

بررسی رابطه خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی کالا با اثر تعدیل گری دوره تصدی حسابرس در شرکت ها

سعید نمازی بایگی * ID

دانشجو دکتری حسابداری، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

محمدحسین ودیعی ID

دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

احمد علیزاده

کارشناس ارشد حسابداری، مدرس مدعو گروه حسابداری دانشگاه ملی مهارت خراسان رضوی آموزشکده ثامن الحجج (ع) مشهد

<https://doi.org/10.22067/tmj.2026.93685.1709>

نوع مقاله: پژوهشی

چکیده

ویژگی های شخصیتی مدیران ارشد می تواند پیامدهای معناداری برای تصمیمات عملیاتی شرکت ها به همراه داشته باشد، با این حال شواهد تجربی درباره آثار این ویژگی ها بر مدیریت موجودی و نقش سازوکارهای نظارتی همچنان محدود است. هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر خودشیفتگی مدیرعامل بر کمبود موجودی کالا و تحلیل نقش تعدیل گر دوره تصدی حسابرس در این رابطه، با تکیه بر دیدگاه های حسابداری رفتاری و حاکمیت شرکتی است. روش پژوهش مبتنی بر تحلیل داده های تابلویی ۱۴۰ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۲ است که در آن، خودشیفتگی مدیرعامل با استفاده از شاخص مبتنی بر اندازه امضای مدیران و کمبود موجودی کالا بر اساس باقی مانده های مدل فروش موجودی در سطح سال- صنعت اندازه گیری شده است. فرضیه ها با بهره گیری از رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته و پس از کنترل ناهمسانی واریانس آزمون شدند. یافته ها نشان می دهد که خودشیفتگی مدیرعامل تأثیر مثبت و معناداری بر کمبود موجودی کالا دارد که بیانگر نقش خوش بینی افراطی و ارزیابی غیرواقع گرایانه مدیران خودشیفته در تصمیمات مرتبط با سطح منابع عملیاتی است. افزون بر این، نتایج حاکی از آن است که دوره تصدی حسابرس این رابطه را به طور معناداری تقویت می کند؛ به گونه ای که با افزایش طول مدت همکاری حسابرس با شرکت، اثر منفی خودشیفتگی مدیرعامل بر مدیریت موجودی تشدید می شود. این یافته ها بیانگر آن است که تداوم رابطه حسابرسی می تواند اثربخشی نظارت بیرونی را تضعیف کرده و زمینه بروز پیامدهای عملیاتی ناشی از سوگیری های رفتاری مدیران را فراهم سازد. این پژوهش با ارائه شواهد تجربی از بازار سرمایه ایران، به ادبیات حسابداری رفتاری و حاکمیت شرکتی در حوزه مدیریت عملیات کمک می کند.

کلیدواژه: خودشیفتگی مدیران، کمبود موجودی، دوره تصدی حسابرس

* نویسنده مسئول: mhvadeei@um.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۳/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۲۱

صفحات: ۱-۲۶

مقدمه

افراد اغلب در ارزیابی ویژگی‌های شخصیتی خود، به‌ویژه اهمیت، توانمندی و تأثیرگذاری‌شان، دچار بزرگ‌نمایی می‌شوند و تصویری تحریف‌شده از خود ارائه می‌دهند. این تمایل می‌تواند ناشی از گرایش خودشیفتارانه باشد که طی آن، فرد به شکلی ناهشیار یا حتی ناخودآگاه، خود را شایسته‌تر، باهوش‌تر و تأثیرگذارتر از دیگران تصور می‌کند. یکی از دلایل پایداری این ویژگی و مقاومت آن در برابر اصلاح، این است که افراد موفقیت‌ها را به ویژگی‌های درونی مانند نبوغ یا بصیرت خود نسبت می‌دهند، اما شکست‌ها را حاصل عوامل بیرونی نظیر بی‌عدالتی یا شرایط نامساعد می‌دانند. چنین الگوی اسنادی، زمینه‌ساز شکل‌گیری و تقویت خودشیفتگی است.

مطالعات نشان می‌دهد که مشاغلی که مستلزم قدرت و نفوذ اجتماعی هستند، مانند مدیریت، بستر مساعدی برای بروز و رشد خودشیفتگی فراهم می‌کنند. به‌ویژه در سطوح بالای سازمانی، برخی مدیران دچار این باور می‌شوند که دیدگاه و تصمیماتشان برتر از دیگران است و کمتر نیاز به مشورت یا بازخورد دارند ([Aabo; Hanousek; Pantzalis, & Park, 2023](#)). چنین مدیرانی اغلب تصمیماتی اتخاذ می‌کنند که نه بر اساس داده‌های عینی، بلکه متأثر از تصویر اغراق‌آمیزشان از خود است؛ تصمیماتی که ممکن است با ریسک بالا همراه باشند و پیامدهای جدی برای سازمان داشته باشند.

در این زمینه، خودشیفتگی نوعی ویژگی شخصیتی است که با خودبزرگ‌بینی، نیاز به تحسین مداوم، و عدم حساسیت به دیدگاه دیگران همراه است. در محیط‌های سازمانی، این ویژگی می‌تواند موجب ارزیابی غیرواقع‌گرایانه از مزیت‌های رقابتی، توانایی‌های داخلی شرکت و آینده‌نگری شود ([Bascle & Jung, 2023](#)). مدیران خودشیفته معمولاً خود را در نقش نجات‌دهنده سازمان تصور می‌کنند و به توانایی خود در غلبه بر موانع اطمینان افراطی دارند ([Benischke; Martin, & Glaser, 2019](#)).

با توجه به آنکه تصمیم‌گیری‌ها تحت تأثیر عوامل روان‌شناختی مختلف قرار دارند، ویژگی خودشیفتگی می‌تواند روند تصمیم‌سازی را دچار انحراف کند. در روان‌شناسی اجتماعی، این ویژگی به گونه‌ای با «اثر بهتر از میانگین» هم‌پوشانی دارد؛ پدیده‌ای که در آن افراد تمایل دارند خود را برتر از دیگران بدانند.

در نبود خودآگاهی و تعادل شناختی، مدیران خودشیفته ممکن است به تصمیم‌گیری‌هایی تن دهند که بیش از آنکه مبتنی بر منطق و شواهد باشد، بر غرور شخصی استوار است. این امر می‌تواند منجر به سرمایه‌گذاری‌های پرریسک، طرح‌های پرهزینه یا اقدامات شتاب‌زده شود؛ زیرا چنین مدیرانی اغلب نسبت به پیامدهای منفی احتمالی، نگرش بی‌توجه و خوش‌بینانه دارند.

در سطح تحلیلی، خودشیفتگی مدیریتی به‌عنوان یک سوگیری شخصیتی شناخته می‌شود که طی آن، مدیران تمایل دارند تصمیمات خود را بدون مشورت، بدون تردید و با اعتماد به برتری شخصی خود اتخاذ کنند (Buyl, Boone, & Wade, 2019). این ویژگی می‌تواند به اتخاذ ریسک‌های بالاتر، تخصیص منابع بیشتر به پروژه‌های جاه‌طلبانه و حتی بی‌توجهی به هشدارهای کارشناسان منجر شود (Cragun; Olsen, & Wright, 2020).

از جمله پیامدهای عملی خودشیفتگی در مدیریت، می‌توان به اختلال در تصمیمات مرتبط با موجودی کالا اشاره کرد. برای مثال، مدیران خودشیفته ممکن است به دلیل اعتماد بیش از حد به تشخیص خود و نادیده‌گرفتن نظرات کارشناسی، زمان‌بندی سفارش‌ها یا برآورد تقاضا را به‌درستی انجام ندهند. این موضوع می‌تواند منجر به کمبود موجودی، از دست رفتن فرصت‌های فروش و تضعیف عملکرد زنجیره تأمین شود.

موجودی کالا یکی از عوامل کلیدی در مدیریت عملیات شرکت‌های تولیدی به‌شمار می‌آید. از زمانی که سیستم تولید بهنگام (JIT) توسط شرکت تویوتا (TPS) معرفی و رواج یافت، مشخص شد که حفظ حداقل سطح موجودی، گزینه‌ای مطلوب در مدیریت تولید است (DesJardine; Shi, & Sun, 2022). در این چارچوب، کمبود موجودی به‌عنوان یکی از شاخص‌های مهم عملکرد عملیاتی مطرح می‌شود. این مسئله بخشی جدایی‌ناپذیر از تولید ناب به‌شمار می‌آید؛ رویکردی که در آن هدف اصلی، حذف ضایعات و ناکارآمدی‌های سیستم تولید است (Gupta; Nadkarni, & Mariam, 2019).

با این حال، به حداقل رساندن موجودی و منابع از طریق تولید ناب، می‌تواند پیامدهای منفی برای عملیات داشته باشد. میزان منابع موجود ممکن است توانایی شرکت‌ها را در سازگاری با محیط‌های پرتلاطم افزایش دهد. این منابع به شرکت‌ها امکان می‌دهند تا در مواجهه با خطرات، به‌سرعت واکنش نشان دهند. به‌عنوان نمونه، هریسون و همکاران (۲۰۲۰) نشان دادند که شرکت‌هایی با سطح بالایی از منابع عملیاتی، توانایی بیشتری در پاسخ به مخاطرات محیطی دارند. همچنین، هاوارد و فیتزا (۲۰۱۷) استدلال کردند که اندازه منابع، عاملی حیاتی برای بقا شرکت‌ها در شرایط عدم قطعیت شدید است.

در این پژوهش، دوره تصدی حسابرسان به‌عنوان عاملی تعدیل‌گر در رابطه بین خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی کالا مورد بررسی قرار گرفته است. دوره تصدی حسابرسان به مدت‌زمان همکاری یک حسابرسان با یک شرکت اشاره دارد. این متغیر می‌تواند نقشی دوگانه در فرآیند نظارتی ایفا کند و در نتیجه، بر کیفیت حسابرسانی و رفتار مدیران اثرگذار باشد.

ویژگی شخصیتی خودشیفتگی در مدیران، با تمایل به اغراق در توانایی‌ها، نادیده گرفتن نظرات مخالف و تصمیم‌گیری‌های پرریسک شناخته می‌شود. چنین مدیرانی ممکن است به دلیل اعتماد بیش از حد به قضاوت خود، تصمیماتی اتخاذ کنند که با واقعیات عملیاتی سازمان هماهنگ نباشد؛ از جمله در حوزه مدیریت موجودی، که منجر به کمبود یا اختلال در تأمین کالا می‌شود (Kraft, 2022).

در این میان، دوره تصدی حسابرِس می‌تواند به عنوان یک عامل مهم نظارتی بر شدت یا ضعف این رابطه تأثیر بگذارد. از یک سو، تصدی طولانی مدت ممکن است به آشنایی بیشتر حسابرِس با فرایندهای شرکت، شناخت بهتر ریسک‌ها و افزایش کیفیت حسابرِسی بینجامد؛ که در چنین شرایطی، احتمال تعدیل اثرات منفی ناشی از خودشیفتگی مدیران بیشتر خواهد بود. از سوی دیگر، برخی پژوهش‌ها هشدار داده‌اند که تداوم بیش از حد رابطه حسابرِسی می‌تواند به کاهش استقلال حسابرِس، ایجاد روابط شخصی با مدیریت و در نتیجه، کاهش اثر نظارتی بیانجامد (Kurzahls; Graf-Vlachy, & König, 2020).

لی (۲۰۲۰) نیز بیان می‌کند که تأثیر حسابرِسی بر رفتار مدیران، تابعی از نحوه تعامل اطلاعاتی میان مدیران و حسابرسان و سطح پاسخ‌گویی مدیران نسبت به نظارت بیرونی است. در این چارچوب، دوره تصدی حسابرِس می‌تواند هم به عنوان ابزاری برای کنترل بهتر رفتار مدیران خودشیفته عمل کند، و هم در صورت افراط، به عاملی برای تضعیف نظارت مؤثر تبدیل شود.

در این مطالعه، فرض بر آن است که دوره تصدی حسابرِس می‌تواند نقش تعدیل‌گر بر رابطه بین خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی کالا ایفا کند. به این معنا که در شرایطی که حسابرِس برای مدت مناسبی با شرکت همکاری کرده باشد و همچنان استقلال حرفه‌ای خود را حفظ کرده باشد، توانایی او در پیشگیری از تصمیمات پرریسک مدیران و کنترل پیامدهای ناشی از خودشیفتگی بیشتر خواهد بود. در مقابل، تصدی بسیار کوتاه یا بیش از حد طولانی ممکن است این اثر تعدیلی را تضعیف کند.

در مطالعات موجود، به‌ویژه در بازار بورس اوراق بهادار تهران، رابطه هم‌زمان ویژگی‌های شخصیتی مدیران، به‌ویژه خودشیفتگی، و مشکلات عملیاتی مانند کمبود موجودی کالا کمتر مورد بررسی قرار گرفته است. بیشتر تحقیقات به‌طور جداگانه به تحلیل این عوامل پرداخته‌اند و به تعامل میان آن‌ها در کنار نقش حسابرِس در تعدیل این روابط، توجه کافی نشده است. همچنین، تأثیر دوره تصدی حسابرِس در کاهش مشکلات عملیاتی و بهبود فرآیندهای مدیریتی، به‌ویژه در شرکت‌های بورسی ایران، کمتر مورد مطالعه قرار گرفته است. این خلاء پژوهشی موجب می‌شود که درک جامع‌تری از تعامل میان ویژگی‌های شخصیتی مدیران و تأثیر حسابرِس در بهبود عملکرد شرکت‌ها حاصل نشود. نوآوری این تحقیق در آن

است که با پر کردن این خلاء پژوهشی، به تحلیل هم‌زمان خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی کالا در شرکت‌های بورسی ایران پرداخته و نقش تعدیل‌گری دوره تصدی حسابرس را در این رابطه مورد بررسی قرار می‌دهد. این تحقیق به‌طور جامع، علاوه بر تحلیل تأثیر ویژگی‌های شخصیتی مدیران بر عملکرد عملیاتی، به بررسی چگونگی تأثیر حسابرس به‌عنوان یک عامل خارجی در بهبود یا تعدیل این فرآیندها می‌پردازد. این رویکرد نوآورانه به‌ویژه در بازار سرمایه ایران که تاکنون تحقیقات محدودی در این زمینه صورت گرفته است، ارزش افزوده‌ای قابل توجه ایجاد می‌کند و می‌تواند راهکارهای جدیدی برای بهبود فرآیندهای مدیریتی و عملیاتی در شرکت‌های بورسی ایران ارائه دهد.

مبانی نظری پژوهش

خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی

موجودی کالا نقشی کلیدی و حیاتی در مدیریت عملیات ایفا می‌کند. از گذشته تا امروز، تعیین سطح بهینه موجودی همواره یکی از تصمیمات حساس، چالش‌برانگیز و تعیین‌کننده در عملکرد عملیاتی شرکت‌ها بوده است. در دنیای رقابتی امروز، کمبود موجودی کالا، برخلاف گذشته که صرفاً به‌عنوان یک ضعف عملیاتی تلقی می‌شد، در برخی موارد می‌تواند نشانگر تلاش برای دستیابی به بهره‌وری بیشتر و کاهش هزینه‌های نگهداری باشد (Oehmichen; Firk; Wolff, & Maybuechen, 2021). با این حال، در بسیاری از موارد، کمبود موجودی به دلیل تصمیمات مدیریتی نادرست رخ می‌دهد که از عوامل رفتاری و شخصیتی مدیران ریشه می‌گیرد.

یکی از این ویژگی‌های رفتاری، خودشیفتگی مدیران است. مدیران خودشیفته معمولاً دیدی اغراق‌آمیز نسبت به توانایی‌ها و قضاوت‌های خود دارند و بر این باورند که کنترل و هدایت شرایط سازمانی در هر موقعیتی برای آن‌ها ممکن است. این نگرش، به‌ویژه در حوزه عملیات و برنامه‌ریزی تولید، می‌تواند منجر به تصمیمات غیرواقع‌گرایانه شود. برای مثال، چنین مدیرانی ممکن است تصور کنند که فرآیندهای فعلی تولید آن‌قدر کارآمد هستند که نیازی به نگهداری سطح بالایی از موجودی نیست و شرکت می‌تواند به‌راحتی با تغییرات تقاضا یا اختلالات زنجیره تأمین سازگار شود (Miller & Xu, 2020).

این نوع خوش‌بینی اغراق‌آمیز باعث می‌شود که تصمیم‌گیری درباره کاهش منابع عملیاتی - از جمله موجودی کالا، قطعات یدکی و حتی ظرفیت تجهیزات - بر پایه واقعیت‌های محیطی و تحلیلی صورت نگیرد، بلکه بیشتر بر اساس اعتماد بیش‌ازحد مدیر به توانایی‌های خود در مدیریت بحران‌ها و پیش‌بینی

آینده باشد. در نتیجه، شرکت ممکن است با کمبود موجودی مواجه شود؛ مسئله‌ای که می‌تواند به تأخیر در تحویل سفارش‌ها، کاهش رضایت مشتریان و از دست رفتن فرصت‌های بازار منجر شود. در نهایت، خودشیفتگی مدیریتی نه تنها می‌تواند منجر به نادیده گرفتن تهدیدهای محیطی و کاهش آمادگی سازمان در برابر نوسانات بازار شود، بلکه ریسک‌پذیری افراطی این مدیران نیز می‌تواند سازمان را نسبت به اختلالات زنجیره تأمین و بی‌ثباتی‌های عملیاتی آسیب‌پذیرتر کند. بنابراین، درک تأثیر این ویژگی شخصیتی بر تصمیمات مرتبط با مدیریت موجودی، برای تحلیل علل بروز کمبود موجودی در سطح سازمانی ضروری است. بر اساس پژوهش (Li; Yang; Wang, & Tang, 2025) می‌توان گفت خودشیفتگی مدیران می‌تواند بر رفتار استراتژیک میانه‌مدیران تأثیرگذار باشد. این تأثیر ممکن است باعث تصمیم‌گیری‌های نادرست، مانند کاهش سطح موجودی کالا، به دلیل اعتماد بیش‌ازحد به توانایی‌های مدیریتی و دیدگاه خوش‌بینانه مدیران نسبت به شرایط عملیاتی شود. این یافته نشان‌دهنده ارتباط مستقیم ویژگی‌های شخصیتی مدیران با تصمیمات عملیاتی در شرکت‌ها است که می‌تواند در مواردی منجر به مشکلاتی مانند کمبود موجودی گردد.

همچنین، پژوهش (Aabo; Kirch, & Thomsen, 2024; Miller & Xu, 2020) نشان می‌دهند که مدیران خودشیفته در شرایط عدم قطعیت، ممکن است به تصمیمات پرریسک‌تر و غیرواقع‌گرایانه‌ای دست بزنند که در نتیجه آن، مشکلات عملیاتی مانند کمبود موجودی ممکن است افزایش یابد. این دیدگاه مثبت و اغراق‌شده مدیران به توانایی‌های خود، به‌ویژه در مواقع بحرانی، می‌تواند منجر به عدم پیش‌بینی درست نیازهای عملیاتی و کاهش سطح موجودی شود.

فرضیه اول: بین خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی کالا رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

دوره تصدی حسابرس، خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی

موجودی کالا یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های عملیات در شرکت‌های تولیدی و بازرگانی محسوب می‌شود. مدیریت کارآمد موجودی کالا نقش کلیدی در حفظ توازن بین پاسخ‌گویی به تقاضا و اجتناب از هزینه‌های مازاد دارد. با این حال، تصمیم‌گیری در این زمینه تحت تأثیر عوامل رفتاری مدیران قرار می‌گیرد؛ از جمله ویژگی شخصیتی خودشیفتگی که می‌تواند بر کیفیت این تصمیمات اثرگذار باشد. مدیران خودشیفته اغلب دیدی اغراق‌آمیز نسبت به توانایی‌های خود در کنترل شرایط و پیش‌بینی آینده دارند. آنان ممکن است بر این باور باشند که قادرند بدون اتکا به داده‌های دقیق و تحلیل‌های عینی، تصمیمات بهینه‌ای اتخاذ کنند. در حوزه مدیریت موجودی، این طرز فکر می‌تواند منجر به برآورد نادرست

از میزان تقاضا یا انعطاف‌پذیری عملیاتی شرکت شود. به‌طور مشخص، چنین مدیرانی ممکن است سطح موجودی را به‌طور غیرواقعیانه‌ای کاهش دهند یا سیاست‌های تأمینی ضعیفی اتخاذ کنند که احتمال بروز کمبود موجودی را افزایش می‌دهد ([Parker, Krause, & Devers, 2019](#)).

در این میان، نقش نظارتی حسابرسان مستقل اهمیت ویژه‌ای می‌یابد؛ به‌ویژه دوره تصدی حسابرس که می‌تواند میزان اثربخشی این نظارت را تحت تأثیر قرار دهد. از یک‌سو، دوره تصدی طولانی‌تر ممکن است به شناخت دقیق‌تر حسابرس از ویژگی‌های رفتاری و عملکرد مالی شرکت منجر شود و امکان شناسایی رفتارهای پرریسک یا انحرافی مدیران را افزایش دهد. از سوی دیگر، تداوم رابطه بین حسابرس و شرکت ممکن است موجب کاهش استقلال حسابرس شده و اثر نظارتی او را تضعیف کند ([Reyes et al., 2020](#)).

بنابراین، دوره تصدی حسابرس می‌تواند نقش تعدیل‌گر در رابطه بین خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی ایفا کند. در مواردی که حسابرس شناخت عمیق‌تری از شرکت دارد و همچنان استقلال حرفه‌ای خود را حفظ کرده است، احتمال مداخله به‌موقع در سیاست‌های ناکارآمد مدیریت موجودی افزایش می‌یابد. در مقابل، در شرایطی که حسابرس پس از مدت طولانی دچار نوعی همسویی بیش از حد با مدیریت شده باشد، اثر منفی خودشیفتگی مدیران بر موجودی، احتمالاً تشدید می‌شود.

در واقع می‌توان گفت نقش نظارتی حسابرسان مستقل اهمیت ویژه‌ای می‌یابد؛ به‌ویژه دوره تصدی حسابرس که می‌تواند میزان اثربخشی این نظارت را تحت تأثیر قرار دهد. از یک‌سو، دوره تصدی طولانی‌تر ممکن است به شناخت دقیق‌تر حسابرس از ویژگی‌های رفتاری و عملکرد مالی شرکت منجر شود و امکان شناسایی رفتارهای پرریسک یا انحرافی مدیران را افزایش دهد ([Reyes et al., 2020](#)). همچنین دوره‌های طولانی‌تر تصدی حسابرس ممکن است موجب کاهش استقلال او شده و از تأثیر نظارتی آن بکاهد.

از سوی دیگر، تداوم رابطه بین حسابرس و شرکت ممکن است موجب کاهش استقلال حسابرس شده و اثر نظارتی او را تضعیف کند. در واقع می‌توان گفت کاهش استقلال حسابرس در طول دوره‌های طولانی‌مدت می‌تواند به‌طور غیرمستقیم منجر به ضعف در نظارت بر فرآیندهای مدیریت موجودی و همچنین افزایش ریسک‌های عملیاتی مانند کمبود موجودی شود ([Nobil et al., 2024](#)). بنابراین، دوره تصدی حسابرس می‌تواند نقش تعدیل‌گر در رابطه بین خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی ایفا کند. در مواردی که حسابرس شناخت عمیق‌تری از شرکت دارد و همچنان استقلال حرفه‌ای خود را حفظ کرده

است، احتمال مداخله به موقع در سیاست‌های ناکارآمد مدیریت موجودی افزایش می‌یابد. در مقابل، در شرایطی که حسابرِس پس از مدت طولانی دچار نوعی همسویی بیش از حد با مدیریت شده باشد، اثر منفی خودشیفتگی مدیران بر موجودی، احتمالاً تشدید می‌شود.

فرضیه دوم: دوره تصدی حسابرِس رابطه بین خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی را تعدیل می‌کند.

پیشینه پژوهش

پیشینه خارجی

مطالعات متعددی به بررسی تأثیر ویژگی‌های رفتاری مدیران، به‌ویژه خودشیفتگی مدیران، بر عملکرد شرکت‌ها پرداخته‌اند. به عنوان نمونه، یزدیفر (۲۰۲۲) در پژوهشی، اثر خودشیفتگی مدیران را بر عملکرد شرکت‌های تولیدی در ایالات متحده بررسی کردند. آن‌ها بیش اطمینانی را بر اساس شاخص‌های مبتنی بر اختیار معامله تعریف کردند و از کمبود موجودی به عنوان شاخص عملکرد عملیاتی بهره گرفتند. نتایج نشان داد که خودشیفتگی مدیران به‌طور معناداری موجب افزایش کمبود موجودی می‌شود؛ به عبارتی، مدیر ارشد عملیات با خودشیفتگی تمایل دارد سطح موجودی را کاهش دهد، که این امر به افزایش کمبود موجودی منجر می‌شود. همچنین، در شرایط طولانی شدن دوره تصدی حسابرِس، اثر منفی بیش اطمینانی تشدید می‌گردد و تمایل به کاهش سطح موجودی بیشتر می‌شود. در نتیجه، دوره تصدی حسابرِس به عنوان یک عامل تعدیل‌گر، رابطه بین خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی را تقویت می‌کند.

در پژوهشی دیگر، استینبرگ و همکاران (۲۰۲۱) با بررسی داده‌های شرکت‌های چینی طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰، دریافتند که در شرکت‌هایی با مدیران خودشیفته، تأمین مالی داخلی می‌تواند در جبران کمبود سرمایه برای فرصت‌های سرمایه‌گذاری مفید باشد؛ اما همزمان، احتمال بروز سرمایه‌گذاری بیش از حد نیز افزایش می‌یابد.

ژانگ و لی (۲۰۱۶) نیز در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین خودشیفتگی و مدیریت موجودی پرداختند. یافته‌های آنان نشان داد که خودشیفتگی مدیران ممکن است منجر به کاهش دقت تصمیم‌گیری و افزایش هزینه‌های مرتبط با موجودی شود. بر این اساس، پژوهشگران پیشنهاد کردند که با آموزش مناسب و استفاده از معیارهای نسبی عملکرد، می‌توان از خوش‌بینی افراطی کارکنان نسبت به آینده کاست. همچنین، عدم اطمینان محیطی به عنوان عاملی مؤثر در تشدید خودشیفتگی مدیران مورد تأکید قرار گرفت.

در همین والس و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی اثر خودشیفتگی مدیران و دوره تصدی حسابرسان بر رفتار سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد در شرکت‌های چینی پرداختند. نتایج نشان داد که خودشیفتگی مدیرعامل با افزایش سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد همبستگی مثبت دارد. با این حال، شدت دوره تصدی حسابرسان می‌تواند از طریق کاهش سطح اعتماد به نفس مدیرعامل، این اثر را محدود کند.

سیدو و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای دیگر، تأثیر خودشیفتگی مدیران را بر مدیریت موجودی در زنجیره تأمین متشکل از یک عرضه‌کننده و یک خرده‌فروش بررسی کردند. آن‌ها سه استراتژی مختلف برای مدیریت موجودی (توسط خرده‌فروش، توسط فروشنده، و تصمیم‌گیری متمرکز) را مورد تحلیل قرار دادند و نشان دادند که خودشیفتگی مدیران رابطه‌ای مستقیم با موجودی مدیریت‌شده توسط خرده‌فروش دارد و در مقابل، با موجودی مدیریت‌شده توسط فروشنده و تصمیم‌گیری متمرکز رابطه‌ای معکوس دارد.

پیشینه داخلی

حسن‌زاده کوچو و مهدی‌نیا اسبویی (۲۰۲۲) در پژوهشی به بررسی تأثیر خودشیفتگی مدیران بر ارزش شرکت‌ها پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که خودشیفتگی مدیران تأثیر منفی و معناداری بر ارزش شرکت‌ها دارد. حضور افراد خودشیفته در سازمان موجب حاکمیت روابط سلطه‌گرانه و رفتارهای آسیب‌زا می‌شود و از آنجا که تصمیم‌گیری‌ها در چنین محیط‌هایی اغلب مبتنی بر هیجانات است، عملکرد و کارایی سازمان دچار اختلال می‌گردد. همچنین، با توجه به نقش مدیران در تهیه گزارش‌های مالی، احتمال ارائه اطلاعات نادرست در صورت‌های مالی افزایش یافته و این امر می‌تواند به کاهش اعتبار و ارزش شرکت منجر شود.

سلیمانی امیری و همکاران (۲۰۲۲) نیز در پژوهشی به بررسی تأثیر خودشیفتگی مدیران بر حق‌الزحمه حسابرسان پرداختند. این مطالعه با تأکید بر تأثیر ویژگی‌های شخصیتی، از جمله ساختار مغز و هورمون‌ها، نشان داد که رفتارهای افراد تا حد زیادی متأثر از ویژگی‌های شخصیتی آنهاست. نتایج تحلیل‌های آماری این پژوهش حاکی از آن است که خودشیفتگی مدیران تأثیر مثبت و معناداری بر میزان حق‌الزحمه حسابرسان دارد.

مرادی و تحقیقی حاج‌قربانی (۲۰۲۱) به بررسی رابطه جریان نقد عملیاتی و مخارج تحقیق و توسعه با تمرکز بر نقش شایستگی مدیران پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که جریان نقد عملیاتی و پاداش نقدی تأثیر مثبت و معناداری بر مخارج تحقیق و توسعه شرکت‌ها دارند، در حالی که پاداش غیرنقدی تأثیر معناداری بر این مخارج ندارد. همچنین، این پژوهش نشان داد که پاداش نقدی نقش تعدیل‌کننده منفی بر رابطه بین جریان نقد عملیاتی و مخارج تحقیق و توسعه ایفا می‌کند.

مشایخ و همکاران (۲۰۲۰) در تحقیقی به بررسی تأثیر خودشیفتگی مدیران بر افشای اختیاری اطلاعات شرکت‌ها پرداختند. یافته‌ها بیانگر آن است که مدیران خودشیفته ممکن است اطلاعات ارسالی به منظور جلب نظر سرمایه‌گذاران، به‌ویژه درباره پروژه‌های در حال اجرا و با چشم‌انداز مثبت، را به صورت آگاهانه تحریف کنند. این رفتار موجب می‌شود که این مدیران با بهره‌گیری از روش‌های مختلف، میزان افشای اختیاری اطلاعات به سهامداران و سرمایه‌گذاران را کاهش دهند.

خواجه‌وی و رحمانی (۲۰۱۸) نیز به بررسی تأثیر خودشیفتگی مدیران بر ریسک سقوط قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که شاخص‌های هورمون تستوسترون مدیران و میزان پاداش نقدی اختصاص یافته به آنها، تأثیر مثبت و معناداری بر نوسانات مثبت قیمت سهام (معیار ریسک سقوط) دارند و به طور همزمان تأثیر منفی و معناداری بر مدت زمان سقوط قیمت سهام (معیار دیگر ریسک سقوط) از خود نشان می‌دهند.

نمازی و همکاران (۲۰۱۷) رابطه بین خودشیفتگی مدیران و استراتژی‌های تجاری شرکت‌ها را مورد مطالعه قرار دادند. یافته‌های آماری نشان داد که میانگین خودشیفتگی مدیران در شرکت‌هایی با استراتژی‌های تجاری مختلف، شامل استراتژی تدافعی، تحلیلی و تهاجمی، تفاوت معناداری وجود دارد؛ به گونه‌ای که بیشترین تأثیر خودشیفتگی بر استراتژی تدافعی و کمترین تأثیر آن بر استراتژی تحلیلی مشاهده شد.

روش شناسی پژوهش

جامعه مورد مطالعه

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۲ می‌باشد. به منظور افزایش دقت و قابلیت مقایسه پژوهش، شرکت‌های مورد بررسی از لحاظ بازه زمانی و ماهیت فعالیت باید همگن باشند. از این رو، نمونه آماری به روش غربالگری و حذف سیستماتیک انتخاب خواهد شد. فرآیند انتخاب نمونه بر اساس محدودیت‌های زیر انجام می‌پذیرد:

۱. سال مالی شرکت‌ها باید منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
۲. شرکت‌ها نباید در طی دوره زمانی مورد نظر سال مالی خود را تغییر داده باشند.
۳. اطلاعات مالی مورد نیاز برای انجام پژوهش باید در دوره زمانی مشخص شده به طور کامل در دسترس باشد.
۴. شرکت‌ها نباید جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها یا واسطه‌گری‌های مالی باشند.

۵. هر صنعت باید حداقل پنج شرکت در نمونه مورد بررسی داشته باشد (این محدودیت جهت سنجش مخارج سرمایه‌ای و کمبود موجودی در قالب سال-صنعت لحاظ شده است). پس از اعمال محدودیت‌های مذکور، تعداد ۱۴۰ شرکت به عنوان نمونه آماری پژوهش انتخاب شدند.

جدول (۱): نحوه انتخاب شرکت‌های مورد مطالعه

تعداد	شرایط
۴۳۳	تعداد کل شرکت‌های بورسی طی دوره پژوهش
(۸۳)	شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن‌ها اسفند نیست.
(۱۵)	شرکت‌هایی که سال مالی خود را در دوره پژوهش تغییر داده‌اند.
(۱۱۶)	شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و واسطه‌گری مالی
(۶۱)	شرکت‌های فاقد اطلاعات کامل
(۱۸)	صنایع دارای کمتر از ۵ شرکت در نمونه
۱۴۰	جامعه مورد مطالعه

روش‌شناسی

در دسته‌بندی پژوهش از نظر هدف، این مطالعه را می‌توان در گروه پژوهش‌های کاربردی قرار داد، چرا که نتایج آن قابلیت استفاده مستقیم توسط سرمایه‌گذاران، مدیران و محققان را دارد. از سوی دیگر، این پژوهش را می‌توان در گروه پژوهش‌های هنجاری نیز دسته‌بندی کرد، چرا که به توصیف شرایط موجود بر اساس شواهد و داده‌های به‌دست‌آمده از صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی همراه آن می‌پردازد. از نظر زمان انجام، این پژوهش طولی است، چرا که برای یک بازه زمانی ۸ ساله (از سال ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۲) انجام شده است. همچنین، از نظر فرآیند اجرا، این مطالعه کمی است، زیرا در آن از متغیرهای قابل اندازه‌گیری به صورت عددی استفاده می‌شود و معمولاً پژوهش‌های کمی شامل فرضیه‌هایی برای آزمون و تحلیل داده‌ها هستند.

مدل و فرایند اجرای پژوهش

در پژوهش حاضر برای آزمون فرضیه اول همانند پژوهش نا و همکاران (۲۰۲۰)، از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned}
 IL_{it} &= \beta_0 + \beta_1 narcissm_{it} \\
 &+ \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 CFO_{it} + \beta_6 SGAR_{it} + \beta_7 PPER_{it} \\
 &+ \varepsilon_{it} \quad (1)
 \end{aligned}$$

همچنین، برای آزمون فرضیه دوم همانند پژوهش نا و همکاران (۲۰۲۰)، از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود:

$$IL_{it} = \beta_0 + \beta_1 narcissm_{it} + \beta_2 Audit\ Turner_{it} + \beta_3 narcissm_{it} \times Audit\ Turner_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 CFO_{it} + \beta_8 SGAR_{it} + \beta_9 PPER_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

متغیرهای پژوهش

متغیر مستقل

خودشیفتگی مدیران عامل^۱: یکی از معیارهای سنجش خودشیفتگی مدیران، اندازه امضای آن‌ها است. اندازه امضاها از صفحه اول صورت‌های مالی که در آن اعضای هیئت‌مدیره با امضای خود این صورت‌ها را تأیید می‌کنند، استخراج شد. برای هر امضا، مستطیلی در اطراف آن ترسیم شد تا ابعاد نهایی مشخص شود. سپس با استفاده از نرم‌افزار *ImageJ* مساحت امضا اندازه‌گیری و در نرم‌افزار *Excel* وارد شد. مساحت‌ها به چهار چارک تقسیم شدند و بر اساس سه گروه کوچک (چارک اول)، متوسط (چارک دوم و سوم) و بزرگ (چارک چهارم) کدگذاری شدند.

- امضای کوچک: کد ۱
- امضای متوسط: کد ۲
- امضای بزرگ: کد ۳

برای هر سال مالی، تعداد اعضای امضاکننده در هر چارک در کد مربوطه ضرب و سپس این اعداد با یکدیگر جمع شدند. بدین ترتیب، امتیاز کلی امضا برای هر سال مالی محاسبه شد و با تقسیم آن بر تعداد اعضای امضاکننده، اندازه امضای هیئت‌مدیره در آن سال مشخص شد.

متغیر وابسته

متغیر وابسته این پژوهش، کمبود موجودی است که برای سنجش آن به پیروی از نا و همکاران (۲۰۲۰) از مدل رگرسیونی ذیل (در سطح سال- صنایع مورد بررسی) استفاده شده است.

$$LN(IN_{it-1}) = \beta_0 + \beta_1 LN(S_{it}) + \epsilon_{it}$$

$LN(IN_{it-1})$ = لگاریتم طبیعی میزان موجودی کالای شرکت i در پایان سال مالی $t-1$

¹ Narcissm

$$LN(S_{it}) = \text{لگاریتم طبیعی میزان فروش شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t$$

در رابطه فوق، منفی بودن باقی‌مانده‌های رگرسیونی نشانگر کمبود بالای موجودی است. به بیان دیگر، باقی‌مانده‌های رگرسیونی فوق، معیار معکوس کمبود موجودی است. از این رو، در پژوهش حاضر، باقی‌مانده‌های رگرسیونی حاصل از مدل رگرسیونی فوق در سطح سال-صنایع مختلف بورسی، در عدد منفی یک ضرب شده است تا معیار مستقیم کمبود موجودی حاصل شود.

متغیر تعدیل‌گر

متغیر تعداد سال‌های حسابرسی به طور مداوم را نشان می‌دهد.

متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترلی مورد استفاده در این پژوهش به عنوان سایر عوامل مؤثر بر کمبود موجودی شامل موارد ذیل است:

اهرم مالی:

این متغیر به شرح ذیل مورد محاسبه قرار گرفته است:

$$LEV_{it} = \frac{TL_{it}}{TA_{it}}$$

$$LEV_{it} = \text{اهرم مالی شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t$$

$$TL_{it} = \text{کل بدهی‌های شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t$$

$$TA_{it} = \text{کل دارایی‌های شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t.$$

اندازه شرکت:

نحوه سنجش این متغیر به شرح ذیل است:

$$SIZE_{it} = \ln(S_{it})$$

$$SIZE_{it} = \text{اندازه شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t$$

$$\ln(S_{it}) = \text{لگاریتم طبیعی میزان فروش شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t.$$

سودآوری شرکت:

نحوه اندازه‌گیری این متغیر به شرح ذیل است:

$$ROA_{it} = \frac{EBIT_{it}}{TA_{it}}$$

$$ROA_{it} = \text{سودآوری شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t$$

$$EBIT_{it} = \text{سود قبل از بهره و مالیات شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t$$

$$TA_{it} = \text{کل دارایی‌های شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t.$$

نسبت وجوه نقد عملیاتی:

به منظور سنجش این معیار، از نسبت جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی بر کل دارایی‌های شرکت به شرح ذیل استفاده گردید:

$$CFOR_{it} = \frac{CFO_{it}}{TA_{it}}$$

$$CFOR_{it} = \text{نسبت وجوه نقد عملیاتی شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t$$

$$CFO_{it} = \text{جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t$$

نسبت هزینه‌های عملیاتی:

به منظور محاسبه این شاخص، از نسبت هزینه‌های عملیاتی بر کل دارایی‌های شرکت به صورت ذیل استفاده گردید:

$$SGAR_{it} = \frac{SGA_{it}}{TA_{it}}$$

$$SGAR_{it} = \text{نسبت هزینه‌های عملیاتی شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t$$

$$SGA_{it} = \text{هزینه‌های عملیاتی شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t$$

نسبت دارایی‌های ثابت:

به منظور اندازه‌گیری این متغیر، از نسبت دارایی‌های ثابت بر کل دارایی‌های شرکت به شرح ذیل استفاده گردید:

$$PPER_{it} = \frac{PPE_{it}}{TA_{it}}$$

$$PPER_{it} = \text{نسبت دارایی‌های ثابت (اموال، تجهیزات و ماشین‌آلات) شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t$$

$$PPE_{it} = \text{دارایی‌های ثابت (اموال، تجهیزات و ماشین‌آلات) شرکت } i \text{ در پایان سال مالی } t$$

یافته‌های پژوهش

تحلیل داده‌های پژوهش - بررسی پایایی متغیرهای پژوهش

در پژوهش حاضر، به منظور بررسی مانایی متغیرهای پژوهش، از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو استفاده شده است. بر اساس این آزمون، چنانچه معناداری آماره آزمون کمتر از ۰.۰۵ باشد، متغیرها در طول دوره پژوهش پایا هستند. به عبارت دیگر، میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس

متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه، استفاده از این متغیرها در مدل، منجر به بروز رگرسیون کاذب نخواهد شد. نتیجه این آزمون در جدول زیر ارائه شده است.

جدول (۲): آزمون لوین، لین و چو

متغیرهای پژوهش	نماد	آماره t	سطح معناداری
کمبود موجودی	IL	-۳۴/۵۶	۰/۰۰۰۰
خودشیفتگی مدیران عامل	<i>narcissm</i>	-۹/۹۶۴	۰/۰۰۰۰
دوره تصدی حسابرس	Audit Turner	-۱۰/۲۸۱	۰/۰۰۰۰
اهرم مالی	LEV	-۱۰/۳۹۶	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	-۱۰/۶۱	۰/۰۰۰۰
سودآوری شرکت	ROA	-۹۷/۳۲	۰/۰۰۰۰
نسبت وجوه نقد عملیاتی	CFO	-۱۷/۱۹	۰/۰۰۰۰
نسبت هزینه‌های عملیاتی	SGAR	-۳۴/۵۶	۰/۰۰۰۰
نسبت دارایی‌های ثابت	PPER	-۹/۹۶۴	۰/۰۰۰۰

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در مورد همه متغیرهای پژوهش، سطح معناداری آماره لوین، لین و چو کوچک‌تر از ۰/۰۵ است که نشان می‌دهد، متغیرها مانا هستند.

تحلیل داده‌های پژوهش - بررسی آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش، شامل شاخص‌های مرکزی و پراکندگی، در جدول (۳) ارائه شده است. میانگین به‌عنوان اصلی‌ترین و مهم‌ترین شاخص مرکزی شناخته می‌شود که نمایانگر نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است، در حالی که میانه نقطه‌ای است که نمونه را به دو قسمت مساوی تقسیم می‌کند؛ به عبارت دیگر، ۵۰ درصد مشاهدات کمتر از میانه و ۵۰ درصد مشاهدات بیشتر از آن قرار دارند.

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، براساس نتایج آمار توصیفی، میانگین موجودی کالا برابر با ۰/۰۴۷- و میانه آن ۰/۰۳۹- است که نشان‌دهنده آن است که در بیشتر شرکت‌های مورد بررسی، سطح موجودی در حالت مطلوب قرار ندارد و با کمبود نسبی مواجه بوده‌اند. این وضعیت می‌تواند ناشی از تصمیمات مدیریتی باشد که به‌درستی منابع را برای پاسخ به نوسانات بازار تخصیص نداده‌اند. همچنین مقدار بالای انحراف معیار (۰/۶۳۹) و دامنه وسیع بین حداقل و حداکثر (از ۱/۶۴۱- تا ۱/۴۸۹) نشان از پراکندگی زیاد داده‌ها دارد که بیانگر تفاوت محسوس عملکرد شرکت‌ها در حوزه مدیریت موجودی است.

در مورد متغیر خودشیفتگی مدیران عامل، میانگین برابر با ۱/۸۳۵ و میانه ۲ گزارش شده که نشان می‌دهد سطح خودشیفتگی در بین مدیران مورد بررسی، در محدوده‌ای نزدیک به میانه طیف قرار دارد. این متغیر

بین مقادیر ۱ تا ۳ تغییر کرده و با انحراف معیار ۰/۵۲۵ می توان گفت پراکندگی در سطح قابل قبولی قرار دارد. این یافته نشان می دهد که بخش قابل توجهی از مدیران دارای ویژگی های خودشیفتگی متوسط تا نسبتاً بالا هستند که می تواند بر تصمیمات استراتژیک آن ها، از جمله در زمینه مدیریت منابع عملیاتی مانند موجودی کالا، تأثیرگذار باشد.

در نهایت، دوره تصدی حسابرس به عنوان متغیر تعدیل گر، دارای میانگین ۱/۹۹۸ و میانه ۲ است که نشان می دهد اغلب شرکت ها از حسابرسانی با سابقه نسبتاً کوتاه مدت (تقریباً دو سال) استفاده کرده اند. با این حال، دامنه تغییرات این متغیر از ۱ تا ۵ و انحراف معیار ۱/۱۸۱ نشان دهنده آن است که در بین شرکت ها تفاوت زیادی در مدت زمان همکاری با حسابرسان وجود دارد. این تنوع می تواند بر کیفیت نظارت مالی تأثیر گذاشته و نقش تعدیل گرانه مهمی در رابطه بین خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی ایفا کند.

جدول (۳): شاخص های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

متغیرهای پژوهش	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل	نمره	انحراف معیار
کمبود موجودی	IL	۰/۰۴۷	-۰/۰۳۹	۱/۴۸۹	-۱/۶۴۱	۰/۶۳۹
خودشیفتگی مدیران عامل	<i>narcissm</i>	۱/۸۳۵	۲/۰۰۰	۳/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۵۲۵
دوره تصدی حسابرس	Audit Turner	۱/۹۹۸	۲/۰۰۰	۵/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۱۸۱
اهرم مالی	LEV	۰/۵۰۶	۰/۶۵۲	۰/۷۳۱	۰/۰۴۱	۰/۲۲۹
اندازه شرکت	SIZE	۱۴/۵۳۶	۱۳/۴۵	۱۹/۵۶۶	۹/۰۶۹	۱/۵۷۲
سودآوری شرکت	ROA	۰/۱۳۹	۰/۱۰۹	۰/۶۵۴	-۰/۳۷۳	۰/۱۴۴
نسبت وجوه نقد عملیاتی	CFO	۰/۰۹۵	۰/۰۸۵	۰/۵۵۲	-۰/۳۹۹	۰/۱۲۲
نسبت هزینه های عملیاتی	SGAR	۰/۰۳۹	۰/۰۵۰	۰/۳۷۱	۰/۰۰۱	۰/۰۴۸
نسبت دارایی های ثابت	PPER	۰/۲۴۸	۰/۱۹۱	۰/۸۰۱	۰/۰۰۰۵	۰/۱۸۵

آزمون فرضیه های پژوهش

قبل از آزمون فرضیه ها، برای تعیین روش به کارگیری داده های ترکیبی و تجمیعی، باید از آزمون چاو (F) لیمر (استفاده شود. در صورتی که نتایج این آزمون مبنی بر به کارگیری داده ها به صورت ترکیبی (پانل) باشد، می بایست با استفاده از آزمون هاسمن، مدل مناسب را برای تخمین مدل پژوهش انتخاب کرد. به طور

خاص، از یکی از مدل‌های اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده می‌شود. نتایج آزمون چاو در جدول زیر آمده است.

جدول (۴): نتایج آزمون چاو و هاسمن

فرضیه	فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
اول	استفاده از مدل داده‌های تجمیعی	۱۲/۳۳۸	۰/۰۰۰	فرض صفر رد نمی‌شود
دوم	استفاده از مدل داده‌های تجمیعی	68/914	۰/۰۰۰	فرض صفر رد نمی‌شود
فرضیه	فرض صفر	آماره کای اسکوتر	سطح معناداری	نتیجه
اول	استفاده از مدل اثرات تصادفی	۱۶/۵۹۶	۰/۰۱۴۵	فرض صفر رد نمی‌شود
دوم	استفاده از مدل اثرات تصادفی	۱۶/۴۲۴	۰/۰۳۹	فرض صفر رد نمی‌شود

مطابق آنچه در جدول شماره (۴) مشاهده می‌شود، نتایج آزمون چاو نشان می‌دهد که در هر دو فرضیه اول و دوم، احتمال به‌دست‌آمده برای آماره F کمتر از ۵ درصد است. بنابراین، برای آزمون این مدل، داده‌ها باید به صورت تابلویی (پانل) مورد استفاده قرار گیرند. همچنین، در هر دو فرضیه اول و دوم، سطح معناداری آزمون هاسمن کمتر از ۰.۰۵ است؛ از این‌رو، برای برآورد ضرایب مدل موردنظر، باید از مدل اثرات ثابت استفاده شود.

آزمون ناهمسانی واریانس

ناهمسانی واریانس به این معناست که در تخمین مدل رگرسیون، مقادیر جملات خطا دارای واریانس‌های نابرابر هستند. برای بررسی عدم وجود ناهمسانی واریانس، معمولاً از آزمون وایت استفاده می‌شود. فرض صفر در این آزمون عدم وجود ناهمسانی واریانس است، در حالی که فرض مقابل آزمون مذکور وجود ناهمسانی واریانس می‌باشد. بنابراین، اگر سطح معناداری در این آزمون بزرگ‌تر از ۰.۰۵ باشد، با سطح اطمینان ۹۵٪ می‌توان ادعا کرد که ناهمسانی واریانس وجود ندارد. نتایج آزمون وایت در جدول شماره زیر آمده است.

جدول شماره (۵): نتایج آزمون وایت

تعداد مشاهدات * آماره کای اسکوتر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه
۱۲۹/۴۲۵	۴/۰۳۳	۰/۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس

وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۰۰	۶/۵۳۶	۲۰۱/۶۶۱
-----------------------	-------	-------	---------

لازم به ذکر است که سطح معناداری آماره آزمون وایت (۰/۰۰۰) بوده و کمتر از سطح خطای مورد پذیرش است. بنابراین، نتایج آزمون وایت نشان می‌دهد که ناهمسانی واریانس در مدل وجود دارد. بر این اساس، در فرضیه‌های اول و دوم از رگرسیون پس از رفع ناهمسانی واریانس، یعنی رگرسیون حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) استفاده می‌شود، که در آن اثرات ناهمسانی واریانس از بین می‌رود.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه اول

برای بررسی معناداری مدل از آماره فیشر (F) استفاده شد که مقدار احتمال معناداری آن ۰/۰۰۰ بود، بنابراین مدل معنادار است. همچنین، آماره t برای خودشیفتگی مدیران عامل (Narcissm) برابر با ۶/۵۲۱ است و سطح معناداری آن ۰/۰۰۰ می‌باشد که نشان می‌دهد رابطه بین کمبود موجودی کالا و خودشیفتگی مدیران عامل مثبت و معنادار است. ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۶۶ درصد بوده و نشان‌دهنده توضیح ۶۶ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل است. مقدار آماره دوربین-واتسون ۱/۸۴۵ است که نشان‌دهنده عدم خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها می‌باشد. همچنین، شاخص عامل تورم واریانس (VIF) برای تمام متغیرها کمتر از ۱۰ بوده و وجود همخطی مشکلی برای مدل ایجاد نمی‌کند.

جدول (۶): نتایج آزمون فرضیه اول

$IL_{it} = \beta_0 + \beta_1 narcissm_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 CFO_{it} + \beta_6 SGAR_{it} + \beta_7 PPER_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$					
نماد	متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری	VIF
C	مقدار ثابت	۱/۰۷۱	۴/۰۱۵	۰/۰۰۰۰	—
<i>narcissm</i>	خودشیفتگی مدیران عامل	۰/۱۲۱	۶/۵۲۱	۰.000	۱/۵۱۰
LEV	اهرم مالی	۰/۹۴۹	۱/۵۵۸	0.1192	۲/۰۵۴
SIZE	اندازه شرکت	۰/۱۵۹	۰/۸۴۸	۰/۳۹۶	۱/۴۳۱
ROA	سودآوری شرکت	-۰/۰۳۰	-۲/۰۳۸	۰/۰۳۱	۲/۲۳۳
CFO	نسبت وجوه نقد عملیاتی	۰/۰۱۱	۲/۵۰۱	۰/۰۳۴۹	۱/۷۲۹
SGAR	نسبت هزینه‌های عملیاتی	-۰/۰۰۸	-۲/۹۸۲	۰/۰۰۱۱	۱/۱۱۴
PPER	نسبت دارایی‌های ثابت	۰/۰۲۰	۲/۸۸۰	۰/۰۰۱	۱/۱۳۵
ضریب تعیین		۰/۷۶۴	آماره فیشر		۲۰/۳۴۹
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۶۶۲	سطح معناداری آماره فیشر		۰/۰۰۰

متغیر وابسته	IL	آماره دورین-واتسون	۱/۸۴۵
--------------	----	--------------------	-------

نتایج آزمون فرضیه دوم

نتایج آزمون مدل رگرسیونی فرضیه دوم نشان می‌دهد که مقدار احتمال معناداری آماره فیشر ۰/۰۰۰ است که کمتر از ۵ درصد بوده و بنابراین مدل معنادار است. آماره t برای متغیر تعدیلگر (دوره تصدی حسابرس $\times$ خودشیفتگی مدیران عامل) برابر با ۲/۴۲۵ است که مثبت بوده و نشان می‌دهد دوره تصدی حسابرس تأثیر مثبتی بر رابطه بین کمبود موجودی کالا و خودشیفتگی مدیران عامل دارد. همچنین، سطح معناداری آن ۰/۰۱۵ است که کمتر از ۵ درصد می‌باشد و نشان می‌دهد اثر متغیر تعدیلگر بر این رابطه معنادار است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که دوره تصدی حسابرس در سطح اطمینان ۹۵ درصد منجر به تقویت رابطه مثبت بین خودشیفتگی مدیران عامل و کمبود موجودی کالا می‌شود و در نتیجه فرضیه دوم رد نمی‌شود.

جدول (۷): نتایج آزمون فرضیه دوم

$IL_{it} = \beta_0 + \beta_1 narciss_{it} + \beta_2 HHI_{it} + \beta_3 MO_{it} \times HHI_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 CFO_{it} + \beta_8 SGAR_{it} + \beta_9 PPER_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$					
نماد	متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری	VIF
C	مقدار ثابت	-۱/۰۰۶۶	-۳/۳۳۸	۰/۰۰۰	—
<i>narcissm</i>	خودشیفتگی مدیران عامل	۱/۲۶۰	۲/۴۱۸	۰/۰۱۱	۱/۴۲۰
Audit Turner	دوره تصدی حسابرس	-۲/۴۵۲	-۶/۵۸۰	۰/۰۰۰	۱/۱۰۶
<i>narcissm</i> *Audit Turner	دوره تصدی حسابرس * خودشیفتگی مدیران عامل	۲/۲۹۹	۲/۴۲۵	۰/۰۱۵	۱/۴۷۸
LEV	اهرم مالی	۰/۰۱۷	۱/۰۵۲	۰/۴۰۵	۱/۰۷۳
SIZE	اندازه شرکت	۰/۰۶۳	-۱/۲۴	۰/۶۳۳	۱/۱۳۳
ROA	سودآوری شرکت	۰/۲۰۵	۲/۳۴	۰/۰۰۰	۱/۱۹۱
CFO	نسبت وجوه نقد عملیاتی	-۲/۸۸۸	-۴/۳۳۹	۰/۰۰۰	۱/۰۰۴
SGAR	نسبت هزینه‌های عملیاتی	۰/۰۰۵	۴/۸۴۰	۰/۰۰۰	۱/۰۱۸
PPER	نسبت دارایی‌های ثابت	-۰/۰۵۳	-۳/۱۲۷	۰/۰۰۰	۱/۴۲۰
ضریب تعیین		۰/۷۴۳۸	آماره فیشر		۳۰/۰۴۹
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۶۳۹۰	سطح معناداری آماره فیشر		۰/۰۰۰۰
متغیر وابسته		IL	آماره دورین-واتسون		۱/۸۵۲

دیگر نکته قابل توجه در جدول، ضریب تعیین تعدیل شده مدل است که حدود ۶۴ درصد می‌باشد، به این معنا که ۶۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است. همچنین،

مقدار آماره دوربین-واتسون ۱/۸۵۲ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد و این نشان‌دهنده عدم خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها است. علاوه بر این، برای بررسی تأثیر ارتباط خطی بین متغیرهای مستقل بر نتایج پژوهش، شاخص عامل تورم واریانس (VIF) محاسبه شد. مقدار VIF برای تمامی متغیرها کمتر از ۱۰ به دست آمد، بنابراین وجود همخطی مشکلی برای نتیجه‌گیری بر اساس مدل ایجاد نمی‌کند.

آزمون‌های اضافی

به منظور بررسی پایداری نتایج و کاهش اثر مشاهدات پرت، در این پژوهش از آزمون رباست (رگرسیون مقاوم) استفاده شده است. در صورتی که نتایج این آزمون از نظر علامت و معناداری ضرایب با نتایج مدل اصلی سازگار باشد، می‌توان از استحکام و اعتبار یافته‌های پژوهش اطمینان بیشتری حاصل کرد.

جدول (۸): نتایج آزمون رگرسیون رباست

Robust Regression			Robust Regression		
مدل ۲			مدل ۱		
	ضریب	سطح معناداری		ضریب	سطح معناداری
خودشیفتگی مدیران عامل	۰/۱۰۸	۰/۰۰۳	خودشیفتگی مدیران عامل	۰/۱۰۸	۰/۰۰۳
دوره تصدی حسابرس	-	-	دوره تصدی حسابرس	-	-
دوره تصدی حسابرس *	-	-	دوره تصدی حسابرس *	-	-
خودشیفتگی مدیران عامل	۰/۰۲۲	۲/۰۴۳	خودشیفتگی مدیران عامل	۰/۰۲۲	۲/۰۴۳
اهرم مالی	۰/۸۱۲	۰/۱۴۲	اهرم مالی	۰/۸۱۲	۰/۱۴۲
اندازه شرکت	۰/۱۳۴	۰/۴۱۸	اندازه شرکت	۰/۱۳۴	۰/۴۱۸
سودآوری شرکت	-۰/۰۲۷	۰/۰۳۸	سودآوری شرکت	-۰/۰۲۷	۰/۰۳۸
نسبت وجوه نقد عملیاتی	۰/۰۰۹	۰/۰۴۱	نسبت وجوه نقد عملیاتی	۰/۰۰۹	۰/۰۴۱
نسبت هزینه‌های عملیاتی	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۴	نسبت هزینه‌های عملیاتی	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۴
نسبت دارایی‌های ثابت	۰/۰۱۷	۰/۰۰۶	نسبت دارایی‌های ثابت	۰/۰۱۷	۰/۰۰۶
مقدار ثابت	۰/۹۸۴	۰/۰۰۲	مقدار ثابت	۰/۹۸۴	۰/۰۰۲
ضریب تعیین (R^2)	۰/۷۱۸	۰/۷۰۶	ضریب تعیین (R^2)	۰/۷۱۸	۰/۷۰۶
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۲۸	۰/۶۱۴	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۲۸	۰/۶۱۴
آماره دوربین-واتسون	۱/۸۲۱	۱/۸۳۴	آماره دوربین-واتسون	۱/۸۲۱	۱/۸۳۴

نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که آزمون رگرسیون رباست به طور کامل یافته‌های مدل اصلی پژوهش را تأیید می‌کند و بیانگر استحکام بالای نتایج است. در مدل ۱، ضریب متغیر خودشیفتگی مدیران عامل برابر با ۰/۱۰۸ و معنادار در سطح ۰/۰۰۳ است که وجود رابطه مثبت و معنادار بین خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی کالا را حتی پس از کنترل اثر داده‌های پرت تأیید می‌کند. این هم‌راستایی با نتایج آزمون اصلی نشان می‌دهد که فرضیه اول پژوهش پایدار بوده و به مشاهدات حدی وابسته نیست.

در مدل ۲ نیز اثر خودشیفتگی مدیران عامل با ضریب ۱.۱۸۴ و سطح معناداری ۰.۰۱۸ حفظ شده و متغیر تعاملی دوره تصدی حسابرس $\times$ خودشیفتگی مدیران عامل با ضریب ۲.۰۴۳ و سطح معناداری ۰.۰۲۲ همچنان مثبت و معنادار است. این نتیجه مؤید نقش تعدیل‌گر تقویتی دوره تصدی حسابرس بوده و فرضیه دوم پژوهش را در چارچوب رگرسیون رباست تأیید می‌کند.

همچنین، مقادیر ضریب تعیین در هر دو مدل (۰.۷۱۸ و ۰.۷۰۶) و آماره دوربین واتسون (به ترتیب ۱۸۲۱ و ۱۸۳۴) نشان می‌دهد که مدل‌ها از برازش مناسب برخوردار بوده و نتایج نسبت به مسائل آماری حساس نیستند. در مجموع، اجرای آزمون رگرسیون رباست به‌عنوان یک آزمون اضافی، موجب افزایش اعتبار درونی و اطمینان از استحکام کلی مدل پژوهش شده است.

بحث و نتیجه

نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش نشان داد که خودشیفتگی مدیرعامل تأثیر مثبت و معناداری بر کمبود موجودی کالا در شرکت‌های تولیدی دارد. این یافته حاکی از آن است که مدیرانی با ویژگی‌های شخصیتی خودشیفته، به دلیل اعتماد بیش‌ازحد به توانایی‌ها و قضاوت‌های فردی خود، ممکن است شرایط محیطی و ریسک‌های عملیاتی را دست‌کم بگیرند. در چنین شرایطی، این مدیران تصور می‌کنند که از برتری قابل‌ملاحظه‌ای در فرآیندهای تولید نسبت به رقبای برخوردارند و شرکت تحت مدیریت آن‌ها قادر است به راحتی با نوسانات تقاضا یا تحولات بازار تطبیق یابد. این نگرش خوش‌بینانه ممکن است منجر به کاهش آگاهانه سطح موجودی کالا یا منابع عملیاتی شود، چرا که مدیر خودشیفته توان پیش‌بینی و کنترل کامل شرایط را برای خود قائل است. در نتیجه، تصمیم‌گیری‌های حاصل از این طرز فکر، می‌تواند ریسک بروز کمبود موجودی را در شرایط واقعی بازار افزایش دهد. این یافته با نتایج مطالعات پیشین همچون نا و همکاران (۲۰۲۰) و آنسرانی و همکاران (۲۰۱۶) هم‌راستا است.

همچنین، نتایج آزمون فرضیه دوم نشان داد که دوره تصدی حسابرس رابطه میان خودشیفتگی مدیرعامل و کمبود موجودی کالا را تقویت می‌کند. به بیان دیگر، هر چه حسابرس مدت زمان بیشتری با شرکت همکاری داشته باشد، اثر خودشیفتگی مدیران بر کاهش سطح موجودی و بروز کمبود آن شدیدتر می‌شود. این نتیجه را می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که در دوره‌های تصدی بلندمدت، ممکن است استقلال و عینیت حسابرس نسبت به مدیریت کاهش یافته و نظارت مؤثر بر تصمیمات مدیریتی، به‌ویژه در حوزه‌های حساس عملیاتی مانند موجودی کالا، تضعیف شود. در چنین شرایطی، مدیران خودشیفته با احساس امنیت و عدم وجود نظارت کافی، آزادی بیشتری برای پیاده‌سازی تصمیمات پرریسک و خوش‌بینانه خود دارند. تداوم رابطه میان حسابرس و شرکت، اگر بدون سازوکارهای کنترل مؤثر باشد،

می‌تواند به نوعی هم‌راستایی منفعلانه منجر شده و زمینه‌ساز تشدید رفتارهای خودمحورانه در سطح مدیریت شود.

در مجموع، یافته‌های این پژوهش بر اهمیت ترکیبی دو عامل ساختاری و رفتاری در عملکرد شرکت‌ها تأکید دارد. از یک سو، ویژگی‌های روان‌شناختی مدیران مانند خودشیفتگی می‌توانند تصمیمات کلیدی عملیاتی را تحت تأثیر قرار دهند، و از سوی دیگر، متغیرهای حاکمیتی مانند مدت تصدی حسابرس، در نقش یک تعدیل‌گر می‌تواند شدت و جهت این تأثیرات را تقویت یا تضعیف نمایند. این نتایج نشان‌دهنده ضرورت توجه همزمان به ویژگی‌های شخصیتی مدیران و کیفیت سازوکارهای نظارتی در تحلیل عملکرد شرکت‌هاست.

پیشنهادهای

با توجه به یافته‌های این پژوهش، پیشنهاد می‌شود که شرکت‌ها بر تقویت خودآگاهی مدیران و بهبود مهارت‌های تصمیم‌گیری آن‌ها تمرکز کنند، چرا که ویژگی‌های شخصیتی مانند خودشیفتگی می‌تواند تأثیر زیادی بر فرآیندهای عملیاتی، به ویژه در مدیریت موجودی کالا، داشته باشد. این امر می‌تواند از طریق برنامه‌های آموزشی و کارگاه‌های روان‌شناختی برای مدیران محقق شود. همچنین، به منظور تقویت نظارت بر تصمیمات مدیریتی، لازم است که دوره تصدی حسابرس در شرکت‌ها به‌طور دوره‌ای تجدید شود یا از سیستم‌های نظارتی داخلی همچون کمیته‌های حسابرسی استفاده گردد تا استقلال حسابرس حفظ شود و نظارت مؤثرتر انجام گیرد. علاوه بر این، ایجاد سازوکارهای نظارتی دقیق و شفاف، به‌ویژه در فرآیندهای حساس مانند مدیریت موجودی کالا، می‌تواند به شناسایی ریسک‌ها و جلوگیری از مشکلات عملیاتی کمک کند. در نهایت، افزایش تعاملات میان حسابرس و مدیران و ارزیابی مداوم استراتژی‌های مدیریتی در شرکت‌ها می‌تواند به جلوگیری از هم‌راستایی منفعلانه و کاهش ریسک‌های ناشی از تصمیمات مدیران خودشیفته منجر شود.

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آینده

بر اساس یافته‌های این پژوهش، در پژوهش‌های آتی می‌توان به بررسی تأثیر سایر ویژگی‌های شخصیتی مدیران، مانند اعتماد به نفس و ریسک‌پذیری، بر فرآیندهای مدیریتی و مشکلات عملیاتی مانند کمبود موجودی کالا پرداخته شود. این ویژگی‌ها ممکن است به شکلی متفاوت از خودشیفتگی بر تصمیمات مدیریتی تأثیر بگذارند و به‌ویژه در شرایط بحرانی، نقش مهمی در بهینه‌سازی فرآیندهای اجرایی ایفا کنند. علاوه بر این، پیشنهاد می‌شود که پژوهش‌های آتی به تحلیل عمیق‌تر اثرات دوره تصدی حسابرس در بازارهای مختلف پرداخته و نحوه تأثیر این دوره بر استقلال حسابرس و کیفیت نظارت را در صنایع

گوناگون مورد بررسی قرار دهند. به‌ویژه می‌توان تأثیر دوره‌های طولانی مدت تصدی حسابرس بر کارایی نظارت در شرکت‌های بزرگ و کوچک و تفاوت‌های آن‌ها را تحلیل کرد. همچنین، تحقیقات آینده می‌توانند به بررسی استراتژی‌های مدیریتی در شرکت‌هایی با ویژگی‌های خاص، همچون شرکت‌های خانوادگی یا دولتی، پردازند و تأثیرات ویژگی‌های شخصیتی مدیران بر تصمیمات در این نوع شرکت‌ها را ارزیابی کنند. این تحقیق می‌تواند به‌عنوان مبنای مطالعات بیشتر در زمینه ارتباط بین ویژگی‌های روان‌شناختی مدیران، حسابرسی و مشکلات عملیاتی در محیط‌های مختلف استفاده شود.

محدودیت‌های پژوهش

در فرایند انجام این پژوهش با عنوان «بررسی رابطه خودشیفتگی مدیران و کمبود موجودی کالا با اثر تعدیل‌گری دوره تصدی حسابرس در شرکت‌های بورسی»، محدودیت‌هایی وجود داشت که می‌تواند بر اعتبار و تعمیم نتایج اثرگذار باشد. نخست، به دلیل فقدان اطلاعات کامل در خصوص میزان کمبود موجودی کالا برای برخی شرکت‌ها، و همچنین نبود داده‌های دقیق درباره متغیرهای مرتبط با دوره تصدی حسابرس، ناگزیر بخشی از جامعه آماری حذف شد و در نتیجه، اندازه نمونه نهایی کاهش یافت. دوم، داده‌های استفاده‌شده در این تحقیق عمدتاً از صورت‌های مالی حسابرسی‌شده شرکت‌ها استخراج شده‌اند، اما این داده‌ها متغیرهای کلان اقتصادی همچون تورم، نرخ ارز یا نوسانات اقتصادی کلان را لحاظ نکرده‌اند. در صورت تعدیل این عوامل، امکان داشت نتایج پژوهش با یافته‌های کنونی تفاوت داشته باشد. از این رو، توصیه می‌شود که در مطالعات آتی، این متغیرها نیز در مدل‌های تحلیلی مورد توجه قرار گیرند تا تفسیر دقیق‌تری از روابط میان متغیرهای مورد بررسی حاصل شود.

منابع

- Aabo, T.; Hanousek, J.; Pantzalis, C., & Park, J. C. (2023). CEO personality traits and corporate value implication of acquisitions, *Journal of Empirical Finance*, 73, 86–106. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2023.05.006>
- Aabo, T.; Kirch, T. R., & Thomsen, K. H. S. (2024). Give me uncertainty, and I will shine: CEO narcissism and corporate performance, *Global Finance Journal*, 62, 100991. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2024.100991>
- Appels, M. (2023). CEO sociopolitical activism as a signal of authentic leadership to prospective employees, *Journal of Management*, 49(8), 2727–2765. <https://doi.org/10.1177/01492063221110207>
- Bascle, G.; & Jung, J. (2023). Caught in an expectations trap: risks of giving securities analysts what they expect, *Organization Science*, 34(1), 176–196. <https://doi.org/10.1287/orsc.2021.1569>
- Benischke, M. H.; Martin, G. P., & Glaser, L. (2019). CEO equity risk bearing and strategic risk taking: the moderating effect of CEO personality, *Strategic Management Journal*, 40(1), 153–177. <https://doi.org/10.1002/smj.2974>
- Buyl, T.; Boone, C., & Wade, J. B. (2019). CEO narcissism, risk-taking, and resilience: an empirical analysis in US commercial banks, *Journal of Management*, 45(4), 1372–1400. <https://doi.org/10.1177/0149206317699521>
- Cragun, O. R.; Olsen, K. J., & Wright, P. M. (2020). Making CEO narcissism research great: a review and meta-analysis of CEO narcissism, *Journal of Management*, 46(6), 908–936. <https://doi.org/10.1177/0149206319892678>
- DesJardine, M. R.; Shi, W., & Sun, Z. (2022). Different horizons: the effects of hedge fund activism versus corporate shareholder activism on strategic actions, *Journal of Management*, 48(7), 1858–1887. <https://doi.org/10.1177/01492063211022831>
- Garcia-Blandon, J.; & Argilés-Bosch, J. M. (2013). Audit firm tenure and qualified opinions: new evidence from Spain, *Revista de Contabilidad-Spanish Accounting Review*, 16(2), 118–125. <https://doi.org/10.1016/j.rcsar.2013.02.001>
- Gupta, A.; Nadkarni, S., & Mariam, M. (2019). Dispositional sources of managerial discretion: CEO ideology, CEO personality, and firm strategies, *Administrative Science Quarterly*, 64(4), 855–893. <https://doi.org/10.1177/0001839218793128>
- Harrison, J. S.; Thurgood, G. R.; Boivie, S., & Pfarrer, M. D. (2020). Perception is reality: how CEOs' observed personality influences market perceptions of firm risk and shareholder returns, *Academy of Management Journal*, 63(4), 1166–1195. <https://doi.org/10.5465/amj.2018.0626>
- Hassanzadeh Kochoo, M.; & Mahdiniya Asbouei, A. (2022). Investigating the effect of managerial narcissism on firm value, *Quarterly Journal of Novel Research Approaches in Management and Accounting*, 6(85), 1762–1776. <https://www.majournal.ir/index.php/ma/article/view/1530> (in Persian)

Khajavi, S.; & Rahmani, M. (2018). Investigating the effect of managerial narcissism on stock price crash risk: evidence from Tehran stock exchange, *Scientific-Research Quarterly of Financial Knowledge of Securities Analysis*, 11(37), 1–15. <https://sid.ir/paper/200225/fa> (in Persian)

Kraft, P. S. (2022). The double-edged sword of CEO narcissism: a meta-analysis of innovation and firm performance implications, *Journal of Product Innovation Management*, 39(6), 749–772. <https://doi.org/10.1111/jpim.12649>

Kurzhals, C.; Graf-Vlachy, L., & König, A. (2020). Strategic leadership and technological innovation: a comprehensive review and research agenda, *Corporate Governance: An International Review*, 28(6), 437–464. <https://doi.org/10.1111/corg.12351>

Li, X.; Yang, M. M.; Wang, Y., & Tang, Y. (2025). How CEO narcissism, organizational identification, and performance feedback shape middle managers' strategic behavior, *Journal of Business Research*, 200, 115664. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2025.115664>

Li, Y.; Zhang, Y. A., & Shi, W. (2020). Navigating geographic and cultural distances in international expansion: the paradoxical roles of firm size, age, and ownership, *Strategic Management Journal*, 41(5), 921–949. <https://doi.org/10.1002/smj.3098>

Mashayekh, S.; Habibzadeh, M.; & Hassanzadeh Kochoo, M. (2020). The effect of managerial narcissism on voluntary corporate disclosure, *Accounting and Auditing Reviews*, 27(4), 649–671. <https://www.sid.ir/paper/954198/en> (in Persian)

Miller, D.; & Xu, X. (2020). CEO long-term orientation and elite university education, *Strategic Organization*, 18(4), 520–546. <https://doi.org/10.1177/1476127019840765>

Moradi, M.; & Tahaghighi Hajghorbani, M. (2021). The effect of operating cash flow on research and development expenditures with emphasis on the role of managerial ability, *Quarterly Journal of Accounting and Auditing Research*, 13(49), 81–96. <https://doi.org/10.22034/iaar.2021.131572> (in Persian)

Namazi, M.; Dehghani, S.; & Ghahestani, S. (2017). Managerial narcissism and corporate business strategy, *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 22(6), 37–52. <https://sid.ir/paper/237928/fa> (in Persian)

Nobil, E. et al., (2024). Sustainability inventory management model with warm-up process and shortage, *Operations Research Perspectives*, 12, 100297. <https://doi.org/10.1016/j.orp.2024.100297>

Oehmichen, J.; Firk, S.; Wolff, M., & Maybuechen, F. (2021). Standing out from the crowd: dedicated institutional investors and strategy uniqueness, *Strategic Management Journal*, 42(6), 1083–1108. <https://doi.org/10.1002/smj.3269>

Parker, O.; Krause, R., & Devers, C. E. (2019). How firm reputation shapes managerial discretion, *Academy of Management Review*, 44(2), 254–278. <https://doi.org/10.5465/amr.2016.0542>

Reyes, T.; Torres, D. P.; Vassolo, R. S.; Zhang, S., & Kausel, E. E. (2020). Does overconfidence pay off when things go well? CEO overconfidence, firm performance, and the business cycle, *Strategic Organization*, 20(3), 510–540. <https://doi.org/10.1177/1476127020930659>

Rovelli, P.; & Curnis, C. (2021). The perks of narcissism: behaving like a star speeds up career advancement to the CEO position, *The Leadership Quarterly*, 32(3). <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2020.101489>

Shi, W.; & Hoskisson, R. E. (2021). *Understanding and managing strategic governance*. Hoboken, NJ: John Wiley and Sons, Inc.

Sidhu, J. S.; Heyden, M. L.; Volberda, H. W., & Van Den Bosch, F. A. (2020). Experience maketh the mind? top management teams' experiential background and cognitive search for adaptive solutions, *Industrial and Corporate Change*, 29(2), 333–350. <https://doi.org/10.1093/icc/dtz041>

Soleimani Amiri, G. R.; Hassanzadeh Kochoo, M.; & Habibzadeh, M. (2022). The effect of managerial narcissism on audit fees, *Empirical Research in Accounting*, 12(2), 41–60. <https://sid.ir/paper/1051082/fa> (in Persian)

Steinberg, P. J.; Asad, S., & Lijzenga, G. (2022). Narcissistic CEOs' dilemma: the trade-off between exploration and exploitation and the moderating role of performance feedback, *Journal of Product Innovation Management*, 39(6), 773–796. <https://doi.org/10.1111/jpim.12644>

Walls, J. L.; Salaiz, A., & Chiu, S. (2021). Wanted: heroic leaders to drive the transition to business beyond usual, *Strategic Organization*, 19(3), 494–512. <https://doi.org/10.1177/1476127020973379>

Yazdanfar, D. (2022). The relationship between CEO narcissism and firm performance: evidence from emerging markets, *Journal of Business Research*, 150, 774–785.

Zhang, Y. A.; & Li, Y. (2021). Navigating social and institutional distances in international expansion: the role of geographic location, *Strategic Management Journal*, 42(4), 724–752. <https://doi.org/10.1002/smj.3098>