Fin. Manag. Persp. 2025, 15(3), 78-100; doi: 10.48308/jfmp.2025.242253.1550

Financial Management Perspective
Journal hompage: https://jfmp.sbu.ac.ir/

Original Article

Examining the Moderating Role of Board Independence and Business Environment Dynamism on the Relationship between Board Diversity and the Marginal Value of Cash

Maghferah Ahmadi*
Abbas Aflatooni**
Hassan Zalaghi***

Abstract

Introduction: In recent years, the role of cash holdings in corporate financial decision-making has attracted increasing attention from researchers, as the efficiency with which firms utilize their cash resources can serve as an indicator of the quality of their financial management and corporate governance. Despite extensive studies on the financial determinants of the marginal value of cash, the non-financial dimensions-particularly the characteristics of the board of directors-have received comparatively little attention. Board diversity, by broadening the range of perspectives, skills, and experiences among directors, can influence the quality of decision-making and the allocation of financial resources. At the same time, board independence and the dynamism of the business environment may alter the strength and direction of this relationship. Accordingly, the present study aims to examine the effect of board diversity on the marginal value of cash and to explain the moderating roles of board independence and business environment dynamism in this relationship.

Methods: This study is applied in purpose and descriptive-correlational in methodology, employing a panel data approach. The statistical population consists of all firms listed on the Tehran Stock Exchange during the period 2007–2024. After applying selection criteria to ensure data homogeneity, 116 firms with a total of 2,088 firm-year observations were selected as the final sample. The dependent variable is the marginal value of cash, while the independent variable is board

Received: August. 28, 2025 Accepted: Desember. 3, 2025
* Ph.D. Student in Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.
** Associate Professor of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. (Corresponding Author). **E-Mail**: A.Aflatooni@basu.ac.ir
*** Associate Professor of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.

diversity. Board independence and business environment dynamism are included as moderating variables. Data analysis was conducted using a panel regression model controlling for year and industry fixed effects, and the generalized least squares (GLS) estimator with firm-level clustered standard errors was employed to address heteroskedasticity and within-firm correlation.

Results and Discussion: The results of the regression models indicate that board diversity has a positive and significant effect on the marginal value of cash. Firms with more diverse boards - in terms of gender, education, experience, and professional background-demonstrate greater efficiency in utilizing their cash holdings. This finding supports the role of board diversity in enhancing decision-making quality and improving oversight of corporate financial policies. Moreover, the magnitude of this effect is stronger in firms with more independent boards. The independence of non-executive directors, by mitigating conflicts of interest and increasing the transparency of managerial decisions, contributes to a higher marginal value of cash. The results also reveal that business environment dynamism amplifies this relationship. In dynamic and rapidly changing markets, the positive impact of board diversity on the marginal value of cash becomes stronger, suggesting that in conditions of higher uncertainty and market volatility, firms with more diverse boards possess greater flexibility and responsiveness in financial decision-making. Conversely, in more stable environments or in firms with less independent boards, this relationship weakens or becomes insignificant. Additional robustness tests, using alternative operational definitions of the dependent variable, confirm the main findings and demonstrate the stability and reliability of the results.

Conclusions: The findings of this study indicate that board diversity enhances the marginal value of corporate cash by improving the efficiency of financial decision-making and managerial oversight. This effect becomes stronger in firms with more independent boards and in dynamic business environments. Accordingly, managers and financial policymakers are advised to focus on board diversity and independence as key value-creating factors when designing corporate governance structures.

Keywords: Blau Index; Board Diversity; Board Independence; Business Environment Dynamism; Marginal Value of Cash[1].

How to Cite: *Ahmadi, M., Aflatooni, A. and Zalaghi, H. (2025). Examining the Moderating Role of Board Independence and Business Environment Dynamism on the Relationship between Board Diversity and the Marginal Value of Cash. Financial Management Perspective, 15(3), 78-100. doi: 10.48308/jfmp.2025.242253.1550(In Persian).*

Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

Doi: 10.48308/jfmp.2025.242253.1550 چشم انداز مدیریت مالی ،۱۴۰۴ دوره ۱۵ شماره ۳ صص ۷۸ –۱۰۰،

چشم انداز مدیریت مالی
Journal hompage: https://jfmp.sbu.ac.ir/

نوع مقاله: پژوهشی

بررسی نقش تعدیل‌گر استقلال هیئت‌مدیره و پویایی محیط تجاری بر رابطهٔ بین تنوع هیئت‌مدیره و ارزش نهایی وجه نقد

مغفره احمدی*
عباس افلاطونی**
حسن زلقی***

چکیده

مقدمه: در سال‌های اخیر، نقش وجوه نقد در تصمیم‌گیری‌های مالی شرکت‌ها بیش‌ازپیش موردتوجه پژوهشگران قرار گرفته است، زیرا میزان کارایی شرکت‌ها در استفاده از منابع نقدی می‌تواند شاخصی از کیفیت مدیریت مالی و حاکمیت شرکتی آن‌ها باشد. با وجود پژوهش‌های متعدد درباره عوامل مالی مؤثر بر ارزش نهایی وجه نقد، بررسی ابعاد غیرمالی و به‌ویژه ویژگی‌های هیئت‌مدیره کمتر موردتوجه قرار گرفته است. تنوع در ترکیب هیئت‌مدیره می‌تواند با گسترش دیدگاه‌ها، مهارت‌ها و تجربیات اعضا، بر کیفیت تصمیم‌گیری و تخصیص منابع مالی اثرگذار باشد. درعین‌حال، استقلال هیئت‌مدیره و پویایی محیط تجاری ممکن است شدت و جهت این رابطه را تغییر دهند. بر این اساس، هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر تنوع هیئت‌مدیره بر ارزش نهایی وجه نقد و تبیین نقش تعدیل‌گر استقلال هیئت‌مدیره و پویایی محیط تجاری بر این رابطه است.

روش‌ها: پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از نظر روش‌شناسی، توصیفی - همبستگی و مبتنی بر داده‌های ترکیبی است. جامعه آماری شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۳ است که پس از اعمال محدودیت‌ها جهت دستیابی به مشاهدات همگن، ۱۱۶ شرکت در قالب ۲۰۸۸ سال ـ شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب شدند. متغیر وابسته، ارزش نهایی وجه نقد و متغیر مستقل، تنوع هیئت‌مدیره است. استقلال هیئت‌مدیره و پویایی محیط تجاری به‌عنوان متغیرهای تعدیل‌گر در پژوهش لحاظ شده‌اند. برای تحلیل داده‌ها از الگوی رگرسیون پانل با کنترل اثرات ثابت سال‌ها و صنایع و برآوردگر حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) به همراه تصحیح خوشه‌ای در سطح شرکت، استفاده شده تا ناهمسانی واریانس و همبستگی درون‌شرکتی کنترل گردد.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۶/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۱۲

* دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
** دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران (نویسنده مسئول).
E-Mail: A.Aflatooni@basu.ac.ir
*** دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.

یافته‌ها: نتایج برآورد مدل‌های رگرسیونی نشان می‌دهد که تنوع هیئت‌مدیره اثر مثبت و معناداری بر ارزش نهایی وجه نقد دارد؛ به‌گونه‌ای که شرکت‌هایی با ترکیب متنوع‌تر از نظر جنسیت، تحصیلات، تجربه و تخصص اعضای هیئت‌مدیره، از کارایی بالاتری در استفاده از وجوه نقد برخوردارند. این یافته مؤید نقش تنوع هیئت‌مدیره در ارتقاء کیفیت تصمیم‌گیری و بهبود نظارت بر سیاست‌های مالی شرکت است. افزون بر آن، میزان این تأثیر در شرکت‌هایی که از هیئت‌مدیره مستقل‌تری برخوردارند، تقویت می‌شود؛ بدین معنا که استقلال اعضای غیرموظف با کاهش تضاد منافع و بهبود شفافیت تصمیم‌های مدیریتی، به افزایش ارزش نهایی وجه نقد منجر می‌شود. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که پویایی محیط تجاری نیز در این رابطه نقش تشدیدکننده دارد؛ به‌طوری‌که در محیط‌های پویا و متغیر، تأثیر مثبت تنوع هیئت‌مدیره بر ارزش نهایی وجه نقد، قوی‌تر است. این امر بیانگر آن است که در شرایط تغییرات سریع بازار و عدم اطمینان بیشتر، شرکت‌های دارای هیئت‌مدیره متنوع‌تر توانایی بالاتری در اتخاذ تصمیم‌های مالی انعطاف‌پذیر و پاسخ‌گو دارند. در مقابل، در محیط‌های کم‌تحول یا شرکت‌های با استقلال کمتر هیئت‌مدیره، رابطه مزبور ضعیف‌تر یا بی‌معنا می‌شود. نتایج آزمون‌های تکمیلی با به‌کارگیری تعریف عملیاتی جایگزین برای متغیر وابستهٔ مدل‌ها، مؤید یافته‌های اصلی پژوهش و نشان‌دهندهٔ استحکام و پایداری نتایج است.

نتیجه‌گیری: نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تنوع هیئت‌مدیره با تقویت کارایی تصمیم‌گیری مالی و نظارت مدیریتی، ارزش نهایی وجه نقد شرکت را افزایش می‌دهد و این اثر در حضور هیئت‌مدیره مستقل‌تر و در محیط‌های تجاری پویا شدت می‌یابد. بر این اساس، به مدیران و سیاست‌گذاران مالی توصیه می‌شود در طراحی ساختار حاکمیت شرکتی، بر تنوع و استقلال هیئت‌مدیره به‌عنوان عوامل کلیدی ارزش‌آفرینی تمرکز نمایند.

کلیدواژه‌ها: ارزش نهایی وجه نقد؛ استقلال هیئت‌مدیره؛ پویایی محیط تجاری؛ تنوع هیئت‌مدیره؛ شاخص بلائو.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

استناددهی: احمدی, مغفره , افلاطونی, عباس و زلقی, حسن . (۱۴۰۴). بررسی نقش تعدیل‌گر استقلال هیئت‌مدیره و پویایی محیط تجاری بر رابطهٔ بین تنوع هیئت‌مدیره و ارزش نهایی وجه نقد. چشم انداز مدیریت مالی, ۱۵(۳), ۷۸-۱۰۰.

Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

۱. مقدمه

در دهه‌های اخیر، مدیریت وجوه نقد به یکی از موضوعات محوری در حوزه مالی شرکتی تبدیل شده است. وجه نقد، علاوه بر ایفای نقش حیاتی در تأمین مالی فعالیت‌های روزمره شرکت، منبعی کلیدی برای حفظ انعطاف‌پذیری مالی و مقابله با نااطمینانی‌های اقتصادی به شمار می‌آید [۷، ۵۶]. تصمیم‌های مرتبط با نگهداشت یا مصرف وجه نقد می‌تواند پیامدهای مستقیمی بر ارزش شرکت و منافع سهامداران داشته باشد، زیرا سطح بهینه وجه نقد به توازن بین مزایای نقدینگی و هزینه‌های فرصت آن وابسته است. دراین‌بین، مفهوم ارزش نهایی وجه نقد[1] که نخستین بار توسط فالکندر و وانگ [۲۲] مطرح شد، معیاری برای سنجش میزان ارزش یا بازدهی است که یک واحد اضافی وجه نقد، برای سهامداران ایجاد می‌کند. هرچه توانایی مدیریت در تخصیص بهینه منابع نقدی بیشتر باشد، ارزش نهایی وجه نقد بالاتر خواهد بود [۱۷]. با توجه به هزینه‌های نمایندگی[2] ناشی از انباشت وجوه نقد و احتمال استفاده ناکارای مدیران از منابع مالی [۳۴]، بررسی عوامل تعیین‌کننده ارزش نهایی وجه نقد برای تحلیل کارایی تصمیم‌های مالی مدیران اهمیتی دوچندان دارد. در بازارهای نوظهوری چون ایران، که شرکت‌ها با محدودیت‌های مالی، ضعف بازار سرمایه، نوسان‌های اقتصادی و چالش‌های نهادی مواجه‌اند، شناخت این عوامل می‌تواند درک عمیق‌تری از رفتار نگهداشت وجه نقد شرکت‌ها فراهم آورد و زمینه‌ساز تدوین سیاست‌های مؤثرتر در سطح بنگاه و سطوح کلان باشد.

اگرچه پژوهش‌های متعددی به بررسی عوامل مالی مؤثر بر ارزش نهایی وجه نقد پرداخته‌اند - ازجمله ساختار سرمایه [۵۷]، فرصت‌های رشد [۳۱]، کیفیت سود [۲۵] و نقدشوندگی سهام [۴۵]- اما نقش سازوکارهای حاکمیت شرکتی و ویژگی‌های هیئت‌مدیره در این زمینه کمتر موردتوجه قرار گرفته است. در سال‌های اخیر، پژوهش‌های مرتبط با حاکمیت شرکتی نشان داده‌اند که ترکیب هیئت‌مدیره می‌تواند از طریق نظارت مؤثرتر، تنوع دیدگاه‌ها و پیشگیری از تمرکز قدرت مدیریتی، بر تصمیم‌های مالی شرکت تأثیرگذار باشد [۱، ۴۲]. یکی از ابعاد کلیدی ساختار هیئت‌مدیره، تنوع ویژگی‌های اعضای[3] آن است. تنوع در جنسیت، تحصیلات، تجربه، سن و پیشینه حرفه‌ای اعضا می‌تواند منجر به ارتقاء کیفیت تصمیم‌گیری و بهبود کنترل داخلی شود [۱۳، ۶۱]. این تنوع، علاوه بر افزایش ظرفیت تحلیلی هیئت‌مدیره، می‌تواند موجب شکل‌گیری دیدگاه‌های چندجانبه در مواجهه با مسائل پیچیدهٔ مالی شود. بااین‌حال، یافته‌های تجربی دربارهٔ اثر تنوع هیئت‌مدیره بر عملکرد شرکت‌ها همسو نیستند؛ برخی پژوهش‌ها رابطه‌ای مثبت بین تنوع هیئت‌مدیره و ارزش شرکت گزارش کرده‌اند، درحالی‌که برخی دیگر این اثر را بی‌اهمیت یا حتی منفی دانسته‌اند [۳۹، ۴۹]. این نتایج متناقض می‌تواند ناشی از نقش سایر عوامل تعدیل‌گر از قبیل استقلال هیئت‌مدیره[4] و ویژگی‌های محیطی[5] باشد. استقلال اعضای غیرموظف، با کاهش تضاد منافع و تقویت شفافیت، اثربخشی هیئت‌مدیره را افزایش می‌دهد [۸، ۲۱]. همچنین، پویایی محیطی تجاری[6]، به‌عنوان یکی از ابعاد کلیدی شرایط برون‌سازمانی، توانایی شرکت‌ها در واکنش به تغییرات و تصمیم‌گیری در شرایط نامطمئن را تعیین می‌کند [۱۶]. در این محیط‌ها، وجود هیئت‌مدیره‌ای متنوع و مستقل می‌تواند منجر به تصمیم‌های سریع، تطبیق‌پذیر و ارزش‌آفرین شود [۲۴].

با وجود اهمیت روزافزون وجه نقد در اتّخاذ تصمیم‌های مالی، در بازارهای نوظهور همچون ایران هنوز درک جامعی از نقش عوامل غیرمالی، به‌ویژه ساختار و ترکیب هیئت‌مدیره، در تعیین ارزش نهایی وجه نقد وجود ندارد. درحالی‌که بخش قابل‌توجهی از پژوهش‌های پیشین عمدتاً بر متغیرهای مالی متمرکز بوده‌اند، واقعیت‌های نهادی و محیطی نشان می‌دهد که سازوکارهای حاکمیت شرکتی و ویژگی‌های محیط تجاری نیز می‌توانند نقش تعیین‌کننده‌ای در کارایی

1. Marginal value of cash
2. Agency costs
3. Board diversity
4. Board Independence
5. Environmental Characteristics
6. Environmental Dynamism

مدیریت نقدینگی ایفا کنند. این شکاف دانشی، ضرورت بررسی تأثیر تنوع هیئت‌مدیره به‌عنوان یکی از ابعاد کلیدی راهبری شرکتی را بر ارزش نهایی وجه نقد آشکار می‌سازد. از سوی دیگر، انتظار می‌رود استقلال هیئت‌مدیره و پویایی محیط تجاری به‌عنوان عوامل تعدیل‌گر، شدت و جهت این رابطه را تحت تأثیر قرار دهند. بر این اساس، دغدغه اصلی پژوهش حاضر آن است که آیا ترکیب متنوع‌تر اعضای هیئت‌مدیره می‌تواند به تصمیم‌گیری‌های مالی کاراتر و افزایش ارزش نهایی وجه نقد منجر شود و آیا این اثر در حضور هیئت‌مدیره مستقل‌تر و در محیط‌های تجاری پویا تقویت می‌گردد؟ این پژوهش، با تمرکز هم‌زمان بر عوامل درونی حاکمیت شرکتی و شرایط محیطی، به‌دنبال پر کردن شکاف بین دیدگاه‌های مالی و رفتاری است و تلاش می‌کند تصویری جامع از رفتار نگهداشت نقدینگی در شرکت‌های ایرانی ارائه دهد. یافته‌های حاصل از این پژوهش، ضمن گسترش مرزهای دانش در حوزه حاکمیت شرکتی، می‌تواند مدیران و سیاست‌گذاران مالی را در طراحی ساختار هیئت‌مدیره‌ای کارآمد و تدوین مقررات مؤثرتر برای ارتقای شفافیت و افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران یاری کند.

در ادامه، ابتدا مبانی نظری و پژوهش‌های پیشین مرور می‌شود و فرضیه‌ها توسعه می‌یابند. سپس روش‌شناسی پژوهش تشریح می‌گردد و پس‌ازآن، یافته‌های حاصل از تحلیل داده‌ها ارائه شده و در پایان، بحث و نتیجه‌گیری به همراه پیشنهادهای کاربردی مطرح می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

ارزش نهایی وجه نقد یکی از مفاهیم کلیدی در ادبیات مالی شرکت‌ها است و به میزان ارزش یا بازدهی اشاره دارد که یک واحد وجه نقد نگهداری‌شده در ترازنامه برای سهامداران ایجاد می‌کند. این ارزش، بازتابی از کارایی مدیریت در تخصیص منابع، ساختار مالی و نحوه تعامل شرکت با محیط اقتصادی و حاکمیتی خود است [۷]. نظریه‌های مختلف مالی و سازمانی تلاش کرده‌اند تا رفتار شرکت‌ها در نگهداشت وجه نقد و عوامل تعیین‌کننده ارزش نهایی آن را تبیین کنند. دراین‌بین، نظریه نمایندگی[1]، نظریه توازن[2]، نظریه سلسله‌مراتب تأمین مالی[3] و نظریه محدودیت‌های مالی[4] به‌عنوان چارچوب‌های اصلی تصمیم‌گیری مالی مطرح‌اند.

از دیدگاه نظریه نمایندگی، زمانی که جریان‌های نقدی آزاد در اختیار مدیران قرار گیرد، تضاد منافع بین مدیران و سهامداران می‌تواند منجر به سرمایه‌گذاری‌های ناکارآمد و کاهش ارزش نهایی وجه نقد شود. مدیران ممکن است تمایل داشته باشند منابع نقدی را در پروژه‌هایی صرف کنند که بازده شخصی برای آنان دارد، نه الزاماً بازده اقتصادی برای سهامداران. از این منظر، نگهداشت بیش‌ازحد وجه نقد، هزینه نمایندگی ایجاد می‌کند و باعث می‌شود سهامداران ارزش نهایی کمتری برای هر واحد وجه نقد قائل شوند. در مقابل، زمانی که نظارت هیئت‌مدیره مؤثر و سازوکارهای حاکمیت شرکتی قوی باشند، احتمال سوءاستفاده مدیران از منابع نقدی کاهش یافته و ارزش نهایی وجه نقد افزایش می‌یابد [۱۴، ۱۷، ۳۴]. شواهد تجربی گسترده‌ای از این نظریه پشتیبانی کرده‌اند. برای نمونه، دیتمار و ماهرت‌اسمیت [۱۷] نشان دادند که در شرکت‌های دارای حاکمیت شرکتی قوی، وجه نقد ارزش بالاتری برای سهام‌داران دارد. پینکوویتز و همکاران [۶۰] دریافتند که کیفیت راهبری شرکت با افزایش ارزش بازار وجه نقد رابطه مثبت دارد. یافته‌های جنسن و مک‌لینگ [۳۵] و چان و همکاران [۱۴] نیز تأیید می‌کند که کنترل مؤثر مدیریتی از طریق هیئت‌مدیره و ساختار مالکیت، می‌تواند از سوءاستفاده از وجوه نقد پیشگیری کرده و بازده آن را افزایش دهد. به‌تبع این

1. Agency Theory
2. Trade-off Theory
3. Pecking Order Theory
4. Financial Constraints Theory

یافته‌ها، انتظار می‌رود در شرکت‌هایی با نظارت قوی‌تر هیئت‌مدیره، تضاد نمایندگی کمتر و در نتیجه، ارزش نهایی وجه نقد بالاتر باشد.

نظریه توازن که نخستین بار توسط کراوس و لیتزنبرگر [۴۰] مطرح شد و بعدها در آثار پژوهشگرانی همچون اسکات [۶۴]، مایلز و ایزل [۵۲] و بعدها فالکندر و وانگ [۲۲] برای تبیین رفتار نگهداشت وجه نقد و ارزش نهایی آن توسعه یافت بر این باور است که شرکت‌ها در پی یافتن سطح بهینه‌ای از نگهداشت وجه نقد هستند تا هزینه‌ها و منافع مرتبط با وجه نقد را متعادل کنند. از یک‌سو، نگهداشت نقدینگی زیاد موجب از دست رفتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌شود، و از سوی دیگر، نگهداری وجه نقد بسیار کم می‌تواند خطر ناتوانی در تأمین مالی نیازهای جاری یا بهره‌برداری از فرصت‌های آتی را به همراه داشته باشد [۲۲]. بر این اساس، ارزش نهایی وجه نقد در نقطه‌ای بیشینه است که تعادل بین مزایای نقدینگی و هزینه‌های نگهداری آن برقرار شود. یافته‌های تجربی این دیدگاه را تأیید کرده‌اند. فالکندر و وانگ [۲۲] نشان دادند که با افزایش وجه نقد مازاد شرکت، بازده غیرعادی سهام کاهش می‌یابد. اوپلر و همکاران [۵۶] و پینکوویتز و همکاران [۶۰] نیز گزارش کردند که ارزش نهایی وجه نقد در شرکت‌های دارای ذخایر نقدی زیاد، کمتر از سایر شرکت‌ها است. بنابراین، طبق نظریه توازن، هرچه شرکت از سطح بهینه وجه نقد فاصله بگیرد، ارزش نهایی وجه نقد کاهش می‌یابد. بااین‌حال، در شرایطی که دسترسی به منابع برون‌سازمانی محدود است، نظریه توازن به‌تنهایی قادر به تبیین رفتار نگهداشت وجه نقد نیست و نظریه سلسله‌مراتب تأمین مالی در این زمینه مکمل آن محسوب می‌شود [۲۲، ۵۶].

نظریه سلسله‌مراتب تأمین مالی که توسط مایرز و ماجلوف [۵۴] مطرح شد، رویکرد دیگری را ارائه می‌دهد. این نظریه بیان می‌کند که به دلیل وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران، شرکت‌ها ابتدا از منابع داخلی همچون وجه نقد، برای تأمین مالی استفاده می‌کنند و تنها در صورت ضرورت به منابع برون‌سازمانی متوسل می‌شوند. ازاین‌رو، وجه نقد به‌عنوان ابزار اصلی تأمین مالی درون‌سازمانی اهمیت ویژه‌ای دارد و ارزش نهایی آن تابعی از میزان دسترسی شرکت به منابع برون‌سازمانی است. در شرایطی که بازار سرمایه ناکارآمد یا پرریسک است، وجه نقد برای شرکت‌ها ارزش بیشتری پیدا می‌کند [۶۷]. شواهد تجربی متعددی از پیش‌بینی‌های نظریه سلسله‌مراتبی حمایت می‌کنند. فالکندر و وانگ [۲۲] و یانگ و ژو [۶۷] نشان دادند که در شرکت‌های با محدودیت مالی یا عدم تقارن اطلاعاتی بالا، تمایل به نگهداری وجه نقد بیشتر و ارزش نهایی آن بالاتر است، زیرا وجه نقد امکان تأمین مالی درون‌سازمانی بدون هزینه‌های انتشار اوراق را فراهم می‌کند. اوپلر و همکاران [۵۶] و پینکوویتز و همکاران [۶۰] نیز گزارش کردند که در بازارهای ناکارا، نقدینگی نقش مهمی در حفظ انعطاف‌پذیری مالی دارد.

در نظریه محدودیت‌های مالی نیز فرض بر این است که شرکت‌ها به‌دلیل موانع دسترسی به تأمین مالی برون‌سازمانی، وجوه نقد خود را به‌عنوان ذخیره‌ای برای مواجهه با شوک‌های اقتصادی نگه می‌دارند. در این حالت، وجه نقد نه‌تنها ابزاری برای انعطاف‌پذیری مالی بلکه نوعی بیمه در برابر بحران‌های مالی تلقی می‌شود. شرکت‌هایی که با محدودیت مالی روبه‌رو هستند، ارزش نهایی بالاتری برای وجه نقد قائل‌اند زیرا هر واحد وجه نقد امکان ادامه فعالیت و بهره‌برداری از فرصت‌های رشد را برای آن‌ها افزایش می‌دهد [۴، ۲۳، ۲۸]. پژوهش‌های متعددی نشان داده‌اند که در شرایط عدم اطمینان اقتصادی، شرکت‌ها تمایل بیشتری به نگهداری وجه نقد دارند و این امر به افزایش ارزش نهایی آن منجر می‌شود [۷، ۴۵]. یافته‌های تجربی نیز با این نظریه سازگارند. فازاری و همکاران [۲۳] نشان دادند که شرکت‌های دارای محدودیت مالی، سرمایه‌گذاری‌های خود را به جریان نقد داخلی وابسته می‌کنند و وجه نقد برای آن‌ها نقش حیاتی در تداوم فعالیت دارد. فالکندر و وانگ [۲۲] نیز گزارش کردند که در شرایط عدم‌اطمینان اقتصادی، ارزش نهایی وجه نقد به‌دلیل کارکرد حفاظتی آن افزایش می‌یابد. به‌طور مشابه، چان و همکاران [۱۴] و اوپلر و همکاران [۵۶] دریافتند که شرکت‌های با محدودیت مالی یا رقابت شدید بازار، برای حفظ انعطاف‌پذیری، سطح نقدینگی

بالاتری نگه می‌دارند. این شواهد بیانگر آن است که در محیط‌های پرریسک، وجه نقد برای شرکت‌ها کارکردی احتیاطی و ارزش‌افزا دارد.

در کنار نظریه‌های مالی کلاسیک، ویژگی‌های ساختاری و انسانی هیئت‌مدیره نیز نقش مهمی در تبیین ارزش نهایی وجه نقد ایفا می‌کند. از دیدگاه نظریه سرمایه انسانی[1]، اعضای هیئت‌مدیره با ترکیب متنوعی از مهارت‌ها، تجربیات و تخصص‌ها، سرمایه فکری و مدیریتی شرکت را شکل می‌دهند. حضور اعضایی با پیشینه‌های متفاوت تحصیلی و حرفه‌ای، موجب بهبود کیفیت تصمیم‌گیری، ارتقاء نظارت بر مدیریت اجرایی و افزایش توانایی در شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌شود. در چنین ساختاری، تصمیم‌گیری‌های مالی به‌صورت جمعی و بر مبنای اطلاعات متنوع‌تری اتخاذ می‌شود که به تخصیص کاراتر وجه نقد می‌انجامد [۴۴، ۶۳]. نظریه منبع‌محور[2] نیز هیئت‌مدیره را منبعی استراتژیک از دانش، ارتباطات و قابلیت‌های مدیریتی می‌داند که مزیت رقابتی پایداری برای سازمان فراهم می‌آورد. بر این اساس، تنوع در هیئت‌مدیره نه‌تنها ظرفیت یادگیری و نوآوری را افزایش می‌دهد بلکه موجب بهره‌برداری مؤثرتر از وجوه نقد برای خلق ارزش می‌شود. درواقع، هرچه منابع فکری و شبکه‌ای هیئت‌مدیره متنوع‌تر باشد، توان شرکت در استفاده بهینه از وجوه نقد نیز بیشتر خواهد بود [۶، ۵۸]. در نظریه شناختی سازمانی[3] و دیدگاه تصمیم‌گیری جمعی[4] نیز تأکید بر آن است که تصمیم‌های هیئت‌مدیره حاصل تعامل و پردازش اطلاعات بین اعضا است. تنوع شناختی موجب افزایش دامنه دیدگاه‌ها و پیشگیری از پدیده تفکر گروهی[5] می‌شود، به‌گونه‌ای که اعضا گزینه‌های متنوع‌تری را برای تخصیص وجوه نقد بررسی می‌کنند. نتیجه این فرایند، ارتقاء کارایی تصمیم‌های مالی و افزایش ارزش نهایی وجه نقد است، زیرا نقدینگی در مسیرهای مولد و هم‌راستا با استراتژی سازمانی به‌کار گرفته می‌شود [۶۷]. نتایج تجربی نشان می‌دهد که نظریه‌های سرمایه انسانی، منبع‌محور و شناختی در تبیین نقش هیئت‌مدیره در ارزش نهایی وجه نقد مصداق عملی دارند. در این راستا، گوردون و همکاران [۳۰] و لی و هی [۴۴] نشان دادند که تنوع تحصیلی و تجربی اعضای هیئت‌مدیره با بهبود کیفیت تصمیم‌گیری مالی و افزایش بازده سرمایه‌گذاری‌ها همراه است. ژو و یانگ [۶۷] نیز گزارش کردند که شرکت‌های دارای هیئت‌مدیره متنوع، در استفاده از وجوه نقد کاراتر عمل کرده و ارزش نهایی وجه نقد بالاتری ایجاد می‌کنند. تنوع و استقلال هیئت‌مدیره با افزایش کارایی تصمیم‌گیری و نظارت، ارزش وجه نقد شرکت‌ها را بالا می‌برد [۴۴، ۶۷]. به‌علاوه، در شرکت‌هایی با سررسید کوتاه‌تر بدهی‌ها، ارزش نهایی وجه نقد بیشتر است [۳۶].

از سوی دیگر، استقلال هیئت‌مدیره یکی از ارکان اساسی حاکمیت شرکتی است که ارتباط مستقیم با ارزش نهایی وجه نقد دارد. نظریه نمایندگی بار دیگر در این حوزه نیز کاربرد دارد، زیرا حضور اعضای مستقل در هیئت‌مدیره به‌عنوان ناظران بی‌طرف می‌تواند مانع از اتخاذ تصمیم‌های خودمحورانه[6] مدیران اجرایی شود. اعضای مستقل به‌دلیل نداشتن وابستگی مالی یا مدیریتی، در ارزیابی تصمیم‌های مرتبط با نگهداشت نقدینگی و تقسیم سود، منافع سهامداران را در اولویت قرار می‌دهند. این امر احتمال بیش‌سرمایه‌گذاری و استفاده غیربهینه از منابع نقدی را کاهش داده و ارزش نهایی وجه نقد را افزایش می‌دهد [۶۷]. در واقع، شرکت‌هایی با هیئت‌مدیره مستقل‌تر معمولاً ارزش بالاتری برای وجه نقد خود ایجاد می‌کنند [۱۷، ۲۲]. از سوی دیگر، نظریه ذی‌نفعان[7] بر این موضوع تأکید دارد که تصمیم‌های مالی شرکت باید منافع تمامی گروه‌های مرتبط، ازجمله کارکنان، اعتباردهندگان و جامعه را در نظر گیرد. یافته‌های تجربی مؤید آن

1. Human Capital Theory
2. Resource-Based Theory
3. Organizational Cognitive Theory
4. Collective Decision-Making Perspective
5. Groupthink Phenomenon
6. Self-centered decisions
7. Stakeholder Theory

است که استقلال هیئت‌مدیره با ایجاد توازن بین منافع این گروه‌ها، اعتماد ذی‌نفعان را تقویت کرده و ارزش اقتصادی وجوه نقد را به حداکثر می‌رساند. همچنین، در محیط‌هایی که شفافیت مالی کمتر است، وجود اعضای مستقل می‌تواند نقش کلیدی در افزایش پاسخ‌گویی و اعتماد بازار ایفا کند [۲۶]. پویایی محیط تجاری نیز متغیر مهمی است که بر رفتار مالی شرکت‌ها اثر می‌گذارد. نظریه اقتضایی[1] بر این اصل استوار است که هیچ سیاست مالی ثابتی برای همه شرکت‌ها وجود ندارد و تصمیم‌های مالی باید با توجه به شرایط محیطی تنظیم شوند [۱۸، ۴۳]. شواهد تجربی بیان می‌کند که در محیط‌های پویا و متغیر، شرکت‌ها با سطوح بالاتری از عدم‌اطمینان مواجه‌اند و تمایل بیشتری به نگهداری نقدینگی دارند تا بتوانند به تغییرات ناگهانی بازار واکنش نشان دهند. ازاین‌رو، در محیط‌های ناپایدار ارزش نهایی وجه نقد معمولاً بیشتر است؛ زیرا نقدینگی به‌عنوان ابزار ایجاد انعطاف مالی عمل می‌کند [۱۶]. نظریه وابستگی به منابع[2] نیز بر اهمیت روابط سازمان با محیط بیرونی و منابع تحت کنترل آن تأکید می‌کند. شرکت‌ها برای بقا و رشد، به منابعی نیاز دارند که خارج از مرزهای سازمان قرار دارند؛ بنابراین، هرچه وابستگی به منابع برون‌سازمانی بیشتر باشد، ریسک‌های مالی نیز افزایش می‌یابد. در چنین شرایطی، نگهداشت وجه نقد به‌عنوان منبع داخلی، راهبردی برای کاهش وابستگی و افزایش استقلال سازمان محسوب می‌شود [۵۹]. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد توانایی استفاده از وجوه نقد برای بهره‌گیری از فرصت‌ها یا مقابله با تهدیدات محیطی، عاملی تعیین‌کننده در ارزش نهایی وجه نقد به شمار می‌رود [۶].

در ایران، پژوهش‌هایی نظیر مشکی‌میاوقی و الهی‌رودپشتی (۱۳۹۳) و مشکی‌میاوقی و صنایعی (۱۳۹۴) دریافتند که ارزش نهایی هر ریال وجه نقد کمتر از ارزش اسمی آن است و نرخ نهایی ارزش وجه نقد روندی کاهنده دارد؛ به این معنا که با افزایش سطح نگهداشت وجه نقد، ارزش نهایی آن کاهش می‌یابد. به‌علاوه، آنان دریافتند که سطح بالاتر محافظه‌کاری حسابداری می‌تواند ارزش بازار وجه نقد را افزایش دهد [۵۰، ۵۱]. یافته‌های مرادی و همکاران (۱۳۹۶) نشان داد در شرکت‌هایی که دارای وجه نقد مازاد هستند، ارزش نهایی وجه نقد نسبت به سایر شرکت‌ها کمتر است [۵۳]. نجفقلی‌زاده صیام و همکاران (۱۳۹۸) دریافتند که رقابت بازار محصول اثر مثبت و معناداری بر ارزش نهایی وجه نقد دارد [۵۵]. بزرگ‌اصل و روستا (۱۳۹۸) و بداغی و همکاران (۱۴۰۰) نشان دادند که ساختار هیئت‌مدیره و حاکمیت شرکتی قوی‌تر می‌تواند رابطه بین نقدینگی و ارزش شرکت را تقویت کند [۱۰، ۱۱]. یافته‌های سوخکیان و همکاران (۱۳۹۹) بیانگر آن است که توانایی مدیریتی در شرکت‌های با محدودیت مالی بیشتر، نقش تعدیل‌کننده در رابطه بین نقدینگی و ارزش شرکت دارد [۶۶]. همچنین، دقیقی‌ماسوله و همکاران (۱۴۰۲) دریافتند که کیفیت گزارشگری مالی از طریق افزایش شفافیت اطلاعاتی، ارزش نهایی وجه نقد را بهبود می‌بخشد [۱۵]. مرور پیشینه داخلی نشان می‌دهد که اغلب پژوهش‌ها بر عوامل مالی مؤثر بر ارزش نهایی وجه نقد تمرکز داشته‌اند. برای نمونه، مشکی‌میاوقی و الهی‌رودپشتی [۵۰] و مشکی‌میاوقی و صنایعی [۵۱] بر نقش سطح وجه نقد و محافظه‌کاری حسابداری تأکید کرده‌اند، درحالی‌که مرادی و همکاران [۵۳] کاهش ارزش نهایی وجه نقد را در شرکت‌های دارای نقدینگی مازاد گزارش کردند. همچنین، نجفقلی‌زاده صیام و همکاران [۵۵] و سوخکیان و همکاران [۶۶] نشان داده‌اند که متغیرهای محیطی و توان مدیریتی می‌توانند این رابطه را تعدیل کنند. بااین‌حال، پژوهش‌های داخلی کمتر به ابعاد غیرمالی ازجمله ویژگی‌های هیئت‌مدیره و استقلال آن پرداخته‌اند و تأثیر هم‌زمان سازوکارهای حاکمیت شرکتی و پویایی محیطی بر ارزش نهایی وجه نقد همچنان مبهم است. ازاین‌رو، پژوهش حاضر با تمرکز بر تنوع و استقلال هیئت‌مدیره و شرایط محیطی، درصدد پر کردن این خلأ دانشی است.

جمع‌بندی ادبیات نظری و تجربی نشان می‌دهد که ارزش نهایی وجه نقد حاصل تعامل سازوکارهای مالی و غیرمالی است. تصمیم‌گیری بهینه درباره نگهداشت نقدینگی نه‌تنها به ساختار سرمایه و محدودیت‌های مالی، بلکه به ویژگی‌های انسانی، حاکمیتی و محیطی نیز وابسته است. شرکت‌هایی با هیئت‌مدیره متنوع و مستقل و فعالیت در محیط‌های پویا،

1. Contingency Theory
2. Resource Dependence Theory

نقدینگی خود را کاراتر تخصیص می‌دهند، درحالی‌که ضعف نظارت یا تضاد نمایندگی موجب کاهش ارزش نهایی آن می‌شود. بنابراین، رویکردی تلفیقی میان نظریه‌های مالی و دیدگاه‌های رفتاری می‌تواند درک جامع‌تری از ارزش نهایی وجه نقد فراهم کند و مبنای شکل‌گیری فرضیه‌های این پژوهش باشد.

۳. توسعه مفهومی فرضیه‌ها

بر اساس نظریه نمایندگی، یکی از مهم‌ترین راهکارهای کاهش تضاد منافع بین مدیران و سهام‌داران، تقویت نقش نظارتی هیئت‌مدیره است [۳۴]. پژوهش‌های متعددی نشان داده‌اند که تنوع در ترکیب هیئت‌مدیره می‌تواند این نقش را ارتقا دهد. اعضای هیئت‌مدیره با ویژگی‌های متنوعی همچون جنسیت، سن و تجارب کاری، نظارت دقیق‌تری بر تصمیم‌های مدیریتی اعمال می‌کنند و از سوءاستفاده مدیران از منابع نقدی پیشگیری می‌نمایند [۳۳]. تنوع هیئت‌مدیره با کاهش رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران، اعتماد سهام‌داران را تقویت کرده و ارزش نهایی وجه نقد را افزایش می‌دهد [۵]. از منظر نظریه وابستگی به منابع، هیئت‌های مدیره متنوع با ورود دیدگاه‌ها و منابع اطلاعاتی گسترده‌تر، عدم قطعیت در تصمیم‌گیری‌های استراتژیک را کاهش داده و کارایی سرمایه‌گذاری‌ها را بهبود می‌بخشند [۴۷، ۵۹]. همچنین، تنوع حرفه‌ای و تحصیلی اعضای هیئت‌مدیره به ارائه راهکارهای نوآورانه و تصمیم‌گیری‌های جامع‌تر منجر می‌شود و درنهایت، ارزش نهایی وجه نقد را برای سهام‌داران افزایش می‌دهد [۳۸]. به علاوه، تنوع هیئت‌مدیره با تقویت حاکمیت شرکتی، احتمال استفاده ناکارآمد از وجه نقد را کاهش داده و ارزش آن را بهبود می‌بخشد [۶۷]. ازاین‌رو، فرضیهٔ اول پژوهش به‌صورت زیر ارائه شده است:

فرضیه اول: در شرکت‌هایی با تنوع هیئت‌مدیره بالاتر، ارزش نهایی وجه نقد بیش از سایر شرکت‌ها است.

در کنار تنوع هیئت‌مدیره، استقلال آن نیز به‌عنوان یکی از ارکان اصلی حاکمیت شرکتی مطرح است. اعضای مستقل هیئت‌مدیره به دلیل عدم وابستگی مالی یا مدیریتی به شرکت، نظارت بی‌طرفانه‌تری بر عملکرد مدیران اعمال می‌کنند و از سوءاستفاده از منابع نقدی پیشگیری می‌نمایند [۶۷]. مدیران غیرموظف به دلیل عدم نگرانی از حفظ موقعیت خود، ارزیابی‌های عینی‌تری از عملکرد مدیریت ارائه می‌دهند و پیشنهادهایی سازنده‌تر برای حداکثرسازی ارزش شرکت مطرح می‌کنند [۴۱]. استقلال هیئت‌مدیره با تقویت نقش نظارتی، از تصمیم‌های ناکارآمد پیشگیری کرده و اعتماد سهام‌داران را افزایش می‌دهد [۱۹، ۲۹]. افزون بر آن، اعضای مستقل هیئت‌مدیره با پیشینه‌های حرفه‌ای متنوع، منابع اطلاعاتی غنی‌تری را به فرآیند تصمیم‌گیری وارد می‌کنند و کارایی سرمایه‌گذاری‌ها را ارتقاء می‌دهند [۴۸]. استقلال هیئت‌مدیره با کاهش هزینه‌های نمایندگی ناشی از جریان نقد آزاد، به تخصیص بهینه‌تر منابع نقدی کمک می‌کند [۶۰]. همچنین، هیئت‌های مدیره مستقل‌تر تمایل بیشتری به ارائه پیشنهادهای جامع و عینی دارند، که این امر می‌تواند به افزایش ارزش نهایی وجه نقد منجر شود. بنابراین، استقلال هیئت‌مدیره با تقویت نظارت و ارتقاء کیفیت اطلاعات، رابطه مثبت بین تنوع هیئت‌مدیره و ارزش نهایی وجه نقد را تشدید می‌کند [۴۶]. لذا، فرضیهٔ دوم پژوهش به شرح زیر ارائه می‌شود:

فرضیه دوم: اثر تنوع هیئت‌مدیره بر ارزش نهایی وجه نقد در شرکت‌هایی با هیئت‌مدیره مستقل‌تر، قوی‌تر است.

درنهایت، پویایی محیطی به‌عنوان یک عامل تعدیل‌گر مهم در رابطهٔ بین تنوع هیئت‌مدیره و ارزش نهایی وجه نقد، مطرح است. بر اساس نظریه اقتضایی، در محیط‌های پویا و پرتلاطم، شرکت‌ها با عدم قطعیت‌ها و ریسک‌های بیشتری مواجه‌اند و نیاز به انعطاف‌پذیری مالی و نظارت قوی‌تر افزایش می‌یابد [۱۶]. در شرایط پرتلاطم، وجه نقد به‌عنوان منبعی برای حفظ انعطاف‌پذیری مالی و مدیریت ریسک، ارزش بیشتری برای سهام‌داران دارد [۶۷]. در محیط‌هایی با عدم اطمینان اقتصادی زیاد، ارزش نهایی وجه نقد به دلیل نقش آن در ایجاد واکنش سریع به تغییرات شرایط محیطی، افزایش می‌یابد [۲۲]. انعطاف‌پذیری مالی ناشی از نگهداشت نقد، شرکت‌ها را در برابر شوک‌های اقتصادی محافظت

می‌کند [۱۶]. افزون بر آن، هیئت‌های مدیره متنوع در محیط‌های پویا با جستجوی منابع اطلاعاتی جدید و ارائه دیدگاه‌های متنوع، به بهبود تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری و افزایش ارزش نقدی کمک می‌کنند [۱۲، ۲۷، ۳۰]. با توجه به مطالب فوق، فرضیهٔ سوم پژوهش به‌صورت زیر تنظیم شده است:

فرضیه سوم: اثر تنوع هیئت‌مدیره بر ارزش نهایی وجه نقد در شرکت‌هایی با پویایی محیطی بیشتر، قوی‌تر است.

٤. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش بر اساس نتایج در زمرهٔ پژوهش‌های کاربردی قرار می‌گیرد؛ از حیث هدف، پژوهشی شبه‌تجربی با رویکرد همبستگی است و از نظر زمانی، در قالب تحقیقاتی گذشته‌نگر و مبتنی بر رویدادهای گذشته انجام شده است. داده‌های موردنیاز این پژوهش از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین و سامانه کدال گردآوری شده است. جامعه آماری پژوهش شامل تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۳ است که پایان سال مالی آن‌ها منتهی به اسفندماه باشد، در صنایع بانک، بیمه، سرمایه‌گذاری مالی، لیزینگ و هلدینگ فعالیت نداشته باشند، سهام آن‌ها بیش از ۴ ماه توقف معاملاتی نداشته باشد و داده‌های موردنیاز برای محاسبه متغیرهای پژوهش در دسترس باشد. پس از اعمال این محدودیت‌ها، داده‌های مربوط به ۱۱۶ شرکت (معادل ۲۰۸۸ سال ـ شرکت) باقی ماند که مبنای آزمون فرضیه‌های پژوهش قرار گرفت. همچنین برای محاسبه برخی متغیرها از داده‌های دو سال قبل (۱۳۸۵ و ۱۳۸۶) نیز استفاده شده و درنهایت به‌منظور کنترل اثر مشاهدات پرت، مقادیر تمامی متغیرهای پیوسته در صدک‌های ۱ و ۹۹ پالایش[1] گردید. برای برازش مدل‌های مورد استفاده در آزمون فرضیه‌ها از برآوردگر حداقل مربعات تعمیم‌یافته[2] در نرم‌افزار ایویوز[3] بهره گرفته شده است. در تمام مدل‌ها، اثرات خاص سال‌ها و صنایع نیز کنترل گردیده و به‌منظور کاهش اثر ناهمسانی واریانس و همبستگی خوشه‌ای[4] جملات اخلال، از تصحیح خوشه‌ای در سطح شرکت‌ها[5] استفاده شده است. در این رویکرد، خطای استاندارد ضرایب به‌گونه‌ای محاسبه می‌شود که همبستگی خطاها در سطح هر شرکت و ناهمسانی واریانس بین آن‌ها لحاظ گردد. به‌منظور اطمینان از پایایی پژوهش، سعی گردیده تا داده‌ها از منابع معتبر و شفاف گردآوری شود و برای کسب اطمینان از روایی پژوهش، تلاش شده تا مجموعه مشاهدات، نمایندهٔ واقعی جامعه مورد مطالعه باشد؛ همچنین از تعاریف عملیاتی استاندارد و رایج برای محاسبهٔ متغیرها استفاده شده است.

مدل سنجش ارزش نهایی وجه نقد. ارزش نهایی وجه نقد به میزانی از بازده غیرعادی سهام واحد تجاری اشاره دارد که به ازای یک واحد تغییر در نگهداشت وجوه نقد، حاصل می‌شود. برای سنجش ارزش نهایی وجه نقد، به پیروی از فالکندر و وانگ [۲۲] از مدل (۱) استفاده شده است:

$$r_{it} - r_{it}^{B} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{\Delta C_{it}}{M_{it-1}} + \gamma_2 \frac{\Delta E_{it}}{M_{it-1}} + \gamma_3 \frac{\Delta NA_{it}}{M_{it-1}} + \gamma_4 \frac{\Delta I_{it}}{M_{it-1}} + \gamma_5 \frac{\Delta D_{it}}{M_{it-1}} + \gamma_6 \frac{C_{it-1}}{M_{it-1}} + \gamma_7 L_{it} + \gamma_8 \frac{NF_{it}}{M_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۱)}$$

که در آن، r_{it} بازده سالانه سهام و r_{it}^{B} بازده مورد انتظار حاصل از مدل سه عاملی فاما و فرنچ[6] [۲۰] است. همچنین، C میزان وجه نقد، E سود عملیاتی، NA دارایی‌های غیرنقد، I هزینه‌های مالی، D سود نقدی، L نسبت اهرم بازاری (نسبت تسهیلات مالی جاری و بلندمدت بر ارزش بازار سهام)، NF خالص تأمین مالی (مجموع تغییرات

1. Winsorize
2. Generalized Least Squares (GLS)
3. EViews
4. Heteroscedasticity and cluster correlation
5. Firm-level clustered corrected
6. Fama & French

سرمایه سهام عادی و تغییرات بدهی‌های غیر جاری)، M ارزش بازار سهام و Δ نماد تفاضل است. در این مدل، ضریب متغیر $\frac{\Delta C_{it}}{M_{it-1}}$ (یعنی γ_1) بیانگر تغییر یک واحدی در بازده غیرعادی سهام در پاسخ به تغییر یک واحدی در نگهداشت وجه نقد است که معادل با ارزش نهایی وجه نقد تعریف می‌شود.

مدل‌های آزمون فرضیه‌های پژوهش. در ادامه، برای آزمون فرضیهٔ اول پژوهش جهت بررسی اثر تنوع هیئت‌مدیره بر ارزش نهایی وجه نقد، با پیروی از یانگ و ژو [۶۷] از مدل (۲) استفاده شده است:

$$r_{it} - r_{it}^{B} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{\Delta C_{it}}{M_{it-1}} + \phi_1 H_{BD\,it} + \phi_2 H_{BD\,it} \times \frac{\Delta C_{it}}{M_{it-1}} + \gamma_2 \frac{\Delta E_{it}}{M_{it-1}} + \gamma_3 \frac{\Delta NA_{it}}{M_{it-1}} + \gamma_4 \frac{\Delta I_{it}}{M_{it-1}} + \gamma_5 \frac{\Delta D_{it}}{M_{it-1}} + \gamma_6 \frac{C_{it-1}}{M_{it-1}} + \gamma_7 L_{it} + \gamma_8 \frac{NF_{it}}{M_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۲)}$$

افزون بر آن، برای آزمون فرضیه‌های دوم و سوم پژوهش، با پیروی از یانگ و ژو [۶۷] مدل (۳) به‌کار رفته است:

$$\begin{aligned} r_{it} - r_{it}^{B} = {} & \gamma_0 + \gamma_1 \frac{\Delta C_{it}}{M_{it-1}} + \psi_1 H_{BD\,it} + \psi_2 H_{BD\,it} \times \frac{\Delta C_{it}}{M_{it-1}} + \psi_3 Z_{it} \\ & + \psi_4 Z_{it} \times H_{BD\,it} + \psi_5 Z_{it} \times \frac{\Delta C_{it}}{M_{it-1}} + \psi_6 Z_{it} \times H_{BD\,it} \times \frac{\Delta C_{it}}{M_{it-1}} \\ & + \gamma_2 \frac{\Delta E_{it}}{M_{it-1}} + \gamma_3 \frac{\Delta NA_{it}}{M_{it-1}} + \gamma_4 \frac{\Delta I_{it}}{M_{it-1}} + \gamma_5 \frac{\Delta D_{it}}{M_{it-1}} \\ & + \gamma_6 \frac{C_{it-1}}{M_{it-1}} + \gamma_7 L_{it} + \gamma_8 \frac{NF_{it}}{M_{it-1}} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad \text{مدل (۳)}$$

که در آن‌ها، $H_{BD\,it}$ متغیر دو ارزشی تنوع هیئت‌مدیره و Z_{it} نماد متغیرهای تعدیل‌گر استقلال هیئت‌مدیره $(BInd_{it})$ و پویایی محیطی (ED_{it}) است. برای سنجش متغیر دو ارزشی تنوع هیئت‌مدیره، از شاخص بلائو[1] (۱۹۷۷) استفاده شده است [۹، ۴۴، ۶۷]. این شاخص، تنوع هیئت‌مدیره را از چهار منظر جنسیت، سن، دوره تصدی و سطح تحصیلات مدنظر قرار می‌دهد. برای سنجش این معیار، جنسیت به‌صورت صفر (برای آقایان) و یک (برای بانوان) و سن در چهار طبقه (زیر ۴۵ سال عدد ۱، ۵۰-۴۵ سال عدد ۲، ۵۵-۵۱ عدد ۳ و بالاتر از ۵۵ سال عدد ۴) تعریف می‌شود. همچنین، دوره تصدی نیز به‌صورت چهار طبقه (تا ۲ سال عدد ۱، ۳ سال عدد ۲، ۴ سال عدد ۳ و بالای ۴ سال عدد ۴) و میزان تحصیلات به‌صورت سه طبقه (برای کارشناسی و کمتر عدد ۱، برای کارشناسی ارشد عدد ۲، برای دکتری و بالاتر عدد ۳) لحاظ می‌شود. داده‌های جمعیت‌شناختی مورداستفاده در سنجش شاخص بلائو در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. *داده‌های جمعیت‌شناختی در سنجش شاخص بلائو*

دورهٔ تصدی		سن	
تا ۲ سال	۳۵/۶۲ درصد	کمتر از ۴۵ سال	۲۲/۸۹ درصد
۳ سال	۲۶/۷۷ درصد	۴۵ تا ۵۰ سال	۲۶/۱۱ درصد
۴ سال	۲۲/۶۶ درصد	۵۱ تا ۵۵ سال	۲۰/۸۱ درصد
بیش از ۴ سال	۱۴/۹۵ درصد	بیش از ۵۵ سال	۳۰/۱۹ درصد
تحصیلات		**جنسیت**	
کارشناسی و پایین‌تر	۲۸/۳۰ درصد	مرد	۹۱/۰۴ درصد
کارشناس ارشد	۴۷/۲۲ درصد	زن	۸/۹۶ درصد
دکتری و بالاتر	۲۴/۴۸ درصد		

1. Blau

در ادامه، با به‌کارگیری رابطهٔ (۱)، شاخص بلائو برای هر یک از ویژگی‌های چهارگانه فوق محاسبه می‌شود:

$$Blau\ Index_j = 1 - \sum_{i=1}^{k} P_i^2 \quad \text{رابطهٔ (۱)}$$

که در آن، P_i درصد اعضای هیئت‌مدیره است که از ویژگی j برخوردارند. در ادامه، با تجمیع مقادیر شاخص بلائو مربوط به هر یک از ویژگی‌های چهارگانه فوق، شاخص کلی تنوع هیئت‌مدیره حاصل می‌شود. در انتها، متغیر دو ارزشی تنوع هیئت‌مدیره ($H_{BD\,it}$) تعریف می‌شود که به ازای مقادیر بزرگ‌تر (کوچک‌تر) از میانهٔ شاخص کلی بلائو مقدار ۱ (مقدار صفر) خواهد داشت. همچنین، برای سنجش استقلال هیئت‌مدیره از نسبت تعداد اعضای غیرموظف به کل اعضای هیئت‌مدیره استفاده شده است [۶۲، ۶۷]. افزون بر آن، برای سنجش پویایی محیطی، در سطح هر صنعت، نخست سود عملیاتی (همگن‌شده با دارایی‌ها) بر متغیر روند[1] برازش گردیده و جملهٔ خطا محاسبه می‌شود و در ادامه، با تقسیم نمودن انحراف معیار ۳ سال اخیر جملهٔ خطا بر میانگین ۳ سال اخیر قدرمطلق سود (زیان) عملیاتی، شاخص پویایی محیطی (ED_{it}) محاسبه می‌شود. مقادیر بزرگ‌تر ED_{it} بیانگر پویایی محیطی بالاتر است [۱۶]. بر اساس فرضیهٔ اول پژوهش، انتظار می‌رود که در مدل (۱) ضریب متغیر تعاملی $H_{BD\,it} \times \frac{\Delta C_{it}}{M_{it-1}}$ (یعنی ϕ_2) مثبت و معنادار باشد. همچنین، بر اساس فرضیه‌های دوم و سوم پژوهش، به‌ترتیب انتظار می‌رود که در مدل (۲) ضریب متغیر تعاملی $Z_{it} \times H_{BD\,it} \times \frac{\Delta C_{it}}{M_{it-1}}$ (یعنی ψ_6) مثبت و معنادار باشد.

۵. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

آمار توصیفی. برای استنباط کلی از وضعیت توزیع مشاهدات، آماره‌های توصیفی پژوهش در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. *آمار توصیفی متغیرهای پژوهش*

نماد متغیر	نام متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
$r_{it} - r_{it}^{B}$	بازده غیرعادی سهام	۰/۰۱۲۹	-۰/۰۹۷۵	۵/۴۸۴۹	-۲/۸۰۷۴	۰/۷۷۳۵
$\Delta C_{it}/M_{it-1}$	تغییرات وجوه نقد	۰/۰۱۴۸	۰/۰۰۵۰	۰/۵۱۳۳	-۰/۲۹۷۴	۰/۰۸۱۰
$\Delta E_{it}/M_{it-1}$	تغییرات سود عملیاتی	۰/۰۲۷۸	۰/۰۲۶۲	۰/۵۸۵۸	-۰/۶۳۰۷	۰/۱۳۴۴
$\Delta NA_{it}/M_{it-1}$	تغییرات دارایی‌های غیرنقد	۰/۱۹۱۶	۰/۱۳۷۶	۲/۱۹۵۷	-۰/۸۶۷۱	۰/۳۳۵۳
$\Delta I_{it}/M_{it-1}$	تغییرات هزینه‌های مالی	۰/۰۱۱۱	۰/۰۰۳۰	۰/۲۲۹۴	-۰/۰۸۲۳	۰/۰۳۴۷
$\Delta D_{it}/M_{it-1}$	تغییرات سود نقدی	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۳۱	۰/۱۶۹۶	-۰/۱۹۰۱	۰/۰۵۳۱
C_{it-1}/M_{it-1}	وجوه نقد دورهٔ قبل	۰/۰۶۵۷	۰/۰۳۵۷	۰/۶۰۸۲	۰/۰۰۰۶	۰/۰۸۸۶
L_{it}	اهرم بازاری	۰/۲۳۳۱	۰/۲۰۷۷	۱/۰۹۷۴	۰/۰۰۳۲	۰/۱۶۰۱
NF_{it}/M_{it-1}	خالص تأمین مالی	۰/۰۶۳۷	۰/۰۱۱۴	۱/۳۰۷۷	-۰/۸۷۲۵	۰/۲۳۸۱
$BInd_{it}$	استقلال هیئت‌مدیره	۰/۶۵۰۹	۰/۶۰۰۰	۰/۸۳۰۰	۰/۴۰۰۰	۰/۱۱۷۶
ED_{it}	پویایی محیطی	۰/۳۱۱۲	۰/۳۲۵۲	۰/۳۵۷۲	۰/۰۰۰۹	۰/۰۴۴۷
$H_{BD\,it}$	تنوع هیئت‌مدیره	۰/۳۹۸۵	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۴۸۹۲

بر اساس یافته‌های توصیفی، میانگین بازده غیرعادی سهام رقمی مثبت اما نسبتاً محدود در بین شرکت‌های موردبررسی بوده و دامنه گسترده تغییرات این متغیر همراه با انحراف معیار بالا، نشان‌دهنده نوسانات چشمگیر در عملکرد بازار شرکت‌ها است. میانگین و میانه تغییرات وجوه نقد نشان می‌دهد که در اغلب شرکت‌ها، تغییرات وجوه نقد در سطح پایینی قرار دارد. در مقابل، تغییرات سود عملیاتی و دارایی‌های غیرنقد پراکندگی بیشتری را نشان می‌دهند که می‌تواند نشانه‌ای از تفاوت قابل‌ملاحظه در عملکرد عملیاتی و سیاست‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها باشد. میانگین وجوه نقد دوره قبل نیز بیانگر سطح نسبتاً پایین نگهداشت نقدینگی در بیشتر شرکت‌ها است؛ بااین‌حال، وجود مقادیر حداکثری

1. Trend variable

بالا بیانگر تفاوت محسوس در رویکردهای احتیاطی شرکت‌هاست. نسبت اهرم بازاری نشان می‌دهد که ساختار سرمایه شرکت‌ها عمدتاً مبتنی بر بدهی‌ها است. مقادیر میانگین و انحراف معیار استقلال هیئت‌مدیره بیانگر رعایت نسبی استانداردهای نظارتی بازار سرمایه است. متغیر پویایی محیطی دارای توزیعی نسبتاً متعادل و نرمال است. همچنین میانگین متغیر مجازی تنوع هیئت‌مدیره نشان می‌دهد حدود ۴۰ درصد شرکت‌ها از ترکیب متنوع اعضای هیئت‌مدیره برخوردارند. درمجموع، شاخص‌های توصیفی نشان می‌دهند که متغیرهای مالی و حاکمیتی پژوهش از واریانس کافی برای انجام تحلیل‌های رگرسیونی برخوردار بوده و داده‌ها تمرکز افراطی در نقاط خاص ندارند.

سنجش ارزش نهایی وجه نقد. نتایج برآورد مدل رگرسیونی برای سنجش ارزش نهایی وجه نقد در جدول ۳ گزارش گردیده است. در ستون (۱) معنادار نبودن آماره آزمون‌های چاو (۰/۸۱) و بروش ـ پاگان (۲/۳۱) بیانگر اولویت الگوی پولد بر الگوهای اثرات ثابت و تصادفی دوطرفه (سال و شرکت) برای برازش مدل (۱) است و نتایج نشان می‌دهد که عرض از مبدأ (۰/۰۸۶۰−) و ضریب متغیرهای تغییرات وجوه نقد (۰/۶۷۱۵)، تغییرات سود عملیاتی (۱/۰۰۷۸) و تغییرات دارایی‌های غیرنقد (۰/۲۰۹۶) در سطح خطای ۱ درصد و ضریب متغیرهای وجوه نقد دوره قبل (۰/۳۱۵۹) و نسبت اهرمی (۰/۱۵۲۳−) به‌ترتیب در سطوح خطای ۱۰ و ۵ درصد معنادارند.

جدول ۳. *سنجش ارزش نهایی وجه نقد*

متغیرها	ستون (۱) ضریب	ستون (۱) آماره t	ستون (۱) VIF	ستون (۲) ضریب	ستون (۲) آماره t	ستون (۲) VIF
عرض از مبدأ	−۰/۰۸۶۰***	−۴/۱۲	---	−۰/۰۷۳۷	−۰/۸۸	---
$\Delta C_{it}/M_{it-1}$	۰/۶۷۱۵***	۳/۲۰	۱/۰۹	۰/۷۱۹۹***	۳/۴۰	۱/۱۳
$\Delta E_{it}/M_{it-1}$	۱/۰۰۷۸***	۷/۲۷	۱/۰۹	۰/۹۹۴۰***	۲/۹۳	۱/۱۲
$\Delta NA_{it}/M_{it-1}$	۰/۲۰۹۶***	۴/۳۴	۱/۱۴	۰/۲۲۰۶**	۲/۳۳	۱/۱۷
$\Delta I_{it}/M_{it-1}$	۰/۰۷۱۵	۰/۱۲	۱/۲۲	۰/۱۱۷۱	۰/۱۹	۱/۲۴
$\Delta D_{it}/M_{it-1}$	۰/۲۶۷۴	۰/۹۹	۱/۰۴	۰/۲۹۶۸	۱/۱۱	۱/۰۵
C_{it-1}/M_{it-1}	۰/۳۱۵۹*	۱/۹۳	۱/۱۸	۰/۴۱۶۲**	۲/۳۵	۱/۳۰
L_{it}	−۰/۱۵۲۳**	−۱/۹۶	۱/۱۳	−۰/۲۱۲۶**	−۲/۶۷	۱/۲۸
NF_{it}/M_{it-1}	۰/۰۸۵۴	۱/۲۹	۱/۰۳	۰/۱۰۲۳	۱/۵۷	۱/۰۴
اثرات سال‌ها					کنترل شد	
اثرات صنایع					کنترل شد	
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۳۷/۶۷درصد			۳۷/۷۴درصد	
آماره فیشر		۲۲/۶۷***			۱۶/۰۱***	
آزمون چاو		۰/۸۱				
آزمون بروش ـ پاگان		۲/۳۱				

***، ** و * به ترتیب، معناداری در سطح ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد

در ستون (۲) که اثرات ثابت سال‌ها و صنایع کنترل شده است، ضریب متغیرهای تغییرات وجوه نقد (۰/۷۱۹۹) و تغییرات سود عملیاتی (۰/۹۹۴۰) در سطح خطای ۱ درصد و ضریب متغیر تغییرات دارایی‌های غیرنقد (۰/۲۲۰۶)، وجوه نقد دوره قبل (۰/۴۱۶۲) و نسبت اهرمی (۰/۲۱۲۶−) در سطح ۵ درصد معنادارند. در هر دو ستون، کوچک بودن مقادیر عامل تورم واریانس حاکی از عدم بروز مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی است. همچنین، معناداری آماره فیشر (۲۲/۶۷ و ۱۶/۰۱) بیانگر معناداری کلی مدل است. مقادیر ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی توانسته‌اند حدود ۳۸ درصد از تغییرات بازده غیرعادی سهام را تبیین نمایند. افزون بر آن، مثبت و معنادار

بودن ضریب متغیر تغییرات وجوه نقد (به‌ترتیب ۰/۶۷۱۵ و ۰/۷۱۹۹) نشان می‌دهد که افزایش در نسبت تغییرات وجوه نقد شرکت‌ها، رشد معنادار بازده غیرعادی سهام را به دنبال داشته است.

آزمون فرضیه اول پژوهش. جدول ۴ نتایج حاصل از برآورد مدل‌های رگرسیونی را برای آزمون فرضیه نخست پژوهش گزارش می‌کند. در این فرضیه، اثر تنوع هیئت‌مدیره بر ارزش نهایی وجه نقد از طریق ضریب متغیر تعاملی $H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ بررسی شده است. در ستون (۱) معنادار نبودن آماره آزمون‌های لیمر (۰/۸۲) و بروش ـ پاگان (۲/۲۰) مؤید اولویت الگوی پولد بر الگوهای اثرات ثابت و تصادفی دوطرفه (سال و شرکت) در برازش مدل (۲) است و نتایج نشان می‌دهد عرض از مبدأ (۰/۰۸۰۶-) و ضریب متغیرهای تغییرات وجوه نقد (۰/۶۹۱۹)، تغییرات سود عملیاتی (۱/۰۲۱۰)، تغییرات دارایی‌های غیرنقد (۰/۲۱۰۷) و ضریب متغیر تعاملی $H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۱۷۱۷) در سطح خطای ۱ درصد و ضریب متغیرهای وجوه نقد دوره قبل (۰/۳۴۴۶) و نسبت اهرمی (۰/۱۵۱۸-) در سطح خطای ۵ درصد معنادارند. در ستون (۲)، ضریب متغیرهای تغییرات وجوه نقد (۰/۶۵۶۲)، تغییرات سود عملیاتی (۰/۹۵۵۹) و نیز ضریب متغیر تعاملی $H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۱۷۸۳) در سطح خطای ۱ درصد و ضریب متغیرهای تغییرات دارایی‌های غیرنقد (۰/۲۲۱۰)، وجوه نقد دوره قبل (۰/۴۴۵۴) و نسبت اهرمی (۰/۲۱۲۵-) در سطح خطای ۵ درصد معنادارند. در هر دو ستون، مقادیر پایین عامل تورم واریانس بیانگر همخط نبودن متغیرهای توضیحی است. به‌علاوه، معنادار بودن آماره فیشر (۱۸/۷۶ و ۱۶/۸۴)، مؤید معناداری کلی مدل‌های رگرسیونی است. ضریب تعیین تعدیل‌شده نیز نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی توانسته‌اند حدود ۳۸ تا ۴۴ درصد از تغییرات بازده غیرعادی سهام را تبیین کنند. درنهایت، مثبت و معنادار بودن متغیر تعاملی $H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (به‌ترتیب ۰/۱۷۱۷ و ۰/۱۷۸۳) در دو مدل نشان می‌دهد در شرکت‌هایی با ترکیب هیئت‌مدیره متنوع‌تر، ارزش نهایی وجوه نقد بیشتر از سایر شرکت‌ها است. این یافته با پیش‌بینی مطرح در فرضیه نخست پژوهش سازگار است.

جدول ٤. *نتایج آزمون فرضیهٔ اول پژوهش*

متغیرها	ستون (۱)			ستون (۲)		
	ضریب	آماره t	VIF	ضریب	آماره t	VIF
عرض از مبدأ	۰/۰۸۰۶-***	۳/۲۲-	---	۰/۰۶۳۵-	۰/۷۷-	---
$\Delta C_{it}/M_{it-1}$	۰/۶۹۱۹***	۲/۸۶	۱/۶۹	۰/۶۵۶۲***	۲/۷۲	۱/۷۳
$H_{BD\,it}$	۰/۰۱۸۵	۰/۷۴	۱/۰۳	۰/۰۲۱۲-	۰/۸۲-	۱/۰۵
$H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$	۰/۱۷۱۷***	۳/۱۶	۱/۶۶	۰/۱۷۸۳***	۳/۳۴	۱/۶۸
$\Delta E_{it}/M_{it-1}$	۱/۰۲۱۰***	۷/۳۰	۱/۱۰	۰/۹۵۵۹***	۲/۸۱	۱/۱۲
$\Delta NA_{it}/M_{it-1}$	۰/۲۱۰۷***	۴/۴۶	۱/۱۴	۰/۲۲۱۰**	۲/۵۴	۱/۱۷
$\Delta I_{it}/M_{it-1}$	۰/۰۰۹۰	۰/۰۲	۱/۲۳	۰/۰۵۱۷	۰/۰۹	۱/۲۵
$\Delta D_{it}/M_{it-1}$	۰/۲۸۷۹	۱/۰۷	۱/۰۴	۰/۳۱۶۱	۱/۱۷	۱/۰۵
C_{it-1}/M_{it-1}	۰/۳۴۴۶**	۲/۱۱	۱/۱۹	۰/۴۴۵۴**	۲/۴۸	۱/۳۱
L_{it}	۰/۱۵۱۸-**	۱/۹۵-	۱/۱۳	۰/۲۱۲۵-**	۲/۳۶-	۱/۲۸
NF_{it}/M_{it-1}	۰/۰۸۳۶	۱/۲۷	۱/۰۳	۰/۱۰۰۵	۱/۵۵	۱/۰۴
اثرات سال‌ها					کنترل شد	
اثرات صنایع					کنترل شد	
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۳۷/۸۴درصد			۴۳/۷۹درصد		
آماره فیشر	۱۸/۷۶***			۱۶/۸۴***		
آزمون چاو	۰/۸۲					
آزمون بروش ـ پاگان	۲/۲۰					

***، ** و * به ترتیب، معناداری در سطح ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد

آزمون فرضیه دوم پژوهش. جدول ۵ نتایج برآورد مدل‌های رگرسیونی مورداستفاده در آزمون فرضیه دوم پژوهش را گزارش می‌کند. در این فرضیه، اثر استقلال هیئت‌مدیره بر رابطه بین تنوع هیئت‌مدیره و ارزش نهایی وجه نقد از طریق ضریب متغیر تعاملی $BIND_{it} \times H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$، بررسی شده است. در ستون (۱) معنادار نبودن آماره آزمون‌های چاو (۰/۸۱) و بروش ـ پاگان (۲/۱۶) بیانگر اولویت الگوی پولد بر الگوهای اثرات ثابت و تصادفی دوطرفه (سال و شرکت) برای برازش مدل (۳) است و نتایج بیان می‌کند که ضریب متغیرهای تغییرات سود عملیاتی (۱/۰۲۱۵) و تغییرات دارایی‌های غیرنقد (۰/۲۰۸۲) در سطح خطای ۱ درصد و عرض از مبدأ (۰/۲۰۹۲−) و ضریب متغیرهای تغییرات وجوه نقد (۰/۶۸۵۶)، $H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۱۸۸۳)، $BIND_{it} \times H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۰۵۸۱)، وجوه نقد دوره قبل (۰/۳۵۲۶) و نسبت اهرمی (۰/۱۵۴۷−) در سطح خطای ۵ درصد و ضریب متغیر تعاملی $BIND_{it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۰۵۰۵) در سطح خطای ۱۰ درصد، معنادارند. در ستون (۲)، ضریب متغیرهای تغییرات وجوه نقد (۰/۶۰۰۲)، تغییر سود عملیاتی (۱/۰۰۴۸)، $H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۱۶۰۷) و نسبت اهرمی (۰/۲۱۵۸−) در سطح خطای ۱ درصد و ضریب متغیرهای تغییرات دارایی‌های غیرنقد (۰/۲۱۹۰)، متغیر تعاملی $BIND_{it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۰۸۹۲)، متغیر $BIND_{it} \times H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۰۸۵۹) و وجوه نقد دوره قبل (۰/۴۶۱۹) در سطح ۵ درصد، معنادارند. در هر دو ستون، مقادیر کوچک عامل تورم واریانس بیانگر عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی است. معنادار بودن آماره فیشر (۲۳/۶۴ و ۱۷/۳۶) در هر دو مدل نیز نشان‌دهنده معناداری کلی مدل‌های رگرسیونی است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده حاکی از آن است که متغیرهای توضیحی حدود ۴۲ تا ۴۸ درصد از تغییرات بازده غیرعادی سهام را تبیین می‌کنند. درنهایت، مثبت و معنادار بودن ضریب متغیر تعاملی $BIND_{it} \times H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (به‌ترتیب ۰/۰۵۸۱ و ۰/۰۸۵۹) در دو مدل نشان می‌دهد که اثر مثبت تنوع ترکیب هیئت‌مدیره بر ارزش نهایی وجه نقد در شرکت‌هایی که هیئت‌مدیره آن‌ها از استقلال بالاتری برخوردارند، تقویت می‌شود. این یافته با پیش‌بینی ارائه‌شده در فرضیه دوم پژوهش هم‌راستا است.

جدول ۵. *نتایج آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش*

متغیرها	ستون (۱)			ستون (۲)		
	ضریب	آماره t	VIF	ضریب	آماره t	VIF
عرض از مبدأ	−۰/۲۰۹۲**	−۲/۵۴	---	−۰/۱۸۸۵	−۱/۵۵	---
$\Delta C_{it}/M_{it-1}$	۰/۶۸۵۶**	۲/۱۸	۳/۱۹	۰/۶۰۰۲***	۵/۳۹	۳/۸۶
$H_{BD\,it}$	۰/۱۶۵۱	۱/۲۵	۳/۳۸	۰/۱۸۰۵	۱/۴۰	۳/۸۳
$H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$	۰/۱۸۸۳**	۲/۲۸	۳/۱۰	۰/۱۶۰۷***	۳/۳۸	۳/۸۷
$BIND_{it}$	۰/۲۰۱۴	۱/۶۲	۱/۷۵	۰/۱۸۹۲	۱/۴۷	۱/۷۶
$BIND_{it} \times H_{BD\,it}$	−۰/۲۸۳۰	−۱/۳۷	۳/۰۵	−۰/۳۱۱۱	−۱/۵۳	۳/۵۱
$BIND_{it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$	۰/۰۵۰۵*	۱/۸۰	۳/۸۸	۰/۰۸۹۲**	۲/۳۱	۳/۴۴
$BIND_{it} \times H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$	۰/۰۵۸۱**	۲/۴۲	۳/۶۹	۰/۰۸۵۹**	۱/۹۸	۳/۴۳
$\Delta E_{it}/M_{it-1}$	۱/۰۲۱۵***	۷/۳۰	۱/۱۰	۱/۰۰۴۸***	۷/۱۶	۱/۱۲
$\Delta NA_{it}/M_{it-1}$	۰/۲۰۸۲***	۴/۳۷	۱/۱۴	۰/۲۱۹۰**	۲/۲۵	۱/۱۷
$\Delta I_{it}/M_{it-1}$	−۰/۰۱۴۶	−۰/۰۲	۱/۲۳	۰/۰۲۶۰	۰/۰۴	۱/۲۵
$\Delta D_{it}/M_{it-1}$	۰/۲۷۶۹	۱/۰۲	۱/۰۵	۰/۳۰۴۰	۱/۱۲	۱/۰۶
C_{it-1}/M_{it-1}	۰/۳۵۲۶**	۲/۱۵	۱/۲۰	۰/۴۶۱۹**	۲/۵۴	۱/۳۲
L_{it}	−۰/۱۵۴۷**	−۱/۹۹	۱/۱۳	−۰/۲۱۵۸***	−۲/۶۹	۱/۲۸
NF_{it}/M_{it-1}	۰/۰۷۷۵	۱/۱۷	۱/۰۳	۰/۰۹۳۶	۱/۴۳	۱/۰۵
اثرات سال‌ها					کنترل شد	
اثرات صنایع					کنترل شد	
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۴۱/۷۸درصد			۴۷/۸۸درصد		

آماره فیشر	۲۳/۶۴***	۱۷/۳۶***
آزمون چاو	۰/۸۱	
آزمون بروش ـ پاگان	۲/۱۶	

***، ** و * به ترتیب، معناداری در سطح ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد

آزمون فرضیه سوم پژوهش. نتایج برآورد مدل‌های رگرسیونی جهت آزمون فرضیه سوم پژوهش در جدول ۶ ارائه شده است. در این فرضیه، اثر پویایی محیطی بر رابطه بین تنوع هیئت‌مدیره و ارزش نهایی وجه نقد از طریق ضریب متغیر تعاملی $ED_{it} \times H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ موردبررسی قرار گرفته است. در ستون (۱) عدم معناداری آماره آزمون‌های چاو (۰/۸۳) و بروش ـ پاگان (۲/۵۳) مؤید اولویت الگوی پولد بر الگوهای اثرات ثابت و تصادفی دوطرفه (سال و شرکت) برای برازش مدل (۳) است و نتایج بیانگر آن است که ضریب متغیرهای تغییرات وجوه نقد (۰/۷۱۷۷)، $ED_{it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۰۴۱۱)، $ED_{it} \times H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۰۷۵۶)، تغییرات سود عملیاتی (۱/۰۱۲۴) و تغییرات دارایی‌های غیرنقد (۰/۲۰۶۹) در سطح خطای ۱ درصد، ضریب متغیرهای $H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۱۳۵۸) و وجوه نقد دوره قبل (۰/۳۶۳۸) در سطح خطای ۵ درصد و متغیر اهرم بازاری (−۰/۱۳۶۵) در سطح خطای ۱۰ درصد، معنادارند.

جدول ٦. *نتایج آزمون فرضیهٔ سوم پژوهش*

	ستون (۱)			ستون (۲)		
متغیرها	**ضریب**	**آماره t**	**VIF**	**ضریب**	**آماره t**	**VIF**
عرض از مبدأ	۰/۰۸۶۳	۰/۷۰	---	۰/۱۰۶۰	۰/۷۳	---
$\Delta C_{it}/M_{it-1}$	۰/۷۱۷۷***	۳/۶۱	۱/۸۹	۰/۶۴۴۶***	۴/۰۸	۳/۸۸
$H_{BD\,it}$	۰/۱۷۱۴	۰/۸۴	۳/۹۸	۰/۱۲۴۵	۰/۶۱	۲/۶۲
$H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$	۰/۱۳۵۸**	۱/۹۷	۴/۶۱	۰/۱۸۶۴**	۲/۴۸	۳/۲۲
ED_{it}	−۰/۱۵۸۶	−۰/۴۰	۱/۸۳	−۰/۵۵۱۲	−۱/۴۳	۱/۸۷
$ED_{it} \times H_{BD\,it}$	−۰/۲۱۲۸	−۰/۳۴	۳/۵۹	−۰/۴۷۰۱	−۰/۷۵	۳/۲۴
$ED_{it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$	۰/۰۴۱۱***	۲/۳۳	۰/۱۲	۰/۰۲۶۷**	۲/۳۴	۳/۱۷
$ED_{it} \times H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$	۰/۰۷۵۶***	۳/۲۹	۴/۵۳	۰/۰۹۴۵**	۲/۲۶	۴/۱۴
$\Delta E_{it}/M_{it-1}$	۱/۰۱۲۴***	۷/۲۸	۱/۱۰	۰/۹۶۰۴***	۴/۰۰	۱/۱۲
$\Delta NA_{it}/M_{it-1}$	۰/۲۰۶۹***	۴/۲۹	۱/۱۵	۰/۲۱۵۷***	۴/۴۷	۱/۱۸
$\Delta I_{it}/M_{it-1}$	۰/۰۱۴۰	۰/۰۲	۱/۲۳	۰/۰۶۲۲	۰/۱۰	۱/۲۵
$\Delta D_{it}/M_{it-1}$	۰/۲۸۲۵	۱/۰۳	۱/۰۵	۰/۳۰۸۳	۱/۱۳	۱/۰۶
C_{it-1}/M_{it-1}	۰/۳۶۳۸**	۲/۲۱	۱/۲۰	۰/۴۴۴۲**	۲/۴۷	۱/۳۲
L_{it}	−۰/۱۳۶۵*	−۱/۷۸	۱/۱۳	−۰/۱۹۴۳**	−۲/۴۳	۱/۲۸
NF_{it}/M_{it-1}	۰/۰۷۹۵	۱/۲۳	۱/۰۳	۰/۰۹۶۹	۱/۵۰	۱/۰۵
اثرات سال‌ها					کنترل شد	
اثرات صنایع					کنترل شد	
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۴۱/۱۷درصد			۴۸/۱۲	
آماره فیشر		۱۴/۲۶***			۱۸/۵۰***	
آزمون چاو		۰/۸۳				
آزمون بروش ـ پاگان		۲/۵۳				

***، ** و * به ترتیب، معناداری در سطح ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد

در ستون (۲)، ضریب متغیرهای تغییرات وجوه نقد (۰/۶۴۴۶)، تغییرات سود عملیاتی (۰/۹۶۰۴) و تغییرات دارایی‌های غیرنقد (۰/۲۱۵۷) در سطح خطای ۱ درصد، ضریب متغیرهای $ED_{it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۰۲۶۷)، $H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۱۸۶۴)، $ED_{it} \times H_{BD\,it} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (۰/۰۹۴۵)، وجوه نقد دوره قبل (۰/۴۴۴۲) و

اهرم بازاری (۰/۱۹۴۳-) در سطح خطای ۵ درصد، معنادارند. در هر دو ستون، مقادیر پایین عامل تورم واریانس بیانگر نبود هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی است و معنادار بودن آماره فیشر (۱۴/۲۶ و ۱۸/۵۰) نشان‌دهندهٔ معناداری کلی مدل‌های رگرسیونی است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده نیز نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی توانسته‌اند حدود ۴۱ تا ۴۸ درصد از تغییرات بازده غیرعادی سهام را تبیین کنند. در نهایت، مثبت و معنادار بودن متغیر تعاملی $ED_{it} \times H_{BD_{it}} \times \Delta C_{it}/M_{it-1}$ (به‌ترتیب ۰/۰۷۵۶ و ۰/۰۹۴۵) در دو مدل نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که در محیط‌های تجاری پویاتر فعالیت می‌کنند، اثر مثبت تنوع هیئت‌مدیره بر ارزش نهایی وجه نقد، تقویت می‌شود. به‌بیان‌دیگر، در شرایط پویایی، تنوع دیدگاه‌ها و مهارت‌های اعضای هیئت‌مدیره به تصمیم‌گیری کاراتر در مدیریت وجه نقد و درنتیجه افزایش ارزش نهایی آن منجر می‌شود. این یافته با فرضیهٔ سوم پژوهش سازگاری دارد.

آزمون‌های استحکام نتایج. به‌منظور اطمینان از استحکام نتایج پژوهش، تحلیل‌های تکمیلی با به‌کارگیری نسخه‌ای جایگزین از مدل‌های اصلی انجام شد. در این راستا، مطابق با رویکرد مطرح در برخی پژوهش‌های پیشین مانند [۲، ۳۲، ۳۷، ۶۵] در مدل‌های رگرسیونی از متغیر وابسته ارزش شرکت (نسبت کیوتوبین[1] معادل نسبت مجموع ارزش بازار سهام و ارزش دفتری بدهی‌ها بر ارزش دفتری دارایی‌ها) به جای بازده غیرعادی سهام استفاده شد، ، تمامی متغیرهای توضیحی بر مبنای ارزش دفتری دارایی‌های دوره جاری همگن شده و با پیروی از افلاطونی و همکاران (۱۴۰۲) به‌جای اهرم بازاری، از اهرم دفتری (نسبت مجموع تسهیلات جاری و بلندمدت بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها) استفاده گردیده است [۳] و درنهایت، جهت حفظ فضای مقاله، صرفاً نتایج ضرایب موردنیاز برای آزمون فرضیه‌های پژوهش در جدول ۷ گزارش شده‌اند.

جدول ۷. *تحلیل‌های تکمیلی (متغیر وابسته: ارزش شرکت)*

فرضیه	متغیرها	ستون (۱) (بدون کنترل اثرات سال‌ها و صنایع)		ستون (۲) (با کنترل اثرات سال‌ها و صنایع)	
		ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
	$\Delta C_{it}/A_{it}$	۰/۶۴۱۷***	۷/۱۲	۰/۶۷۰۳***	۷/۲۲
اول	$H_{BD_{it}} \times \Delta C_{it}/A_{it}$	۰/۱۴۴۳***	۲/۶۰	۰/۱۱۷۷**	۱/۹۷
دوم	$BIND_{it} \times H_{BD_{it}} \times \Delta C_{it}/A_{it}$	۰/۰۴۹۶***	۲/۷۰	۰/۰۵۴۸**	۲/۵۲
سوم	$ED_{it} \times H_{BD_{it}} \times \Delta C_{it}/A_{it}$	۰/۰۷۲۰**	۲/۳۴	۰/۰۵۱۱**	۲/۲۹

***، ** و * به ترتیب، معناداری در سطح ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد

در برازش‌های ستون (۱)، معنادار نبودن آماره آزمون‌های چاو و بروش ـ پاگان مؤید اولویت الگوی پولد بر الگوهای اثرات ثابت و تصادفی دوطرفه (سال و شرکت) برای برازش مدل‌ها است و در ستون (۲)، اثرات سال‌ها و صنایع، کنترل شده است. بر اساس یافته‌های ستون (۱)، ضریب متغیرهای تغییرات وجوه نقد (۰/۶۴۱۷)، $H_{BD_{it}} \times \Delta C_{it}/A_{it}$ (۰/۱۴۴۳) و $BIND_{it} \times H_{BD_{it}} \times \Delta C_{it}/A_{it}$ (۰/۰۴۹۶) در سطح خطای ۱ درصد و ضریب متغیر $ED_{it} \times H_{BD_{it}} \times \Delta C_{it}/A_{it}$ (۰/۰۷۲۰) در سطح خطای ۵ درصد، معنادارند. همچنین، در ستون (۲) که اثرات سال‌ها و صنایع کنترل شده‌اند، ضریب متغیر تغییرات وجوه نقد (۰/۶۷۰۳) در سطح ۱ درصد و ضریب متغیرهای $H_{BD_{it}} \times \Delta C_{it}/A_{it}$ (۰/۱۱۷۷)، $BIND_{it} \times H_{BD_{it}} \times \Delta C_{it}/A_{it}$ (۰/۰۵۴۸) و $ED_{it} \times H_{BD_{it}} \times \Delta C_{it}/A_{it}$ (۰/۰۵۱۱) در سطح خطای ۵ درصد معنادارند. درمجموع، نتایج آزمون‌های تکمیلی بیانگر آن است یافته‌های پژوهش از پایداری و استحکام لازم برخوردارند.

1. Tobin's Q

٦. بحث و نتیجه‌گیری

وجه نقد یکی از مهم‌ترین منابع مالی شرکت‌ها و عامل کلیدی در خلق ارزش برای سهام‌داران است. تصمیم‌های مربوط به نگهداشت یا مصرف وجه نقد بازتابی از سیاست‌های سرمایه‌گذاری، تأمین مالی و تقسیم سود است و به‌صورت مستقیم بر ارزش نهایی شرکت تأثیر می‌گذارد. بااین‌حال، ارزشی که بازار برای هر واحد وجه نقد قائل می‌شود به مؤلفه‌های متنوعی بستگی دارد. در چنین شرایطی، شناسایی سازوکارهایی که موجب استفاده کاراتر از وجوه نقد می‌شوند از اهمیت نظری و کاربردی برخوردار است. یافته‌های پژوهش نشان داد که تنوع ترکیب هیئت‌مدیره اثر مثبت و معناداری بر ارزش نهایی وجه نقد دارد. این نتیجه با مبانی نظریه سرمایه انسانی و نظریه منبع‌محور سازگار است؛ زیرا حضور اعضایی با جنسیت، تحصیلات و تجربه‌های گوناگون، ظرفیت شناختی و تصمیم‌گیری شرکت را افزایش داده و تخصیص وجوه نقد را در مسیرهای ارزش‌زا هدایت می‌کند. این یافته با نتایج چان و همکاران [۱۴] و لی و هی [۴۴] هم‌راستا است، ولی با شواهد مرادی و همکاران [۵۳] که کاهش ارزش نهایی وجه نقد را گزارش کرده‌اند تفاوت دارد؛ چرا که در پژوهش اخیر، اثر ترکیب هیئت‌مدیره به‌عنوان عامل تعدیل‌کننده لحاظ شده است. افزون بر آن، نتایج نشان داد که استقلال هیئت‌مدیره، اثر مثبت تنوع هیئت‌مدیره بر ارزش نهایی وجه نقد را تقویت می‌کند. از منظر نظریه نمایندگی و منبع‌محور، اعضای مستقل با ایفای نقش نظارتی و ارائه دیدگاه‌های بی‌طرفانه، از انباشت غیربهینه وجه نقد جلوگیری می‌کنند و کیفیت تصمیم‌های مالی را بهبود می‌بخشند. این یافته با نتایج گوردون و همکاران [۳۰] و ژو و یانگ [۶۷] هم‌سو است. همچنین مشخص شد پویایی محیطی رابطه مثبت بین تنوع هیئت‌مدیره و ارزش نهایی وجه نقد را تشدید می‌کند. بر پایه نظریه اقتضایی و نظریه وابستگی به منابع، در شرایط عدم‌اطمینان و تغییرات بازار، سازمان‌ها برای تصمیم‌گیری مؤثرتر به اطلاعات و دیدگاه‌های متنوع نیاز دارند؛ بنابراین، هیئت‌مدیره‌های متنوع می‌توانند سریع‌تر با تغییرات سازگار شوند. این یافته با نتایج چان و همکاران [۱۴] و یانگ و ژو [۶۷] هم‌خوانی دارد و بیانگر آن است که تنوع هیئت‌مدیره در محیط‌های پویا، کارکرد راهبردی‌تری دارد.

به‌طورکلی، نتایج این پژوهش شواهد تازه‌ای درباره اهمیت ساختار هیئت‌مدیره در تبیین رفتار نگهداشت وجه نقد ارائه می‌دهد. در مقایسه با مطالعات خارجی، یافته‌های حاضر نقش هم‌زمان سه عامل تنوع، استقلال و پویایی محیط را در ارزش نهایی وجه نقد برجسته می‌کند و سهمی نظری در توسعه مدل‌های تلفیقی مالی ـ رفتاری دارد. از دیدگاه کاربردی و سیاستی، نتایج نشان می‌دهد که نهادهای ناظر بر بازار سرمایه می‌توانند با تدوین دستورالعمل‌هایی برای ارتقای تنوع تحصیلی، جنسیتی و تجربی اعضای هیئت‌مدیره، کارایی تصمیم‌های مالی شرکت‌ها را افزایش دهند. همچنین، تقویت سهم اعضای غیرموظف و الزام شرکت‌ها به افشای شاخص‌های ترکیب هیئت‌مدیره می‌تواند سازوکارهای نظارتی بر استفاده از وجوه نقد را بهبود بخشد و به افزایش ارزش بازار شرکت‌ها منجر شود.

با وجود استحکام نتایج، این پژوهش محدودیت‌هایی دارد. شاخص پویایی محیطی مبتنی بر داده‌های صنعت‌محور بوده و ممکن است همه ابعاد عدم‌قطعیت محیطی را پوشش ندهد. داده‌های استفاده‌شده تاریخی هستند و تغییرات نهادی یا رویدادهای پیش‌بینی‌ناپذیر را به‌طور کامل منعکس نمی‌کنند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی ابعاد رفتاری و شناختی هیئت‌مدیره، متغیرهای فرهنگی و اجتماعی، و شاخص‌های بازارمحور نظیر ارزش‌افزوده اقتصادی یا بازده غیرعادی تجمعی را بررسی کنند. همچنین، بررسی متغیرهای نهادی همچون مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت می‌تواند به تبیین دقیق‌تری از تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر ارزش نهایی وجه نقد منجر شود.

تعارض منافع. برای ارائه مطالب و نگارش این مقاله هیچ‌گونه کمک مالی از هیچ فرد، نهاد و سازمانی دریافت نشده است و نتایج و دستاوردهای این مقاله به نفع یا ضرر سازمان یا فردی خاص نخواهد بود. حضور نویسندگان در این پژوهش به‌عنوان شاهدی بی‌طرف ولی متخصص بوده است و نویسندگان هیچ‌گونه تعارض منافعی ندارند.

منابع

[1] Adams, R. B., & Ferreira, D. (2009). Women in the boardroom and their impact on governance and performance. *Journal of Financial Economics*, *94*(2), 291–309. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.10.007

[2] Aflatooni, A., Eivani, F. and Nikbakht, Z. (2024). The effect of information transparency on firm value: the moderating role of industry competitiveness. *Financial Management Perspective*, *14*(47), 89-107. https://doi.org/10.48308/jfmp.2025.237450.1435 (In Persian)

[3] Aflatooni, A., Khatiri, M. and Eivani, F. (2024). The effect of COVID-19 pandemic on capital structure speed of adjustment. *Financial Management Perspective*, *13*(44), 127-149. https://doi.org/10.48308/jfmp.2024.104508 (In Persian)

[4] Almeida, H., Campello, M., & Weisbach, M. S. (2004). The cash flow sensitivity of cash. *The Journal of Finance*, *59*(4), 1777–1804. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00679.x

[5] Arioglu, E. (2021). Board age and value diversity: Evidence from a collectivistic and paternalistic culture. *Borsa Istanbul Review*, *21*(3), 209–226. https://doi.org/10.1016/j.bir.2020.10.004

[6] Barney, J. (1991). Firm resources and sustained competitive advantage. *Journal of Management*, *17*(1), 99–120. https://doi.org/10.1016/S0742-3322(00)17018-4

[7] Bates, T. W., Kahle, K. M., & Stulz, R. M. (2009). Why do U.S. firms hold so much more cash than they used to? *The Journal of Finance*, *64*(5), 1985–2021. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01492.x

[8] Bhagat, S., & Bolton, B. (2019). Corporate governance and firm performance: The sequel. *Journal of Corporate Finance*, *58*, 142–168. https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2019.04.006

[9] Blau, P. M. (1977). *Inequality and Heterogeneity: A Primitive Theory of Social Structure* (Vol. 7, pp. 677-683). New York: Free Press.

[10] Bodaghi, H., Valiyan, H., Mortazaviyan, S. F. and Vaseyee charmahali, M. (2021). The effect of ceo managerial ability on marginal value of cash and corporate opacity of companies listed on Tehran Stock Exchange. *Financial Management Strategy*, *9*(4), 191-216. https://doi.org/10.22051/jfm.2019.21610.1752 (In Persian)

[11] Bozorgasl, M. and Roosta, M. (2019). Managerial ability and marginal value of cash (Evidence from Tehran Stock Exchange). *Journal of Accounting Advances*, *11*(1), 69-102. https://doi.org/10.22099/jaa.2019.30575.1744 (In Persian)

[12] Cannella Jr, A. A., Park, J. H., & Lee, H. U. (2008). Top management team functional background diversity and firm performance: Examining the roles of team member colocation and environmental uncertainty. *The Academy of Management Journal*, *51*(4), 768–784. http://www.jstor.org/stable/20159538

[13] Carter, D. A., D'Souza, F., Simkins, B. J., & Simpson, W. G. (2010). The gender and ethnic diversity of US boards and board committees and firm financial performance. *Corporate Governance: An International Review*, *18*(5), 396–414. https://doi.org/10.1111/j.1467-8683.2010.00809.x

[14] Chan, H. W., Lu, Y., & Zhang, H. F. (2013). The effect of financial constraints, investment policy, product market competition and corporate governance on the value of cash holdings. *Accounting & Finance*, *53*(2), 339–366. https://doi.org/10.1111/j.1467-629X.2011.00463.x

[15] Daghighi Masouleh, M., Fooladi, M., Farhadi, M. and Molaei, M. (2023). Investigating the effect of financial statement comparability on the marginal value of cash holdings and marginal value of capital expenditure: instrumental variables approach. *Financial Accounting Research*, *15*(1), 125-148. https://doi.org/10.22108/far.2023.137794.1973 (In Persian)

[16] Dess, G. G., & Beard, D. W. (1984). Dimensions of organizational task environments. *Administrative Science Quarterly*, *29*(1), 52–73. https://doi.org/10.2307/2393080

[17] Dittmar, A., & Mahrt-Smith, J. (2007). Corporate governance and the value of cash holdings. *Journal of Financial Economics*, *83*(3), 599–634. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.12.006

[18] Donaldson, L. (2001). *The Contingency Theory of Organizations*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications. https://doi.org/10.4135/9781452229249

[19] Drobetz, W., Grüninger, M. C., & Hirschvogl, S. (2010). Information asymmetry and the value of cash. *Journal of Banking & Finance*, *34*(9), 2168–2184. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.02.002

[20] Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, *33*(1), 3-56. https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5

[21] Fama, E. F., & Jensen, M. C. (1983). Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics, 26*(2), 301–325. https://doi.org/10.1086/467037

[22] Faulkender, M., & Wang, R. (2006). Corporate financial policy and the value of cash. *The Journal of Finance, 61*(4), 1957–1990. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00894.x

[23] Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity, 1988*(1), 141–206. https://doi.org/10.2307/2534426

[24] Fernandez-Temprano, M. A., & Tejerina-Gaite, F. (2020). Types of director, board diversity and firm performance. *Corporate Governance: An International Review, 28*(5), 372–395. https://doi.org/10.1108/CG-03-2019-0096

[25] Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2004). Costs of equity and earnings attributes. *The Accounting Review, 79*(4), 967–1010. http://www.jstor.org/stable/4093083

[26] Freeman, R. E., & McVea, J. (2005). A stakeholder approach to strategic management. *The Blackwell Handbook of Strategic Management*, 183-201. https://doi.org/10.1111/b.9780631218616.2006.00007.x

[27] Fynes, B., De Burca, S., & Marshall, D. (2004). Environmental uncertainty, supply chain relationship quality and performance. *Journal of Purchasing and Supply Management, 10*(4–5), 179–190. https://doi.org/10.1016/j.pursup.2004.11.003

[28] Gao, J., Grinstein, Y., & Wang, W. (2017). Cash holdings, precautionary motives, and systematic uncertainty. *Precautionary Motives, and Systematic Uncertainty (June 21, 2017)*. Available at SSRN: http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2478349

[29] Giráldez, P., & Hurtado, J. M. (2014). Do independent directors protect shareholder value? *Business Ethics: A European Review, 23*(1), 91–107. https://doi.org/10.1111/beer.12039

[30] Gordon, S. S., Stewart Jr, W. H., Sweo, R., & Luker, W. A. (2000). Convergence versus strategic reorientation: The antecedents of fast-paced organizational change. *Journal of Management, 26*(5), 911–945.https://doi.org/10.1016/S0149-2063(00)00063-5

[31] Harford, J. (1999). Corporate cash reserves and acquisitions. *The Journal of Finance, 54*(6), 1969–1997. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00179

[32] Huang, C. J., Liao, T. L., & Chang, Y. S. (2015). Over-investment, the marginal value of cash holdings and corporate governance. *Studies in Economics and Finance, 32*(2), 204-221. https://doi.org/10.1108/SEF-07-2013-0101

[33] Jebran, K., Chen, S., & Zhang, R. (2020). Board diversity and stock price crash risk. *Research in International Business and Finance, 51*, 101122. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101122

[34] Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review, 76*(2), 323–329. http://www.jstor.org/stable/1818789

[35] Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics, 3*(4), 305–360. https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X

[36] Jung, H., & Choi, S. (2024). Debt maturity and the marginal value of cash holdings. *Finance Research Letters, 70*, 106352. https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106352

[37] Ki, Y., & Adhikari, R. (2023). Cash holdings and marginal value of cash across different age groups of US firms. *Journal of Risk and Financial Management, 16*(11), 484. https://doi.org/10.3390/jrfm16110484

[38] Kim, D. S., & Sul, H. K. (2021). Diversity matters: A study on the relationship between board career diversity and firm performance. *Sustainability, 13*(17), 9674. https://doi.org/10.3390/su13179674

[39] Klein, A. (2002). Audit committee, board of director characteristics, and earnings management. *Journal of Accounting and Economics, 33*(3), 375–400. https://doi.org/10.1016/S0165-4101(02)00059-9

[40] Kraus, A., & Litzenberger, R. H. (1973). A state-preference model of optimal financial leverage. *The Journal of Finance, 28*(4), 911–922. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1973.tb01415.x

[41] Lai, L., & Tam, H. (2007). Independent directors and the propensity to smooth earnings: A study of corporate governance in China. *The Business Review, 7*(1), 328–335.

[42] Larcker, D. F., & Tayan, B. (2020). *Corporate Governance Matters: A Closer Look at Organizational Choices and their Consequences* (3rd ed.). Pearson Education.

[43] Lawrence, P. R., & Lorsch, J. W. (1986). *Organization and Environment: Managing Differentiation and Integration* (Harvard Business School Classic Ed.). Boston, MA: Harvard Business School Press.

[44] Li, Y. X., & He, C. (2023). Board diversity and corporate innovation: Evidence from Chinese listed firms. *International Journal of Finance & Economics*, *28*(1), 1092–1115. https://doi.org/10.1002/ijfe.2465

[45] Liu, Y., Li, J., Liu, G., & Lee, C. C. (2021). Economic policy uncertainty and firm's cash holding in China: The key role of asset reversibility. *Journal of Asian Economics*, *74*, 101318. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2021.101318

[46] Liu, Y., Miletkov, M. K., Wei, Z., & Yang, T. (2015). Board independence and firm performance in China. *Journal of Corporate Finance, 30*, 223–244. https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2014.12.004

[47] Lou, X., Qian, A., & Zhang, C. (2021). Do CEO's political promotion incentives influence the value of cash holdings: Evidence from state-owned enterprises in China. *Pacific-Basin Finance Journal*, *68*, 101617. https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2021.101617

[48] Lu, L., Shailer, G., & Wilson, M. (2017). Corporate social responsibility disclosure and the value of cash holdings. *European Accounting Review*, *26*(4), 729–753. https://doi.org/10.1080/09638180.2016.1187074

[49] Marinova, J., Plantenga, J., & Remery, C. (2016). Gender diversity and firm performance: Evidence from Dutch and Danish boardrooms. *The International Journal of Human Resource Management*, *27*(15), 1777–1790. https://doi.org/10.1080/09585192.2015.1079229

[50] Meshki Miavaghi, M. and Sanyeei, M. (2015). Time variation in the marginal value and marginal rate of firms' cash holdings in the Tehran Stock Exchange (TSE). *Accounting and Auditing Review*, *22*(3), 401-419. https://doi.org/10.22059/acctgrev.2015.55662 (In Persian)

[51] Meshki, M. and Elahi Rodposhti, S. (2014). Acounting conservatism and the value of cash holdings. *Empirical Research in Accounting*, *4*(3), 23-43. https://doi.org/10.22051/jera.2015.1882 (In Persian)

[52] Miles, J. A., & Ezzell, J. R. (1980). The weighted average cost of capital, perfect capital markets, and project life: A clarification. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *15*(3), 719–730. https://doi.org/10.2307/2330405

[53] Moradi, M., Jabbari Noghabi, M., & Bayat, N. (2017). The relationship between persistent excess cash and the marginal value of cash. *The Financial Accounting And Auditing Researches*, *9*(33), 81-105. https://sanad.iau.ir/Journal/faar/Article/1073770 (In Persian)

[54] 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. https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0

[55] Najafgholizadeh Siam, S., Shahvalizadeh, A. & Pabahi, D. (2019). Investigating the effect of product market competition and representation on final cash value in companies admitted to Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Management Vision*, *2*(12), 17-31. https://www.jamv.ir/article_92564.html?lang=en (In Persian)

[56] Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., & Williamson, R. (1999). The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics, 52*(1), 3–46. https://doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00003-3

[57] Ozkan, A., & Ozkan, N. (2004). Corporate cash holdings: An empirical investigation of UK companies. *Journal of Banking & Finance, 28*(9), 2103–2134. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2003.08.003

[58] Penrose, E. T. (1959). *The Theory of the Growth of the Firm*. Oxford University Press. https://doi.org/10.1093/0198289774.001.0001

[59] Pfeffer, J., & Salancik, G. R. (1978). *The External Control of Organizations: A Resource Dependence Perspective*. New York, NY: Harper & Row.

[60] Pinkowitz, L., Stulz, R. M., & Williamson, R. (2006). Does the contribution of corporate cash holdings and dividends to firm value depend on governance? A cross-country analysis. *The Journal of Finance, 61*(6), 2725–2751. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.01003.x

[61] Post, C., & Byron, K. (2015). Women on boards and firm financial performance: A meta-analysis. *Academy of Management Journal, 58*(5), 1546–1571. http://www.jstor.org/stable/24758233

[62] Saghafi, A. and Kamran, M. (2016). Examining the interrelationships of corporate governance, liquidity and performance using the system of simultaneous equations. *Financial Management Perspective*, *6*(15), 81-110. https://jfmp.sbu.ac.ir/article_94940.html (In Persian)

[63] Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review, 51*(1), 1–17. http://www.jstor.org/stable/1818907

[64] Scott, J. H., Jr. (1976). A theory of optimal capital structure. *The Bell Journal of Economics*, *7*(1), 33–54. https://doi.org/10.2307/3003189

[65] Shin, M., Kim, S., Shin, J., & Lee, J. (2018). Earnings quality effect on corporate excess cash holdings and their marginal value. *Emerging Markets Finance and Trade*, *54*(4), 901-920. https://doi.org/10.1080/1540496X.2016.1273767

[66] Soukhakian, I., Nazari, H. and Tahriri, A. (2020). Managerial ability and marginal value of the cash. *Empirical Studies in Financial Accounting*, *17*(66), 123-148. https://doi.org/10.22054/qjma.2020.33209.1829 (In Persian)

[67] Yang, H., & Xue, K. (2023). Board diversity and the marginal value of corporate cash holdings. *Pacific-Basin Finance Journal*, *79*(1), 102048. https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2023.102048

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی