Publisher: Shahid Beheshti University
Journal of Financial Management Perspective
2022, Vol. 12, No.39
PP: 33-61
DOI: https://doi.org/ 10.52547/JFMP.12.39.33
© Copyright: Author(s)
P-ISSN: 2645-4637
E-ISSN: 2645-4645

Corporate Governance and Agency Cost (Model-based Approach) and the Mediating Role of Financial Policies

Sarvenaz Rahimnejad[*], Saeed Fathi[**], Rozita Moayedfar[***]

Research Paper

Abstract

With the separation of ownership and management, the corporate governance system is a good tool in the hands of shareholders to reduce agency costs. Developing the literature in which agency cost is calculated by the absolute amount of cash flow or its interaction with growth opportunities, we measure it with a model-based approach. The second innovation is the adjustment of Tobin`s Q with inflation. Agency costs have been measured in 6 different proxies and their impactability from corporate governance has been analyzed with the mediating role of debt and dividend ratio. The data of companies listed on the Tehran Stock Exchange and Iran Fara Bourse except for financial intermediary companies in the period 2006 to 2020 have been analyzed using structural equations modeling and due to the non-normality of data, its variance-based approach, partial least squares (PLS) method is used. According to the results in all models based on one of the 6 proxies of agency cost, corporate governance has a positive effect on the dividend ratio and secondly, the debt ratio reduces agency costs. In the model-based approach, unlike other measures of agency costs, the path of corporate governance on dividend and dividend on agency costs was confirmed. Because of the impact of the debt ratio on model-based agency costs, shareholders must adjust the debt ratio leading to lower agency costs.

Keywords: Corporate Governance; Agency Cost; Financial Policies.

Received: 2022. March. 20, Accepted: 2022. July. 23.
[*] Ph.D. Candidate in Management, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-Mail: rahimnejad@ase.ui.ac.ir
[**] Associate Prof., Department of Management, University of Isfahan. Isfahan, Iran (Corresponding Author). E-Mail: s.fathi@ase.ui.ac.ir
[***] Associate Prof., Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-Mail: r.moayedfar@ase.ui.ac.ir

ناشر: دانشگاه شهیدبهشتی
نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی
۱۴۰۱، دوره ۱۲، شماره ۳۹
ص‌ص. ۳۳- ۶۱
© نویسندگان
شاپای چاپی: ۴۶۳۷- ۲۶۴۵
شاپای الکترونیکی: ۴۶۴۵- ۲۶۴۵

راهبری شرکتی و هزینه نمایندگی (با رویکرد مبتنی بر مدل) و نقش میانجی سیاست‌های مالی

سروناز رحیم‌نژاد*، سعید فتحی، رزیتا مویدفر*****

مقاله پژوهشی

چکیده

با جدایی مالکیت از مدیریت، راهبری شرکتی در هدایت سیاست‌های مالی مدیریت توسط سهامداران ابزار مناسبی برای کاهش هزینه نمایندگی است. نوآوری این پژوهش، اندازه‌گیری هزینه نمایندگی با رویکرد مبتنی بر مدل (برای اولین بار در جهان) و تعدیل Q توبین با تورم (برای اولین بار در کشور) است. هزینه نمایندگی با ۶ سنجه متفاوت سنجیده شده و اثر راهبری شرکتی بر آن با نقش میانجی نسبت بدهی و نسبت تقسیم سود تحلیل شده است. داده‌های شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران به استثنای شرکت‌های واسطه‌گری مالی در بازه زمانی ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۸ به کمک مدل‌یابی معادلات ساختاری تحلیل و با توجه به نرمال نبودن داده‌های پژوهش از رویکرد واریانس‌محور آن، روش حداقل مربعات جزیی (PLS) استفاده شده است. طبق نتایج در همه مدل‌های اجرا شده بر مبنای۶ سنجه هزینه نمایندگی، راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی تاثیر مثبت و نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی تاثیر منفی دارد. ضمناً در رویکرد مبتنی بر مدل (جز خطای رگرسیون به‌عنوان سنجه هزینه نمایندگی) (نوآوری پژوهش)، برخلاف سایر سنجه‌های هزینه نمایندگی، مسیر تاثیر راهبری شرکتی بر تقسیم سود و تقسیم سود بر هزینه نمایندگی تایید شد. به دلیل تاثیر نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی، اصلاح دیدگاه سهامداران برای هدایت تعدیل نسبت بدهی در راستای هزینه سرمایه پیشنهاد می‌شود.

کلیدواژه‌ها: راهبری شرکتی؛ هزینه نمایندگی؛ سیاست‌های مالی.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۰/۱۲/۲۹، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۱/۰۵/۰۱.

* دانشجوی دکتری مدیریت، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. E-Mail: rahimnejad@ase.ui.ac.ir
** دانشیار، گروه مدیریت، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول). E-Mail: s.fathi@ase.ui.ac.ir
*** دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. E-Mail: r.moayedfar@ase.ui.ac.ir

۱. مقدمه

با جدا شدن مالکیت و مدیریت در شرکت‌های سهامی، مدیران به عنوان نماینده سهامداران، شرکت را اداره می‌کنند. با شکل‌گیری رابطه نمایندگی، تضاد منافع بین سهامداران و مدیران منجر به مشکل نمایندگی می‌شود [0،0] و محتمل است که تصمیمات مدیران به عنوان نمایندگان سهامداران لزوما در جهت منافع آنان نباشد. لذا سهامداران بر عملکرد نماینده خود نظارت می‌کنند. حل مساله نمایندگی تا حدودی اطمینان خاطر سهامداران را فراهم می‌کند که مدیران به دنبال ارزش‌آفرینی از طریق حداکثر کردن ثروت آنان هستند.

سازوکارهای راهبری شرکتی، بیش از هر چیز، حیات شرکت را در بلندمدت هدف قرار داده و در این زمینه، سعی دارد از منافع سهامداران در مقابل مدیران پشتیبانی و از انتقال ناخواسته ثروت بین گروه‌های مختلف و تضییع حقوق عموم و سهامداران جلوگیری کند [0] تا در نهایت موجبات کاهش هزینه نمایندگی بین سهامدار و مدیریت فراهم شود.

به موضوع راهبری شرکتی و اثربخشی سازوکار آن بر کاهش هزینه نمایندگی، در بسیاری پژوهش‌های گذشته پرداخته شده است اما یکی از نقاط ضعف حاکم بر ادبیات، معیار مناسب هزینه نمایندگی است. اهم این معیارها در مقالات متعدد نسبت هزینه‌های فروش، اداری و عمومی به فروش [00،0]، نسبت گردش دارایی [00،۲۲]، جریان نقد آزاد [۱۹] و تعامل فرصت‌های رشد و جریان‌های نقد آزاد [00] است.

از بین شاخص‌های مورد اشاره، تنها شاخص رابطه جریان‌های نقد آزاد و فرصت‌های رشد است که نسبت‌های مالی را به تنهایی انتخاب نکرده است؛ این معیار اثر متقابل جریان نقد آزاد با فرصت‌های رشد شرکت را ملاک عمل قرار می‌دهد و سنجه مناسب‌تری برای هزینه نمایندگی محسوب می‌شود. نقاط ضعف ادبیات در اندازه‌گیری هزینه نمایندگی نشان می‌دهد بسیاری از این معیارها از آنجایی که منحصرا سنجه هزینه نمایندگی نیست، با شبهه عدم تخمین مناسب مواجه است. راهکار این پژوهش برای رفع شکاف فوق، طراحی مدلی برای رگرس کردن جریان نقد آزاد روی Q توبین است. جمله خطای این رگرسیون (یعنی مازاد جریان نقدی نسبت به مقدار قابل قبول برای کیوتوبین و متغیرهای کنترلی)، شاخص هزینه نمایندگی تعریف می‌شود. با توجه به شرایط تورمی کشور و رشد نرخ ارز در سال‌های اخیر، از آنجا که دارایی‌های ثابت شرکت‌ها در زمان تحصیل به بهای تمام شده در دفاتر ثبت می‌شود، کارایی نسبت Q توبین محاسبه شده بر این مبنا محل مناقشه است. لذا در این پژوهش Q توبین تعدیل شده با تورم نیز محاسبه شده است. علاوه بر این نوآوری، به بررسی تاثیر مکانیزم نظارتی راهبری شرکتی بر هزینه نمایندگی از طریق سیاست‌های مالی بنگاهی پرداخته خواهد شد.

تاکنون مطالعات تجربی زیادی در خصوص رابطه مستقیم متغیرهای راهبری شرکتی و هزینه نمایندگی انجام شده است [0،0،0،0]. نقطه ضعف دیگری ادبیات که در این پژوهش بدان پرداخته می‌شود این است که در بررسی رابطه مستقیم این دو متغیر سهامدار تشخیص نمی‌دهد هنگام تقویت نظارت خود بر مدیریت باید بر چه رفتارهایی تمرکز کند. نوآوری این پژوهش آن است که بتوان به این مهم رسید که از طریق کدام یک از سیاست‌های مالی می‌توان بر رابطه راهبری شرکتی و هزینه نمایندگی تاثیر گذاشت. پس از این می‌توان به سهامدار توصیه داد وقتی قدرت نظارت و حاکمیت بر مدیریت حاصل شد، مدیریت را به سمت کدامیک از سیاست‌های مالی شرکتی سوق بدهد. با توجه به امکان رفتارهای خودخواهانه مدیریتی و ایجاد هزینه نمایندگی اختیار مدیریتی، بدهی نقش مثبتی در نظم دادن به مدیریت ایفا می‌کند و علاوه بر ایجاد نظم در جریان نقدی شرکت، با نظارت صاحبان بدهی شفافیت وکنترل مدیریتی تقویت می‌شود. سهامداران می‌توانند با محدود کردن جریان نقدی آزاد موجود، توانایی مدیریت در دنبال‌کردن نفع شخصی خود را کنترل کنند. از این‌رو سود سهام، با خارج کردن پول نقد اضافه از شرکت، هزینه‌های نمایندگی مربوط به دخل و تصرف‌های مدیریتی را کاهش می‌دهد [0]. بنابراین انتظار می‌رود سهامداران از طریق مکانیزم راهبری شرکتی مدیران را هدایت کنند تا توسط این دو سیاست مالی هزینه نمایندگی را کنترل کنند. به عبارت دیگر چه ابزارهای مدیریتی میانجی رابطه راهبری شرکتی و هزینه نمایندگی است؟

راهکار این پژوهش برای شکاف مذکور، استفاده از مدل‌یابی معادلات ساختاری در تخمین همزمان معادلات ساختاری و اندازه‌گیری است.

بنابراین در این پژوهش علاوه بر متغیر جریان نقد آزاد جهت سنجش هزینه نمایندگی، تعامل آن با فرصت‌های رشد (شامل رشد فروش ۵ ساله ، Q توبین و Q توبین تعدیل‌شده با تورم) و خطای برازش جریان نقد آزاد بر Q توبین و Q توبین تعدیل شده با تورم به‌عنوان سنجه‌های هزینه نمایندگی اندازه‌گیری شده است و صرفا رابطه راهبری شرکتی و هزینه نمایندگی مستقیما بررسی نشده و نقش میانجی سیاست‌های مالی بنگاه در این رابطه از طریق معادلات ساختاری و سنجش همزمان متغیرها مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مساله نمایندگی به تضاد منافع بین سهامداران و مدیران ناشی از جدایی مالکیت و مدیریت اشاره دارد. وقتی مالکیت از مدیریت جدا می‌شود، احتمال تضاد منافع بین سهامداران و مدیران ایجاد می‌شود و سهامداران مخارجی را متحمل می‌شوند تا منافع مدیران را با خود همسو کنند. از آنجا که چنین مخارجی به واسطه شکل‌گیری رابطه نمایندگی به وجود می‌آید، هزینه‌های نمایندگی نامیده می‌شود. جنسن و مک‌لینگ (۱۹۷۶)، این هزینه‌ها را شامل

هزینه‌های نظات بر مدیر به وسیله مالک (این هزینه‌ها از سوی مالکان و از طریق طرح‌های پاداش، اختیار خرید سهام، استفاده از خدمات حسابرسی مستقل و ... انجام می‌گیرد)، هزینه‌های التزام (هزینه‌های مربوط به ساختار سازمانی به‌گونه‌ای که بتوان رفتار نامطلوب مدیریت را محدود کرد) و زیان باقی‌مانده (تفاوت بین عملیات واقعی مدیر و عملیات مورد انتظار وی بوده که مربوط به دنبال کردن منافع شخصی است که منجر به کاهش رفاه سهامداران می‌شود) می‌دانند [۰۱۶]. زمانیکه مدیران منافع خود را به منافع سهامداران ترجیح داده و درصدد هستند که ثروت خودشان را به جای ثروت سهامدار حداکثر کنند، خودخواهی مدیریتی[1] شکل می‌گیرد. به عبارت دیگر، مدیران علاقمند به کنترل شرکت به‌گونه‌ای هستند که به جای ثروت سهامداران، مطلوبیت خود را افزایش دهند. چنین رفتارهای خودپسندانه‌ای، برای سهامداران پرهزینه است و این هزینه‌ها، هزینه‌های نمایندگی اختیار مدیریتی نامیده می‌شود [0].

در پژوهش‌های گذشته معیارهای بسیاری به‌عنوان سنجه هزینه نمایندگی استفاده شده است. آنگ و همکاران (۲۰۰۰) هزینه نمایندگی را از طریق تفاوت در نسبت کارایی شامل نسبت گردش دارایی‌ها[2] و نسبت هزینه‌های عملیاتی[3] محاسبه کرده‌اند. نسبت گردش دارایی‌ها بیانگر نسبت فروش سالانه به مجموع دارایی‌هاست و چگونگی بهره‌وری و استفاده از دارایی‌های شرکت توسط مدیران را اندازه‌گیری می‌کند [0،0،0]. مک نایت و ویر (۲۰۰۹)، علی‌رغم آنکه از این معیار به عنوان شاخص مفید برای هزینه نمایندگی نام برده، این شاخص را عاری از اشکال ندانسته است. یک) ایجاد فروش مترادف با ثروت سهامداران نیست زیرا که ممکن است فروش از فعالیت سودآور ایجاد نشده باشد. دوم) فروش ممکن است باعث ایجاد جریان نقدی شود که توسط مدیریت مورد سوءاستفاده قرار گیرد و به سهامداران توزیع نشود. سوم) بهره وری می‌تواند حتی بین شرکت‌های در یک صنعت مشابه، متفاوت باشد[0].

سنجه دوم مطرح شده در مطالعات آنگ و همکاران (۲۰۰۰) نسبت هزینه‌های عملیاتی است که بیانگر چگونگی کنترل هزینه‌ها توسط مدیریت است. سینگ و دیویدسون (۲۰۰۳) این معیار را با عنوان نسبت هزینه‌های فروش، اداری و عمومی[4] (تعدیل یافته معیار هزینه‌های عملیاتی در مطالعات آنگ و همکاران(۲۰۰۰) معرفی کردند [0]. این معیار بیانگر نسبت هزینه‌های فروش، اداری و عمومی به کل فروش است. هزینه‌های مذکور به عملکرد مدیریت و فروش محصولات شرکت مرتبط است و سنجه نزدیکتری به هزینه نمایندگی است.

پرتال جامع علوم انسانی

[1] Self-serving manage
[2] Asset turnover ratio/ asset utilization ratio/ efficiency ratio
[3] Expense ratio (operating expense)
[4] SG & A expense ratio

سنجه سوم، جریان نقد آزاد، به تنهایی به‌عنوان یکی دیگر از معیارهای هزینه نمایندگی در مطالعات استفاده شده است. این معیار به صورت نسبت سود عملیاتی قبل از استهلاک به کل دارایی تعریف شده است [0].

به عقیده جنسن (۱۹۸۶) هزینه نمایندگی زمانی بالا است که جریان نقد بالا با فرصت‌های رشد کم ترکیب شود. [0]. اوپلر و تیتمن[1] (۱۹۹۳) مطرح کردند که شرکتی با رشد بالا، احتمالا دارای مدیریت بهتری است. [0]. بنابراین، دوکس و همکاران (۲۰۰۰)، سنجه تعامل فرصت‌های رشد و جریان‌های نقد آزاد را برای هزینه نمایندگی معرفی کردند [00]؛

آنان معتقدند در شرکت‌های با مدیریت ضعیف احتمال هدررفت جریان نقد در پروژه‌های با ارزش فعلی خالص (NPV)[2] منفی وجود دارد و در مقابل شرکت‌های با مدیریت قوی در فعالیت‌های حداکثر NPV درگیر می‌شوند که جریان نقد به هدر نرود. بنابراین در سطحی از جریان نقد در هر شرکت، انتظار می‌رود در شرکت‌های با فرصت‌های رشد کم (زیاد)، هزینه نمایندگی زیاد (کم) باشد. معیار مذکور نشان‌دهنده آن است که جریان نقد به تنهایی سنجه مناسبی برای هزینه نمایندگی نیست و این معیار (تعامل فرصت‌های رشد و جریان‌های نقد آزاد) معیار مناسب‌تری برای مقایسه هزینه نمایندگی در دو شرکت با یک سطح مشخص جریان نقد و نحوه مدیریت (قوی/ضعیف) است [0]. این معیار طی سال‌های گذشته در مطالعات اخیر مورد استفاده قرار گرفته است. [0،0،0،0].

همانگونه که در مطالعات پیشین بررسی شده است، فرصت‌های رشد از طریق سه متغیر مجازی[3] (نسبت Q توبین، رشد ۵ ساله فروش شرکت در مقایسه با نمونه و میانه صنعت) محاسبه می‌شود. [0] که ارزش آن معادل رقم صفر یا یک در محاسبات لحاظ شده و این امر سبب محدودیت در نوسان متغیر می‌شود. ضمن اینکه صرفا رابطه دو متغیر مورد بررسی قرار گرفته است؛ به بیان دیگر تفسیر سنجه تعامل Q توبین بالا و جریان‌های نقد آزاد بدین مفهوم است که برای رسیدن به سطحی از Q توبین مورد انتظار، نگهداری سطحی از جریان نقد منطقی است و در نتیجه سایر متغیرهای کنترلی موثر بر میزان جریان نقد آزاد شرکت را در نظر نگرفته است. (نگهداری جریان نقد در هر شرکتی در صورتیکه منجر به افزایش Q توبین شود، هزینه نمایندگی محسوب نمی‌شود). لذا با توجه به اشکالات فوق‌الذکر در این پژوهش جهت سنجش هزینه نمایندگی، رابطه جریان نقد آزاد با Q توبین و سایر متغیرهای کنترلی مورد بررسی قرار می‌گیرد و مازاد جریان نقد معادل جمله خطای معادله رگرسیون جریان نقد بر Q توبین و سایر متغیرهای کنترلی(€)، سنجه هزینه نمایندگی معرفی می‌شود.

[1] Opler & Titman
[2] Net present value
[3] Dummy variable

راهبری شرکتی در دو دیدگاه محدود و گسترده تعریف شده است. در دیدگاه محدود، راهبری شرکتی به رابطه مدیریت و سهامداران محدود می شود. فدراسیون بین‌المللی حسابداری در سال ۲۰۰۴ حاکمیت شرکتی (حاکمیت واحد تجاری) را چنین تعریف کرده است: تعدادی مسئولیت‌ها و شیوه‌های به‌کاربرده شده توسط هیات‌مدیره و مدیران موظف با هدف مشخص کردن مسیر استراتژیک که تضمین‌کننده دستیابی به هدف‌ها، کنترل ریسک‌ها و مصرف مسئولانه منابع است.

جدایی مالکیت از مدیریت و ایجاد مسأله نمایندگی، لزوم نظارت سهامدار بر اقدامات مدیریتی را تشدید می‌کند. پس انتظار می‌رود با به کارگیری سازوکارهای راهبری شرکتی شاخص‌های مختلف عملکردی بهبود پیدا کند؛ ابزارهای راهبری شرکتی در شرکت‌ها، سازوکار اعمال مراقبت و نظارت بر عملکرد نمایندگان سهامداران است که موجبات کاهش خودخواهی مدیریتی را فراهم کرده و به تبع آن هزینه نمایندگی کاهش یافته و هدف مالکان یعنی حداکثرسازی ثروت سهامداران حاصل می‌شود [0].

طبق پژوهش‌های تاریخی، شماری از سازوکارهای راهبری شرکتی سبب کاهش هزینه نمایندگی می‌شود [0،0،0،0،0]. اگراول و نئوبر (۱۹۹۶) هفت مکانیزم شامل درصد مالکیت مدیران، موسسات مالی، سهامداران نهادی، ترکیب هیات مدیره موظف/غیرموظف، سیاست بدهی و بازار کار مدیریتی را جهت کنترل مساله نمایندگی بین سهامداران و مدیران معرفی کرده است. [0]. در مطالعات آنگ و همکاران (۲۰۰۰) متغیرهای ساختار مالکیت[1] از قبیل مدیریت شرکت توسط افراد درون سازمانی در مقابل افراد برون سازمانی، مالکیت مدیران در سهام شرکت، تعداد سهامداران غیر مدیر[2] و نظارت بانک‌ها مد نظر قرار گرفته است و پژوهش نشان می‌دهد که هزینه نمایندگی در شرکت‌هایی که افراد بیرونی بیش از افراد درونی شرکت را مدیریت کرده بیشتر است. همچنین هزینه نمایندگی با میزان مالکیت مدیریت در سهام شرکت رابطه معکوس دارد و این هزینه با تعداد سهامداران غیر مدیر افزایش یافته و با افزایش نظارت بانک‌ها کاهش می‌یابد[0]. سینگ و دیویدسون (۲۰۰۳) نیز با تعدیلی در مطالعات آنگ متغیرهای مذکور را در شرکت‌های بزرگ بررسی کرده است و به این مهم دست یافته که اعضا هیات مدیره مستقل بیرونی (غیرموظف) از هزینه نمایندگی در شرکت جلوگیری نمی‌کنند و در نهایت در شرکت‌های بزرگ، مالکیت مدیریتی می‌تواند تعارض نمایندگی بین مدیر–نماینده را کاهش دهد. اوگدن و همکاران (۲۰۰۳) از لحاظ ساختار مالکیت دو عامل فعال بودن سهامدار[3] و تعامل بین ساختار مالکیت و ساختار سرمایه[4] را به عنوان موانع رفتارهای خودخواهی مدیریتی مطرح می‌کند. رشید

[1] Ownership structure
[2] Non-manager shareholders
[3] Shareholder activism
[4] Interaction between a firm’s ownership and its capital structure

(۲۰۱۵ و ۲۰۱۶)، از سه معیار نسبت هزینه‌ها، تعامل جریان نقد آزاد و Q توبین و نسبت کارایی دارایی‌ها جهت سنجه هزینه نمایندگی استفاده و نتایج آن نشان داده است که مالکیت مدیریتی و استقلال هیات‌مدیره تنها برمبنای معیار نسبت کارایی دارایی‌ها، هزینه نمایندگی را کاهش می‌دهد[0،0]. مک‌نایت و ویر (۲۰۰۹)، به بررسی تاثیر متغیرهای حاکمیتی و مالکیتی بر هزینه نمایندگی پرداخته است یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که تغییر در ساختار هیات‌مدیره عموما بر هزینه نمایندگی تاثیر دارد. افزایش مالکیت هیات‌مدیره و بدهی در ساختار سرمایه موجبات کاهش هزینه نمایندگی را فراهم می‌آورد[0].

از منظر دیگر در کنار سایر متغیرهای راهبری شرکتی که بر مساله نمایندگی و کاهش هزینه آن موثر است، سیاست‌های مالی بنگاه نیز بر آن تاثیر می‌گذارد. سیاست تقسیم سود به مشکل نمایندگی بین افراد درون سازمانی شرکت و سهامداران می‌پردازد [0،0،0،0،0،0،0،0]،0،0،0،0،0،0،0،0،0].برمبنای این نظریه، اگرچه سود به سهامداران پرداخت شده، اما می‌تواند به افراد درون سازمانی برای اهداف شخصی نیز هدایت و یا به پروژه‌های غیرسودآور جهت مزایای شخصی افراد درون سازمانی تخصیص داده شود. با این استدلال سهامداران خارج از شرکت به تقسیم سود از محل سود انباشته تمایل دارند. در جهانی که مشکل نمایندگی بین افراد درون سازمانی و برون سازمانی وجود دارد، سود تقسیمی نقش مفیدی در حل این تعارض ایفا می‌کند [0]. با تقسیم سود، افراد درون سازمانی بازده شرکت را به سهامداران برگردانده و جهت مزایای شخصی از آن استفاده نمی‌کنند. سود تقسیمی به این دلیل بهتر از سود انباشته است که سود انباشته احتمالا هرگز به سود تقسیمی آتی تبدیل نخواهد شد. پرداخت سود تقسیمی موجبات ورود شرکت‌ها به بازار سرمایه جهت تامین مالی را فراهم می‌کند که در نتیجه آن فرصتی برای سهامداران خارج از سازمان فراهم می‌شود تا کنترل بیشتری بر افراد درون سازمانی داشته باشند [0]. سهامداران می‌توانند با محدود کردن جریان نقدی آزاد موجود (از طریق فشار برای تقسیم سود)، توانایی مدیریت در دنبال نمودن نفع شخصی خود را کنترل کنند. از اینرو سود سهام، با خارج کردن پول نقد اضافه از شرکت، هزینه‌های نمایندگی مربوط به دخل و تصرف‌های مدیریتی را کاهش می‌دهد.

دومین سیاست مالی بنگاه ساختار سرمایه است. علاوه بر جلوگیری از هدر رفت منابع شرکت، مدیریت جهت تامین نقدینگی مورد نیاز از بازار بدهی استقراض نموده که نظارت آنان سبب شفافیت و ایجاد نظم در جریان نقدی شرکت می‌شود [0]. جنسن و مک‌لینگ (۱۹۷۶)، ساختار مالکیت[1] را معرفی می‌کنند که فراتر از ساختار سرمایه[2] است زیرا که سه متغیر میزان مالکیت مدیریت در سهام شرکت، میزان مالکیت سایر افراد خارج از سازمان و بدهی معادل ادعای

[1] Ownership structure
[2] Capital structure

بستانکاران را تعریف کرده است. مالک یا مدیر، میزان مالکیت خود را با انتشار سهام کاهش می‌دهد تا هزینه را با مالکان جدید تسهیم کند. مالکان جدید به مشکل نمایندگی واقف بوده و در نتیجه برای خرید سهام جدید، تمایل دارند مبلغ کمتری پرداخت کنند و در نتیجه هزینه تامین مالی از محل انتشار سهام افزایش می‌یابد. این فرآیند تا زمان انتشار بدهی ادامه می‌یابد و در نتیجه آن بستانکاران محتاطانه عمل می‌کنند و معتقدند تحت ریسک بیش از حد پذیرفته شده توسط صاحبان سهام هستند و در صورتی‌که شرکت از اهرم بالایی برخوردار باشد، منافع این دو گروه ناسازگار خواهد بود. در نتیجه هزینه بدهی با اهرم، افزایش می‌یابد و ساختار سرمایه بهینه، مجموع هزینه نمایندگی بدهی و سهام را حداقل می‌کند. با توجه به امکان رفتارهای خودخواهانه مدیریتی و ایجاد هزینه نمایندگی احتیاط مدیریتی، بدهی نقش مثبتی در نظم دادن به مدیریت ایفا می‌کند و علاوه بر ایجاد نظم در جریان نقدی شرکت، با نظارت صاحبان بدهی شفافیت وکنترل مدیریتی تقویت می‌شود [0].

اسچولی و برنی[1] (۱۹۹۴)، به تاثیر توام راهبری شرکتی بر هزینه نمایندگی و سیاست تقسیم سود پرداخته و ادعا می‌کنند تا زمانیکه مدیریت هر شرکت تثبیت شده، افزایش مالکیت سهام مدیران اجرایی سبب کاهش هزینه نمایندگی و کاهش سود تقسیمی می‌شود. ضمناً صرف نظر از این دیدگاه افزایش مالکیت سهام[2] سبب افزایش سود تقسیمی می‌شود. اینکه افزایش مالکیت سهام می‌تواند هزینه نمایندگی را کاهش دهد وابسته به میزان کنترل مدیریت در شرکت است. اثر ترکیبی سود تقسیمی و مالکیت مدیریتی سهام بر هزینه نمایندگی این مفهوم را می‌رساند که تقسیم سود بهینه می‌تواند تابع ضمنی از میزان مالکیت سهام افراد درون سازمانی بیان شود. سیاست تقسیم سود و مالکیت سهام توسط افراد درون سازمانی، ابزارهای جایگزین برای کاهش هزینه نمایندگی است [0]. در شرکتی که میزان مالکیت سهام افراد درون سازمانی بالا است جهت کاهش هزینه نمایندگی تمایل به پرداخت سود تقسیمی کمتری وجود دارد. در حالیکه شرکتی با مالکیت سهام کم افراد درون سازمانی، به بالا بودن سود تقسیمی شناخته می‌شود. وی از رویکرد گرافیکی استفاده می‌کند تا نتیجه‌گیری کند که سود تقسیمی رابطه منفی با مالکیت سهام افراد درون سازمانی دارد [0].

فخاری و یوسفعلی‌تبار (۱۳۸۹)، به تشریح دو فرضیه در توجیه رفتار سود تقسیمی برمبنای مدل نمایندگی در ادبیات مالی پرداخته‌اند: ۱. فرضیه نتیجه ۲. فرضیه جایگزینی. فرضیه نتیجه مبتنی بر فرضیه جریان نقد آزاد است. برمبنای فرضیه جریان نقد آزاد، مدیران فرصت طلب، از وجوه آزاد به منظور سرمایه‌گذاری در پروژه‌ها و اموری که باعث افزایش ابهت و شهرت آن‌ها می‌شود و لزوما ارزش فعلی خالص حداکثری یا مثبت ندارد، به نفع خود استفاده می‌کنند. فرضیه

[1] Schooley & Barney
[2] Increasing stock ownership

نتیجه، بیان می‌کند تقسیم سود نتیجه کیفیت حاکمیت شرکتی است. فرضیه دیگر در توجیه توزیع سود، فرضیه جایگزینی است. براساس این نظریه توزیع سود، جایگزین حقوق صاحبان سهام می‌شود؛ یعنی شرکت‌های با حاکمیت ضعیف‌تر، سود تقسیمی بیشتری می‌پردازند تا جانشینی برای مدیریت ضعیف آن‌ها باشد. این مبحث به خصوص روی نیاز شرکت برای تامین مالی از طریق بازارهای سرمایه بیرونی تمرکز می‌کند. در پژوهش کانوجا و باهاتیا[1] (۲۰۲۱) در تضاد با فرضیه جایگزینی و در تایید فرضیه نتیجه مطرح گردید که شرکت‌هایی با راهبری شرکتی قوی، سود تقسیمی بیشتری در مقابل شرکت‌های با راهبری شرکتی ضعیف تقسیم می‌کنند. به ویژه غیرموظف بودن هیات‌مدیره، اندازه آن و مالکیت سهامدار نهادی محرک‌های کلیدی تاثیر راهبری شرکتی بر سود تقسیمی در شرکت‌های آمریکایی بودند [0].

بدهی نقش مثبتی در نظم دادن به مدیریت ایفا می‌کند و علاوه بر ایجاد نظم در جریان نقدی شرکت، با نظارت صاحبان بدهی شفافیت وکنترل مدیریتی تقویت می‌شود [0]. در نتیجه امکان رفتارهای خودخواهانه مدیریتی و به تبع آن هزینه نمایندگی کاهش می‌یابد. در شرکت‌هایی که راهبری شرکتی ضعیف است، سهامداران قدرت لازم جهت نظارت بر عملکرد مدیریت را نداشته و در نتیجه مدیریت را مجبور می‌کنند که سطح بدهی را افزایش دهند. این مهم سبب افزایش نظارت صاحبان بدهی و تقویت شفافیت و کنترل مدیریتی و کاهش رفتارهای خودخواهانه مدیران می‌شود. در مقابل تاثیر منفی این دو متغیر، مفاهیم دیگری در توجیه رابطه مستقیم بین راهبری شرکتی و ساختار سرمایه وجود دارد. فرض کنید بخش عمده ثروت مدیریت متشکل از پاداش مبتنی بر سود باشد. در این صورت مدیر در معرض ریسک نوسان سود شرکت قرار دارد. بنابراین ممکن است به کاهش ریسک غیرسیستماتیک تمایل داشته باشد، حتی اگر این اقدام به نفع سهامداران نباشد. در راستای کاهش ریسک، مدیران می‌توانند اهرم مالی کمتری نسبت به میزان بهینه در این خصوص انتخاب کنند به این دلیل که احتمال نوسان در پاداش، کاهش ثروت مدیران و یا ورشکستگی و به تبع آن از دست دادن شغل با اهرم مالی افزایش می‌یابد. تقویت راهبری شرکتی و افزایش نظارت سهامداران، مدیریت را مجبور به افزایش سطح بدهی تا حد بهینه می‌کند. در نتیجه راهبری شرکتی مناسب، نسبت بدهی شرکت را تا سطح بهینه افزایش می‌دهد. همچنین در صورتیکه سهامداران شرکت، توان کافی جهت نظارت دقیق بر عملکرد شرکت نداشته باشند (توان کارشناسی)، به مدیریت فشار می‌آورند تا سطح بدهی را افزایش دهند و از این طریق نظام راهبری شرکتی از مزایای نظارت صاحبان بدهی بهره‌مند گردد [0]. جاوايد[2] و همکاران (۲۰۲۱)، به تاثیر ۵ مکانیزم راهبری شرکتی شامل ساختار هیات‌مدیره، ساختار حسابرسی، ساختار نظام جبران خدمات، ساختار مالکیت و جدایی مدیرعامل و رییس

[1] Kanojia & Bhatia
[2] Javaid

هیات‌مدیره بر ساختار سرمایه شرکت و به تبع آن نسبت بدهی پرداخته‌اند که نتایج آنان نشان دهنده تاثیر راهبری شرکتی بر تصمیمات مالی و ساختار سرمایه شرکت است [0].

با توجه به مطالب فوق‌الذکر، سیاست‌های مالی و راهبری شرکتی بر هزینه نمایندگی بین سهامداران و مدیریت موثر است که در مطالعه چاو[1] و همکاران (۲۰۰۹) به جنبه دیگری از این مهم پرداخته شده یعنی رابطه این سه متغیر با یکدیگر. در پژوهش آنان به تاثیر راهبری شرکتی بر سیاست تقسیم سود زمانی که یک شرکت با هزینه نمایندگی و محدودیت تامین مالی مواجه است، پرداخته شده است. آنان به بررسی تاثیر راهبری شرکتی قوی که منجر به تقسیم سود بالا شده در جهت کاهش مشکل نمایندگی پرداختند. به عقیده آنان زمانی که به بررسی رابطه سیاست تقسیم سود و راهبری شرکتی پرداخته می‌شود، همزمان مشکل نمایندگی بین مدیریت و سهامداران و محدودیت تامین مالی خارجی نیز در نظر گرفته می‌شود. آنان به این نتیجه رسیدند که ارتباط بین راهبری شرکتی و سیاست تقسیم سود مرتبط با درجه مشکل نمایندگی و محدودیت مالی است. زمانی که هزینه نمایندگی با جریان نقد آزاد اندازه‌گیری می‌شود، شرکت‌ها سود بیشتری با راهبری شرکتی موثرتری می‌پردازند.

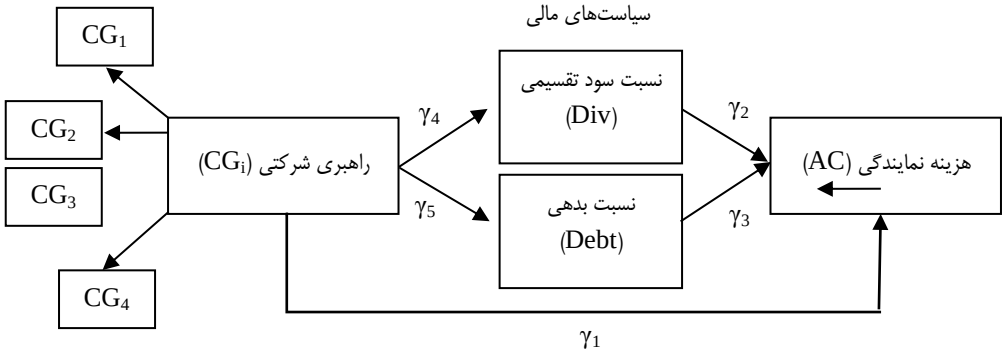
در مطالعه جراپرن و گلاسون[2] (۲۰۰۷) به بررسی سه متغیر ساختار سرمایه، حقوق سهامداران و هزینه نمایندگی پرداخته شده است. آنان با بررسی چگونگی تاثیر قدرت حقوق سهامداران بر تصمیمات ساختار سرمایه، هزینه نمایندگی را با ساختار سرمایه ارتباط دادند. با توجه به اینکه تعارض نمایندگی ناشی از جدایی مالکیت و کنترل است، بنگاه‌هایی که حقوق سهامداران بسیار محدود است، احتمالا متحمل هزینه نمایندگی بیشتری خواهند شد. از آنجا که اهرم به هزینه نمایندگی مرتبط است و آن دو به نوبه خود احتمالاً به قدرت حقوق سهامداران مرتبط هستند، رابطه معناداری بین این دو وجود دارد. آنان برمبنای مطالعات گمپیرز[3] و همکاران (۲۰۰۳)، معیاراندازه‌گیری حقوق سهامداران را شاخص حاکمیت[4] تعریف نمودند [0].

۳. روش‌شناسی پژوهش

مدل پژوهش

در این پژوهش برمبنای مدل‌یابی معادلات ساختاری به سنجش روابط همزمان میان سازوکارهای راهبری شرکتی، سیاست‌های مالی بنگاه و هزینه نمایندگی پرداخته می‌شود. انتظار از برازش این مدل آن است که سازوکارهای راهبری شرکتی از طریق سیاست‌های مالی بنگاه باعث کاهش هزینه نمایندگی شود.

---
[1] Chae
[2] Jiraporn & Gleason
[3] Gompers
[4] Governance Index



شکل ۱: مدل پژوهش

متغیرهای پژوهش

اولین متغیر پنهان پژوهش راهبری شرکتی است که با سه متغیر آشکار اندازه‌گیری می‌شود. CG_1 تمرکز مالکیت است که معادل مجموع توان دوم سهام متعلق به پنج سهامدار اول تعریف می‌شود. CG_2 مالکیت سهامدار نهادی و برابر نسبت سهام عادی شرکت است که در اختیار موسسات سرمایه‌گذاری و یا سایر شرکت‌های تجاری قرار دارد. برای محاسبه درصد سهامداران نهادی در هر شرکت تعداد سهام سهامداران نهادی بر کل تعداد سهام عادی شرکت در انتهای هر سال مالی تقسیم می‌شود. CG_3 درصد اعضا غیرموظف هیات‌مدیره است که معادل نسبت تعداد اعضا هیات‌مدیره غیرموظف به کل اعضا تعریف می‌شود. CG_4 نیز درصد اعضا حقوقی است که معادل نسبت تعداد اعضا حقوقی به کل اعضا تعریف می‌شود.

دومین متغیر نسبت سود تقسیمی است که ماهیت آشکار دارد. Div معادل نسبت سود تقسیم شده بین سهامداران به سود هر سهم در هر سال مالی است. Debt نیز نسبت بدهی است که برابر است با کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها در هر سال مالی.

سومین متغیر هزینه نمایندگی است که در این پژوهش جهت سنجش آن از سه رویکرد شامل معیار مطلق سنجه هزینه نمایندگی، تعامل معیار مطلق سنجه هزینه نمایندگی و فرصت رشد و در نهایت خطای برازش معیار مطلق سنجه هزینه نمایندگی بر Q توبین استفاده شده است. در رویکرد دوم متغیر مجازی فرصت‌های رشد شامل رشد ۵ ساله فروش و Q توبین می‌شود. با توجه به شرایط تورمی کشور و رشد نرخ ارز در سال‌های اخیر، از آنجا که دارایی‌های ثابت شرکت‌ها در زمان تحصیل به بهای تمام شده در دفاتر ثبت می‌شود، کارایی نسبت Q توبین محاسبه شده بر این مبنا محل مناقشه است. لذا در این پژوهش Q توبین تعدیل شده با تورم نیز محاسبه شده است. در نهایت مدل پژوهش هر بار به ازای یکی از ۶ سنجه هزینه نمایندگی شامل ۱) معیار

مطلق سنجه هزینه نمایندگی معادل جریان نقد آزاد (AC_1) برابر میزان جریـان نقـد آزاد معـادل نسبت سود عملیاتی قبل از استهلاک منهای هزینه‌های مالیات و بهره و سود تقسـیمی پرداخـت شده به کل دارایی هر شرکت است [0]، ۲) تعامل جریان نقد آزاد با رشد فـروش ۵ سـاله (AC_2) برابر حاصل‌ضرب جریان نقد آزاد در متغیر مجازی رشد ۵ ساله فروش، ۳) تعامل جریان نقـد آزاد با Q توبین (AC_3) برابر حاصل‌ضرب جریان نقد آزاد در متغیر مجازی Q توبین ۴) تعامل جریـان نقد آزاد با Q توبین تعدیل شده با تورم (AC_4) برابر حاصل‌ضرب جریان نقد آزاد در متغیر مجازی Q توبین تعدیل شده با تورم ۵) خطای برازش مدل رگرسیون جریان نقد آزاد بر Q توبین (AC_5) ۶) خطای برازش مدل رگرسیون جریان نقد آزاد بر Q توبین تعدیل شده بـا تـورم (AC_6) آزمـون شده است.

جهت محاسبه ارزش متغیرهای مجازی فرصت رشد به شـرح فـوق، داده‌هـا بـه سـه قسـمت تقسیم، داده‌های قسمت وسط حذف و به ازای شرکت‌های با فرصت‌های رشد بالا برابر صفر و به ازای شرکت‌های با فرصت‌های رشد پایین برابر یک لحاظ می‌شود. AC_5 جزء خطـای رگرسـیون جریان نقد آزاد بر Q توبین و متغیرهای کنترلی انـدازه شـرکت و نسـبت بـازده دارایـی برمبنـای مطالعات لین[1] (۲۰۱۶) و وهیدین و سلسبیلا[2] (۲۰۱۹) بدین شرح است:

$$FCF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TQ(1)_{i,t} + Size_{i,t} + ROA_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$ رابطه (۱)

در این مدل، متغیر مستقل $TQ(1)_{i,t}$[3] نسبت Q توبین شرکت i در طول سـال t، متغیـر وابسـته $FCF_{i,t}$[4] جریان نقد آزاد شرکت i در طول سال t، متغیر کنترلی $Size_{i,t}$ انـدازه شـرکت i در طـول سال t معادل لگاریتم فروش، متغیر کنترلی $ROA_{i,t}$[5] نرخ بازده دارایی شرکت i در طـول سـال t معادل سود خالص تقسیم بر کل دارایی و خطـای ایـن بـرازش ($\epsilon_{i,t}$) بـه عنـوان سـنجه هزینـه نمایندگی تعریف شده است. AC_6 نیزبرابر جزء خطای رگرسـیون جریـان نقـد آزاد بـر Q تـوبین تعدیل شده با تورم و متغیرهای کنترلی به شرح زیر است:

$$FCF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TQ(2)_{i,t} + Size_{i,t} + ROA_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$ رابطه (۲)

در این مدل، متغیر مستقل $TQ(2)_{i,t}$ نسبت Q توبین تعدیل شده با تورم شرکت i در طول سال t است.

فرضیه‌های پژوهش

۱. در بازار سرمایه ایران تقویت راهبری شرکتی، هزینه نمایندگی را کاهش می‌دهد.

[1] Lin
[2] Wahyudin & Salsabila
[3] Tobin's Q
[4] Free Cash flow
[5] Return on asset

۲. در بازار سرمایه ایران راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی تاثیر مثبت دارد.
۳. در بازار سرمایه ایران راهبری شرکتی بر نسبت بدهی تاثیر مثبت دارد.
۴. در بازار سرمایه ایران افزایش سود تقسیمی، هزینه نمایندگی را کاهش می‌دهد.
۵. در بازار سرمایه ایران افزایش نسبت بدهی، هزینه نمایندگی را کاهش می‌دهد.

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

برای تحیل داده‌ها از مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده شده است. مدل‌یابی معادلات ساختاری تکنیکی تحلیلی و چند متغیره از خانواده رگرسیون، به بیان دقیق‌تر بسط مدل خطی کلی است که مجموعه‌ای از معادلات رگرسیون را به‌گونه هم‌زمان تخمین می‌زند. برای آزمون مدل از برنامه روابط خطی ساختاری[1] و استفاده شده است. مدل معادله ساختاری شامل دو مولفه است: مدل اندازه‌گیری که در آن متغیرهای مکنون[2] پیشنهاد و از طریق تحلیل عاملی تاییدی آزمون می‌شود و مدل ساختاری که در آن روابط نظری متغیرهای پژوهش احصا می‌شود. روابط میان متغیرهای مشاهده‌شده و مشاهده‌نشده با استفاده از نمودار مسیر در مدل ساختاری پیش‌تجربی تشریح شده است. در آزمون برازش مدل ماتریس واریانس–کوواریانس تولید شده با ماتریس واریانس–کوواریانس مشاهده‌شده تفاوت معناداری نداشته باشد و مجذور کای غیرمعنادار نشانه آن است که پارامترهای برآورد شده برای مدل، با داده‌ها برازش دارد. معادلات اندازه‌گیری (رابطه‌های ۳ الی ۵) و معادلات ساختاری (رابطه‌های ۶ الی ۹) برای مدل در ادامه اشاره می‌شود.

$$CG_1 = \lambda_1 CG + \delta_1$$ رابطه (۳)

$$CG_2 = \lambda_2 CG + \delta_2$$ رابطه (۴)

$$CG_3 = \lambda_3 CG + \delta_3$$ رابطه (۵)

$$CG_4 = \lambda_4 CG + \delta_4$$ رابطه (۶)

$$AC = \gamma_1 CG + \varepsilon_1$$ رابطه (۷)

$$AC = \gamma_2 Div + \gamma_3 Debt + \varepsilon_2$$ رابطه (۸)

$$Div = \gamma_4 CG + \varepsilon_3$$ رابطه (۹)

$$Debt = \gamma_5 CG + \varepsilon_4$$ رابطه (۱۰)

در معادلات ساختاری فوق، رابطه ۷ به منظور آزمون فرضیه اول مبنی بر تاثیر راهبری شرکتی بر هزینه نمایندگی، رابطه ۸ به منظور آزمون فرضیه چهارم و پنجم مبنی بر تاثیر سود تقسیمی و نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی، رابطه ۹ به منظور فرضیه دوم مبنی بر تاثیر راهبری شرکتی بر

[1] LISREL
[2] Latent

نسبت سود تقسیمی و رابطه ۱۰ به منظور فرضیه سوم مبنی بر تاثیر راهبری شرکتی بر نسبت بدهی تخمین زده می‌شود.

قدرت رابطه بین عامل (متغیر پنهان) و متغیر مشاهده‌پذیر به‌وسیله بار عاملی نشان داده می‌شود. فاستر، بارکوس و کریستین[1] (۲۰۰۶) و کلین[2] (۲۰۱۱) مطرح نمودند که اگر بار عاملی کمتر از ۰,۳ باشد رابطه ضعیف در نظر گرفته شده و از آن صرف‌نظر می‌شود. همچنین بار عاملی بین ۰,۳ تا ۰,۶ قابل قبول است و اگر بزرگتر از ۰,۶ باشد خیلی مطلوب است. در برخی منابع نیز قیدهای سخت‌گیرانه‌تری در نظر گرفته شده است. برای نمونه اگر بار عاملی کوچکتر از ۰,۳ باشد باید از مدل حذف شود. طبق مک‌کیوتی[3] (۲۰۰۴) اگر بین ۰,۳ و ۰,۵ باشد نیز مقیاس ضعیفی است و احتمالا باید از مدل حذف شود. اگر بین ۰,۵ تا ۰,۷ باشد نیز نسبتا ضعیف بوده ولی برای ادامه تحلیل کفایت می‌کند. اگر بار عاملی از ۰,۷ بیشتر باشد متغیر مشاهده‌پذیر برای مقیاسی مناسب برای سنجش متغیر پنهان است [0:۱۵]. در مجموع با توجه به اینکه فاصله ۰,۳ تا ۰,۵ با عبارت احتمالا باید حذف شود، در این پژوهش میانگین این دو مقدار یعنی مرز ۰,۴ به‌عنوان مبنا مدنظر است.

با وجود تنوع در توزیع داده‌ها، برخورداری داده‌ها از توزیع نرمال، به‌عنوان یک پیش‌فرض مهم برای مدل‌سازی معادلات ساختاری مطرح شده است. البته باید بر این نکته تاکید داشت که هر چند الزام توزیع نرمال داده‌ها، یک پیش‌فرض مطلوب برای مدل‌سازی معادلات ساختاری مبتنی بر کوواریانس محسوب می‌شود، در مقابل این پیش‌فرض برای مدل‌سازی معادلات ساختاری مبتنی بر واریانس لازم نیست [0:۱۲]. بدین منظور نرمال بودن سازه‌های پژوهش با استفاده از آزمون کولموگروف- اسمیرنوف مورد بررسی قرار گرفت که مقدار سطح معنی‌داری برای متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است. بنابراین نتایج بیانگر عدم تایید فرضیه نرمال بودن متغیرهای پژوهش است و بدین ترتیب، در ادامه پژوهش با توجه به نرمال نبودن داده‌ها از روش حداقل مربعات جزیی (PLS) استفاده شد.

شاخص‌های برازش مدل این امکان را فراهم می‌آورد تا تطبیق و برازندگی ساختار مدلی که براساس نظریه شکل یافته، با داده‌های تجربی گردآوری شده، مورد قضاوت قرار گیرد و از این رهگذر اشکالات تدوین مدل به تصویر کشیده شود. یکی از نخستین شاخص‌های معرفی‌شده توسط تننهاوس[4] و همکاران (۲۰۰۴)، و تننهاوس، اپوزیتو وینزی، چاتلین و لارو[5] (۲۰۰۵)، تحت عنوان شاخص نیکویی برازش (GOF) است که راه‌حلی عملیاتی برای پاسخ به این مساله و به

[1] Foster, Barkus & Chiristian
[2] Kline
[3] McQuitty
[4] Tenenhaus
[5] Tenehaus, Esposito Vinzi, Chatelin & Lauro

عنوان مبنایی برای اعتباریابی مدل PLS به شکل گسترده بود. هنسلر و سارستد[1] (۲۰۱۳)، به شکل مفهومی و تجربی، مفید بودن این شاخص را به چالش کشیدند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد شاخص GOF برخلاف شاخص‌های برازندگی CB-SEM از توانایی لازم برای تمیز مدل‌های معتبر از مدل‌های نامعتبر برخوردار نیست. با توجه به اینکه GOF در مدل‌های اندازه‌گیری تکوینی قابل به‌کارگیری نیست و بیش پارامتری کردن[2] مدل را به عنوان یک اتفاق در نظر نمی‌گیرد، توصیه شده که توسط محققان بررسی نشود و به آن استناد نکنند [0:۲۰۸]. هنسلر[3] و همکاران (۲۰۱۴) شاخص باقی‌مانده مربع ریشه میانگین استاندارد (SRMR)[4] را معرفی کرده‌اند که برابر با مجذور اختلاف بین همبستگی‌های مشاهده شده و همبستگی ضمنی مدل اندازه‌گیری است. این شاخص روایی مدل را اندازه‌گیری می‌کند [0:۲۳]. از منظر یک رویکرد سخت‌گیرانه و محافظه‌کارانه، مقادیر کمتر از ۰,۰۸ (در برخی منابع کمتر از ۰,۱۲) حاکی از برازش مدل است. همچنین از شاخص GOF برای تعیین برازش مدل استفاده نشود [0:۲۲۴].

ضریب آلفای کرونباخ، معیار کلاسیک برای سنجش پایایی است. با این وجود پایایی مرکب (CR)[5] در مدل‌های ساختاری معیار بهتر و معتبرتری نسبت به آلفای کرونباخ به شمار می‌رود. در محاسبه آلفای کرونباخ هر سازه، تمامی شاخص‌ها با اهمیت یکسان وارد محاسبات می‌شوند ولی در محاسبه پایایی مرکب، شاخص‌ها با بارهای عاملی بیشتر اهمیت زیادتری داشته و باعث می‌شود که مقادیر CR سازه‌ها معیار واقعی‌تر و دقیق‌تری نسبت به آلفای کرونباخ باشد [0:۲۲].

روایی همگرا، میانگین واریانس استخراج شده (AVE)[6]، همبستگی میان شاخص‌های سنجش هر سازه را نشان می‌دهد که نشان‌دهنده میانگین واریانس به اشتراک گذاشته شده بین هر سازه با شاخص‌های خود است. به بیان ساده‌تر AVE میزان همبستگی یک سازه با شاخص‌های خود را نشان می‌دهد که هر چه این همبستگی بیشتر باشد، برازش نیز بیشتر است [0:۲۲].

جامعه آماری

جامعه آماری شامل کلیه شرکت‌هایی است که از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۸ در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران لیست بوده‌اند. به جهت تفاوت در ماهیت فعالیت شرکت‌های واسطه‌گری مالی شامل صنایع بانک‌ها و موسسات اعتباری، سرمایه‌گذاری‌ها، بیمه و صندوق بازنشستگی به جز تامین اجتماعی، فعالیت‌های کمکی به نهادهای مالی واسط، سایر واسطه‌گری‌های مالی مجموعا ۲۱۹ نماد حذف شده‌اند. با توجه به محدود بودن جامعه آماری، نیازی به نمونه‌گیری

[1] Henseler & Sarstedt
[2] Overparametrization
[3] Henseler
[4] The standardized root mean square residual (SRMR)
[5] Composite Reliability
[6] Average Variance Extracted (AVE)

نیست. اطلاعات مربوط به متغیرهای راهبری شرکتی شامل تمرکز مالکیت، مالکیت سهامدار نهادی، درصد اعضای غیرموظف، نسبت اعضای حقوقی و نیز هزینه سالانه استهلاک جهت محاسبه شاخص جریان نقد آزاد از صورت‌های مالی سالانه شرکت‌ها مندرج در سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران کدال استخراج شده است. سایر متغیرها و داده‌های مورد نیاز از نرم‌افزار رهاورد نوین استفاده شده است. در این پژوهش جهت مدل‌سازی معادلات ساختاری حداقل مربعات جزئی از نرم‌افزارSmart PLS 3.2.8 استفاده شده است. جهت تخمین مدل رگرسیون برای محاسبه جز خطا به‌عنوان سنجه‌های پنجم و ششم هزینه نمایندگی (رویکرد مبتنی بر مدل)، از نرم‌افزار SPSS 25 استفاده شده است.

٤. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش برای شرکت‌های غیر مالی لیست‌شده در هـر سـال در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۸ در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱: تحلیل توصیفی متغیرهای پژوهش

شرح شاخص	نماد اختصاری	میانگین	انحراف معیار
تمرکز مالکیت	CG1	۰/۴۱	۰/۲
مالکیت سهامدار نهادی	CG2	۰/۶۹	۰/۲۸
درصد اعضای غیرموظف	CG3	۰/۶۶	۰/۱۹
نسبت اعضای حقوقی	CG4	۰/۷۸	۰/۳۴
نسبت بدهی	Debt	۰/۶۴	۰/۳۵
نسبت تقسیم سود	Div.	۰/۵۳	۰/۴۱
جریان نقد آزاد/دارایی	FCF	۰/۰۴	۰/۰۹
رشد ۵ ساله فروش	Dum1	۲/۱۹	۹/۱۱
Q توبین	Dum2	۱/۸۳	۰/۸۶
Q توبین تعدیل یافته با تورم	Dum3	۱/۱۹	۰/۶۹
اندازه شرکت	Size	۱۱/۹۲	۰/۱۰
نرخ بازده دارایی	ROA	۰/۷۲	۰/۱۶

ملاحظه می‌شود که شرکت‌ها به طور میانگین ۶۴ درصد از دارایی خود را از محل بدهی تامین مالی می‌کنند، ۵۳ درصد از سود خود را بین سهامداران تقسیم می کنند و به طور متوسط ۰/۰۴ جریان نقد آزاد دارند. رشد ۵ ساله فروش آنها به طور متوسط ۲/۱۹ است و نسبت کیو توبین ۱/۸۳ است که با تعدیل تورم به مقدار ۱/۱۹ کاهش می‌یابد.

۱-آزمون مدل پژوهش با نسبت جریان نقد آزاد به‌عنوان سنجه هزینه نمایندگی

در این مدل سنجه هزینه نمایندگی نسبت جریان نقد آزاد است. مدل در کلیه سال‌ها یک‌بار برمبنای کلیه سازه‌ها اجرا و در صورتی‌که بارهای عاملی کمتر از ۰/۴ شود از مدل حذف و سپس مدل اجرا شده است که میانگین ضرایب بار عاملی در دو بازه زمانی در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲: میانگین ضرایب بار عاملی متغیرهای مدل با سنجه هزینه نمایندگی نسبت جریان نقد آزاد

بازه زمانی	$CG_{۱}$	$CG_{۲}$	$CG_{۴}$	Debt	Div.	$AC_{۳۱}$
۹۱-۸۵	۰/۴۴	۰/۸۸	۰/۷۸	۱	۱	۱
۹۸-۹۲	۰/۵۵	۰/۹۲	۰/۸	۱	۱	۱

همانطور که در جدول ۳ نشان داده شده است، پس از آزمون فرضیه‌های شماره ۱، ۳ و ۴ در هر دو بازه زمانی، با توجه به اینکه آماره آزمون t کمتر از ۱/۶۴۵ (سطح اطمینان ۹۰ درصد) حاصل شد، فرضیه خنثی دال بر صفر بودن ضریب تاثیر را نمی‌توان رد کرد. بنابراین فرضیه‌های شماره ۱، ۳، ۴ به ترتیب دال بر تاثیر راهبری شرکتی بر هزینه نمایندگی، راهبری شرکتی بر نسبت بدهی و نسبت سود تقسیمی بر هزینه نمایندگی در هر دو بازه زمانی تایید نمی‌شود. فرضیه‌های شماره ۲ و ۵ در هر دو بازه زمانی پژوهش دال بر تاثیر راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی و تاثیر نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی آزمون شد که نتیجه آزمون حاکی از آماره t بزرگتر از ۱/۶۴۵ (سطح اطمینان ۹۰ درصد) است که نشان می‌دهد فرضیه خنثی مبنی بر صفر بودن ضریب تاثیر رد می‌شود. لذا می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۹ درصد راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی و نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی در هر دو بازه زمانی تاثیر دارد و فرضیه‌های مورد اشاره تایید می‌شوند.

جدول ۳: آزمون معناداری ضرایب مسیر معادلات ساختاری مدل با سنجه هزینه نمایندگی نسبت جریان نقد آزاد

بازه زمانی	SRMR	راهبری شرکتی ↓ نسبت بدهی	راهبری شرکتی ↓ نسبت سود تقسیمی	راهبری شرکتی ↓ هزینه نمایندگی	نسبت بدهی ↓ هزینه نمایندگی	نسبت سود تقسیمی ↓ هزینه نمایندگی
۹۱-۸۵	۰/۱۴	-۰/۰۴	۰/۱۷	-۰/۰۱	-۰/۴۸	-۰/۰۷
		(-۰/۶۷)	(۳/۰۷)	(-۰/۰۴)	(-۶/۳۵)	(-۱/۱۱)
۹۸-۹۲	۰/۰۹	۰/۰۲	۰/۲۴	-۰/۰۱	-۰/۴۰	-۰/۰۶
		(۰/۲۷)	(۵/۲۳)	(-۰/۲۱)	(-۷/۲۸)	(-۱/۰۱)

۲- آزمون مدل پژوهش با متغیر تعامل نسبت جریان نقد آزاد و متغیر مجازی رشد فروش ۵ ساله به‌عنوان سنجه هزینه نمایندگی

در اجرای این مدل سنجه هزینه نمایندگی متغیر تعامل نسبت جریان نقد آزاد و فرصت‌های رشد (رشد فروش ۵ ساله) است.

جدول ۴: میانگین ضرایب بار عاملی متغیرهای مدل وقتی تعامل نسبت جریان نقد آزاد و رشد فروش ۵ ساله سنجه هزینه نمایندگی است

بازه زمانی	CG_1	CG_2	CG_4	Debt	Div.	AC_{31}
۹۱-۸۵		۰/۸۹	۰/۷۹	۱	۱	۱
۹۸-۹۲	۰/۴۸	۰/۹۳	۰/۸۱	۱	۱	۱

همانطور که در جدول ۵ نمایش داده شده است، پس از آزمون فرضیه‌های شماره ۱، ۳ و ۴ در هر دو بازه زمانی، با توجه به اینکه آماره آزمون t کمتر از ۱/۶۴۵ (سطح اطمینان ۹۰درصد) حاصل شد، فرضیه خنثی دال بر صفر بودن ضریب تاثیر را نمی‌توان رد کرد. بنابراین فرضیه‌های مذکور به ترتیب دال بر تاثیر راهبری شرکتی بر هزینه نمایندگی، راهبری شرکتی بر نسبت بدهی و نسبت سود تقسیمی بر هزینه نمایندگی در هر دو بازه زمانی تایید نمی‌شود. فرضیه‌های شماره ۲ و ۵ در هر دو بازه زمانی دال بر تاثیر راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی و تاثیر نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی آزمون شد که نتیجه آزمون حاکی از آماره t بزرگتر از ۱/۶۴۵ (سطح اطمینان ۹۰درصد) است که نشان می‌دهد فرضیه خنثی مبنی بر صفر بودن ضریب تاثیر رد می‌شود. لذا می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۹درصد راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی و نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی در هر دو بازه زمانی تاثیر دارد و فرضیه‌های مورد اشاره تایید می‌شوند.

جدول ۵: آزمون معناداری ضرایب مسیر معادلات ساختاری وقتی تعامل نسبت جریان نقد آزاد و رشد فروش ۵ ساله سنجه هزینه نمایندگی است

بازه زمانی	SRMR	راهبری شرکتی → نسبت بدهی	راهبری شرکتی → نسبت سود تقسیمی	راهبری شرکتی → هزینه نمایندگی	نسبت بدهی → هزینه نمایندگی	نسبت سود تقسیمی → هزینه نمایندگی
۹۱-۸۵	۰/۱۴	-۰/۰۳	۰/۱۷	-۰/۰۳	-۰/۱۹	-۰/۰۶
		(-۰/۶۴)	(۳/۲۴)	(-۰/۵۶)	(-۲/۹۲)	(-۱/۱۷)
۹۸-۹۲	۰/۰۸۵	۰/۰۱	۰/۲۴	۰/۰۳	-۰/۱۱	-۰/۰۲
		(۰/۲۳)	(۵/۰۹)	(۰/۶۸)	(-۲/۷۶)	(۰/۰۰)

۳- آزمون مدل پژوهش با متغیر تعامل نسبت جریان نقد آزاد و متغیر مجازی Q توبین به‌عنوان سنجه هزینه نمایندگی

در اجرای این مدل سنجه هزینه نمایندگی متغیر تعامل نسبت جریان نقد آزاد و فرصت‌های رشد (متغیر مجازی Q توبین) است.

جدول ۶: میانگین ضرایب بار عاملی متغیرهای مدل وقتی تعامل نسبت جریان نقد آزاد و Q توبین سنجه هزینه نمایندگی است

بازه زمانی	CG_1	CG_2	CG_3	CG_4	Debt	Div.	AC_{31}
۹۱-۸۵		۰/۸۷	۰/۶	۰/۷۶	۱	۱	۱
۹۸-۹۲	۰/۵۵	۰/۸۸		۰/۷۸	۱	۱	۱

همانطور که در جدول ۷ نمایش‌داده شده است، پس از آزمون فرضیه‌های شماره ۱، ۳ و ۴ در هر دو بازه زمانی و فرضیه شماره ۵ در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۱، با توجه به اینکه آماره آزمون t کمتر از ۱/۶۴۵ (سطح اطمینان ۹۰درصد) حاصل شد، فرضیه خنثی دال بر صفر بودن ضریب تاثیر را نمی‌توان رد کرد. بنابراین فرضیه‌های شماره ۱، ۳، ۴ به ترتیب دال بر تاثیر راهبری شرکتی بر هزینه نمایندگی، راهبری شرکتی بر نسبت بدهی و نسبت سود تقسیمی بر هزینه نمایندگی در هر دو بازه زمانی و فرضیه شماره ۵ دال بر تاثیر نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی در بازه اول زمانی تایید نمی‌شود. فرضیه شماره ۲ در هر دو بازه زمانی و فرضیه شماره ۵ در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۲الی ۱۳۹۸ پژوهش دال بر تاثیر راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی و تاثیر نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی آزمون شد که نتیجه آزمون حاکی از آماره t بزرگتر از ۱/۶۴۵ (سطح اطمینان ۹۰درصد) است که نشان می‌دهد فرضیه خنثی مبنی بر صفر بودن ضریب تاثیر رد می‌شود. لذا می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۹درصد راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی در هر دو بازه زمانی و در سطح اطمینان ۹۰درصد نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۲الی ۱۳۹۸ تاثیر دارد و فرضیه‌های مورد اشاره تایید می‌شوند.

جدول ۷: آزمون معناداری ضرایب مسیر معادلات ساختاری وقتی تعامل نسبت جریان نقد آزاد و Q توبین سنجه هزینه نمایندگی است

بازه زمانی	SRMR	راهبری شرکتی ↓ نسبت بدهی	راهبری شرکتی ↓ نسبت سود تقسیمی	راهبری شرکتی ↓ هزینه نمایندگی	نسبت بدهی ↓ هزینه نمایندگی	نسبت سود تقسیمی ↓ هزینه نمایندگی
۹۱-۸۵	۰/۱۴	-۰/۰۴	۰/۱۸	-۰/۰۳	-۰/۰۵	-۰/۰۷
		(-۰/۶)	(۳/۱۴)	(-۰/۵۸)	(-۱/۴۵)	(-۱/۳۴)
۹۸-۹۲	۰/۰۸۳	۰/۰۱	۰/۲۳	-۰/۰۱	-۰/۰۶	-۰/۰۴
		(۰/۲۴)	(۵/۲۰)	(۰/۰۹)	(-۱/۷۸)	(-۰/۹۲)

۴- آزمون مدل پژوهش با متغیر تعامل نسبت جریان نقد آزاد و متغیر مجازی Q توبین تعدیل شده با تورم به‌عنوان سنجه هزینه نمایندگی

در اجرای این مدل سنجه هزینه نمایندگی متغیر تعامل نسبت جریان نقد آزاد و فرصت‌های رشد (متغیر مجازی Q توبین تعدیل شده با تورم) است.

جدول ۸: میانگین ضرایب بار عاملی متغیرهای مدل وقتی تعامل نسبت جریان نقد آزاد و Q توبین تعدیل شده با تورم سنجه هزینه نمایندگی است

بازه زمانی	$CG_{۲}$	$CG_{٤}$	Debt	Div.	$AC_{۳۱}$
۹۱-۸۵	۰/۹	۰/۷۸	۱	۱	۱
۹۸-۹۲	۰/۹۳	۰/۸۲	۱	۱	۱

همانطور که در جدول ۹ نمایش‌داده شده است، پس از آزمون فرضیه‌های شماره ۱، ۳ و ۴ در هر دو بازه زمانی، با توجه به اینکه آماره آزمون t کمتر از ۱/۶۴۵ (سطح اطمینان ۹۰درصد) حاصل شد، فرضیه خنثی دال بر صفر بودن ضریب تاثیر را نمی‌توان رد کرد. بنابراین فرضیه‌های شماره ۱، ۳، ۴ به ترتیب دال بر تاثیر راهبری شرکتی بر هزینه نمایندگی، راهبری شرکتی بر نسبت بدهی و نسبت سود تقسیمی بر هزینه نمایندگی در هر دو بازه زمانی تایید نمی‌شود. فرضیه شماره ۲ و ۵ پژوهش در هر دو بازه زمانی دال بر تاثیر راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی و تاثیر نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی آزمون شد که نتیجه آزمون حاکی از آماره t بزرگتر از ۱/۶۴۵ (سطح اطمینان ۹۰درصد) است که نشان می‌دهد فرضیه خنثی مبنی بر صفر بودن ضریب تاثیر رد می‌شود. لذا می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۹درصد راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی در هر دو بازه زمانی و در سطح اطمینان ۹۵درصد نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی در هر دو بازه زمانی تاثیر دارد و فرضیه‌های مورد اشاره تایید می‌شوند.

جدول ۹: آزمون معناداری ضرایب مسیر معادلات ساختاری مدل وقتی تعامل نسبت جریان نقد آزاد و Q توبین تعدیل شده با تورم سنجه هزینه نمایندگی است

بازه زمانی	SRMR	راهبری شرکتی	راهبری شرکتی	راهبری شرکتی	نسبت بدهی	نسبت سود تقسیمی
		نسبت بدهی	نسبت سود تقسیمی	هزینه نمایندگی	هزینه نمایندگی	هزینه نمایندگی
۹۱-۸۵	۰/۱۳	-۰/۰۳	۰/۱۷	-۰/۰۵	-۰/۰۷	-۰/۰۹
		(-۰/۷۲)	(۳/۳۳)	(-۱/۱۴)	(-۲/۱)	(-۱/۵۱)
۹۸-۹۲	۰/۰۸۲	۰/۰۱	۰/۲۳	-۰/۰۲	-۰/۰۸	-۰/۰۳
		(۰/۱۵)	(۴/۶۸)	(-۰/۴۴)	(-۲/۳)	(-۰/۶۸)

۵- آزمون مدل پژوهش با متغیر جز خطای رگرسیون جریان نقد آزاد بر Q توبین به‌عنوان سنجه هزینه نمایندگی

در اجرای این مدل، سنجه هزینه نمایندگی متغیر جز خطای برازش معادله رگرسیون جریان نقد آزاد بر Q توبین و متغیرهای کنترلی شامل اندازه شرکت و نسبت بازده دارایی است.

جدول ۱۰: میانگین ضرایب بار عاملی متغیرهای مدل وقتی جز خطای رگرسیون جریان نقد آزاد بر Q توبین سنجه هزینه نمایندگی است

بازه زمانی	CG_1	CG_2	CG_3	CG_4	Debt	Div.	AC_{31}
۹۱-۸۵		۰/۹		۰/۷۹	۱	۱	۱
۹۸-۹۲	۰/۵۲	۰/۸۸	۰/۷۳	۰/۷۷	۱	۱	۱

همانطور که در جدول ۱۱ نمایش‌داده شده است، پس از آزمون فرضیه‌های شماره ۱ و ۳ در هر دو بازه زمانی، با توجه به اینکه آماره آزمون t کمتر از ۱/۶۴۵ (سطح اطمینان ۹۰درصد) حاصل شد، فرضیه خنثی دال بر صفر بودن ضریب تاثیر را نمی‌توان رد کرد. بنابراین فرضیه‌های شماره ۱ و ۳ به ترتیب دال بر تاثیر راهبری شرکتی بر هزینه نمایندگی و راهبری شرکتی بر نسبت بدهی در هر دو بازه زمانی تایید نمی‌شود. فرضیه‌های شماره ۲، ۴ و ۵ پژوهش در هر دو بازه زمانی دال بر تاثیر راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی، تاثیر نسبت سود تقسیمی بر هزینه نمایندگی و تاثیر نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی آزمون شد که نتیجه آزمون حاکی از آماره t بزرگتر از ۱/۶۴۵ (سطح اطمینان ۹۰درصد) است که نشان می‌دهد فرضیه خنثی مبنی بر صفر بودن ضریب تاثیر رد می‌شود. لذا می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۹درصد راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی و نسبت سود تقسیمی بر هزینه نمایندگی در هر دو بازه زمانی و در سطح اطمینان ۹۵درصد نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی در هر دو بازه زمانی تاثیر دارد و فرضیه‌های مورد اشاره تایید می‌شوند.

جدول ۱۱: آزمون معناداری ضرایب مسیر معادلات ساختاری مدل وقتی جز خطای رگرسیون جریان نقد آزاد بر Q توبین سنجه هزینه نمایندگی است

بازه زمانی	SRMR	راهبری شرکتی ↓ نسبت بدهی	راهبری شرکتی ↓ نسبت سود تقسیمی	راهبری شرکتی ↓ هزینه نمایندگی	نسبت بدهی ↓ هزینه نمایندگی	نسبت سود تقسیمی ↓ هزینه نمایندگی
۹۱-۸۵	۰/۱۴	-۰/۰۳	۰/۱۷	-۰/۰۳	-۰/۰۹	-۰/۲۷
		(-۰/۶۶)	(۳/۲۵)	(-۰/۷۳)	(-۲/۳۷)	(-۴/۹۲)
۹۸-۹۲	۰/۰۹۸	۰/۰۰	۰/۲۶	-۰/۰۳	-۰/۰۸	-۰/۳۱
		(۰/۱۳)	(۵/۲۸)	(-۰/۸۵)	(-۲/۰۱)	(-۷/۳۳)

۶- آزمون مدل پژوهش با متغیر جز خطای رگرسیون جریان نقد آزاد بر Q توبین تعدیل شده با تورم به‌عنوان سنجه هزینه نمایندگی

در اجرای این مدل، سنجه هزینه نمایندگی متغیر جز خطای برازش معادله رگرسیون جریان نقد آزاد بر Q توبین تعدیل شده با تورم و متغیرهای کنترلی شامل اندازه شرکت و نسبت بازده دارایی است.

جدول ۱۲: میانگین ضرایب بار عاملی متغیرهای مدل وقتی جز خطای رگرسیون جریان نقد آزاد بر Q توبین تعدیل شده با تورم سنجه هزینه نمایندگی است

بازه زمانی	CG_1	CG_2	CG_3	CG_4	Debt	Div.	AC_{31}
۹۱-۸۵		۰/۹		۰/۷۸	۱	۱	۱
۹۸-۹۲	۰/۵۲	۰/۸۸	۰/۷۳	۰/۷۷	۱	۱	۱

همانطور که در جدول ۱۳ نمایش‌داده شده است، پس از آزمون فرضیه‌های شماره ۱ و ۳ در هر دو بازه زمانی، با توجه به اینکه آماره آزمون t کمتر از ۱/۶۴۵ (سطح اطمینان ۹۰درصد) حاصل شد، فرضیه خنثی دال بر صفر بودن ضریب تاثیر را نمی‌توان رد کرد. بنابراین فرضیه‌های شماره ۱ و ۳ به ترتیب دال بر تاثیر راهبری شرکتی بر هزینه نمایندگی و راهبری شرکتی بر نسبت بدهی در هر دو بازه زمانی تایید نمی‌شود. فرضیه‌های شماره ۲، ۴ و ۵ پژوهش در هر دو بازه زمانی دال بر تاثیر راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی، تاثیر نسبت سود تقسیمی بر هزینه نمایندگی و تاثیر نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی آزمون شد که نتیجه آزمون حاکی از آماره t بزرگتر از ۱/۶۴۵ (سطح اطمینان ۹۰درصد) است که نشان می‌دهد فرضیه خنثی مبنی بر صفر بودن ضریب تاثیر رد می‌شود. لذا می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۹درصد راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی و نسبت سود تقسیمی بر هزینه نمایندگی در هر دو بازه زمانی و در سطح اطمینان ۹۵درصد نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی در هر دو بازه زمانی تاثیر دارد و فرضیه‌های مورد اشاره تایید می‌شوند.

جدول ۱۳: آزمون معناداری ضرایب مسیر معادلات ساختاری مدل وقتی جز خطای رگرسیون جریان نقد آزاد بر Q توبین تعدیل شده با تورم سنجه هزینه نمایندگی است

بازه زمانی	SRMR	راهبری شرکتی ↓ نسبت بدهی	راهبری شرکتی ↓ نسبت سود تقسیمی	راهبری شرکتی ↓ هزینه نمایندگی	نسبت بدهی ↓ هزینه نمایندگی	نسبت سود تقسیمی ↓ هزینه نمایندگی
۹۱-۸۵	۰/۱۳	-۰/۰۳	۰/۱۷	-۰/۰۳	-۰/۱۰	-۰/۲۷
		(-۰/۶۵)	(۳/۲۰)	(-۰/۷۱)	(-۲/۴۷)	(-۵/۱۷)
۹۸-۹۲	۰/۰۹۸	۰/۰۰	۰/۲۶	-۰/۰۳	-۰/۰۸	-۰/۳۱
		(۰/۱۲)	(۵/۴۶)	(-۰/۷۸)	(-۱/۹۹)	(-۷/۲۶)

پایایی مرکب و روایی همگرا

متغیر راهبری شرکتی، متغیر مکنون است زیرا اندازه‌گیری آن براساس روابط یا همبستگی بین متغیرهای مشاهده شده استنباط می‌شود و متغیری برون‌زا است زیرا هیچ یک از متغیرهای موثر بر آن در مدل در نظر گرفته نشده است. بررسی آزمون پایایی مدل از آن جهت که در مدل‌های اندازه‌گیری انعکاسی یک مجموعه متغیرهای مشاهده‌پذیر منعکس‌کننده متغیر پنهان منحصر به فردی هستند؛ باید شرط همگنی و تک بعدی بودن مدل اندازه‌گیری برقرار باشد. برای این منظور به پیروی از هیر[1] و همکاران (۲۰۱۷) از شاخص پایای مرکب برای بررسی پایایی مدل اندازه‌گیری راهبری شرکتی استفاده شده است. معیار این شاخص برای بررسی همسانی درونی مدل اندازه‌گیری مقدار ۰/۷به بالا است [0:۱۳۷].

ضمنا به پیروی از هیر و همکاران (۲۰۱۷) از روایی همگرا جهت سنجش میزان تبیین متغیر پنهان توسط متغیرهای مشاهده‌پذیر آن استفاده شده است. برای این شاخص حداقل مقدار ۰/۵ در نظر گرفته شده است و این بدان معناست که متغیر پنهان مورد نظر حداقل ۵۰ درصد واریانس متغیرهای مشاهده‌پذیر خود را توضیح می‌دهد [0:۱۲۹].

جدول ۱۴: شاخص پایایی مرکب و روایی همگرا متغیر مکنون و برون‌زا راهبری شرکتی در۶ مدل اجرا شده برمبنای ۶ سنجه هزینه نمایندگی

شاخص	بازه زمانی	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶
پایایی مرکب	۹۱-۸۵	۰/۸۴۸	۰/۸۶۸	۰/۸۹۶	۰/۰۸۶۷	۰/۸۷	۰/۸۶۹
	۹۸-۹۲	۰/۸۹۴	۰/۹۰۵	۰/۸۸۹	۰/۹۱۹	۰/۸۹۱	۰/۸۹۱
روایی همگرا	۹۱-۸۵	۰/۷۳	۰/۷۷	۰/۷۹۲	۰/۷۶۹	۰/۷۷۳	۰/۷۷۱
	۹۸-۹۲	۰/۷۹۱	۰/۸۲	۰/۷۸	۰/۸۵۱	۰/۷۷۷	۰/۷۷۷

معیار نسبت چند خصیصه‌ای-تک خصیصه‌ای (HTMT)[2] نسبتی از همبستگی‌های بین خصیصه‌ای به همبستگی‌های درون خصیصه‌ای است. میانگین تمام همبستگی‌های نشانگرها در بین تمام سازه‌های مورد بررسی نسبت به میانگین (هندسی) کل از متوسط همبستگی‌های نشانگرهای اندازه‌گیری کننده هر سازه است. اگر مقادیر HTMT بالاتر از ۰/۹ باشد به معنای فقدان روایی تشخیصی است [0:۱۳۳]. همانطور که در جدول ۱۵ نشان داده شده است، نتایج نشان از روایی تشخیصی قابل قبول سازه‌ها دارد. نتایج متغیر انعکاسی راهبری شرکتی در هر۶ بار اجرای مدل برمبنای سنجه‌های متفاوت هزینه نمایندگی و در همه سال‌ها از حیث معیار فورنل-لارکر[3] و از حیث تحلیل بارهای عاملی متقاطع دارای روایی تشخیصی است.

[1] Hair
[2] Heterotrait-Monotrait Rati
[3] Fornell-Larcker criterion

جدول ۱۵: معیار نسبت چند خصیصه‌ای-تک خصیصه‌ای (HTMT)

		میانگین سال‌های ۸۵ الی ۹۱				میانگین سال‌های ۹۲ الی ۹۸			
مدل		CG	Debt	Div.	AC	CG	Debt	Div.	AC
۱	CG								
	Debt	۰/۰۷۷				۰/۰۶۱			
	Div.	۰/۲۲۵	۰/۴۴۸			۰/۲۹۳	۰/۲۳۳		
	AC	۰/۰۷۶	۰/۵۱۲	۰/۱۵		۰/۰۷۲	۰/۴۵۵	۰/۱۱۹	
۲	CG								
	Debt	۰/۰۶۵				۰/۰۵۹			
	Div.	۰/۲۱۸	۰/۴۴۸			۰/۲۸۳	۰/۲۳۳		
	AC	۰/۰۷۵	۰/۲۷۹	۰/۰۶۳		۰/۰۸۱	۰/۱۸۴	۰/۰۸۱	
۳	CG								
	Debt	۰/۰۹۱				۰/۰۶۲			
	Div.	۰/۲۳۶	۰/۴۴۵			۰/۲۸۶	۰/۲۱۲		
	AC	۰/۱۳۲	۰/۰۲۶	۰/۱۳۴		۰/۱۰۲	۰/۰۸۱	۰/۰۵۵	
۴	CG								
	Debt	۰/۰۶۵				۰/۰۵۹			
	Div.	۰/۲۱۸	۰/۴۴۸			۰/۲۷۳	۰/۲۳۳		
	AC	۰/۱۴۹	۰/۰۲۶	۰/۱۱		۰/۰۸۳	۰/۱۴۳	۰/۰۷۵	
۵	CG								
	Debt	۰/۰۶۵				۰/۰۸۲			
	Div.	۰/۲۱۸	۰/۴۴۸			۰/۳۲۷	۰/۲۳۳		
	AC	۰/۱۳۳	۰/۰۶۰	۰/۳۱۹		۰/۱۹۴	۰/۰۲۸	۰/۳۹۶	
۶	CG								
	Debt	۰/۰۶۵				۰/۰۸۲			
	Div.	۰/۲۱۸	۰/۴۴۸			۰/۳۲۷	۰/۲۳۳		
	AC	۰/۱۳۰	۰/۰۵۱	۰/۳۲۱		۰/۱۸۸	۰/۰۲۵	۰/۳۹۶	

۵. بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش در پی بررسی رابطه راهبری شرکتی و هزینه نمایندگی با نقش میانجی سیاست‌های مالی شامل نسبت بدهی و نسبت تقسیم سود در بازار سرمایه ایران متشکل از شرکت‌های لیست شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران در دو بازه زمانی ۸۵ الی ۹۱ و ۹۲ الی ۹۸ بیانگر آن است که برخلاف مطالعات جاواید و همکاران (۲۰۲۱)، تاثیر راهبری شرکتی بر نسبت بدهی تایید نمی‌شود و در مقابل مشابه نتایج مطالعات چاو و همکاران (۲۰۰۹) و استدلال فرضیه نتیجه مرتبط با مطالعات فخاری و یوسفعلی‌تبار (۱۳۸۹)، راهبری شرکتی بر نسبت سود تقسیمی تاثیر مثبت دارد. لذا از آنجا که سازه‌های موثر در شاخص راهبری در اکثر

محاسبات PLS دو شاخص مالکیت سهامدار نهادی و ترکیب اعضا غیرموظف هیات‌مدیره است این مهم نشان‌دهنده آن است که سیاست سهامداران حقوقی در مجمع و هیات‌مدیره، کنترل بر تقسیم سود شرکت است. در نتیجه با توجه به آنکه ساختار سرمایه و نقدینگی مورد نیاز شرکت تحت تاثیر پروژه‌های تعریف شده خواهد بود، مکانیزم راهبری شرکتی بر نسبت بدهی تاثیر ندارد.

مشابه نتایج مطالعات رشید (۲۰۱۵ و ۲۰۱۶) راهبری شرکتی بر هزینه نمایندگی با سنجه جریان نقد آزاد موثر نمی‌باشد و نتایج آنگ و همکاران (۲۰۰۰) و سینگ و دیویدسون (۲۰۰۳) نیز مبنی بر تاثیر راهبری بر هزینه نمایندگی با سایر سنجه‌های هزینه نمایندگی شامل گردش دارایی و نسبت هزینه ها تایید شده است. لذا نتایج این تحقیق نیز مشابه مطالعات برمبنای سنجه جریان نقد آزاد و سایر سنجه‌های اندازه‌گیری متغیر هزینه نمایندگی در این پژوهش، نشان‌دهنده عدم تاثیر راهبری شرکتی بر هزینه نمایندگی است.

مشابه مطالعات پیشین از جمله اوگدن و همکاران (۲۰۰۳) و مک نایت و ویر (۲۰۰۹)، نسبت بدهی بر هزینه نمایندگی تاثیر منفی دارد که این مهم ناشی از نظارت سایر ذینفعان (بستانکاران) و ایجاد نظم مالی در شرکت‌ها است.

در این پژوهش، برخلاف نتایج آزمون مدل برمبنای سنجه‌های ۱ الی ۴ هزینه نمایندگی، مسیر تاثیر راهبری شرکتی بر تقسیم سود و تقسیم سود بر هزینه نمایندگی در هر دو بازه زمانی در آزمون مدل برمبنای سنجه‌های پنجم و ششم تایید شد و این نتیجه حاکی از اعتبار و robustness نوآوری اصلی پژوهش است. این مهم می‌تواند بدین علت باشد که سنجه نسبت جریان نقد آزاد که برمبنای جریان نقد بر دارایی محاسبه شده به تنهایی سنجه مناسبی برای هزینه نمایندگی نباشه زیرا که جریان نقد مصرفی بلافاصله به افزایش دارایی شرکت منتج نمی‌گردد. همچنین تعامل آن با Q توبین نیز هزینه نمایندگی نبوده زیرا که ممکن است شرکت‌های با Q توبین بالا، هزینه نمایندگی داشته باشند و شرکت‌های با Q توبین پایین ممکن است بخشی از منابع را در پروژه‌های NPV مثبت استفاده کنند. با توجه به لزوم تعدیل نسبت Q توبین با نرخ تورم نتایج آزمون مدل بر مبنای این دو سنجه مشابه است. راه‌حل پیشنهادی جهت سنجش هزینه نمایندگی بر مبنای برازش FCF بر Q توبین و در نظر گرفتن جز خطای آن به عنوان سنجه آن، تاثیر سود تقسیمی بر هزینه نمایندگی تقویت شد. لذا با سنجش مناسب هزینه نمایندگی، انتظار نظری در هر دو مدل بر مبنای سنجه‌های پنجم و ششم آن احصا شد.

٦. پیشنهادها و محدودیت‌ها

با توجه به نتایج این پژوهش پیشنهاد می‌گردد که سایر معیارهای هزینه نمایندگی شامل نسبت گردش دارایی و نسبت هزینه فروش، اداری و عمومی به فروش نیز بر مبنای رویکردهای

سنجش آن شامل معیار مطلق، تعامل آن با فرصت رشد و جز خطای رگرسیون بررسی شود. از آنجا که در مطالعات پیشین متغیرهای راهبری شرکتی به صورت مجزا تاثیر آنان بر هزینه نمایندگی و سیاست‌های مالی بررسی شده است، لذا پیشنهاد می‌گردد در مطالعات آتی تاثیر هر یک از سازه‌های راهبری شرکتی در مدل پژوهش بررسی شود.

با توجه به آنکه ذینفعان این پژوهش بازیگران بازار سرمایه از جمله مدیران و سیاست‌گذاران و سهامداران شرکت‌ها می‌باشند و با توجه به ابلاغ سیاست‌های کلی بند (ج) اصل ۴۴ قانون اساسی و اهتمام جدی مسئولین به گسترش دامنه مالکیت خصوصی از طریق واگذاری شرکت‌های دولتی و کاهش تصدی‌گری دولت، تدابیر اجرایی تحقق سیاست‌ها و جلب اعتماد عمومی و صیانت از حقوق و منافع صاحبان سرمایه از طریق اجرای نظام راهبری مناسب را ضروری می‌سازد. بر مبنای نتایج این پژوهش پیشنهاد می‌شود با بهبود مهارت بنگاه‌داری مدیران در راستای هدف مذکور گام بردارد. این پژوهش با ایجاد بینش لازم در مدیران فعلی و آتی و سهامداران این مهم را نشان دهد که تشویق و هدایت مدیران به افزایش سود تقسیمی و نیز اتخاذ سیاست‌های مالی و پاسخ‌گویی آنان در مقابل سایر ذینفعان سازمان، در مدیریت هزینه نمایندگی و به تبع آن افزایش ثروت سهامداران و در نتیجه رشد بهره‌وری ثروت در کشور ایفای نقش کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

1. Agrawal, A. & Knoeber, C.R. (1996). Firm performance and mechanisms to control agency problems between managers and shareholders. *Journal of financial and quantitative analysis*, 31 (3), 377-397
2. Ang, J.S., Cole, R.A. & Wuh Lin, J. (2000). Agency costs and ownership structure. *The journal of finance*, LV (1), 81-106
3. Bonabi, G. R. & Rahimi, F. S. (2021). The effect of Agency Problems on Relationship between Institutional Investor's Short-Term Time Horizon and Stock Price Crash Risk. *Journal of Financial Management Perspective*, 11(34). (in persian)
4. Chen, X. (C.) & Yur-Austin, J. (2007), Re-measuring agency costs: the effectiveness of blockholders. *The quarterly revierw of economics and finance*, 47 (2007), 588-601
5. Doukas, J.A., Kim, C. & Pantzalis, C. (2000). Security analysis, agency costs and company characteristics. *Financial Analysts Journal*, 56 (6), 54-63
6. Easterbrook, F.H. (1984). Two agency cost explanations of dividends. *American Economic Review*, 74 (4), 650–659
7. Fluck, Z. (1998). Optimal financial contracts: Debt versus outside equity. *Review of financial studies*, 11 (2), 383-418
8. Fluck, Z. (1999). The dynamics of the management-shareholder conflict, *Review of financial studies*, 12 (2), 347-377
9. Gomes, A. (2000). Going public with asymmetric information, agency costs, and dynamic trading, DOI: 10.2139/ssrn.36566
10. Habibi, A. & Adanvar. M. (2017). *Structural equation modeling & factor analysis (LISREL manual*), Tehran: Iranian student book agency (in Persian)
11. Hair, J., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2017). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM) (2nd ed.)*, Alam beigi, A. & Akbari, M.R. (2018): Universiry of tehran press (in Persian)
12. Hart, O. & Moore, J. (1994). A theory of debt based on the inalienability of human capital, *Quarterly journal of economics*, 109 (4), 841–880
13. Henry, D. (2010). Agency costs, ownership structure and corporate governance compliance: Aprivate contracting perpective. *Pacific-Basin finance journal*, 18 (2010), 24-46
14. Javaid, A., Nazir, S.N. & Fatima, K. (2021). Impact of corporate governance on capital structure: mediating role of cost of capital. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, DOI:10.1108/JEAS-09-2020-0157
15. Jensen, M.C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 76 (2). 323-329
16. Jensen, M.C. & Meckling, W.H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of financial economics*, 3 (1976), 305-360
17. Jiraporn, P. & Gleason, K.C. (2007). Capital structure, shareholder rights, and corporate governance. *Journal of financial research*, 30 (1), 21-33
18. Kanojia, S., & Bhatia, B.S. (2021). Corporate governance and dividend policy of the US and Indian companies. *Journal of Management & Governance*, https://doi.org/10.1007/s10997-021-09587-5.
19. Khan, A., Kaleem, A. & Nazir, M.S. (2012). Impact of financial leverage in agency cost of free cash flow: evidence from the manufacturing sector of Pakistan. *Journal of Basic and applied scientific research*, 2 (7), 6694-6700
20. LA Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A. & Vishny, R.W. (2000), Agency problems and dividend policies around the world. *The journal of finance*, LV (1), 1-33
21. Lehn, K. & Poulsen, A. (1989). Free cash flow and stockholder gains in going private transaction. *The journal of finance*, XLIV (3), 771-787

22. McKnight, P.J. & Weir, Charlie. (2009). Agency costs, corporate governance mechanisms and ownership structure in large UK publicly quoted ownership companies: A panel data analysis. *The quarterly review of economics and finance*, 49 (2009), 139-158

23. Myers, S. (1998). *Outside equity financing*, working paper, MIT

24. Nam, J., Tang, C., Thornton Jr., J.H. & Wynne, K. (2006). The effect of agency costs on the value of single-segment and multi-segment firms. *Journal of corporate finance*, 12 (2006), 761-782

25. Naseri, A., Soleimani, S. & Yazdifar, H. (2018). The Impact of Corporate Governance on Working Capital Management Efficiency of Firms Accepted in Tehran Stock Exchange, *Journal of Financial Management Perspective*, 7(20), 55-70. (in Persian)

26. Nikookar, G., Jahanbeyklouei, A., Farhadi, A., Alidadi, Y. (2014). *The Relationship of Corporate Governance Mechanisms with Costs of the Agencies of Iranian Companies*. Journal of Business Management, 6(2), 401-416. (in Persian)

27. Ogden, J.P., Jen, F.C., & O'Conner, P.F. (2003). *Advanced Corporate Finance Policies and Strategies.* London: Pearson Education

28. Opler, T. & Titman, S. (1993). The determinants of leveraged buyout activity: free cash flow vs. financial distress costs. *The journal of finance*, 48 (5), 1985-1999

29. Rashid, A. (2016), managerial ownership and agency cost: Evidence from Bangladesh. *Journal of Business ethic*, 137 (3), 609-621

30. Rashid, A. (2015). Revisiting agency theory: Evidence of board independence and agency cost from Bangladesh. *Journal of Business ethic*, 130 (1), 181-198

31. Rozeff, M.S. Growth, Beta and agency costs as determinants of dividend payout ratios. *The journal of financial research*, V (3), 249-259

32. Samadi, L. M. (2015). A comparative study on the agency cost in the family and nonfamily firms listed in Tehran Stock Exchange, *Journal of Financial Management Perspective*, 10(10), 113-127. (in Persian)

33. Schooley, D.K. & Barney Jr., L.D. (1994). Using dividend policy and managerial ownership to reduce agency costs. *The journal of financial research*, XVII (3), 363-373

34. Singh, M. & Davidson, W.N. (2003). Agency costs, ownership structure and corporate governance mechanisms. *Journal of banking & finance*, 27 (2003), 793-816

35. Zwiebel, J. (1996). Dynamic capital structure under managerial entrenchment. *American economic review*, 86 (5), 1197-1215.

استناد

رحیم‌نژاد، سروناز؛ فتحی، سعید و مویدفر، رزیتا (۱۴۰۱). راهبری شرکتی و هزینه نمایندگی (با رویکرد مبتنی بر مدل) و نقش میانجی سیاست‌های مالی. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۱۲(۳۹)، ۳۳-۶۱.

Citation

Rahimnejad, Sarvenaz; Moayedfar, Rozita & Moayedfar, Rozita (2022). Corporate Governance and Agency Cost (Model-based Approach) and the Mediating Role of Financial Policies. *Journal of Financial Management Perspective*, 12(39), 33 - 61. (*in Persian*)