Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies

Spring 2023, Vol. 11, No. 41, PP. 7-41

Investigating the relationship between investment efficiency, social responsibility and overconfidence of managers; emphasizing the hierarchical theory approach

Behzad Kardan
Assistant Professor, Faculty of Acountiong, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.
Mehdi Moradi
Professor, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.
Seyed Mohsen Salehi Vaziri*
PhD Candidate, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.
Sara Mohamadzade
PhD Candidate, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.

Received: 21/02/2023 **Accepted: 10/05/2023**

Abstract:

Purpose: Considering the different views on social responsibility and the expansion of the corporate social responsibility concept, the purpose of this research is to investigate the relationship between investment efficiency and corporate social responsibility with regard to the effectiveness of managers' behavior with emphasis on the hierarchical approach. Method: The data of 102 companies admitted to the Tehran Stock Exchange in the period from 2011 to 2020 have been analyzed using the dynamic panel data approach and the GMM method. Findings: The findings of the research showed that although increasing the social responsibility of companies does not improve the efficiency of investment, increasing the overconfidence of managers improves the efficiency of investment. Despite of managers who are not willing to increase the efficiency of investment through internal financing, companies with high social responsibility tend to increase investment efficiency by internal financing.

JEL Classification: M14, M49, M11, M19

Keywords: corporate social responsibility, investment efficiency, managers' overconfidence, Hierarchical approach.

* Corresponding Author, Email: seyedmohsen.salehivaziri@mail.um.ac.ir

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7] [Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

سال یازدهم، شماره ۴۱، بهار ۱۴۰۲، صفحات ۴۱–۷

بررسی رابطه کارایی سرمایه‌گذاری، مسئولیت اجتماعی و بیش‌اعتمادی مدیران؛ با تأکید بر رویکرد تئوری سلسله مراتبی

بهزاد کاردان
استادیار گروه حسابداری، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
kardan@um.ac.ir
مهدی مرادی
استاد دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
mhd_moradi@um.ac.ir
سید محسن صالحی وزیری
دانشجوی دکتری، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران (نویسنده مسئول)
seyedmohsen.salehivaziri@mail.um.ac.ir
سارا محمدزاده
دانشجوی دکتری، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
Ssara_mohammadzadeh@yahoo.com

با توجه به دیدگاه‌های متفاوت درباره مسئولیت اجتماعی و گسترش مفهوم مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها، هدف این پژوهش نیز بررسی رابطه کارایی سرمایه‌گذاری و مسئولیت اجتماعی شرکت با توجه به تأثیرپذیری از رفتار مدیران با تأکید بر رویکرد سلسله مراتبی است. داده‌های ۱۰۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ با رهیافت داده‌های تابلویی پویا و روش GMM (گشتاورهای تعمیم‌یافته) مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفته است. یافته¬های پژوهش نشان داد که افزایش مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها سبب بهبود کارایی سرمایه‌گذاری نمی¬گردد، ولی افزایش بیش‌اعتمادی مدیران باعث بهبود کارایی سرمایه‌گذاری می‌گردد، اما مدیران تمایل ندارند تا از طریق تأمین مالی داخلی کارایی سرمایه‌گذاری را بهبود ببخشند. همچنین شرکت‌های با مسئولیت اجتماعی بالا تمایل دارند با تأمین مالی داخلی، کارایی سرمایه‌گذاری را افزایش دهند.

طبقه‌بندی JEL: M14.M49.M11.M19
واژگان کلیدی: مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها، کارایی سرمایه‌گذاری، بیش اعتمادی مدیران، رویکرد تئوری سلسله مراتبی.

* تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۲۰

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]
[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

۱. مقدمه

سرمایه‌گذاری نقش مهمی را در تضمین توسعه پایدار شرکت‌ها در بازار رقابتی و ایجاد ارزش برای سهامداران جدید ایفا می‌کند. سیاست‌های سرمایه‌گذاری شرکت ها توسط طیف گسترده‌ای از عوامل، همانند عوامل کلان اقتصادی، سیاست‌های پولی، بازار سرمایه و عملکرد شرکتی تعیین می‌شود (ریچاردسون[1]، ۲۰۰۶). فاکتورهای مدیریتی نیز، ازجمله غیرمنطقی بودن مدیران، به‌ویژه در بازارهای مالی ناکارا و در بنگاه‌هایی که حاکمیت شرکتی ضعیف دارند، در راستای سرمایه‌گذاری اهمیت بیشتری پیدا می‌کند (مالمندیر و همکاران[2]، ۲۰۱۱) .در طول چهل سال گذشته بحث در مورد پیامدهای مالی مسئولیت های اجتماعی شرکت در حال افزایش است. درحالی‌که برخی از محققان استدلال می‌کنند که مسئولیت اجتماعی بالاتر با عملکرد بالاتر شرکت‌ها، ارزش بالاتر شرکت‌ها، ریسک مالی پایین‌تر، عدم تقارن اطلاعات کمتر، دسترسی آسان به امور مالی و هزینه سرمایه پایین‌تری همراه است. برخی دیگر نیز معتقدند که فعالیت‌های مسئولیت اجتماعی شرکت ها تضاد منافع بین ذینفعان مختلف است و این احتمال وجود دارد که در مقایسه با شرکت‌های با مسئولیت اجتماعی کمتر، ضرر رقابتی ایجاد کنند.

دو دیدگاه مختلف وجود دارد که غالباً پیامدهای مالی در ارتباط با فعالیت‌های بالای مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها را بیان می‌کنند. از یک سو نزدیک شدن به مسئولیت اجتماعی در شرکت‌ها به‌عنوان منبع تضاد منافع بین ذینفعان مختلف به سال ۱۹۷۰ برمی‌گردد. به‌عنوان‌مثال پرستون و اوبانون[3] (۱۹۹۷) فرضیه فرصت‌طلبی مدیریتی را مورد بحث قرار می‌دهند و استدلال می‌کنند که برخی از اهداف مدیریتی خصوصی ممکن است، منجر به هدر رفتن منابع توسط منابع حاصل از سرمایه‌گذاری در مسئولیت اجتماعی شرکت شود. بنابراین مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها یکی از مظاهر مدیریتی است. علاوه بر این از طریق فرضیه تجارت پرستون و اوبانون (۱۹۹۷) که

1. Richardson
2. Malmendier et al.
3. Preston& O'Bannon

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

استدلال می‌کنند، سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های اجتماعی و زیست‌محیطی احتمالاً باعث کاهش منابع یک شرکت می‌شود و این یک ضرر رقابتی ایجاد می‌کند و بر ارزش یک شرکت تأثیر منفی می‌گذارد. از طرف دیگر در نقطه مقابل، دیدگاه افزایش ارزش استدلال می‌کند که با ارائه مطالبات ضمنی صاحبان سهام شرکت‌هایی که مسئولیت اجتماعی بیشتری را رعایت می‌کنند، شهرت خود را ارتقا می‌بخشند، وفاداری کارمندان را به دست می‌آورند و از حمایت مشتریان بهره می‌برند. بنابراین فعالیت‌های اجتماعی تأثیر مثبتی بر عملکرد مالی شرکت‌ها خواهد داشت. بعلاوه تئوری مدیریت خوب نشان می‌دهد که مهارت‌های مدیریتی و استراتژیک منجر به عملکرد اجتماعی بالاتر و عملکرد بهتر اقتصادی و مالی می‌شود. رول[1] (۱۹۸۶) اظهار داشت که اطمینان بیش‌ازحد یک رفتار غیرمنطقی است و مدیران شرکت‌ها معمولاًدر هنگام گرفتن تصمیمات تجاری دچار این رفتار می‌شوند. مطالعات قبلی نشان داده است تصمیمات مدیران بیش اعتماد مرتبط با سرمایه‌گذاری منجر به مشکلات سرمایه‌گذاری (بیشتر یا کمتر) می‌شود (هیتون[2]، ۲۰۰۲؛ بیتس[3]، ۲۰۰۵). با این حال، این مطالعات بر تأثیر بیش اعتمادی مدیریتی بر ساختار سرمایه شرکت، تأمین اعتبار خارجی (تأمین سرمایه جدید و تأمین اعتبار از طریق بدهی)، سررسید بدهی و سایر مسائل مربوط به امور مالی شرکت‌ها متمرکز شده‌اند (شفرین[4]، ۲۰۰۱؛ باروس و سیلویا[5]، ۲۰۰۷ یو و همکاران[6]، ۲۰۰۶؛ لی و همکاران[7]، ۲۰۰۹). بیش اعتمادی مدیریتی هرگز در رابطه با منابع داخلی داخلی تأمین اعتبار مورد مطالعه قرار نگرفته است.

طبق تئوری سلسله مراتبی (مایرز[8]، ۱۹۸۴)، شرکت‌ها منابع مالی خود را بر اساس هزینه‌های خود در اولویت قرار می‌دهند، بنابراین آن‌ها تأمین مالی داخلی و سپس بدهی را ترجیح می‌دهند و

1. Roll
2. Heaton
3. Bates
4. Shefrin
5. Barros and Silveira
6. Yu et al.
7. Li et al.
8. Myers

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

به عنوان آخرین راه حل افزایش سرمایه جدید را در نظر می گیرند. مدیران بیش اعتماد معتقدند که تأمین مالی خارجی ارزش شرکت را کمتر از واقع نشان می‌دهد. در نتیجه، آن ها تأمین اعتبار داخلی را بر بدهی و بدهی را بر حقوق صاحبان سهام ترجیح می‌دهند (مالمندیر و همکاران، ۲۰۱۱). از منظر جنبه‌های رفتاری مالی، مدیران شرکت ها منابع مالی داخلی را نسبت به سایر منابع ترجیح می‌دهند، زیرا آن ها کنترل بیشتری روی وجوه داخلی دارند. بنابراین، مدیران بیش اعتماد بیشتر با تأمین اعتبار داخلی بر کارایی پروژه‌های سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارند. درصورتی که مدیرعاملان بیش اعتماد وجوه داخلی کافی برای سرمایه‌گذاری داشته باشند و در بازار سرمایه یا سازوکارهای حاکمیت شرکت نظم ساختاریافته‌ای وجود نداشته باشند، آن‌ها به طور سیستماتیک بازده پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود را بیش‌ازحد ارزیابی می‌کنند. در صورتی هم که وجوه داخلی کافی نداشته باشد، آن‌ها تمایلی به صدور سهام جدید ندارند زیرا آن‌ها می‌دانند که بازار در این صورت ارزش سهام شرکت را کمتر در نظر می‌گیرند. در نتیجه، آن‌ها سرمایه‌گذاری خود را محدود می‌کنند. بیش اعتمادی مدیریتی می تواند تحریف سرمایه‌گذاری شرکت‌ها (سرمایه-گذاری بیش‌ازحد و یا کمتر از حد) را به همراه داشته باشد، به‌ویژه در بازاری مانند ایران که در آن مکانیسم‌های مؤثر نظارتی و حاکمیت شرکتی وجود ندارد. در این مقاله شواهد جدیدی ارائه می-دهیم که بحث در مورد پیامدهای مالی بالا بودن مسئولیت اجتماعی را غنی‌تر می‌کند. سپس رابطه بین مسئولیت اجتماعی و تخصیص سرمایه را بررسی می‌کنیم. از طرفی نگرش مدیریت بر تخصیص سرمایه تأثیر بسزایی دارد. همان‌طور که گفته شد مدیران بیش اعتماد در هنگام تصمیم گیری دچار سوگیری شده و این امر منجر به سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد یا کمتر از حد می‌شود یا به تعبیری عدم کارایی سرمایه‌گذاری را به دنبال دارد. به طور دقیق‌تر در این مقاله به دنبال بررسی رابطه مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها بر کارایی سرمایه‌گذاری و همچنین نگرش مدیران با نقش تعدیل‌کنندگی تأمین مالی داخلی به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری تئوری سلسله مراتبی هستیم. با توجه به تحقیقات صورت گرفته در این زمینه، به بررسی تأثیر تأمین مالی داخلی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

بر روی رابطه بین مسئولیت اجتماعی، بیش اعتمادی مدیران و کارایی سرمایه‌گذاری پرداخته نشده است که در این تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد.

ساختار مقاله بدین شرح است؛ در بخش بعدی مقاله مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه می‌شود، سپس روش‌شناسی تحقیق و مدل‌های تحقیق معرفی خواهد شد. در بخش بعدی یافته‌های تحقیق بیان خواهد شد و در آخر نتیجه‌گیری تحقیق بیان می‌شود.

۲. پیشینه نظری و بسط فرضیات

رفتار منطقی مدیران توسط مکتب فریدمن که در دهه ۱۹۸۰ پدیدار شد، زیر سؤال قرار گرفت. ادبیات رفتار مالی جدید، زمینه را برای تحقیقات نظری و تجربی مرتبط با غیرمنطقی بودن مدیران و تأثیر این امر بر عملکرد مالی شرکت محیا کرد. به‌عنوان‌مثال، رفتار غیرمنطقی مانند بیش اعتمادی در حوزه روانشناسی شناختی مرتبط با سرمایه‌گذاری و تصمیم‌گیری مالی شرکت ها اعمال می‌شود. بررسی‌ها نشان داد، مدیران به دلیل ویژگی‌های خاص شخصیتی و سوگیری‌های شناختی، تمایل دارند تصمیمات سرمایه‌ای را اتخاذ کنند که از حداکثر مطلوبیت مورد انتظار انحراف می‌یابد. بیش اعتمادی عموماً یک سوگیری شناختی است که درواقع منعکس کننده توانایی بیش‌ازحد فرد در انجام وظایف و دست‌کم گرفتن احتمال اینکه فرد شغلش را از دست بدهد. این سوگیری بر عملکرد مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد. ادبیات پیشین، با فرض اینکه مدیران شرکت کاملاً منطقی هستند، به تحلیل رابطه بین تصمیمات سرمایه‌گذاری و تأمین مالی باوجود بازار ناقص ناشی از تضاد در نمایندگی و عدم تقارن اطلاعات می‌پرداختند. بااین‌وجود، در فرآیندهای تصمیم‌گیری واقعی، مدیران اغلب ویژگی‌های غیرمنطقی مانند خوش‌بینی بیش‌ازحد و اعتماد بیش از واقع را نشان می‌دهند که می‌تواند تأثیر بسزایی در تأمین مالی شرکت‌ها و استراتژی‌های سرمایه‌گذاری داشته باشد. مطالعات قبلی عمدتاً بر سه جنبه تأثیرات بیش اعتمادی مدیریت در تصمیمات تأمین مالی شرکت متمرکز شده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

(۱) بیش اعتمادی مدیریت و ترجیحات مالی. خوش‌بینی مدیران بر تصمیمات آن‌ها در مورد تأمین اعتبار خارجی تأثیر می‌گذارد. فرانک و گویین[1] (۲۰۰۳) دریافتند که مدیران ممکن است خوش‌بینانه بازده‌های آینده پروژه‌ها را بیش‌ازحد ارزیابی کنند و تمایل به سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد داشته باشند، در نتیجه آن‌ها همیشه از تئوری سلسله مراتبی پیروی نمی‌کنند. یعنی طبق این تئوری ابتدا از تأمین داخلی شروع می‌شود و وقتی کاهش یابد، بدهی صادر می‌شود و هنگامی که معقول نیست بدهی بیشتری صادر کنیم، سهام جدید صادر می‌شود. هاکبرت[2] (۲۰۰۳) اظهار کرد که چه زمانی انتظارات مدیران از درآمد سرمایه‌گذاری بسیار زیاد است، آن‌ها در مورد تجزیه‌وتحلیل درآمدهای آینده در مواجهه با سهامداران جدید محافظه کار هستند و تمایل بیشتری به تأمین مالی بدهی نسبت به تأمین مالی سهام دارند.

(۲) بیش اعتمادی مدیریتی و ساختار سرمایه. تینگ و همکاران (۲۰۱۵)[3] ویژگی‌های مدیرعامل شرکت مانند بیش اعتمادی، سن، تحصیلات، تجربه کاری، جنسیت، دوره تصدی، ارتباطات و اینکه آیا او از بنیان‌گذاران است را بررسی کردند. با بررسی یک نمونه از ۱۴۰۴ شرکت دولتی که قبل از سال ۲۰۱۲ در مالزی انجام شد، دریافتند که بیش اعتمادی مدیران عامل با نسبت بدهی شرکت آن‌ها ارتباط منفی دارد.

یانگ و همکاران[4] (۲۰۱۱) با استفاده از شرکت‌های موجود در بورس شانگهای و بورس شنژن چین در سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۱۵ تأثیر بیش اعتمادی مدیران بر انتخاب تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند که مدیران بیش اعتماد مایل به توسعه مقیاس سرمایه‌گذاری با افزایش تأمین مالی داخلی هستند. این امر می‌تواند کمبود سرمایه‌گذاری را کاهش داده که خود باعث افزایش کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود اما می‌تواند منجر به سرمایه‌گذاری زیاد نیز شود.

1. Frank and Goyal
2. Hackbarth
3. Ting et al.
4. Ying, H., Cindi, C., & Yue,H

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

ورنر[1] (۲۰۱۸) در پژوهشی تأثیر بیش اعتمادی مدیران و ویژگی‌های شرکت در تصمیم‌گیری تأمین مالی را طی سال‌های ۲۰۰۶ الی ۲۰۱۵ در هند بررسی نمود و مشاهده کرد که هرچه میزان بیش اعتمادی مدیران بیشتر باشد بدهی مورد استفاده در شرکت کمتر است.

هجاوی و همکاران[2] (۲۰۲۱) در تحقیقی به بررسی تأثیر بیش اعتمادی مدیریت بر حاکمیت شرکتی پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که بیش اعتمادی مدیریت تأثیر عمیقی بر فعالیت‌های سرمایه‌گذاری، اعم از اکتساب یا واگذاری دارایی ندارد. همچنین کاهش اعتماد بیش‌ازحد مدیریتی و اجرای مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی باعث می‌شود، مدیریت نسبت به سرمایه‌گذاران خود پاسخگوتر باشد.

(۳) اعتمادبه‌نفس مدیریتی و ساختار سررسید بدهی. مطالعات قبلی یافته‌های مختلفی را نشان داد. بن دیوید و همکاران[3] (۲۰۰۷) دریافتند که شرکت‌هایی که دارای مدیران بیش اعتماد هستند تمایل به سرمایه‌گذاری بیشتری دارند، از بدهی بیشتری استفاده می‌کنند و سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بلندمدت را به کوتاه مدت ترجیح می‌دهند. شیائو و همکاران[4] (۲۰۱۱) همچنین دریافتند که شرکت‌هایی که دارای مدیران بیش اعتماد هستند، هزینه های سرمایه‌گذاری و نسبت بدهی بلندمدت بیشتری دارند. اما لندیر و همکاران[5] (۲۰۰۹) نتیجه گرفتند که مدیران بیش اعتماد قراردادهای بدهی کوتاه مدت را انتخاب می‌کنند و مدیران منطقی قراردادهای بدهی بلندمدت ترجیح می‌دهند. یو و همکاران (۲۰۰۶) بیش اعتمادی مدیریتی در بین ۱۲۸۱ شرکت پذیرفته شده در بورس شنژن‌چین را از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۴ مورد مطالعه قرار دادند و نتایج آن‌ها حاکی از آن است که بیش اعتمادی مدیریتی به طور معناداری با نسبت بدهی به دارایی، به‌ویژه نسبت بدهی کوتاه‌مدت و با ساختار سررسید بدهی، رابطه مثبت دارد. مطالعات قبلی در مورد تأثیر بیش

1. Werner,R.M
2. Hijjawi, M., Lee, C. L., & Marzuki, J.
3. Ben-David et al.
4. Xiao et al.
5. Landier et al,

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

اعتمادی بر کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها نشان داده‌اند که مدیران بیش اعتماد تمایل به سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد دارند. مارس و شاپیرا[1] (۱۹۸۷) دریافتند که مدیران بیش اعتماد ممکن است دچار تصورات واهی مبنی بر اینکه قدرت خود را گسترش دهند، ریسک‌های سرمایه‌گذاری را دست‌کم گرفته و درآمدها را بیش‌ازحد ارزیابی می‌کنند. هیتون (۲۰۰۲) اشاره کرد که حتی بدون در نظر گرفتن عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه های نمایندگی، بیش اعتمادی مدیریتی در موضوعات مرتبط با وجه نقد مربوط به سرمایه‌گذاری وجود دارد. در سطوح مختلف گردش وجه نقد آزاد، بیش اعتمادی مدیران به ترتیب می تواند به سرمایه‌گذاری ناکافی و سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد منجر شود. گوئل و تاکور[2] (۲۰۰۸) دریافتند که بیش اعتمادی می‌تواند کمبودهای سرمایه‌گذاری ایجادشده در گذشته را کاهش دهد. وانگ و همکاران[3] (۲۰۰۸) با استفاده از نمونه‌ای از ۸۹۵ شرکت چینی از ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۴ بین بیش اعتمادی مدیریتی و سرمایه‌گذاری بیش ازحد همبستگی مثبت یافتند. لی و همکاران[4] (۲۰۱۴) به این نتیجه رسیدند که وقتی مدیران بیش اعتماد هستند، آن‌ها فرصت‌های سرمایه‌گذاری خوب را بیش‌ازحد ارزیابی می‌کنند و ناخودآگاه مزایای آن‌ها را بزرگنمایی می‌کنند اما احتمال رویدادهای منفی را دست‌کم می‌گیرند. این رفتار غیرمنطقی، مدیران را به سمت نادیده گرفتن عوامل بازار سوق می‌دهد که به نوبه خود بر دقت انتظارات آینده آن‌ها تأثیر می‌گذارد و منجر به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های غیرضروری می‌شود .محققان تحقیقات قابل‌توجهی در رابطه با بیش اعتمادی مدیریتی و تصمیمات تأمین مالی انجام داده‌اند، اما تأمین اعتبار داخلی مورد مطالعه قرار نگرفته است. اگرچه دانشمندان تحقیقاتی راجع به بیش اعتمادی مدیریتی و کارایی سرمایه‌گذاری انجام داده‌اند، اما مطالعاتی درباره رابطه بین بیش اعتمادی مدیریتی و تأمین اعتبار داخلی و اینکه چگونه بیش اعتمادی مدیریتی بر بازده سرمایه‌گذاری تأمین اعتبارشده داخلی، تأثیر می‌گذارد، هنوز هم بسیار ضعیف هستند. سؤال مهم

1. March and Shapira
2. Goel and Thakor
3. Wang et al.
4. Li et al.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

دیگر این است که آیا تأثیرات فوق در حقوق مالکیت شرکت های مختلف متفاوت است یا خیر. طبق الگوی میلر فرصت‌های سرمایه‌گذاری تنها محرک سرمایه‌گذاری شرکت است و تمام خالص ارزش‌های فعلی مثبت باید محاسبه شود. این تئوری استدلال می‌کند که به احتمال زیاد سرمایه برای همه پروژه‌های با ارزش خالص فعلی مثبت تأمین مالی می‌کند و به سرمایه‌گذاری خود ادامه می‌دهد تا زمانی که حاشیه سود سرمایه گذاری برابر با حاشیه هزینه شود. در عمل برخی از افراد ممکن است با محدودیت های مالی روبرو شوند که توانایی مدیران در انجام کلیه پروژه‌های با ارزش خالص فعلی مثبت را محدود می‌کند. ادبیات قبلی نشان داده است که اصطکاک در بازار سرمایه ممکن است منجر به انحراف از سرمایه گذاری بهینه شرکت ها شود که به نوبه خود منجر به سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد یا کمتر از حد می‌شود. پدیده سرمایه‌گذاری زمانی اتفاق می‌افتد که محدودیت‌های مالی با تأمین مالی از پروژه‌های با ارزش خالص فعلی مثبت به دلیل هزینه‌های بالای سرمایه خارج می‌شوند. به طور دقیق تر آثار تجربی و نظری قبلی بر دو نوع اصطکاک تأکید کرده‌اند که تعیین‌کننده‌ترین اثر در سرمایه‌گذاری است که عدم تقارن اطلاعاتی و مشکلات نمایندگی است.

طبق گفته مایزر[1] (۱۹۴۸) و مایزر و مجلوف[2] (۱۹۸۴) عدم تقارن اطلاعات بین مدیران و سهامداران می‌تواند بر هزینه جمع‌آوری وجوه و انتخاب پروژه تأثیر بگذارد. وقتی مدیران اطلاعات خصوصی دارند که اوراق بهادار بیش‌ازحد ارزیابی شده است، آن‌ها می‌خواهند اوراق بهادار جدید صادر کنند و سهامداران نیز از این عدم تقارن اطلاعات آگاه هستند و به تبع آن اوراق جدید منتشرشده را کمتر خریداری می‌کنند. مدیران ممکن است از جمع‌آوری وجوه با قیمت تخفیف خودداری کنند، حتی اگر این به معنای چشم‌پوشی از فرصت‌های مناسب سرمایه‌گذاری باشد. عدم تقارن اطلاعات از این طریق مانع از سرمایه‌گذاری مؤثر شده و منجر به کمبود سرمایه می شود. علاوه بر این جنبه نظری بسیاری از مطالعات دیگر شواهد تجربی حمایتی

1. Myers
2. Myers and Majluf

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

را برای این استدلال ارائه داده‌اند. بر خلاف این دیدگاه، عدم تقارن اطلاعات که نشان می‌دهد مدیران به نفع سهامداران عمل می‌کنند، نظریه نمایندگی استدلال می‌کند که مدیران خود علاقه‌مند هستند و آن‌ها تمایل دارند با انتخاب فرصت‌های سرمایه‌گذاری که به‌طور سیستماتیک به نفع سهامداران نیستند، رفاه خود را حداکثر نمایند. مشکلات نمایندگی به دلیل انتخاب ضعیف پروژه احتمالاً باعث افزایش ناکارآمدی سرمایه‌گذاری خواهد شد. جنسن[1] (۱۹۸۶) پیش‌بینی کرد که ساختار امپراتوری، مدیران را مجبور به سرمایه گذاری با وجوه نقد اضافی می‌کند. این امر به‌ویژه هنگامی صحیح است که مدیران تحت نظارت سهامداران قرار نگیرند. بلانچارد و همکاران[2] (۱۹۹۴) و لنگ و همکاران[3] (۱۹۹۱) به‌طور تجربی نظریه نمایندگی را بررسی کردند و تأیید کردند که این منبع اصلی عدم اطمینان سرمایه‌گذاری است. بیش اعتمادی مدیریت نه‌تنها بر تصمیمات تأمین مالی تأثیر می‌گذارد، بلکه کارایی سرمایه‌گذاری را نیز به همراه دارد (مالمندیر و تیت[4]، ۲۰۰۵، ۲۰۰۸). وقتی مدیران اعتماد بیش‌ازاندازه دارند، آن‌ها نسبت به چشم‌انداز شرکت نگرش‌های خوش‌بینانه‌ای دارند و افزایش سرمایه‌گذاری را به‌منزله خبر خوب قلمداد می‌کنند. بنابراین آن‌ها سطح سرمایه‌گذاری را با افزایش تأمین مالی داخلی به‌منظور بهبود وضعیت شرکت و همچنین و به دست آوردن مزایای شخصی افزایش می‌دهند. آن‌ها به اشتباه ممکن است فکر کنند که پروژه‌هایی با ارزش خالص فعلی منفی دارای ارزش خالص فعلی مثبت هستند. علاوه بر این، مدیران جوان که می‌خواهند به‌سرعت اعتبار خود را برای جذب سرمایه‌گذاری افزایش دهند، احتمال دارد برای بهبود عملکرد کوتاه‌مدت خود، سرمایه‌گذاری‌های غیرکارآمد را انتخاب می‌کنند (بیکر و ورگل[5]، ۲۰۰۰). مدیران بیش اعتماد همچنین معتقدند که سهام شرکت‌هایشان در بازار کم قیمت‌گذاری می‌شود. بنابراین آن‌ها با استفاده از جریان نقد ایجادشده از تأمین مالی

1. Jensen
2. Blanchard, O. J., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer
3. Lang, L. H. P., Stulz, R. M., & Walkling, R. A
4. Malmendier and Tate
5. Baker and Wurgler

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

داخلی در آینده، راحت‌تر سرمایه‌گذاری می‌کنند و کمبود جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری کم را کاهش می‌دهند. به طور خلاصه، تأمین مالی داخلی نقش واسطه (متغیر واسطه‌ای) بین مدیریتی کارایی سرمایه‌گذاری را بازی می‌کند. وجه تمایز تحقیق حاضر در این است که به بررسی تأثیر سه عامل کارایی سرمایه‌گذاری، مسئولیت اجتماعی و بیش اعتمادی مدیران بر یکدیگر؛ با تأکید بر رویکرد تئوری سلسله مراتبی و تأمین مالی داخلی پرداخته است و از روش رهیافت داده‌های تابلویی پویا و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده می‌گردد که در تحقیقات گذشته در ایران بررسی نگردیده است.

با توجه به مطالب مذکور فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر است:

- فرضیه اول: عملکرد بالای مسئولیت اجتماعی با کارایی سرمایه‌گذاری رابطه مثبت دارد.
- فرضیه دوم: بین بیش اعتمادی مدیر و کارایی سرمایه‌گذاری رابطه مثبتی وجود دارد.
- فرضیه سوم: مدیران بیش اطمینان تمایل دارند با افزایش تأمین مالی داخلی، کارایی سرمایه‌گذاری را گسترش دهند. این می‌تواند کمبود (کم بودن) سرمایه‌گذاری را کاهش دهد اما منجر به سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد شود.
- فرضیه چهارم: شرکت‌های با مسئولیت اجتماعی بالا تمایل دارند با تأمین مالی داخلی، کارایی سرمایه‌گذاری را افزایش دهند.

۳. روش‌شناسی تحقیق

جامعه آماری پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند. نمونه آماری پژوهش شامل شرکت‌هایی است که شرایط زیر را دارند:

۱. حداقل از ابتدای سال مالی ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده باشند و تا پایان سال مالی ۱۳۹۹ در آن حضور داشته باشند.

۲. اطلاعات آن‌ها در دسترس باشد.

۳. جزو بانک‌ها و مؤسسات مالی، شرکت‌های سرمایه‌گذاری یا شرکت‌های واسطه‌گری مالی و بیمه نباشند. دلیل این موضوع ماهیت متفاوت عملیات شرکت‌های مذکور نسبت به سایر

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

شرکت‌ها و برخی قوانین و استانداردهای حسابداری متفاوت تدوین‌شده برای شرکت‌های فعال در صنایع مذکور است.

با توجه به این معیارها تعداد ۱۰۲ شرکت برای انجام آزمون فرضیه‌های پژوهش انتخاب شدند. در این پژوهش برای فراهم کردن اطلاعات شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از منابع مختلفی ازجمله سایت اطلاع‌رسانی بورس اوراق بهادار تهران و نرم‌افزار ره‌آورد نوین استفاده شد و آزمون‌های آماری در نرم‌افزار ایویوز ۱۰ انجام شده است. در این تحقیق از رهیافت داده‌های تابلویی پویا و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده گردیده است.

مدل‌های استفاده‌شده برای آزمون فرضیه‌های پژوهش

ازجمله روش‌های اقتصادسنجی مناسب برای حل یا کاهش مشکل درون‌زا بودن و همبستگی بین متغیرها و دیگر متغیرهای توضیحی، تخمین مدل با استفاده از گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های تابلویی پویا است. روش اقتصادسنجی که در اکثر تحقیقات مالی و اقتصادی برای حل این مشکل به کار رفته است استفاده از روش‌های اقتصادسنجی حداقل مربعات دومرحله‌ای است. لازمه استفاده از این روش یافتن متغیر ابزاری مناسب برای رفع مشکل درون‌زا بودن متغیرها است. به کار بردن روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پنل دیتای پویا مزیت‌هایی مانند لحاظ نمودن ناهمسانی فردی و اطلاعات بیشتر، حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی است که نتیجه آن تخمین‌های دقیق‌تر با کارایی بالاتر و هم خطی کمتر در گشتاورهای تعمیم‌یافته خواهد بود.

مدل استفاده‌شده در تحقیق برگرفته از تحقیق چن و همکاران (۲۰۱۹) است.

مدل فرضیه اول

عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری شامل اندازه‌گیری فرصت‌های رشد، اهرم، سن شرکت، اندازه شرکت، مانده نقدی، دارایی ثابت، بازده دارایی‌ها، جریان نقد عملیاتی، اثرات ثابت صنعت و اثرات ثابت سالانه است. سرمایه‌گذاری غیرمنتظره با باقیمانده سرمایه‌گذاری کل و سرمایه‌گذاری مورد انتظار اندازه‌گیری می‌شود در این مقاله از مدل ریچاردسون (۲۰۰۶) استفاده می‌کنیم.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

$$1)INVEFF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LAG - INVEFF_{it} + \alpha_2 CSR_{it} + \alpha_3 Size_{it} + \alpha_4 SCas_{it} + \alpha_5 SSales_{it}\ \alpha_6 Tang_{it} + \alpha_7 OA_{it} + \alpha_8 Q_{it} + \alpha_9 Loss_{it} + \alpha_{10} Cash_t + \alpha_{11} Lev_{it} + \sum Ind + \sum Year$$

$INVEFF$: متغیر کارایی سرمایه‌گذاری با استفاده از شاخص بیدل که برابر است با مجموع دارایی‌های ثابت و دارایی‌های نامشهود و سرمایه‌گذاری بلندمدت بر جمع کل دارایی‌ها، محاسبه می‌شود.

$LAG - INVEFF$: متغیر کارایی سرمایه‌گذاری سال قبل

CSR نمرات مسئولیت اجتماعی را نشان می‌دهد. با نمره کلی CSR-NET و همچنین با مؤلفه‌های فردی CSR: حقوق بشر HUM-NET، روابط کارکنانEMPL-NET ، تنوع DIV-NET، جامعه COM-NET، ویژگی‌های محصول PRO-NET و محیط زیست ENV-NET.

از آنجا که فرضیه اصلی ما پیش‌بینی می‌کند که CSR باعث کاهش ناکارآمدی سرمایه‌گذاری و بهبود کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود انتظار داریم که α_1 منفی و از نظر آماری معنی‌دار باشد. بقیه متغیرهای کنترلی هستند که ممکن است در کارایی سرمایه‌گذاری مؤثر باشد.SIZE اندازه شرکت، S-CASH انحراف از معیار جریان وجه نقد، S-SALES انحراف از معیار فروش،TANG دارایی‌های مشهود، ROA بازده دارایی، Q شاخص کیوتوبین،LOSS زیان عملیاتی،CFO جریان‌های نقد ناشی از عملیات،LEV اهرم مالی. ما متغیرهای ساختگی صنعت را برای کنترل اثرات مشخص شده در صنعت آورده‌ایم و رابطه بین کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و نمرات مسئولیت اجتماعی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. متغیرهای ساختگی صنعت بر اساس اولین رقم کد SIC است.

مدل فرضیه دوم:

کارایی سرمایه‌گذاری که توسط مدل زیر اندازه‌گیری می‌شود:

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

$$2)INVEFF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LAG - INVEFF_{it} + \alpha_2 OC_{it} + \alpha_3 Q_{it} + \alpha_4 Size_{it} + \alpha_5 CFO_{it} + \alpha_6 EPS_{it} + \alpha_7 ROA_{it} + \alpha_8 RET_{it} + \alpha_9 Lev_{it} + \alpha_{10} Current_{it} + \alpha_{11} ROE_{it} + \sum Ind + \sum Year$$

OC: متغیر مجازی است که اگر فروش در سال t-1 نسبت به فروش در سال t-2 افزایش داشته باشد معرف خوش‌بینی مدیریت است و برای آن عدد یک و در غیر این صورت معرف بدبینی مدیریت بوده و برای آن عدد صفر در نظر می‌گیریم.

متغیرهای کنترلی

Q توبین: برای سال t-1 است که از تقسیم ارزش بازار دارایی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها به دست می‌آید،CFO: عبارت است از جریان نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی در سال t-1تقسیم بر جمع دارایی‌ها در ابتدای سالt.

Size: عبارت است از لگاریتم طبیعی دارایی‌های ثابت، ROA: سود خالص به مجموع دارایی‌ها،EPS : سود بعد از مالیات بر جمع حقوق صاحبان سهام، Lev: متغیر اهرم مالی است، Ret: نرخ بازده سهام در سال قبل از سرمایه‌گذاری، current: نسبت آنی که برابراست با دارایی جاری به بدهی جاری، ROE: عبارت است از سود (زیان) عملیاتی به جمع حقوق صاحبان سهام

مدل فرضیه سوم

مدلی که برای نتیجه‌گیری فرضیه سوم ران می‌شود، مدل زیر خواهد بود:

$$3)INVEFF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LAG - INVEFF_{it} + \alpha_2 OC_{it} + \alpha_3 Intern_{it} + \alpha_4 OC \times Intern_{it} + \alpha_5 Q_{it} + \alpha_6 Size_{it} + \alpha_7 CFO_{it} + \alpha_8 EPS_{it} + \alpha_9 RET_{it} + \alpha_{10} Lev_{it} + \alpha_{11} Current_{it} + \alpha_{12} ROE_{it} + \alpha_{13} ROA_{it} + \sum Ind + \sum Year$$

intern: متغیر واسطه‌ای تأمین مالی داخلی که برابراست با سود انباشته به جمع دارایی‌ها

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

مدل فرضیه چهارم

$$4)INVEFF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LAG - INVEFF_{it} + \alpha_2 CSR_{it} + \alpha_3 Intern_{it} + \alpha_4 CSR \times Intern_{it} + \alpha_5 SCash_{it} + \alpha_6 SSales_{it} + \alpha_7 Tang_{it} + \alpha_8 ROA_{it} + \alpha_9 Q_{it} + \alpha_{10} Loss_{it} + \alpha_{11} CFO_{it} + \alpha_{12} Lev_{it} + \alpha_{13} Size_{it} + \sum Ind + \sum Year$$

٤. یافته‌های تحقیق

آمار توصیفی پژوهش

یکی از مهم‌ترین و معتبرترین شاخص‌های پراکندگی که در این تحلیل بدان‌ها پرداخته شده است، انحراف معیار (انحراف استاندارد) است. این معیار جذر مثبت واریانس داده‌ها است که بر سایر آماره‌های پراکندگی رجحان دارد. همچنین در مقایسه دو یا چند جامعه آنکه انحراف معیارش کم‌تر است، مقادیر صفت مورد مطالعه آن جامعه یکنواخت‌تر از جامعه‌های دیگر است. اگر پراکندگی بالا باشد انحراف استاندارد بزرگ خواهد شد. یافته‌های توصیفی حاصل از این پژوهش شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، کمترین مشاهده و بیشترین مشاهده طی جداول ذیل ارائه می‌شود. تفاوت اندک بین متغیر میانه و میانگین حاکی از نرمال بودن متغیرهاست. همچنین متغیرها دارای انحراف معیار پایین هستند و این مورد نیز مؤید توزیع یکنواخت داده‌ها است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

جدول ۱: شاخص‌های آمار توصیفی متغیرهای مدل پژوهش

تعریف عملیاتی	نماد	میانگین	میانه	انحراف معیار	کمترین مقدار	بیشترین مقدار
کارایی سرمایه‌گذاری	*INVEFF*	۰/۱۷۰	۰/۱۶۳	۰/۱۱۰	۰/۰۰۰	۰/۶۴۳
مسئولیت اجتماعی	CSR	۰/۵۳۳	۰/۵۱۳	۰/۲۵۳	۰/۰۰۰	۱/۳۱۰
بیش اطمینانی	OC	۰/۶۷۵	۱/۰۰۰	۰/۴۶۹	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰
تأمین مالی داخلی	Intern	۰/۰۸۴	۰/۱۳۵	۰/۳۱۹	-۱/۱۲۲	۰/۷۷۱
اندازه شرکت	Size	۱۴/۳۷۰	۱۴/۱۱۰	۱/۷۱۵	۱۰/۱۶۷	۱۹/۷۷۴
انحراف معیار وجه نقد	Scash	۰/۱۱۵	۰/۱۱۴	۰/۰۱۸	۰/۰۶۲	۰/۱۷۲
انحراف معیار فروش	Ssales	۰/۱۲۳	۰/۱۲۱	۰/۰۱۸	۰/۰۶۲	۰/۱۸۲
دارایی مشهود	Tang	۰/۴۸۲	۰/۳۸۴	۰/۳۷۷	۰/۰۰۰	۱/۸۳۲
بازده دارایی	ROA	۰/۰۹۳	۰/۰۹۱	۰/۱۸۱	-۰/۷۹۰	۰/۶۲۷
کیوتوبین	Q	۲/۲۲۹	۱/۷۸۵	۱/۴۹۶	۰/۴۰۹	۱۳/۸۶۳
زیان‌دهی	Loss	۰/۱۴۷	۰/۰۰۰	۰/۳۵۴	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰
جریان نقد عملیاتی	CFO	۰/۱۱۰	۰/۰۹۵	۰/۱۴۰	-۰/۴۱۲	۰/۶۴۲
اهرم مالی	Lev	۰/۶۱۱	۰/۶۱۷	۰/۲۵۸	۰/۰۱۳	۱/۱۰۸
نسبت آنی	Current	۱/۳۷۷	۱/۲۴۷	۰/۶۹۲	۰/۰۸۲	۲/۹۶۷
سود بعد مالیات بر جمع ح ص س	EPS	۰/۲۹۰	۰/۲۷۶	۰/۳۸۲	-۰/۶۲۵	۱/۸۰۷
بازدهی	Ret	۰/۹۷۰	۰/۳۸۷	۱/۴۶۳	-۰/۶۵۸	۴/۹۴۱
بازده ح ص س	ROE	۰/۱۳۱	۰/۱۱۷	۰/۱۵۷	-۰/۲۸۸	۰/۶۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول یک، مشاهده می‌شود میانگین متغیر کارایی ۰/۱۷۰ بوده که از قدر مطلق خطاهای مدل عدم کارایی استخراج شده است. باید دقت داشت که هر چه این مقدار کمتر باشد و به صفر نزدیک‌تر شود، کارایی سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. بنابراین در تحلیل‌های استنباطی به دنبال ارتباط منفی خواهیم بود. همچنین، متغیر مسئولیت اجتماعی نیز دارای میانگین ۰/۵۳۳ بوده و از میانه با مقدار ۰/۵۱۳ بالاتر است که نشان می‌دهد نیمی از شرکت‌ها دارای مسئولیت اجتماعی بالاتر در نمونه گرفته شده است. متغیر بیش‌اطمینانی نیز به‌عنوان متغیر مجازی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

دارای میانگین ۰/۶۷۵ بوده و این مقدار از میانگین نظری، یعنی ۰/۵ بالاتر است که حاکی از بیش اطمینان بودن مدیران در شرکت‌هاست. در مورد تأمین مالی داخلی نیز این متغیر دارای میانگین حدود ۸ درصد بوده که نسبت سود انباشته به دارایی‌ها را نشان می‌دهد. از بین متغیرهای کنترلی نیز دارایی نامشهود به کل دارایی‌ها میانگین ۴۸ درصدی را داشته و نسبت سود خالص به دارایی‌ها حدود ۹ درصد است. حدود ۱۵ درصد شرکت‌ها دارای زیان عملیاتی بوده و نسبت جریان نقد عملیاتی به دارایی‌ها حدوداً ۱۱ درصد است. بدهی‌ها حدود ۶۰ درصد دارایی‌ها را تشکیل داده و دارایی جاری به بدهی جاری حدود ۱/۳ برابر است. بازدهی شرکت نیز حدود ۱۰ درصد بوده و سود عملیاتی به حقوق صاحبان سهام حدود ۱۳ درصد است.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

بررسی پایایی متغیرها

قبل از برآورد مدل‌های رگرسیونی و آزمون فرضیه‌ها پایایی متغیرها بررسی می‌گردد. وجود متغیرهای ناپایا در مدل رگرسیون باعث می‌شود تا آزمون‌های تی استیودنت و فیشر از اعتبار بالایی برخوردار نباشند و کمیت‌های بحرانی ارائه‌شده توسط توزیع‌های مذکور، مقادیر صحیحی برای انجام آزمون‌های آماری نباشند (نوفرستی، ۱۳۸۷). در این تحقیق برای بررسی پایایی متغیرهای پژوهش از آزمون هریس و تزاوالیس (۱۹۹۹) استفاده شده است. نتایج آزمون‌ها در جدول شمارهٔ ۲ ارائه شده‌اند. نتیجه آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد بررسی در سطح ۱ درصد، ریشه واحد نداشته و پایا هستند. این موضوع نشان می‌دهد که برآورد مدل‌های رگرسیونی جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از متغیرهای مذکور، خالی از اشکال بوده و منتج به نتایج کاذب نمی‌شود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

جدول ۲، نتایج آزمون هریس و تزاوالیس (۱۹۹۹)

متغیر	Z	احتمال
کارایی سرمایه‌گذاری	-۹.۷۵۷	۰.۰۰۰
کارایی سرمایه‌گذاری سال قبل	-۷.۳۸۲	۰.۰۰۰
مسئولیت اجتماعی شرکت	-۲.۶۵۰	۰.۰۰۴
بیش اعتمادی مدیران	-۱۸.۲۹۰	۰.۰۰۰
تأمین مالی داخلی	-۸.۸۰۵	۰.۰۰۰
اندازه شرکت	-۲۰.۹۵۷	۰.۰۰۰
انحراف معیار وجه نقد	-۸.۸۸۵	۰.۰۰۰
انحراف معیار فروش	-۹.۸۲۱	۰.۰۰۰
دارایی مشهود	-۷.۱۷۵	۰.۰۰۰
بازده دارایی	-۸.۶۶۲	۰.۰۰۰
کیوتوبین	-۲۰.۶۰۰	۰.۰۰۰
زیان‌دهی	-۱۰.۰۷۹	۰.۰۰۰
جریان نقد عملیاتی	-۱۳.۳۶۵	۰.۰۰۰
اهرم مالی	-۱۳.۳۵۱	۰.۰۰۰
سود بعد از مالیات بر جمع حقوق صاحبان سهام	-۲۱.۰۳۷	۰.۰۰۰
نرخ بازده سهام در سال قبل از سرمایه‌گذاری	-۱۱.۰۷۴	۰.۰۰۰
نسبت آنی	-۱۳.۹۴۸	۰.۰۰۰
بازده حقوق صاحبان سهام	-۷.۸۲۷	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

فرضیه اول: افزایش مسئولیت اجتماعی در شرکت‌ها سبب بهبود کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود.

جدول ۳: نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آمارهZ	معناداری
مقدار ثابت	C	-۰.۲۳۲	۰.۱۴۵	-۱.۶۰	۰.۱۱۰
کارایی سرمایه‌گذاری سال قبل	LAG-INVEFF	۰.۶۲۳	۰.۰۷۰	۸.۹۲	۰.۰۰۰
مسئولیت اجتماعی شرکت	*CSR*	۰.۰۱۴	۰.۰۱۶	۰.۸۸	۰.۳۷۹
اندازه شرکت	SIZE	۰.۰۲۱	۰.۰۱۱	۱.۹۱	۰.۰۵۶
انحراف معیار وجه نقد	SCASH	-۰.۱۰۳	۰.۲۹۱	-۰.۳۵	۰.۷۲۳
انحراف معیار فروش	SSALES	-۰.۵۲۶	۰.۳۰۴	-۱.۷۳	۰.۰۸۴
دارایی مشهود	TANG	۰.۱۴۱	۰.۰۳۳	۴.۳۲	۰.۰۰۰
بازده دارایی	ROA	۰.۰۴۰	۰.۰۳۹	۱.۰۳	۰.۳۰۲
کیوتوبین	Q	-۰.۰۰۶	۰.۰۰۳	-۱.۷۶	۰.۰۷۹
زیان‌دهی	LOSS	-۰.۰۱۶	۰.۰۱۱	-۱.۵۱	۰.۱۳۱
جریان نقد عملیاتی	CFO	۰.۰۱۷	۰.۰۲۸	۰.۶۳	۰.۵۳۰
اهرم مالی	LEV	۰.۰۱۴	۰.۰۱۶	۰.۸۸	۰.۳۷۸
IND∑	کنترل گردید				
YEAR∑	کنترل گردید				
آماره والد (معناداری)	۳۰۲۵/۴۱ (۰/۰۰۰)				
(AR1) (معناداری)	-۵/۱۸ (۰/۰۰۰)				
(AR2) (معناداری)	-۰/۱۷ (۰/۸۶۲)				
آزمون هانسن (معناداری)	۱۱/۶۳ (۰/۲۶۵)				
آزمون سارگان (معناداری)	۵۲/۸۳ (۰/۰۰۰)				

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

پس از مشخص شدن نحوه برازش مدل اصلی پژوهش، نخست به پیش‌شرط‌های برازش مدل پرداخته می‌شود. مشاهده می‌شود مقدار معناداری آماره والد در مدل، ۰/۰۰۰ بوده و با توجه به اینکه این مقدار زیر سطح خطای ۵ درصد است، برازش مناسب مدل را می‌رساند. از سویی، آزمون همبستگی پسماندها مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) است. این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. آرلاند و بوند (۱۹۹۱) قایلند که در تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته باید جملات اخلال دارای همبستگی سریالی مرتبه اول AR(1) بوده و دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) نباشند که در این فرضیه AR(1) دارای مقدار ۰/۰۰۰ بوده و معنادار و AR(2) دارای مقدار ۰/۸۶۲ بوده و معنادار نیست. آزمون هانسن نیز برای تعیین نقطه تغییر جهت در رابطه بین دو متغیر به صورت درون‌زا است و در صورت معنادار نبودن نشان‌دهنده عدم وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرها است که در این فرضیه نیز معنادار نیست. از آزمون سارگان نیز برای تشخیص عدم همبستگی جملات خطای مدل رگرسیونی و متغیرهای ابزاری مورد استفاده قرار می‌گیرد که در این فرضیه معنادار بوده و نشانده عدم همبستگی جملات خطای مدل رگرسیونی و متغیرها است.

در مورد متغیر مستقل اصلی پژوهش، یعنی متغیر مسئولیت اجتماعی که قرار است تأیید یا عدم تأیید فرضیه بر اساس آن انجام شود، مقدار معناداری ۰/۳۷۹ بوده و با توجه به اینکه این مقادیر بیشتر از سطح خطای ۵ درصد بوده، فرضیه اول تأیید نمی‌گردد و افزایش مسئولیت اجتماعی در شرکت‌ها سبب بهبود کارایی سرمایه‌گذاری نمی‌شود. از بین متغیرهای کنترلی نیز متغیرهای اندازه شرکت و دارایی مشهود دارای مقادیر معناداری ۰.۰۵۶ و ۰.۰۰۰ بوده و معنادار گردیده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

فرضیه دوم: افزایش بیش اعتمادی مدیران سبب بهبود کارایی سرمایه‌گذاری می‌گردد.

جدول ۴: نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آماره Z	معناداری
مقدار ثابت	C	-۰.۴۵۶	۰.۱۳۶	-۳.۳۶	۰.۰۰۱
کارایی سرمایه‌گذاری سال قبل	LAG-INVEFF	۰.۷۱۸	۰.۰۵۴	۱۳.۴۱	۰.۰۰۰
بیش اعتمادی مدیران	*OC*	۰.۰۱۶	۰.۰۰۷	۲.۳۹	۰.۰۱۷
کیوتوبین	Q	-۰.۰۰۷	۰.۰۰۴	-۱.۸۸	۰.۰۶۰
اندازه شرکت	SIZE	۰.۰۳۵	۰.۰۱۰	۳.۷۱	۰.۰۰۰
جریان نقد عملیاتی	CFO	-۰.۰۰۵	۰.۰۲۹	-۰.۱۶	۰.۸۷۱
سود بعد از مالیات بر جمع حقوق صاحبان سهام	EPS	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۴۹	۰.۶۲۵
بازده دارایی	ROA	۰.۰۲۱	۰.۰۶۷	۰.۳۲	۰.۷۵۱
نرخ بازده سهام در سال قبل از سرمایه‌گذاری	RET	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	-۰.۴۹	۰.۶۲۳
اهرم مالی	LEV	۰.۰۱۵	۰.۰۲۶	۰.۵۷	۰.۵۶۶
نسبت آنی	CURRENT	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۲۷	۰.۷۸۹
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۰.۰۲۱	۰.۰۵۹	۰.۳۷	۰.۷۱۴
IND∑	کنترل گردید				
YEAR∑	کنترل گردید				
آماره والد (معناداری)	۳۸۳۸/۷۵ (۰/۰۰۰)				
(AR1) (معناداری)	-۴/۴۶ (۰/۰۰۰)				
(AR2) (معناداری)	-۰/۰۰ (۰/۹۹۶)				
آزمون هانسن (معناداری)	۱۵/۱۶ (۰/۰۸۷)				
آزمون سارگان معناداری	۵۴/۱۸ (۰/۰۰۰)				

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

پس از مشخص شدن نحوه برازش مدل اصلی پژوهش، نخست به پیش‌شرط‌های برازش مدل پرداخته می‌شود. مشاهده می‌شود مقدار معناداری آماره والد در مدل، ۰/۰۰۰ بوده و با توجه به اینکه این مقدار زیر سطح خطای ۵ درصد است، برازش مناسب مدل را می‌رساند. از سویی، آزمون همبستگی پسماندها مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) است. این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. آرلاند و بوند (۱۹۹۱) قایلند که در تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته باید جملات اخلال دارای همبستگی سریالی مرتبه اول AR(1) بوده و دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) نباشند که در این فرضیه AR(1) دارای مقدار ۰/۰۰۰ بوده و معنادار و AR(2) دارای مقدار ۰/۹۹۶ بوده و معنادار نیست. آزمون هانسن نیز برای تعیین نقطه تغییر جهت در رابطه بین دو متغیر به صورت درون‌زا است و در صورت معنادار نبودن نشان‌دهنده عدم وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرها است که در این فرضیه نیز معنادار نیست. از آزمون سارگان نیز برای تشخیص عدم همبستگی جملات خطای مدل رگرسیونی و متغیرهای ابزاری مورد استفاده قرار می‌گیرد که در این فرضیه معنادار بوده و نشانده عدم همبستگی جملات خطای مدل رگرسیونی و متغیرها است.

در مورد متغیر مستقل اصلی پژوهش، یعنی متغیر مسئولیت اجتماعی که قرار است تأیید یا عدم تأیید فرضیه بر اساس آن انجام شود، مقدار معناداری ۰/۰۱۷ بوده و با توجه به اینکه این مقادیر کمتر از سطح خطای ۵ درصد بوده، فرضیه دوم تأیید می‌گردد و افزایش بیش اعتمادی مدیران در شرکت‌ها سبب بهبود کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود. از بین متغیرهای کنترلی نیز متغیر کنترلی اندازه شرکت دارای مقدار معناداری ۰.۰۰۰ بوده و معنادار گردیده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش

فرضیه سوم: مدیران بیش اطمینان تمایل دارند با افزایش تأمین مالی داخلی، کارایی سرمایه‌گذاری را افزایش دهند.

جدول ۵: نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آمارهZ	معناداری
مقدار ثابت	C	-۰.۳۹۴	۰.۱۴۳	-۲.۷۵	۰.۰۰۶
کارایی سرمایه‌گذاری سال قبل	LAG-INVEFF	۰.۶۸۶	۰.۰۵۸	۱۱.۸۶	۰.۰۰۰
بیش اعتمادی مدیران	OC	۰.۰۱۷	۰.۰۰۷	۲.۵۵	۰.۰۱۱
تأمین مالی داخلی	INTERN	-۰.۱۱۹	۰.۰۳۸	-۳.۱۵	۰.۰۰۲
بیش اعتمادی مدیران تأمین مالی داخلی*	*OC* INTERN*	۰.۰۱۲	۰.۰۱۴	۰.۸۶	۰.۳۸۸
کیوتوبین	Q	-۰.۰۰۶	۰.۰۰۳	-۱.۹۱	۰.۰۵۶
اندازه شرکت	SIZE	۰.۰۳۷	۰.۰۱۰	۳.۶۴	۰.۰۰۰
جریان نقد عملیاتی	CFO	-۰.۰۰۱	۰.۰۲۸	-۰.۰۳	۰.۹۷۵
سود بعد از مالیات بر جمع حقوق صاحبان سهام	EPS	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۲۰	۰.۸۴۵
بازده دارایی	ROA	-۰.۰۵۰	۰.۰۵۲	-۰.۹۷	۰.۳۳۱
نرخ بازده سهام در سال قبل از سرمایه‌گذاری	RET	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	-۰.۶۳	۰.۵۳۲
اهرم مالی	LEV	-۰.۱۱۵	۰.۰۴۲	-۲.۷۴	۰.۰۰۶
نسبت آنی	CURRENT	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۹	۰.۹۳۲
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۰.۰۹۰	۰.۰۵۵	۱.۶۵	۰.۰۹۹
IND∑	کنترل گردید				
YEAR∑	کنترل گردید				
آماره والد (معناداری)	۴۰۱۲/۴۸ (۰/۰۰۰)				
(AR1) (معناداری)	-۴/۵۳ (۰/۰۰۰)				
(AR2) (معناداری)	-۰/۱۰ (۰/۹۱۷)				
آزمون هانسن (معناداری)	۱۱/۹۱ (۰/۱۰۴)				
آزمون سارگان معناداری	۶۲/۰۶ (۰/۰۰۰)				

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

پس از مشخص شدن نحوه برازش مدل اصلی پژوهش، نخست به پیش‌شرط‌های برازش مدل پرداخته می‌شود. مشاهده می‌شود مقدار معناداری آماره والد در مدل، ۰/۰۰۰ بوده و با توجه به اینکه این مقدار زیر سطح خطای ۵ درصد است، برازش مناسب مدل را می‌رساند. از سویی، آزمون همبستگی پسماندها مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) است. این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. آرلاند و بوند (۱۹۹۱) قایلند که در تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته باید جملات اخلال دارای همبستگی سریالی مرتبه اول AR(1) بوده و دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) نباشند که در این فرضیه AR(1) دارای مقدار ۰/۰۰۰ بوده و معنادار و AR(2) دارای مقدار ۰/۹۱۷ بوده و معنادار نیست. آزمون هانسن نیز برای تعیین نقطه تغییر جهت در رابطه بین دو متغیر به صورت درون‌زا است و در صورت معنادار نبودن نشان‌دهنده عدم وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرها است که در این فرضیه نیز معنادار نیست. از آزمون سارگان نیز برای تشخیص عدم همبستگی جملات خطای مدل رگرسیونی و متغیرهای ابزاری مورد استفاده قرار می‌گیرد که در این فرضیه معنادار بوده و نشانده عدم همبستگی جملات خطای مدل رگرسیونی و متغیرها است.

در مورد متغیر مستقل اصلی پژوهش، یعنی متغیر مسئولیت اجتماعی که قرار است تأیید یا عدم تأیید فرضیه بر اساس آن انجام شود، مقدار معناداری ۰/۳۸۸ بوده و با توجه به اینکه این مقادیر بیشتر از سطح خطای ۵ درصد بوده، فرضیه سوم تأیید نمی‌گردد و مدیران بیش اطمینان تمایل ندارند با افزایش تأمین مالی داخلی، کارایی سرمایه‌گذاری را افزایش دهند. از بین متغیرهای کنترلی نیز متغیرهای کیوتوبین، اندازه شرکت و اهرم مالی به ترتیب دارای مقادیر معناداری ۰.۰۵۶،۰.۰۰۰ و ۰.۰۰۶ است و معنادار گردیده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

نتایج آزمون فرضیه چهارم پژوهش

فرضیه چهارم: شرکت‌های با مسئولیت اجتماعی بالا تمایل دارند با تأمین مالی داخلی، کارایی سرمایه‌گذاری را افزایش دهند.

جدول ۶: نتایج آزمون فرضیه چهارم پژوهش

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آماره Z	معناداری
مقدار ثابت	C	-۰.۱۹۳	۰.۱۴۵	-۱.۳۴	۰.۱۸۲
کارایی سرمایه‌گذاری سال قبل	LAG-INVEFF	۰.۵۸۹	۰.۰۶۹	۸.۵۴	۰.۰۰۰
مسئولیت اجتماعی شرکت	CSR	۰.۰۰۸	۰.۰۱۵	۰.۵۱	۰.۶۱۳
تأمین مالی داخلی	INTERN	-۰.۰۰۹	۰.۰۳۲	-۰.۲۹	۰.۷۷۰
مسئولیت اجتماعی * تأمین مالی داخلی	*CSR* INTERN*	۰.۰۵۹	۰.۰۲۰	۳.۰۰	۰.۰۰۳
اندازه شرکت	SIZE	۰.۰۱۹	۰.۰۱۱	۱.۷۴	۰.۰۸۱
انحراف معیار وجه نقد	SCASH	-۰.۱۶۹	۰.۲۸۸	-۰.۵۹	۰.۵۵۷
انحراف معیار فروش	SSALES	-۰.۵۵۴	۰.۳۱۶	-۱.۷۵	۰.۰۸۰
دارایی مشهود	TANG	۰.۱۳۷	۰.۰۳۴	۳.۹۹	۰.۰۰۰
بازده دارایی	ROA	۰.۰۰۰	۰.۰۴۲	۰.۰۰	۰.۹۹۶
کیوتوبین	Q	-۰.۰۰۴	۰.۰۰۳	-۱.۲۲	۰.۲۲۱
زیان‌دهی	LOSS	-۰.۰۱۶	۰.۰۱۱	-۱.۴۵	۰.۱۴۷
جریان نقد عملیاتی	CFO	۰.۰۱۷	۰.۰۲۷	۰.۶۳	۰.۵۳۰
اهرم مالی	LEV	۰.۰۱۰	۰.۰۳۵	۰.۲۷	۰.۷۸۴
IND∑		کنترل گردید			
YEAR∑		کنترل گردید			
آماره والد (معناداری)		۲۹۴۴/۶۸ (۰/۰۰۰)			
(AR1) (معناداری)		-۴/۹۹ (۰/۰۰۰)			
(AR2) (معناداری)		-۰/۳۶ (۰/۷۱۹)			
آزمون هانسن (معناداری)		۶/۱۸ (۰/۵۱۹)			
آزمون سارگان (معناداری)		۵۳/۷۸ (۰/۰۰۰)			

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

پس از مشخص شدن نحوه برازش مدل اصلی پژوهش، نخست به پیش‌شرط‌های برازش مدل پرداخته می‌شود. مشاهده می‌شود مقدار معناداری آماره والد در مدل، ۰/۰۰۰ بوده و با توجه به اینکه این مقدار زیر سطح خطای ۵ درصد است، برازش مناسب مدل را می‌رساند. از سویی، آزمون همبستگی پسماندها مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) است. این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. آرلاند و بوند (۱۹۹۱) قایلند که در تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته باید جملات اخلال دارای همبستگی سریالی مرتبه اول AR(1) بوده و دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) نباشند که در این فرضیه AR(1) دارای مقدار ۰/۰۰۰ بوده و معنادار و AR(2) دارای مقدار ۰/۷۱۹ بوده و معنادار نیست. آزمون هانسن نیز برای تعیین نقطه تغییر جهت در رابطه بین دو متغیر به صورت درون‌زا است و در صورت معنادار نبودن نشان‌دهنده عدم وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرها است که در این فرضیه نیز معنادار نیست. از آزمون سارگان نیز برای تشخیص عدم همبستگی جملات خطای مدل رگرسیونی و متغیرهای ابزاری مورد استفاده قرار می‌گیرد که در این فرضیه معنادار بوده و نشانده عدم همبستگی جملات خطای مدل رگرسیونی و متغیرها است.

در مورد متغیر مستقل اصلی پژوهش، یعنی متغیر مسئولیت اجتماعی که قرار است تأیید یا عدم تأیید فرضیه بر اساس آن انجام شود، مقدار معناداری ۰/۰۰۳ بوده و با توجه به اینکه این مقادیر کمتر از سطح خطای ۵ درصد بوده، فرضیه چهارم تأیید می‌گردد و شرکت‌های با مسئولیت اجتماعی بالا تمایل دارند با تأمین مالی داخلی، کارایی سرمایه‌گذاری را افزایش دهند. از بین متغیرهای کنترلی نیز متغیر دارایی‌های مشهود دارای مقدار معناداری ۰.۰۰۰ است و معنادار گردیده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

در ادامه کار چهار مدل در قالب یک مدل برآورد گردیده و نتایج آن در قالب جدول زیر مطرح می‌گردد

جدول ۷- نتایج آزمون فرضیات تحقیق در قالب یک مدل

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آماره Z	معناداری
مقدار ثابت	C	-۰.۱۸۷	۰.۱۴۵	-۱.۲۹	۰.۱۹۷
کارایی سرمایه‌گذاری سال قبل	LAG-INVEFF	۰.۵۸۹	۰.۰۷۳	۸.۰۷	۰.۰۰۰
مسئولیت اجتماعی شرکت	*CSR*	۰.۰۰۸	۰.۰۱۵	۰.۵۳	۰.۵۹۶
بیش اعتمادی مدیران	*OC*	۰.۰۲۲	۰.۰۰۷	۳.۳۵	۰.۰۰۱
*مسئولیت اجتماعی * تأمین مالی داخلی*	*CSR* INTERN*	۰.۰۷۱	۰.۰۱۶	۴.۴۱	۰.۰۰۰
بیش اعتمادی مدیران تأمین مالی داخلی*	*OC* INTERN*	-۰.۰۰۸	۰.۰۱۵	-۰.۵۵	۰.۵۸۳
تأمین مالی داخلی	INTERN	-۰.۰۳۶	۰.۰۳۰	-۱.۱۸	۰.۲۳۸
اندازه شرکت	SIZE	۰.۰۲۱	۰.۰۱۱	۱.۸۵	۰.۰۶۴
انحراف معیار وجه نقد	SCASH	-۰.۱۱۲	۰.۲۸۷	-۰.۳۹	۰.۶۹۶
انحراف معیار فروش	SSALES	-۰.۷۴۶	۰.۳۵۶	-۲.۱۰	۰.۰۳۶
دارایی مشهود	TANG	۰.۱۲۴	۰.۰۳۲	۳.۹۱	۰.۰۰۰
بازده دارایی	ROA	-۰.۰۶۰	۰.۰۴۸	-۱.۲۴	۰.۲۱۴
کیوتوبین	Q	-۰.۰۰۴	۰.۰۰۳	-۱.۳۰	۰.۱۹۴
زیان‌دهی	LOSS	-۰.۰۰۷	۰.۰۱۲	-۰.۶۰	۰.۵۴۷
جریان نقد عملیاتی	CFO	-۰.۰۰۹	۰.۰۲۹	-۰.۲۹	۰.۷۶۸
اهرم مالی	LEV	-۰.۰۱۶	۰.۰۳۵	-۰.۴۵	۰.۶۴۹
نسبت آنی	CURRENT	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	-۰.۴۴	۰.۶۶۲
سود بعد از مالیات بر جمع حقوق صاحبان سهام	EPS	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۲۴	۰.۸۱۳

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

ادامه جدول ۷- نتایج آزمون فرضیات تحقیق در قالب یک مدل

متغیر		ضریب	انحراف معیار	آمارهZ	معناداری
نرخ بازده سهام در سال قبل از سرمایه‌گذاری	RET	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۲۶	۰.۷۹۵
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۰.۱۰۸	۰.۰۶۲	۱.۷۴	۰.۰۸۲
IND∑	کنترل گردید				
YEAR∑	کنترل گردید				
آماره والد (معناداری)	۳۰۲۵/۴۱ (۰/۰۰۰)				
(AR1) (معناداری)	-۵/۱۸ (۰/۰۰۰)				
(AR2) (معناداری)	-۰/۱۷ (۰/۸۶۲)				
آزمون هانسن (معناداری)	۰/۹۹ (۰/۳۲۰)				
آزمون سارگان (معناداری)	۵۱/۴۸ (۰/۰۰۰)				

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه کار چهار مدل در قالب یک مدل برآورد گردیده که مشاهده می‌شود مقدار معناداری آماره والد در این حالت ۰/۰۰۰ بوده و با توجه به اینکه این مقدار زیر سطح خطای ۵ درصد است، برازش مناسب مدل را می‌رساند. از سویی، آزمون همبستگی پسماندها مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) است. این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. آرلاند و بوند (۱۹۹۱) قایلند که در تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته باید جملات اخلال دارای همبستگی سریالی مرتبه اول AR(1) بوده و دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) نباشند که در این فرضیه AR(1) دارای مقدار ۰/۰۰۰ بوده و معنادار و AR(2) دارای مقدار ۰/۸۶۲ بوده و معنادار نیست. آزمون هانسن نیز برای تعیین نقطه تغییر جهت در رابطه بین دو متغیر به صورت درون‌زا است و در صورت معنادار نبودن نشان‌دهنده عدم وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرها است که در این فرضیه نیز معنادار نیست. از آزمون سارگان نیز برای تشخیص عدم

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

همبستگی جملات خطای مدل رگرسیونی و متغیرهای ابزاری مورد استفاده قرار می‌گیرد که در این فرضیه معنادار بوده و نشانده عدم همبستگی جملات خطای مدل رگرسیونی و متغیرها است.

در این قسمت متغیر مستقل مسئولیت اجتماعی دارای مقدار معناداری ۰.۵۹۶ و متغیر تعاملی بیش اعتمادی مدیران* تأمین مالی داخلی دارای مقدار معناداری ۰.۵۸۳ است که فرضیات اول و سوم تحقیق رد گردیده و متغیر مستقل بیش اعتمادی مدیران دارای مقدار معناداری ۰.۰۰۱ و متغیر تعاملی مسئولیت اجتماعی * تأمین مالی داخلی دارای مقدار معناداری ۰.۰۰۰ است که فرضیات دوم و چهارم تأیید می‌گردد. نتایج حاصل‌شده در حالتی که فرضیات تحقیق در قالب یک مدل ران گردد و یا چهار مدل جداگانه ران گردد تغییری نکرده و نتایج یکسانی حاصل گردیده است. از بین متغیرهای کنترلی نیز متغیرهای انحراف معیار فروش و دارایی‌های مشهود به ترتیب دارای مقادیر معناداری ۰.۰۳۶ و ۰.۰۰۰ است و معنادار گردیده است.

۵. نتیجه‌گیری

هم‌زمان با مطالعات بوون (۱۹۵۳) و کارول[1] (۱۹۷۹) اهمیت مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها و تأثیر آن بر جامعه از جنبه‌های مختلف کاوش شده است. برخی از مطالعات در دفاع از نقش مثبت مسئولیت اجتماعی استدلال کرده‌اند که شرکت در قبال جامعه مسئولیت دارد (کارول،۱۹۷۹؛ فریدمن،۱۹۸۷). در مقابل برخی دیگر از قبیل فریدمن (۱۹۷۰) در رد مسئولیت اجتماعی بیان کرده‌اند که تنها وظیفه اجتماعی شرکت به حداکثر رساندن سود شرکت در چارچوب رعایت قوانین و مقررات، با حداقل محدودیت‌های اخلاقی است. در این پژوهش به بررسی رابطه کارایی سرمایه‌گذاری و مسئولیت اجتماعی شرکت با توجه به تأثیرپذیری از رفتار مدیران با تأکید بر رویکرد سلسله مراتبی پرداخته شده است. یافته‌های پژوهش نشان داد که افزایش مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها سبب بهبود کارایی سرمایه‌گذاری نمی‌شود که با نتیجه تحقیق بنلیملاح و بیتار[2] (۲۰۱۸) و فخاری و همکاران (۱۳۹۵) هم‌خوانی ندارد. از طرفی دیگر افزایش بیش اعتمادی

1. Carroll
2. Benlemlih and Bitar

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

مدیران موجب بهبود کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود، اما مدیران تمایل ندارند تا از طریق تأمین مالی داخلی، کارایی سرمایه‌گذاری را بهبود ببخشند. همچنین با توجه به اینکه رابطه بیش اعتمادی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری تأیید گردید، این نتایج با نتایج تحقیقات یانگ و همکاران (۲۰۱۹) هم‌خوانی دارد. بنابراین این نتایج در تضاد با یافته‌های قبلی نبوده که نشان می‌دهد مدیران بیش اعتماد تمایل به سرمایه‌گذاری زیاد ندارند که منجر به کارایی سرمایه‌گذاری می‌گردد. با توجه به اینکه تأمین مالی داخلی بر بیش اعتمادی مدیران تأثیر معناداری ندارد، این نتیجه با نتایج تحقیقات یانگ و همکاران (۲۰۱۹) و عرب صالحی و همکاران (۱۳۹۳) مطابقت ندارد. از طرفی شرکت‌های با مسئولیت اجتماعی بالا به‌منظور افزایش کارایی سرمایه‌گذاری خود تمایل دارند از طریق تأمین مالی داخلی این کارایی را ایجاد نمایند.

درواقع می‌توان اظهار داشت شرکت‌هایی که از سطح افشای مسئولیت اجتماعی بهتری برخوردار هستند، به دلیل سطح بالای شفافیت در اطلاعات باعث کاهش نامتقارنی اطلاعات بین شرکت و سرمایه‌گذاران و کاهش ریسک شده است. کاهش ریسک در نهایت موجب کاهش نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران و هزینه سرمایه شرکت شده است که شرکت‌ها تمایل دارند از طریق تأمین مالی داخلی کارایی سرمایه‌گذاری را افزایش دهند. همچنین می‌توان بیان کرد که فعالیت مسئولیت اجتماعی نوعی سرمایه‌گذاری مولد است و به جذب سرمایه‌گذارانی که برای مسئولیت اجتماعی ارزش قائل‌اند کمک می‌کند و انتظار می‌رود سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری شرکت‌هایی را در اولویت قرار می‌دهند که از لحاظ گزارشگری مسئولیت اجتماعی در سطح بالاتری قرار دارند. مدیران نیز با نقش و فعالیت خود می‌توانند در اجرای مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها نقش بسزایی داشته باشند که بیش اعتمادی مدیران که در اینجا مدنظر است و می‌تواند باعث بهبود مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها و بهبود کارایی سرمایه‌گذاری شود. از سوی دیگر فقدان حسابداری و گزارشگری مسئولیت اجتماعی در ایران سبب گزارشگری و افشای مسئولیت اجتماعی به‌صورت سلیقه‌ای شده که این ضعف باعث شده است سرمایه‌گذاران نتوانند به مقایسه شرکت‌ها و تصمیم‌گیری در این زمینه بپردازند؛ بنابراین به سازمان بورس اوراق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

بهادار و کمیته تدوین استانداردها پیشنهاد می‌شود که شرکت‌ها را به افشای مسئولیت اجتماعی در چارچوب استانداردهای یکپارچه و ارائه گزارش‌های مستقل ملزم کنند و به رتبه‌بندی شرکت‌های فعال در بورس به لحاظ کیفیت افشای مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها تلاش نمایند. با توجه به نتایج تحقیق به قانون‌گذاران، سهامداران، مدیران و به‌طورکلی به فعالان بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود میزان تأمین مالی داخلی شرکت‌ها را هنگام تصمیم‌گیری‌هایشان مد نظر قرار دهند. همچنین رابطه معنادار بین بیش اعتمادی مدیران و کارایی سرمایه‌گذاری وجود دارد که نشان می‌دهد در بازار سرمایه ایران سیاست‌های تأمین مالی شرکت‌ها تحت تأثیر ویژگی‌های شخصیتی مدیران نظیر بیش اعتمادی مدیریان است. به این ترتیب به سهامداران پیشنهاد می‌شود این نکته‌ها را مد نظر قرار دهند.

منابع

فخاری، حسین، رضایی پیته نوئی، یاسر و نوروزی، محمد (۱۳۹۵). تأثیر افشای مسئولیت اجتماعی شرکت بر کارایی سرمایه‌گذاری. *راهبرد مدیریت مالی*. ۴(۱۵)، ۸۵-۱۰۶.

Ahmed, A.S., Duellman, S., 2013. Managerial overconfidence and accounting conservatism. *J. Account. Res*. 51 (1), 1–30.

Alicke, M.D., 1985. Global self-evaluation as determined by the desirability and controllability of trait adjectives. *J. Pers. Soc. Psychol*. (49), 1621–1630.

Attig, N. (2011). Intangible assets, organizational capital and corporate social responsibility: Evidence from U.S. manufacturing firms. *Working paper*, Saint Mary's University, Halifax, NS.

Attig, N., Boubakri, N., El Ghoul, S., & Guedhami, O. (2014). Firm internationalization and corporate social responsibility. *Journal of Business Ethics*. doi:10.1007/s10551-014-2410-6.

Attig, N., El Ghoul, S., Guedhami, O., & Suh, J. (2013). Corporate social responsibility and credit ratings. *Journal of Business Ethics*, 117(4), 679–694.

Aupperle, K. E., Carroll, A. B., & Hatfield, J. D. (1985). An empirical examination of the relationship between corporate social responsibility and profitability. *The Academy of Management Journal*, 28(2), 446–463.

Bae, K.-H., Kang, J.-K., & Wang, J. (2011). Employee treatment and firm leverage: A test of the stakeholder theory of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 100(1), 130–153.

Barnea, A., & Rubin, A. (2010). Corporate social responsibility as a conflict between shareholders. *Journal of Business Ethics*, 97(1),71–86.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

Be´nabou, R., & Tirole, J. (2010). Individual and corporate social responsibility. *Economica*, 77(305), 1–19.

Benlemlih, M. (2015). Corporate social responsibility and firm debt maturity. *Journal of Business Ethics*,. doi:10.1007/s10551-015-2856-1.

Benlemlih, M., & Girerd-Potin, I. (2014). Does corporate social responsibility affect firm financial risk? Evidence from international data. *Financial Management Association European Conference* (FMA), 11–13 June, Maastricht, The Netherlands.

Baker, M., Wurgler, J., 2000. The equity share in new issues and aggregate stock returns. *J. Finance* 55 (5), 2219–2257.

Baron, R.M., Kenny, D.A., 1986. The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *J. Pers. Soc.Psychol*. 51 (6), 1173–1182.

Barros, L.A.B., Silveira, A.D.M., 2007. Overconfidence, managerial optimism and the determinants of capital structure. *SSRN Electron. J.* https://doi.org/10.2139/ssrn.953273.

Bates, T.W., 2005. Asset sales, investment opportunities, and the use of proceeds. *J. Finance* 60 (1), 105–135.

Ben-David, I., Graham, J.R., Harvey, C.R., 2007. Managerial Overconfidence and Corporate Policies, *Nber Working Papers*. https://doi.org/10.3386/w13711.

Blanchard, O. J., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. (1994). What do firms do with cash windfalls? *Journal of Financial Economics*, 36(3), 337–360.

Brown, R., Sarma, N., 2007. CEO overconfidence, CEO dominance and corporate acquisitions. *J. Econ. Bus.* 59 (5), 358–379.

Bown, H. R. (1953). *Social Responsabilities of businessman*. New York.

Carroll, A. B., & Shabana, K. M. (2010). The business case for corporate social responsibility: A review of concepts, research and practice. *International Journal of Management Reviews*, 12(1), 85–105.

Camerer, C., Dan, L., 1999. Overconfidence and excess entry: an experimental approach. *Am. Econ. Rev*. 89 (1), 306–318.

Deshmukh, S., Goel, A.M., Howe, K.M., 2013. CEO overconfidence and dividend policy. *J. Financ. Intermed*. 22 (3), 440–463.

Doukas, J.A., Petmezas, D., 2007. Acquisitions, overconfident managers and self-attribution Bias. *Eur. Financ. Manag*. 13 (3), 531–577.

Frank, M.Z., Goyal, V.K., 2003. Testing the pecking order theory of capital structure. *J. Financ. Econ*. 67 (2), 217–248.

Freedman, L.S., Schatzkin, A., 1992. Sample size for studying intermediate endpoints within intervention trails or observational studies. *Am. J. Epidemiol*. 136 (9), 1148–1159.

Fakhari, H., Rezaei Pitenoei, Y., & Noroozi, M. (2017). Corporate social responsibility disclosure and investment efficiency. *Financial Management Strategy*, 4(4), 85-106.[in Persian]

Goel, A.M., Thakor, A.V., 2008. Overconfidence, CEO selection, and corporate governance. *J. Finance* 63 (6), 2737–2784.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

Graham, J.R., Harvey, C.R., 2001. The theory and practice of corporate finance: evidence from the field. *Nankai Bus. Rev*. 60 (2–3), 187–243.

Hackbarth, D., 2003. Managerial traits and capital structure decisions. *J. Financ. Quant. Anal*. 43 (4), 843–881.

Hall, S.C., 2002. *Predicting financial distress*. J. Financ. Serv. Professionals.

Hao, Y., Liu, X., Lin, C., 2005. An empirical research on the general managerial overconfidence and investment decision for the listed companies. Chin. *J. Manag*. Sci. 5, 142–148.

Hayward, M.L.A., Hambrick, D.C., 1997. Explaining the premiums paid for large acquisitions: evidence of CEO hubris. *Adm. Sci*. Q. 42 (1), 103–127.

Hijjawi, M., Lee, C. L., & Marzuki, J. (2021). CEO Overconfidence and Corporate Governance in Affecting Australian Listed Construction and Property Firms' Trading Activity. *Sustainability*, *13*(19), 10920.

He, Y., Chen, C., & Hu, Y. (2019). Managerial overconfidence, internal financing, and investment efficiency: Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, 501-510.

Heaton, J.B., 2002. Managerial optimism and corporate finance. *Financ. Manage*. 31 (2), 33–45.

Hribar, B.P., Yang, H., 2011. CEO overconfidence and management forecasting. *SSRN Electron. J*. https://doi.org/10.2139/ssrn.929731.

Huang, J., Kisgen, D.J., 2013. Gender and corporate finance: are male executives overconfident relative to female executives? *J. Financ. Econ*. 108 (3), 822–839.

Hubbard, R.G., 1998. Capital-market imperfections and investment. *J. Econ. Lit*. 36 (1), 193–225.

Jiang, F.X., Yin, Z.H., Su, F., Huang, L., 2009. Managerial background traits and corporate over-investment. *Manage. World* (1), 130–139.

Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323–329.

Landier, A., Sraer, D., Thesmar, D., 2009. Financial risk management: when does independence fail? *Am. Econ. Rev*. 99 (2), 454–458.

Larwood, L., Whittaker, W., 1977. Managerial myopia: self-serving biases in organizational planning. *J. Appl. Psychol*. 62, 194–198.

Lang, L. H. P., Stulz, R. M., & Walkling, R. A. (1991). A test of the free cash flow hypothesis: The case of bidder returns. *Journal of Financial Economics*, 29(2), 315–335.

Li, Z.L., Zhao, H.P., Song, Y.F., 2009. Empirical research on managerial overconfidence and corporate financing behavior of pecking-order. *IEEE 16th International Conferenceon Industrial Engineering and Engineering Management*. pp. 1496–1500.

Li, W.L., Xie, G.L., Hao, J.Y., 2014. The empirical study on the influence of managerial over-confidence on overinvest behavior. *J. Shanxi Finance Econ. Univ*. 10, 76–86.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

Malmendier, U., Tate, G., 2005. CEO overconfidence and corporate investment. *J. Finance* 60 (6), 2661–2700.
Malmendier, U., Tate, G., 2008. Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction. J. *Financ. Econ*. 89 (1), 20–43.
Malmendier, U., Tate, G., Yan, J., 2011. Overconfidence and early-life experiences: the effect of managerial traits on corporate financial policies. *J. Finance* 66 (5), 1687–1733.
March, J.G., Shapira, Z., 1987. Managerial perspectives on risk and risk taking. *Manage. Sci.* 33 (11), 1404–1418.
Myers, S.C., 1984. The capital structure puzzle. J. *Finance* 39 (3), 575–592.
Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187–221.
Paredes, T.A., 2004. Too much pay, too much deference: Is CEO overconfidence the product of corporate governance? *SSRN Electron. J*. https://doi.org/10.2139/ssrn.587162.
Preston, L. E., & O'Bannon, D. P. (1997). The corporate socialfinancial performance relationship: A typology and analysis. *Business and Society*, 36(4), 419–429.
Renneboog, L., Simons, T., Wright, M., 2007. Why do public firms go private in the UK? The impact of private equity investors, incentive realignment and undervaluation. J. *Corp.Financ*. 13 (4), 591–628.
Richardson, Scott, 2006. Over-investment of free cash flow. *Rev. Account. Study* 11, 159–189.
Roll, R., 1986. The hubris hypothesis of corporate takeovers. *J. Bus*. 59 (59), 197–216.
Schumpeter, J.A., 1942. Cost and demand functions of the individual firm. *Am. Econ. Rev*. 1.
Shefrin, H., 2001. Behavioral corporate finance. *J. Appl. Corp. Finance* 14 (3), 113–124.
Svenson, Ola, 1981. Are we all less risky and more skillful than our fellow drivers? *Acts Psycholog*. 143–148.
Ting, I.W.K., Azizan, N.A.B., Qian, L.K., 2015. Upper echelon theory revisited: the relationship between ceo personal characteristics and financial leverage decision. Procedia -Soc. Behav. Sci. 195, 686–694.
Vogt, S.C., 1994. The role of internal financial sources in firm financing and investment decisions. *Rev. Financ. Econ*. 4 (1), 1–24.
Wang, X., Zhang, M., Yu, F.S., 2008. CEO overconfidence and distortion of firms' investments: some empirical evidence from China. Nankai Bus. Rev. 11 (02), 77–83.
Wang, X., Zhang, M., Yu, F.S., 2009. Managerial overconfidence and over-investment:Empirical evidence from China. Front. *Bus. Res. China* 3 (3), 453–469.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]
[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

Werner,R.M.(2018).Managerial overconfidence and rirm financing decision:an Indonesian case.Advances in social science, *education and humanities research*, 186

Wen, Z.L., Zhang, L., Hou, J.T., 2004. Testing and application of the mediating effects. *Acta Psychol. Sin*. 36 (5), 614–620.

Xiao, F.L., Li, Y.X., Luan, Q.W., 2011. Managerial overconfidence and corporate financial decisions: an empirical study. *Sci. Res. Manag*. 32 (8), 151–160.

Xin, Q.Q., Lin, B., Wang, Y.C., 2007. Government control, executive compensation and capital investment. *Econ. Res. J*. 8, 110–122.

Ying, H., Cindi, C., & Yue,H. (2019). Managerial overconfidence, internal financing, and investment efficiency. Research in international Business and finance,47, 501-510. Preferences. *Economic Modelling*,52, 519-530

Yu, M.G., Xia, X.P., Zou, Z.S., 2006. The relationship between managers' overconfidence and enterprises' radical behavior in incurring debts. *Manage. World* 8, 104–112.

Zhang, M., Wang, C.F., Jiang, F.X., 2010. Is the allocation of credit resources in China efficient? Empirical evidence from the view of Chinese listed companies 'investment efficiency. *South China J. Econ*. 28 (7), 61–71.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7] [Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-07-12]

[DOI: 10.61186/qjfep.11.41.7]