثنای شرکت i میانگین گرفته شده است.

رابطه ۶) برای هر شرکت در هر ماه به صورت سری زمانی غلتان با استفاده از ۳۶ مشاهده (ماه جاری و ۳۵ ماه قبل) جداگانه تخمین زده شده و باقیمانده الگو به عنوان بازده نامتعارف سهام در ماه در نظر گرفته شده است. برای محاسبه عملکرد همتایان به صورت سالانه، ابتدا برای هر شرکت بازده نامتعارف سهام در ماه با هم جمع زده شده تا بازده نامتعارف سهام سالانه به دست آید، سپس از بازده نامتعارف سهام همتایان (به استثنای شرکت i) میانگین گرفته شده است. در نهایت به منظور تفسیر ساده‌تر، میانگین بازده نامتعارف سهام همتایان در عدد منفی یک ضرب شده است تا شاخصی مستقیم برای عملکرد ضعیف همتایان ایجاد شود (فو و همکاران، ۲۰۲۳).

متغیرهای تعدیلگر: در این پژوهش راهبری شرکتی، عدم تقارن اطلاعاتی و توانایی مدیریتی متغیرهای تعدیلگر هستند که در ادامه نحوه اندازه‌گیری آنها بیان شده است.

الف) راهبری شرکتی (CG): به استناد پژوهش‌های فتحی‌نافچی و خواجه‌وندکاجی (۱۳۹۷)، نیکومرام و محمدزاده‌سالطه (۱۳۸۹)، از شاخص‌های زیر برای اندازه‌گیری راهبری شرکتی استفاده شده است:

- ۱- نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره: برای شرکت‌هایی که دارای درصد اعضای غیرموظف بالاتری نسبت به میانگین باشند برابر است با یک، در غیر این صورت برابر است با صفر.
 - ۲- میزان سهام تحت تملک سرمایه‌گذاران نهادی: در این پژوهش، به شرکت‌های دارای سه سهامدار نهادی به غیر از دولت، نهادها و شرکت‌های دولتی و شبه دولتی که درصد سهام آن‌ها بالای ۵ درصد باشد ارزش یک و برای مابقی ارزش صفر تعلق می‌گیرد (سرمایه‌گذاران نهادی شامل سرمایه‌گذاران نهادی خارجی، صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، صندوق‌های مزایای بازنشستگی، شرکت‌های بیمه، بانک‌ها و غیره هستند. به دلیل تمایز ساختار سازمانی آنها و شیوه اعمال مالکیت با مالکیت دولتی، جدای از مالکیت دولتی در نظر گرفته می‌شود).
 - ۳- میزان نفوذ و مالکیت دولت: بدین معنا که اگر شرکت مورد بررسی تحت کنترل دولت، نهادها و شرکت‌های دولتی و شبه دولتی باشد برابر است با عدد یک و در غیر این صورت صفر. منظور از مالکیت دولتی، سهامدار دولتی است که حداقل مالک ۲۰ درصد سهام باشد. شرکت‌های تحت مالکیت دولت، تصمیم‌گیری هیئت مدیره و سیاست‌های گزارشگری آن‌ها را تحت تأثیر اهداف و منابع دولتی شکل می‌دهند. این متغیر امکان تفکیک اثرات دولت از سرمایه‌گذاران نهادی را فراهم می‌کند و نقش مهمی در کیفیت راهبری شرکت دارد.
 - ۴- نوع حسابرس: در صورتی که مرجع حسابرسی شرکت، سازمان حسابرسی یا موسسه حسابرسی دارای رتبه الف سازمان بورس باشد، به آن عدد یک تعلق گرفته است و اگر توسط سایر موسسات حسابرسی مورد رسیدگی قرار گرفته باشد عدد صفر تعلق گرفته است.
 - ۵- درصد سهام شناور آزاد: شرکت‌هایی که میزان سهام شناور آن‌ها کوچک‌تر از میانگین کل نمونه در یک دوره یک ساله بوده‌اند برابر است با عدد یک و در غیر این صورت صفر.
- با توجه به این که به هر یک از متغیرهای ارائه شده فوق ارزش یک یا صفر تعلق گرفته شاخص راهبری شرکتی بر اساس رابطه (۷) محاسبه شده است.
- رابطه (۷)

$$CINDEX = \frac{\sum_{j=1}^M D_j}{\sum_{j=1}^n H_j}$$

در این رابطه: $\sum D_j$ بیانگر کلیه اقلامی است که امتیاز یک گرفته‌اند و $\sum H_j$ بیانگر تعداد کلیه اقلام است. به این ترتیب، برای هر شرکت شاخص راهبری شرکتی اندازه‌گیری شده در دامنه صفر تا یک قرار می‌گیرد.

ب) عدم تقارن اطلاعاتی (IA): برای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی از الگوی ونکانش و چیانگ (۱۹۸۶) استفاده شده است که مبتنی بر تعیین دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش است. الگوی مذکور به شرح رابطه (۸) است:

$$SPREAD_{i,t} = \frac{(AP_{i,t} - BP_{i,t}) * 100}{(AP_{i,t} + BP_{i,t}) / 2} \quad \text{رابطه ۸}$$

که در آن $SPREAD_{i,t}$: دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش، $AP_{i,t}$: میانگین قیمت پیشنهادی فروش سهام شرکت i در دوره t و $BP_{i,t}$: میانگین قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت i در دوره t است. از آنجایی که اطلاعات مربوط به قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام به صورت روزانه در دسترس است، برای محاسبات به شکل سالانه، از میانگین قیمت پیشنهادی خرید و فروش طی سال استفاده می‌شود. برای آزمون فرضیه‌ها از قدر مطلق این عدد استفاده شده است.

ج) توانایی مدیریت (MA): به منظور اندازه‌گیری متغیر توانایی مدیریت از الگوی دو مرحله‌ای ارائه شده توسط دمرجیان و همکاران (۲۰۱۳) استفاده می‌شود. در مرحله اول کارایی شرکت با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) با در نظر گرفتن بهای تمام شده کالای فروش رفته (CGS)، هزینه‌های عمومی، اداری و فروش (SG&A)، دارایی‌های ثابت مشهود (PPE)، اجاره عملیاتی (Ops Lease)، مخارج تحقیق و توسعه (R&D) و دارایی‌های نامشهود (Intat) به عنوان متغیرهای ورودی و فروش (Sales) به عنوان متغیر خروجی اندازه‌گیری می‌شود. برای محاسبه توانایی مدیریتی از نرم افزار استتا ۱۵ استفاده شده است. مقدار کارایی (θ) که DEA تولید می‌کند یک مقدار بین صفر و یک است. شرکت‌هایی با امتیاز کارایی یک، بسیار کارا هستند و شرکت‌هایی که نمره کارایی آنها از یک کمتر است، زیر مرکز کارایی قرار دارند. با توجه به عدم افشای مناسب اجاره عملیاتی و مخارج تحقیق و توسعه توسط شرکت‌های ایرانی، این متغیرها از رابطه (۹) کنار گذاشته شده است.

رابطه ۹

$$Max(\theta) = \frac{Sales}{v_1 CGS + v_2 SGA + v_3 PPE + v_4 Intat}$$

کارایی محاسبه شده از این رابطه متأثر از دو عامل ویژگی‌های شرکتی و توانایی مدیریت است. بنابراین در مرحله دوم بایستی این دو عامل از یکدیگر تفکیک گردند. در این راستا، از رابطه

رگرسیون (۱۰) استفاده شده است که ارتباط کارایی شرکت را با ویژگی‌های شرکت نشان می‌دهد. رابطه (۱۰) به صورت مقطعی تخمین زده شده و باقیمانده آن به عنوان شاخصی از توانایی مدیریتی در نظر گرفته شده است.

$$Firm\ Efficiency = \sigma_0 + \sigma_1 Size + \sigma_2 Market\ Share + \sigma_3 Free\ Cash\ Flow + \sigma_4 Age + \varepsilon \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

که در آن Size: اندازه شرکت که برابر با لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت است. Market Share: سهم بازار شرکت از صنعت که برابر با مقدار فروش شرکت تقسیم بر مقدار فروش صنعت است. Free Cash Flow: جریان‌های نقدی آزاد مثبت است. اگر شرکت جریان‌های نقد آزاد مثبت داشته باشد، این متغیر عدد یک و در غیر این صورت برابر صفر است. جریان‌های نقدی آزاد از طریق رابطه (۱۱) محاسبه شده است:

$$FCF = \frac{OP - TAXP - CIP - DPP}{TA} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

که در این رابطه OP سود عملیاتی قبل از استهلاک، TAXP مالیات پرداختی، CIP هزینه بهره پرداختی، DPP سود سهام پرداختی و TA کل دارایی‌های اول دوره است. Age: سن شرکت است که از طریق لگاریتم طبیعی تعداد سال‌های سپری شده از تاریخ تأسیس شرکت تا هریک از سال‌های مورد مطالعه محاسبه شده است.

متغیرهای کنترلی: به پیروی از پژوهش فو و همکاران (۲۰۲۳) متغیرهای کنترلی عبارتند از: Size: اندازه شرکت که برابر با لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت است، MB: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری آن، Leverage: اهرم مالی که از تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها به دست می‌آید، SalesVolatility: انحراف استاندارد فروش طی سال‌های t تا t-2. مقدار فروش از طریق تقسیم بر جمع کل دارایی‌ها مقیاس زدایی شده است، SalesGrowth: درصد رشد سالانه فروش، CashFlow: جریان نقدی عملیاتی تقسیم بر کل دارایی‌ها و Age: سن شرکت است.

۵- یافته‌های پژوهش

در جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای اصلی^۱ پژوهش ارائه شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
محافظه کاری شرطی	CScore	-۱/۳۳۹	۰/۴۴۲	-۰/۵۱۳	۰/۶۳۴
عملکرد ضعیف هم‌تایان	Weak Performance	-۰/۳۵۷	۰/۴۳۷	۰/۰۱۱	۰/۱۲۳
راهبری شرکتی	CG	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۴۷۸	۰/۱۹۰
عدم تقارن اطلاعاتی	IA	-۰/۳۸۴	۵/۶۱۲	۳/۶۸۹	۱/۱۰۹
توانایی مدیریت	MA	-۰/۳۸۵	۰/۱۹۰	۰/۰۰۲	۰/۰۹۹
اندازه شرکت	Size	۱۱/۱۵۶	۲۱/۸۹۹	۱۵/۲۶۴	۱/۷۵۶
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	BM	-۲/۰۷۱	۳۵/۷۳۷	۴/۸۲۷	۵/۴۵۹
اهرم مالی	Leverage	۰/۰۱۷	۱/۸۰۵	۰/۵۳۷	۰/۲۱۵
نوسان فروش	Sales Volatility	۰/۰۰۹	۰/۷۵۷	۰/۱۸۹	۰/۱۴۳
رشد فروش	Sales Growth	-۰/۴۴۸	۲/۴۸۷	۰/۳۹۲	۰/۴۷۰
جریان نقدی عملیاتی	Cash Flow	-۰/۳۸۴	۰/۵۹۷	۰/۱۳۲	۰/۱۴۱
سن شرکت	Age	۲/۷۰۸	۴/۱۸۹	۳/۶۲۶	۰/۳۴۷

منبع: یافته‌های پژوهش

^۱ با توجه به اینکه بسیاری از متغیرهای پژوهش برای بدست آوردن سایر متغیرها استفاده شده است و همچنین محدودیت تعداد صفحات، صرفاً آمار توصیفی متغیرهای اصلی ارائه شده است.

در این پژوهش داده‌های پرت متغیرها در صدک ۱ و ۹۹ حذف شدند. بر اساس جدول (۱)، متغیر محافظه‌کاری شرطی با میانگین $۰/۵۱۳$ و انحراف معیار $۰/۶۳۴$ بیانگر وجود محافظه‌کاری نسبی در گزارشگری مالی شرکت‌ها است. عملکرد ضعیف هم‌تایان دارای میانگین $۰/۰۱۱$ و دامنه تغییرات از $۰/۳۵۷$ تا $۰/۴۳۷$ است که بیانگر تنوع قابل توجه در عملکرد شرکت‌های هم‌صنعت است. راهبری شرکتی با میانگین $۰/۴۷۸$ و انحراف معیار $۰/۱۹۰$ نشان‌دهنده سطح متوسطی از کیفیت نظارت در شرکت‌ها است. متغیر عدم تقارن اطلاعاتی دارای میانگین $۳/۶۸۹$ و انحراف معیار $۱/۱۰۹$ است که به میزان قابل توجهی تفاوت در نمونه شرکت‌ها مشاهده می‌شود. توانایی مدیریتی از طریق باقیمانده رابطه (۱۰) محاسبه شده است. برخی شرکت‌ها توانایی مدیریتی مثبت و برخی دیگر منفی داشته‌اند، از این‌رو میانگین این متغیر برابر با $۰/۰۰۲$ و نزدیک صفر شده است.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

الگوهای رگرسیونی در این پژوهش به روش داده‌های ترکیبی با کنترل اثرات سال تخمین زده شده است. در این پژوهش، اثر صنعت کنترل نشده است، زیرا متغیر عملکرد ضعیف هم‌تایان به‌صورت میانگین صنعت (به استثنای شرکت کانونی) تعریف شده و کنترل هم‌زمان اثر صنعت می‌تواند به ایجاد هم‌خطی و کاهش توان تبیینی مدل منجر شود. برای بررسی همسانی واریانس و خودهمبستگی به ترتیب از آزمون LR و براش گادفری استفاده شده است. در تمامی الگوهای رگرسیونی معناداری آماره LR و براش گادفری از سطح خطای ۵ درصد کمتر و بیانگر وجود مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی است که برای تخفیف اثرات آنها از روش GLS و مقاوم‌سازی به روش تصحیح خوشه‌ای استفاده شده است. همچنین نتایج آزمون VIF برای بررسی هم‌خطی نشان داد که مقدار این آماره برای متغیرهای پژوهش کمتر از ۱۰ می‌باشد و بین متغیرهای توضیحی مشکل هم‌خطی وجود ندارد.

نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم

خلاصه نتایج حاصل از تخمین الگوهای رگرسیونی (۱) و (۲) در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون فرضیه اول و دوم

متغیر وابسته CScore						
متغیر	نماد	فرضیه اول			فرضیه دوم	
		ضریب	آماره t	معناداری	ضریب	آماره t
عرض از مبدأ	β_0	۰/۶۵۵	۵/۰۷۰	۰/۰۰۰	۰/۶۰۰	۰/۵۳۸
عملکرد ضعیف همتایان	Weak Performance	۰/۱۹۱	۲/۲۱۸	۰/۰۲۸	۰/۱۰۹	۰/۱۴۹
راهبری شرکتی	CG	-	-	-	۰/۱۱۴	۱/۹۶۰
عملکرد ضعیف همتایان* راهبری شرکتی	CG× Weak Performance	-	-	-	۰/۱۸۹	۰/۲۱۳
اندازه شرکت	Size	-۰/۰۶۹	-۱۱/۵۹۴	۰/۰۰۰	-۰/۰۷۰	-۱/۳۲۴
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	-۰/۰۳۲	-۱۴/۱۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۳۲	-۳/۴۲۸
اهرم مالی	Leverage	۰/۶۷۸	۱۱/۸۲۲	۰/۰۰۰	۰/۶۷۲	۳/۲۲۵
نوسان فروش	Sales Volatility	-۰/۹۵۶	-۸/۰۷۵	۰/۰۰۰	-۰/۹۳۶	-۲/۲۵۶
رشد فروش	Sales Growth	۰/۱۲۵	۳/۵۹۸	۰/۰۰۰	۰/۱۲۶	۰/۶۸۰
جریان نقدی عملیاتی	Cash Flow	۰/۴۸۷	۵/۸۴۲	۰/۰۰۰	۰/۴۵۹	۳/۴۴۵
سن شرکت	Age	-۰/۰۰۸	-۰/۳۰۷	۰/۷۵۹	-۰/۰۰۵	-۰/۱۱۸
اثرات سال		کنترل شد			کنترل شد	
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۷۳۶			۰/۱۷۳۸	
آماره F (احتمال آماره)		۱۴/۵۱۳ (۰/۰۰۰)			۱۳/۳۰۲ (۰/۰۰۰)	

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۲)، احتمال آماره F فیشر برای هر دو الگوی رگرسیونی از ۵٪ کمتر بوده که در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار است که بیانگر معناداری کل الگوهای رگرسیونی بوده و می‌توان از نتایج بدست آمده استفاده نمود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برای هر دو الگو حدود ۰/۱۷ است که نشان می‌دهد حدود ۱۷ درصد تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای رابطه رگرسیونی توضیح داده شده است. بر اساس فرضیه اول، عملکرد ضعیف همتایان با محافظه-کاری شرطی رابطه مثبت دارد. ضریب متغیر عملکرد ضعیف همتایان برابر ۰/۱۹۱ بوده و احتمال آماره t برای این ضریب ۰/۰۲۸ است که از سطح خطای ۵٪ کمتر بوده و در سطح اطمینان ۹۵٪

معنادار است. بنابراین فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود؛ به عبارت دیگر عملکرد ضعیف همتایان در سال قبل، محافظه‌کاری شرطی شرکت‌ها در سال جاری را افزایش می‌دهد.

بر اساس فرضیه دوم انتظار بر این است راهبری شرکتی، رابطه عملکرد ضعیف همتایان و محافظه‌کاری شرطی را تضعیف کند. برای آزمون این فرضیه از ضریب متغیر تعاملی $CG \times Weak$ Performance استفاده شده است. این ضریب برابر $0/189$ و احتمال آماره t برای آن برابر با $0/835$ است که بیشتر از سطح خطای 5% و غیر معنادار است. در نتیجه فرضیه دوم رد می‌شود. می‌توان گفت راهبری شرکتی، رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان با محافظه‌کاری شرطی را تعدیل نمی‌کند.

نتایج آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم

خلاصه نتایج حاصل از تخمین الگوهای رگرسیونی (۳) و (۴) در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون فرضیه سوم و چهارم

متغیر وابسته $CScore$							
متغیر	نماد	فرضیه سوم			فرضیه چهارم		
		ضریب	آماره t	معناداری	ضریب	آماره t	معناداری
عرض از مبدأ	β_0	$0/613$	$2/619$	$0/008$	$0/626$	$4/863$	$0/000$
عملکرد ضعیف همتایان	Weak Performance	$-0/631$	$-1/495$	$0/135$	$0/170$	$1/965$	$0/051$
عدم تقارن اطلاعاتی	IA	$0/031$	$1/886$	$0/059$	-	-	-
عملکرد ضعیف همتایان* عدم تقارن اطلاعاتی	IA $\times$ Weak Performance	$0/202$	$1/977$	$0/048$	-	-	-
توانایی مدیریت	MA	-	-	-	$0/104$	$0/925$	$0/356$
عملکرد ضعیف همتایان* توانایی مدیریت	MA $\times$ Weak Performance	-	-	-	$2/654$	$2/397$	$0/017$
اندازه شرکت	Size	$-0/072$	$-6/893$	$0/000$	$-0/068$	$-12/146$	$0/000$
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	$-0/032$	$-14/358$	$0/000$	$-0/032$	$-14/405$	$0/000$
اهرم مالی	Leverage	$0/696$	$8/599$	$0/000$	$0/663$	$12/114$	$0/000$
نوسان فروش	Sales Volatility	$-0/992$	$-7/485$	$0/000$	$-0/938$	$-8/341$	$0/000$
رشد فروش	Sales Growth	$0/112$	$2/959$	$0/003$	$0/107$	$3/350$	$0/001$
جریان نقدی عملیاتی	Cash Flow	$0/518$	$4/004$	$0/000$	$0/480$	$5/909$	$0/000$
سن شرکت	Age	$-0/016$	$-0/332$	$0/739$	$0/004$	$0/180$	$0/857$
اثرات سال		کنترل شد			کنترل شد		
ضریب تعیین تعدیل شده		$0/1717$			$0/169$		
آماره F (احتمال آماره)		$13/395$ ($0/000$)			$13/203$ ($0/000$)		

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۳)، احتمال آماره F فیشر برای هر دو الگوی رگرسیونی کمتر از سطح خطای ۵٪ و بیانگر معناداری کل مدل است. بر اساس فرضیه سوم، انتظار می‌رود عدم تقارن اطلاعاتی، رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان و محافظه‌کاری شرطی را تقویت کند. برای آزمون این فرضیه از ضریب متغیر تعاملی $IA \times Weak Performance$ استفاده شده است. ضریب این متغیر مقداری مثبت و برابر با ۰/۲۰۲ است و احتمال آماره t برای این ضریب برابر با ۰/۰۴۸ که کمتر از سطح خطای ۵ درصد و معنادار است. بنابراین فرضیه سوم رد نمی‌شود. بدین معنی که با افزایش عدم تقارن اطلاعاتی، رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان و محافظه‌کاری شرطی را تقویت می‌شود.

بر اساس فرضیه چهارم، انتظار می‌رود توانایی مدیریت، رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان با محافظه‌کاری شرطی تضعیف کند. برای آزمون این فرضیه از ضریب متغیر تعاملی $MA \times Weak Performance$ استفاده شده است. ضریب این متغیر برابر با ۲/۶۵۴ است و احتمال آماره t برای این ضریب برابر با ۰/۰۱۷ است که کمتر از سطح خطای ۵ درصد و معنادار است. با توجه به مثبت بودن ضریب متغیر تعاملی می‌توان گفت برخلاف انتظار، توانایی مدیریتی رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان و محافظه‌کاری شرطی را تقویت می‌کند. بنابراین فرضیه چهارم رد می‌شود.

آزمون استحکام

در پژوهش حاضر شاخص راهبری شرکت از طریق ترکیب پنج معیار شامل (۱) نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره (۲) میزان سهام سرمایه‌گذاران نهادی (۳) میزان نفوذ و مالکیت دولت (۴) نوع حسابرِس و (۵) درصد سهام شناور آزاد اندازه‌گیری شده است. با توجه به اینکه نتایج آزمون فرضیه دوم نشان داد راهبری شرکتی، رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان با محافظه‌کاری شرطی را تعدیل نمی‌کند، در این بخش هریک از اجزای مذکور به طور مجزا در رابطه رگرسیونی (۲) وارد شده است تا تاثیر هر یک از آنها به طور جداگانه مورد بررسی بیشتر قرار گیرد. نتایج مربوطه در جدول (۴) و (۵) ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون استحکام

متغیر وابسته <i>Cscore</i>									
متغیر	CG: نسبت اعضای غیرموظف هیات مدیره			CG: میزان سهام سرمایه‌گذاران نهادی			CG: میزان نفوذ و مالکیت دولت		
	ضریب	آماره t	معناداری	ضریب	آماره t	معناداری	ضریب	آماره t	معناداری
β_0	۰/۶۶۱	۴/۹۱۹	۰/۰۰۰	۰/۶۶۷	۵/۱۵۳	۰/۰۰۰	۰/۶۷۲	۵/۲۲۱	۰/۰۰۰
Weak Performance	۰/۲۲۶	۱/۷۷۲	۰/۰۷۸	۰/۱۹۰	۲/۰۵۷	۰/۰۴۱	۰/۱۹۴	۱/۹۹۸	۰/۰۴۷
CG	۰/۰۲۷	۰/۸۵۶	۰/۳۹۳	-۰/۰۰۸	-۰/۳۴۳	۰/۷۳۱	-۰/۰۰۴	۰/۲۰۳	۰/۸۳۹
CG× Weak Performance	-۰/۰۷۲	-۰/۳۹۳	۰/۶۹۴	۰/۰۴۸	۰/۲۰۸	۰/۸۳۴	۰/۲۵۳	۱/۷۶۱	۰/۰۸۰
Size	-۰/۰۶۸	-۱۱/۴۵۵	۰/۰۰۰	-۰/۰۷۰	-۱۱/۴۳۶	۰/۰۰۰	۰/۷۰۵	۱/۵۲۶	۰/۰۰۰
MB	-۰/۰۳۲	-۱۴/۰۱۹	۰/۰۰۰	-۰/۰۳۲	-۱۴/۱۱۳	۰/۰۰۰	۰/۳۲۷	۱/۵۲۲	۰/۰۰۰
Leverage	۰/۶۷۹	۱۱/۶۵۱	۰/۰۰۰	۰/۶۷۶	۱۱/۸۱۰	۰/۰۰۰	۰/۶۷۸	۱/۷۶۶	۰/۰۰۰
Sales Volatility	-۰/۹۵۱	-۷/۹۹۵	۰/۰۰۰	-۰/۹۵۹	۸/۱۰۴	۰/۰۰۰	۰/۹۳۴	۷/۹۸۷	۰/۰۰۰
Sales Growth	۰/۱۲۹	۰/۰۳۵	۰/۰۰۰	۰/۱۲۴	۳/۵۷۹	۰/۰۰۰	۰/۱۱۶	۳/۳۷۱	۰/۰۰۰
Cash Flow	۰/۴۹۲	۵/۸۹۷	۰/۰۰۰	۰/۵۰۱	۵/۹۷۴	۰/۰۰۰	۰/۴۹۴	۵/۸۸۳	۰/۰۰۰
Age	-۰/۰۱۱	-۰/۴۱۴	۰/۶۷۹	-۰/۰۰۶	-۰/۲۳۶	۰/۸۱۳	۰/۰۰۶	۰/۲۳۷	۰/۸۱۲
اثرات سال	کنترل شد			کنترل شد			کنترل شد		
ضریب تعیین شده	۰/۱۷۳۱			۰/۱۷۳۲			۰/۱۷۴۳		
آماره F (احتمال آماره)	۱۳/۲۰۹ (۰/۰۰۰)			۱۳/۲۴۰ (۰/۰۰۰)			۱۳/۶۱۱ (۰/۰۰۰)		

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج آزمون استحکام

متغیر وابسته CScore					
CG: درصد سهام شناور آزاد			CG: نوع حسابرس		
معناداری	آماره t	ضریب	معناداری	آماره t	ضریب
۰/۰۰۰	۵/۱۴۳	۰/۶۶۶	۰/۰۰۰	۳/۶۳۰	۰/۵۷۴
۰/۴۷۴	۰/۷۱۷	۰/۱۰۸	۰/۶۳۷	۰/۳۹۲	۰/۱۸۵
۰/۷۰۶۷	-۰/۳۷۷	-۰/۰۱۰	۰/۷۰۶	۰/۳۷۷	۰/۰۲۳
۰/۴۵۷	۰/۷۴۴	۰/۱۵۰	۰/۸۱۳	۰/۲۳۶	۰/۱۰۰۰
۰/۰۰۰	-۱۱/۱۲۱	-۰/۰۶۹	۰/۰۰۰	-۸/۹۸۰	-۰/۰۶۳
۰/۰۰۰	-۱۴/۱۱۳	-۰/۰۳۲	۰/۰۰۰	-۱۱/۷۸۵	-۰/۰۳۳
۰/۰۰۰	۱۱/۸۲۶	۰/۶۷۹	۰/۰۰۰	۹/۸۸۷	۰/۶۴۴
۰/۰۰۰	-۸/۱۰۳	-۰/۹۵۹	۰/۰۰۰	-۸/۱۷۳	-۰/۹۷۶
۰/۰۰۰	۳/۵۷۵	۰/۱۲۴	۰/۰۰۰	۳/۴۹۱	۰/۱۳۵
۰/۰۰۰	۵/۶۰۳	۰/۴۹۵	۰/۰۰۰	۳/۹۲۹	۰/۳۹۰
۰/۶۹۹	-۰/۳۸۶	-۰/۰۱۱	۰/۸۵۷	۰/۱۷۹	۰/۰۰۵
کنترل شد			کنترل شد		
۰/۱۷۲۵			۰/۱۶۹۶		
آماره F (احتمال آماره)			۱۱/۲۳۹ (۰/۰۰۰)		

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۴) و (۵) در حالت‌هایی که معیار راهبری شرکت برابر با نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره، میزان سهام سرمایه‌گذاران نهادی، نوع حسابرس و درصد سهام شناور آزاد بوده است، احتمال آماره t برای ضریب متغیر تعاملی CG×Weak Performance بیشتر از سطح خطای ۵٪ و غیر معنادار است. بنابراین با لحاظ کردن اجزای فوق به طور جداگانه نیز فرضیه دوم رد می‌شود.

طبق جدول (۴) در حالتی که معیار راهبری شرکتی میزان نفوذ و مالکیت دولتی در نظر گرفته شده است، ضریب متغیر Weak Performance مقداری مثبت و برابر با ۰/۱۹۴ است و احتمال آماره t برای آن برابر با ۰/۰۴۷ است که نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که نفوذ و مالکیت دولتی پایین است، عملکرد ضعیف هم‌تایان با محافظه‌کاری شرطی رابطه مثبت و معنادار دارد. از طرفی ضریب متغیر تعاملی CG×Weak Performance مقداری منفی و برابر با -۰/۲۵۳ و احتمال آماره t برای این ضریب ۰/۰۸۰ است که هرچند بیشتر از سطح خطای ۵ درصد بوده ولی

در سطح خطای ۱۰ درصد معنادار است. با توجه به اینکه قدرمطلق ضریب تعاملی بزرگتر از قدر مطلق ضریب عملکرد ضعیف همتایان است، در شرکت‌هایی که نفوذ و مالکیت دولتی بالا است، عملکرد ضعیف همتایان با محافظه‌کاری شرطی رابطه منفی و معنادار دارد. به عبارت دیگر جهت رابطه از مثبت به منفی تغییر کرده است.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه به بررسی رابطه عملکرد ضعیف همتایان با محافظه‌کاری شرطی و نقش تعدیلگر متغیرهای راهبری شرکتی، عدم تقارن اطلاعاتی و توانایی مدیریتی پرداخته شد. نتایج آزمون فرضیه اول، مطابق با مبانی نظری، نشان داد عملکرد ضعیف همتایان با محافظه‌کاری شرطی رابطه مثبت و معنادار دارد. بدین معنی که زمانی که همتایان عملکرد ضعیفی دارند، محافظه‌کاری شرطی در شرکت کانونی افزایش می‌یابد؛ این یافته‌ها با نتایج مطالعات چینل و لوین (۲۰۲۰)، جیانگ و وراردو (۲۰۱۸) و فو و همکاران (۲۰۲۳) همخوانی دارد. از منظر نظریه مبتنی بر اطلاعات، شرکت‌ها در شرایط ضعف اطلاعات داخلی، به اطلاعات همتایان به‌عنوان مرجع بیرونی تکیه می‌کنند؛ لذا عملکرد منفی همتایان موجب افزایش نگرانی سرمایه‌گذاران از پنهان‌کاری شده و تقاضا برای شناسایی سریع‌تر زیان‌ها را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، بر اساس نظریه مبتنی بر رقابت، شرکت‌ها برای حفظ جایگاه رقابتی یا جلوگیری از تعمیم عملکرد منفی رقبا به خود، رفتار محتاطانه‌تری در گزارشگری مالی اتخاذ می‌کنند. همچنین، نظریه‌های نظارتی و موزاییکی نیز تأکید دارند که اطلاعات همتایان بخشی از فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران است و عملکرد منفی آن‌ها انتظارات برای افشای به‌موقع اخبار بد را تقویت می‌کند. بنابراین، شرکت‌ها در پاسخ به فشار بازار و برای کاهش ریسک اطلاعاتی و حفظ اعتماد ذینفعان، به محافظه‌کاری شرطی بیشتری روی می‌آورند.

یافته‌های فرضیه دوم نشان داد که راهبری شرکتی در رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان و محافظه‌کاری شرطی نقش تعدیل‌گری ایفا نمی‌کند؛ این نتیجه می‌تواند بیانگر آن باشد که در شرایطی که مدیران با نشانه‌هایی از ضعف عملکردی در شرکت‌های هم‌صنعت مواجه می‌شوند، تمایل آن‌ها به افزایش محافظه‌کاری در گزارشگری مالی بیشتر تحت تأثیر فشارهای برون‌سازمانی و یادگیری اجتماعی از همتایان است تا کنترل‌های درون‌سازمانی ناشی از سازوکارهای راهبری. این موضوع با مفروضات نظریه یادگیری اجتماعی (بندورا و والترز، ۱۹۷۷) همخوان است که مدیران با مشاهده رفتار شرکت‌های مشابه، الگو می‌گیرند و حتی در حضور ساختارهای نظارتی، رفتار آن‌ها می‌تواند بر اساس تقلید عقلایی شکل گیرد. همچنین، در چارچوب نظریه نمایندگی انتظار می‌رود سازوکارهای راهبری شرکتی بتوانند تضاد منافع میان مدیران و سهامداران را مهار

کرده و رفتارهای فرصت‌طلبانه را محدود سازند، اما یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که احتمالاً این سازوکارها در عمل از قدرت کافی برای کنترل واکنش مدیران به شرایط بیرونی برخوردار نبوده‌اند. بنابراین، فشارهای محیطی و رقابتی ناشی از عملکرد همتایان می‌تواند اثرگذارتر از کنترل‌های حاکمیتی تلقی شود و راهبری شرکتی در این بستر، کارکرد تعدیلی مؤثری ندارد. یافته‌های این فرضیه با نتایج مطالعات لارکر و همکاران (۲۰۰۷)، فیرهورست و نام (۲۰۲۰) و فو و همکاران (۲۰۲۳) همخوانی ندارد.

نتایج آزمون استحکام، در بررسی اجزای راهبری شرکتی، نشان داد زمانی که معیار راهبری به‌صورت نفوذ و مالکیت دولتی سنجیده می‌شود، الگوی متفاوتی نسبت به سایر مؤلفه‌ها مشاهده می‌گردد. در شرکت‌هایی که نفوذ و مالکیت دولتی پایین است، عملکرد ضعیف همتایان با محافظه‌کاری شرطی رابطه مثبت و معنادار دارد که بیانگر فعال بودن سازوکارهای نظارتی بازار و حساسیت سرمایه‌گذاران به افشای به‌موقع اخبار منفی است. با این حال، در شرکت‌های با مالکیت دولتی بالا این رابطه نه تنها تضعیف می‌شود، بلکه جهت آن تغییر می‌کند. به بیان دیگر، در سطوح بالای نفوذ دولتی، عملکرد ضعیف همتایان با کاهش محافظه‌کاری شرطی همراه است. این یافته را می‌توان با اتکا به نظریه نمایندگی و ملاحظات نهادی تبیین کرد؛ به‌گونه‌ای که در شرکت‌های دارای مالکیت دولتی بالا، احتمالاً فشارهای انضباطی بازار سرمایه ضعیف‌تر بوده و مدیران به دلیل حمایت ضمنی دولت و دسترسی بیشتر به منابع، حساسیت کمتری نسبت به واکنش سرمایه‌گذاران نشان می‌دهند. در نتیجه، کارکرد نظارتی اثر همتا که در شرکت‌های با مالکیت دولتی پایین موجب افزایش محافظه‌کاری می‌شود، در این دسته از شرکت‌ها تضعیف شده و حتی می‌تواند به تغییر جهت رابطه منجر شود. این نتیجه حاکی از آن است که مالکیت دولتی ماهیتی متفاوت از سایر سازوکارهای راهبری دارد و الزاماً همسو با مکانیزم‌های نظارتی متعارف عمل نمی‌کند.

نتایج فرضیه سوم نشان داد که عدم تقارن اطلاعاتی نقش تعدیل‌گر تقویت‌کننده در رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان و محافظه‌کاری شرطی ایفا می‌کند. این یافته بیانگر آن است که در محیط‌هایی که شفافیت اطلاعاتی پایین‌تر است و سرمایه‌گذاران و ذینفعان دسترسی محدودتری به اطلاعات دقیق درباره شرکت دارند، مدیران حساسیت بیشتری نسبت به اطلاعات بیرونی، به‌ویژه عملکرد شرکت‌های هم‌صنعت، پیدا می‌کنند و واکنش محافظه‌کارانه‌تری در گزارشگری مالی از خود نشان می‌دهند. در چنین شرایطی، مطابق با نظریه عدم تقارن اطلاعاتی (آکرف، ۱۹۷۰) و نظریه افشا (ورچیا، ۱۹۸۳)، اطلاعات ناقص و نابرابر میان مدیران و سرمایه‌گذاران، زمینه‌ساز وابستگی بیشتر به شاخص‌های غیرمستقیم، از جمله رفتار همتایان، می‌شود. همچنین، در چارچوب نظریه یادگیری اجتماعی، می‌توان گفت مدیران در شرایط ابهام اطلاعاتی بیشتر به

تقلید از تصمیمات همتایان روی می‌آورند تا ریسک تصمیم‌گیری کاهش یابد. در نتیجه، در حضور عدم تقارن اطلاعاتی بالا، اثرگذاری اطلاعات همتایان تشدید شده و محافظه‌کاری شرطی به‌عنوان یک ابزار احتیاطی در گزارشگری مالی تقویت می‌شود.

نتایج فرضیه چهارم نشان داد بر خلاف انتظار، توانایی مدیریت رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان و محافظه‌کاری شرطی را افزایش می‌دهد که با نتایج پژوهش فو و همکاران (۲۰۲۳) همخوانی دارد. دلایل احتمالی تقویت رابطه عملکرد ضعیف همتایان با محافظه‌کاری شرطی در شرکت‌هایی با توانایی مدیریتی بالا می‌تواند شامل موارد زیر باشد: اول، مدیران توانمند به دلیل دانش و تجربه بیشتر، بهتر قادر به تحلیل دقیق‌تر اطلاعات همتایان و پیامدهای آن برای شرکت خود هستند و بنابراین، در مواجهه با عملکرد ضعیف همتایان، با احتیاط و محافظه‌کاری بیشتری عمل می‌کنند تا ریسک‌های احتمالی را کاهش دهند. دوم، این مدیران ممکن است برای حفظ اعتبار حرفه‌ای و جلوگیری از آسیب به شهرت خود، نسبت به افشای به موقع اخبار بد حساس‌تر باشند و محافظه‌کاری بیشتری در گزارشگری اعمال کنند. سوم، مدیران با توانایی بالا معمولاً بیشتر به حفظ رابطه اعتماد با سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان اهمیت می‌دهند و گزارشگری محافظه‌کارانه را به عنوان ابزاری برای ارتقاء شفافیت و کاهش نگرانی‌های بازار می‌بینند. در نتیجه، برخلاف انتظار مبنی بر کاهش محافظه‌کاری با افزایش توانایی مدیریت، این مدیران به دلیل استراتژی‌های پیشگیرانه و مدیریت ریسک قوی‌تر، محافظه‌کاری شرطی را تشدید می‌کنند. با توجه به یافته‌های پژوهش، توصیه می‌شود مدیران و سیاست‌گذاران شرکت‌ها به نقش عملکرد همتایان در افزایش محافظه‌کاری شرطی توجه داشته باشند و با ارتقای شفافیت اطلاعات، شرایطی فراهم آورند که تحلیل و استفاده از اطلاعات همتا به‌درستی و در راستای تصمیم‌گیری‌های منطقی صورت گیرد. از آنجا که نتایج پژوهش نشان داد عدم تقارن اطلاعاتی رابطه بین عملکرد همتایان با محافظه‌کاری را تقویت می‌کند، پیشنهاد می‌شود نهادهای ناظر با تدوین و اجرای سیاست‌های مؤثر در زمینه افشای اطلاعات، زمینه کاهش عدم تقارن اطلاعاتی را فراهم کنند تا از اتکای بیش از حد مدیران و سرمایه‌گذاران به اطلاعات بیرونی کاسته شود. همچنین، با توجه به اهمیت توانایی مدیریتی در شکل‌گیری رفتار محافظه‌کارانه، ضروری است در فرآیندهای انتصاب و آموزش مدیران، بر تقویت مهارت‌های تحلیلی و توانمندی در ارزیابی دقیق اطلاعات محیطی تأکید شود. برای سرمایه‌گذاران نیز پیشنهاد می‌شود در کنار ارزیابی عملکرد داخلی شرکت، رفتار و موقعیت همتایان را نیز در نظر بگیرند، چراکه این عوامل می‌توانند سیگنال‌های ارزشمندی درباره سطح محافظه‌کاری و ریسک شرکت‌ها ارائه دهند و در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری مؤثر واقع شوند.

برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود به بررسی تأثیر شرایط کلان اقتصادی مانند رکود یا رونق اقتصادی، تأثیر انواع مالکیت شرکت‌ها شامل مالکیت نهادی، خانوادگی و دولتی و نقش کیفیت حسابرسی بر رابطه بین عملکرد ضعیف همتایان و محافظه‌کاری شرطی پرداخته شود. محدودیت‌های پژوهش حاضر شامل موارد زیر است: اول، به دلیل استفاده از روش غربالگری، نتایج قابل تعمیم به تمامی صنایع نیست؛ دوم، عوامل اقتصاد کلان مانند تورم، نرخ بهره و سیاست‌های پولی می‌توانند بر محافظه‌کاری شرطی و عملکرد شرکت‌ها تأثیر گذاشته و رابطه واقعی را مخفی کنند؛ و سوم، ویژگی‌های رفتاری مدیران و فرهنگ سازمانی که می‌توانند بر محافظه‌کاری شرطی و توانایی مدیریتی تأثیرگذار باشند، در نظر گرفته نشده‌اند.

۷- تقدیر، تشکر و ملاحظه‌های اخلاقی

نویسندگان این پژوهش از تمامی افرادی که به نحوی در این پژوهش مشارکت داشته و به ارتقاء کیفی آن کمک نمودند، تشکر و قدردانی می‌کنند.

فهرست منابع

- جودکی، محمد، خلیلی، یاسمن و رحمتی، لطافت (۱۴۰۲). بررسی اثر تعدیلگری شرکت‌های رهبر و جوان در صنعت بر رابطه عملکرد شرکت‌های هم‌تا با سرمایه‌گذاری شرکت بر مبنای نظریه‌های نقص اطلاعاتی و رقابت‌پذیری. پیشرفت‌های حسابداری، سال پانزدهم، شماره ۲، صص ۷۱-۱۰۴.
- حمیدیان، نرگس و فتاحی نافچی، حسن (۱۴۰۴). تأثیر شرکت‌های هم‌تا بر ارزش نهایی نگهداشت وجه نقد: نقش تعدیلی اندازه شرکت و رقابت بازار. پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال پانزدهم، شماره ۴، صص ۵۷-۷۸.
- خواجوی، شکراله، ویسی حصار، ثریا و غیوری مقدم، علی (۱۴۰۱). تأثیر توانایی مدیران بر محافظه‌کاری با تأکید بر نقش اندازه شرکت و اهرم مالی. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال بیست و نهم، شماره ۴، صص ۶۴۹-۶۲۸.
- صفرزاده، محمد حسین، ائتی عشری، حمیده و پناه علی پور، علیرضا (۱۴۰۳). آثار شرکت‌های هم‌تا بر تصمیمات افشای شرکتی. پژوهش‌های حسابداری مالی، سال شانزدهم، شماره ۵۹، صص ۸۶-۵۱.
- فتاحی نافچی، حسن و خواجه‌وند کاجی، میلاد (۱۳۹۷). تأثیر سن شرکت بر ارتباط بین حاکمیت شرکتی و ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، سال اول، شماره ۴، صص ۸۵-۷۲.
- کامیابی، یحیی و جوادی نیا، امیر. (۱۴۰۰). بررسی اثر تعدیل‌کننده توانایی مدیریت بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذاران و محافظه‌کاری حسابداری. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال بیست‌وهشتم، شماره ۱، صص ۱۰۲-۱۳۴.
- کردستانی، غلامرضا و جعفری سوق، سید آمنه (۱۴۰۱). عملکرد شرکت‌های هم‌تا و مدیریت سود: تأثیر فشار بازار سرمایه. قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری و حسابرسی، سال اول، شماره ۳، صص ۷۱-۹۹.
- کوشان، احد، فرشادشادباد، ابوالفضل، کمانی‌نژاد، مریم السادات و عبادی، محمدحسن. (۱۳۹۴). بررسی حساسیت سرمایه‌گذاری‌های شرکت نسبت به قیمت سهام شرکت‌های هم‌تا با تأکید بر نقش محتوای اطلاعاتی قیمت سهام و نسبت تمرکز بازار در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. دومین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری.
- نیکومرام، هاشم و محمدزاده سالطه، حیدر (۱۳۸۹). رابطه بین حاکمیت شرکتی و مدیریت سود. علوم مدیریت، سال چهارم، شماره ۱۵، صص ۲۱۰-۱۸۷.
- Akerlof, G.A. 1970. The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. The Quarterly Journal of Economics, 84(3): 488-500.
- Avery, C.N. J.A. Chevalier. 1999. Herding over the career. Economics Letters, 63(3): 327-333.
- Ball, R. L. Shivakumar. 2005. Earning quality in UK private firm: Comparative loss recognition timeliness. Journal of Accounting & Economics, 39(1): 83-138.
- Banerjee, A.V. 1992. A simple model of herd behavior. The Quarterly Journal of Economics, 107(3): 797-817.

- Bedard, J. S.M. Chtourou L. Courteau. 2004. The effect of audit committee expertise, independence, and activity on aggressive earnings management. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 23(2): 13–35.
- Bandura, A. R.H. Walters. 1977. *Social Learning Theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall, 1: 141–154.
- Bernard, D. D. Kaya J. Wertz. 2021. Entry and capital structure mimicking in concentrated markets: The role of incumbents' financial disclosures. *Journal of Accounting and Economics*, 71(2–3): 101379.
- Bikhchandani, S. D. Hirshleifer J. Welch. 1992. A theory of fads, fashion, custom, and cultural change as informational cascades. *Journal of Political Economy*, 100(5): 992–1026.
- Bird, A. A. Edwards G.R. Thomas. 2018. Taxes and peer effects. *The Accounting Review*, 93(5): 97–117.
- Bratten, B. J.L. Payne W.B. Thomas. 2016. Earnings management: Do firms play “follow the leader”? *Contemporary Accounting Research*, 33(2): 616–643.
- Cao, J. H. Liang X. Zhan. 2019. Peer effects of corporate social responsibility. *Management Science*, 65(12): 5487–5503.
- Chen, Y.W. K. Chan Y. Chang. 2019. Peer effects on corporate cash holdings. *International Review of Economics and Finance*, 6: 213–227.
- Cheyne, E. C.B. Levine. 2020. Public disclosures and information asymmetry: A theory of the mosaic. *The Accounting Review*, 95(1): 79–99.
- Demerjian, P.R. B. Lev M.F. Lewis S.E. McVay. 2013. Managerial ability and earnings quality. *The Accounting Review*, 88(2): 463–498.
- Fairhurst, D.J. Y. Nam. 2020. Corporate governance and financial peer effects. *Financial Management*, 49(1): 235–263.
- Fattahi, H. M. Khajevand. 2018. Age, corporate governance, and capital structure choices in companies admitted to Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Management Vision*, 1(4): 72–85. (In Persian)
- Fu, Z. Y. Ma S. Li L. Qiao. 2023. Peer performance and the asymmetric timeliness of earnings recognition. *International Review of Financial Analysis*, 85: 102427.
- Gleason, C.A. N.T. Jenkins W.B. Johnson. 2008. The contagion effects of accounting restatements. *The Accounting Review*, 83(1): 83–110.
- Grennan, J. 2019. Dividend payments as a response to peer influence. *Journal of Financial Economics*, 131(3): 549–570.
- Gyimah, D. M. Machokoto A. Sikochi. 2020. Peer influence on trade credit. *Journal of Corporate Finance*, 64: 101685.

- Haider, H. H. Shingh .N. Sultana. 2021. Managerial ability and accounting conservatism. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 17(1).
- Hamidian, N. H. Fattahi Nafchi. 2025. The Effect of Peer Firms on the Marginal Value of Cash Holdings: The Moderating Role of Firm Size and Market Competition. *Empirical Research in Accounting*, 15(4): 57–78.
- Hudson, Y. M. Yan .D. Zhang. 2020. Herd behavior & investor sentiment: Evidence from UK mutual funds. *International Review of Financial Analysis*, 71: 101494.
- Im, H.J. J. Shon. 2019. The effect of technological imitation on corporate innovation: Evidence from US patent data. *Research Policy*, 48(9): 103802.
- Jiang, H. M. Verardo. 2018. Does herding behavior reveal skill? An analysis of mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 73(5): 2229–2269.
- Joodaki, M. Y. Khalili J. Rahmati. 2023. Investigating the moderating effect of Leader and Young firms in industry on the relationship between Peer Firms and the Firm's Investment based on the theories of Information Deficit and Competitiveness. *Journal of Accounting Advances*, 15(2): 71–104. (In Persian)
- Kamyabi, Y. A. Javady Nia. 2021. Investigating the Effect of Moderating Managerial Ability on the Relationship between Investor Sentiment and Accounting Conservatism. *Accounting and Auditing Review*, 28(1): 102–134. (In Persian)
- Kaustia, M. V. Rantala. 2015. Social learning and corporate peer effects. *Journal of Financial Economics*, 117(3): 653–669.
- Khajavi, S. S. Weysihsar A. Ghayouri Moghaddam. 2022. Investigating the Impact of Managers' Ability on Conservatism with a Focus on the Size and Leverage of Firms. *Accounting and Auditing Review*, 29(4): 628–649. (In Persian)
- Khoo, J. A. Cheung. 2024. Firms' organization capital: Do peers matter? *International Review of Financial Analysis*, 96: 103619.
- Kordestani, G. S.A. Jafari Souq. 2022. Peer firms' performance and earnings management: The impact of capital market pressure. *Judgment and Decision Making in Accounting*, 1(3): 71–99. (In Persian)
- Larcker, D.F. S.A. Richardson J. Tuna R. Seary. 2007. Corporate governance, accounting outcomes, and organizational performance. *The Accounting Review*, 82(4): 963–1008.
- Leary, M.T. M.R. Roberts. 2014. Do peer firms affect corporate financial policy? *The Journal of Finance*, 69(1): 139–178.
- Lieberman, M.B. S.H. Asaba. 2006. Why do firms imitate each other? *Academy of Management Review*, 31(2): 366–385.
- Liu, Y. C. Padgett C. Yin. 2022. Internal information quality and financial policy peer effects. *International Review of Financial Analysis*, 84: 102357.

- Machokoto, M. .D. Gyimah .C.G. Ntim. 2021. Do peer firms influence innovation? The British Accounting Review, 53(5): 1–60.
- Nikoomaram, H. .H. Mohammadzadeh Salteh. 2010. The relationship between corporate governance and earnings management. Management Sciences, 4(15): 187–210. (In Persian)
- Qiang, X. 2007. The effects of contracting, litigation, regulation, and tax costs on conditional and unconditional conservatism: Cross-sectional evidence at the firm level. The Accounting Review, 82(3): 759–796.
- Ramalingegowda, S. .S. Utke .Y. Yu. 2021. Common institutional ownership and earnings management. Contemporary Accounting Research, 38(1): 208–241.
- Rind, A.A. .S. Akbar .S. Boubaker .S. Lajili-Jarjir .S. Mollah. 2022. The role of peer effects in corporate employee welfare policies. British Journal of Management, 33: 1609–1631.
- Roychowdhury, S. 2010. Discussion of: “Acquisition profitability and timely loss recognition” by J. Francis and X. Martin. Journal of Accounting and Economics, 49(1–2): 179–183.
- Safarzadeh, M.H. .H. Asnaashari .A. Panahalipour. 2024. Peer Effects in Corporate Disclosure Decisions. Financial Accounting Research, 16(1): 51–86. (In Persian)
- Scharfstein, D.S. J.C. Stein. 1990. Herd behavior and investment. The American Economic Review, 80(3): 465–479.
- Shroff, N. .R.S. Verdi .B.P. Yost. 2017. When does the peer information environment matter? Journal of Accounting and Economics, 64(2): 183–214.
- Su, Z. .L. Wang J. Liao .X. Cui. 2023. Peer effects in corporate advertisement expenditure: Evidence from China. Research in International Business and Finance, 64: 101808.
- Venkatesh, P.C. .R. Chiang. 1986. Information asymmetry and the dealer's bid-ask spread: A case study of earnings and dividend announcements. The Journal of Finance, 41(5): 1089–1102.
- Verrecchia, R.E. 1983. Discretionary disclosure. Journal of Accounting and Economics, 5: 179–194.
- Watts, R.L. 2003. Conservatism in accounting Part I: Explanations and implications. Accounting Horizons, 17(3): 207–221.
- Zhang, J. 2008. The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers. Journal of Accounting and Economics, 45(1): 27–54.

