فصلنامه حسابداری مالی/سال دوازدهم/ شماره ۴۵/بهار ۹۹/صفحات ۱۶۵- ۱۴۲

تحلیل اثر میانجی سیاست تقسیم سود بر ارتباط بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی و جریان نقدی آزاد

سید محمد مشعشعی*
مرضیه جعفری ازوج**

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۲/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۱۴

چکیده

حاکمیت شرکتی مجموعه‌ای از روش‌ها، سیاست‌ها و اصول حقوقی است که برای حذف مشکلات نمایندگی ناشی از جداسازی مالکیت و کنترل در یک شرکت طراحی شده است؛ حاکمیت شرکتی ابزاری برای ایجاد توازن بین سهامداران و مدیران است و سبب کاهش مشکلات نمایندگی می‌شود. هدف این پژوهش تحلیل اثر میانجی سیاست تقسیم سود بر ارتباط بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی و جریان نقدی آزاد است. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۷ است. برای این منظور ۱۶۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شدند. به منظور آزمون فرضیه‌ها از روش رگرسیون چند متغیره استفاده شده است و تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار SPSS و Eviews صورت گرفته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اندازه هیئت‌مدیره دارای تأثیر مثبت بر جریان نقدی آزاد است اما استقلال هیئت‌مدیره و مالکیت مدیریتی بر جریان نقدی آزاد اثر معنادار ندارد. همچنین اثر میانجی سیاست تقسیم سود بر رابطه بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی (اندازه هیئت‌مدیره، استقلال هیئت‌مدیره و مالکیت مدیریتی) و سیاست تقسیم سود تأیید نشد.

واژه‌های کلیدی: جریان نقدی آزاد، سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی، سیاست تقسیم سود.

* استادیار حسابداری، مؤسسه آموزش عالی شفق، تنکابن، ایران. (نویسنده مسئول)
Email: Mohammad.moshashaee@gmail.com
**کارشناس ارشد حسابداری، مؤسسه آموزش عالی شفق، تنکابن، ایران.
Email: marzie.j75@gmail.com

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

۱- مقدمه

افزایش جریان نقدی آزاد و به دنبال آن، تمایل مدیران برای مصرف غیر بهینه وجوه مزبور، می‌تواند مشکلات نمایندگی را افزایش دهد و به دنبال آن، مشکلات نمایندگی ناشی از جریان‌های نقدی آزاد نیز، بر مسیر تصمیم‌گیری‌های آتی شرکت تأثیر می‌گذارد. معمولاً مدیر به دنبال تأمین منافع شخصی خود می‌باشد؛ از این رو، میزان بیش از حد جریان‌های نقدی آزاد، نارسایی‌های داخلی و اتلاف منابع سازمانی را به دنبال دارد و در نتیجه، منجر به مشکلات نمایندگی می‌شود (خدادادی و حاجی‌زاده، ۱۳۹۰). به دلیل اینکه سازوکار بازار و توانایی سهامداران برای کنترل و مراقبت از رفتار مدیران، کافی نیست، نوعی نظارت و راهبری مورد نیاز می‌باشد. همواره مشکلات نمایندگی بین مدیران و سهامداران در سراسر جهان وجود داشته‌اند و در نهایت سازوکارهای حاکمیت شرکتی با تأثیرگذاری مناسبی در این کار دخالت نمودند (پیری و توبره ریزی، ۱۳۹۳)؛ بنابراین، یکی از موضوعاتی که می‌تواند در این خصوص مفید بوده و مشکلات نمایندگی را کاهش دهد، حاکمیت شرکتی است. سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی با ایجاد نظارت اثربخش بر مدیران اجرایی شرکت، می‌تواند منجر به کاهش تضاد منافع موجود شده و به طور خاص نگهداری وجوه نقد مازاد به صورت بهینه را به همراه داشته باشد تا نگهداری مازاد این وجوه، ابزاری جهت استفاده مدیران در جهت منافع شخصی خود نگردد. از طرف دیگر، سیاست تقسیم سود و پرداخت سود سهام یکی از عوامل ایجادکننده تضاد میان سهامداران و مدیران است. پرداخت سود به سهامداران، منابع تحت کنترل مدیریت شرکت را کاهش می‌دهد و در نتیجه منجر به کاهش قدرت مدیران می‌شود؛ بنابراین یکی متغیرهای مهمی که می‌تواند در مبحث جریان نقدی آزاد تأثیرگذار باشد، سیاست تقسیم سود شرکت است. با توجه به اهمیت توجه به سطح بهینه منابع نقدی شرکت و نیز افزایش توجه به حاکمیت شرکتی در بازار سرمایه ایران که دستورالعمل اجرایی آن از ابتدای سال ۱۳۹۸ لازم‌الاجرا شده است، انجام چنین پژوهشی در بازار سرمایه کشور که به طور خاص به تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی بر جریان نقدی آزاد با نقش میانجی سیاست تقسیم سود بپردازد، صورت نگرفته است، می‌تواند موجب تقویت پژوهش‌های این حوزه گردد. با توجه به مطالب فوق، مسئله اصلی پژوهش حاضر این است که آیا سیاست تقسیم سود در تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی (اندازه هیئت‌مدیره، استقلال هیئت‌مدیره و مالکیت مدیریتی) بر جریان نقدی آزاد دارای نقش میانجی می‌باشد؟ به‌عبارت‌دیگر، آیا سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی از طریق متغیر میانجی سیاست تقسیم سود بر جریان نقدی آزاد شرکت اثر غیرمستقیم دارد؟

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

ادامه پژوهش ازنظر ساختاری به این صورت این است که بخش بعدی به مبانی نظری پژوهش اختصاص دارد، سپس پیشینه پژوهش بیان‌شده و در بخش بعد به بیان فرضیه‌های پژوهش پرداخته‌شده است. در ادامه، روش پژوهش و روش آزمون فرضیه‌ها بیان‌شده و در نهایت ارائه یافته‌ها، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش بیان‌شده است.

۲- مبانی نظری

با جدایی مالکیت از مدیریت، مدیران شرکت‌ها به‌عنوان نماینده یا کارگزار سهامداران محسوب می‌شوند. این رابطه نمایندگی با تضاد منافع همراه است. در شرکت‌ها پس از تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت، وجوه مازادی وجود دارد که به این وجوه، جریان نقدی آزاد گفته می‌شود. مدیران با توجه به اینکه معمولاً منافع شخصی خود را در نظر می‌گیرند، این وجوه را در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی منفی صرف می‌کنند تا اندازه شرکت را بیش از حد بهینه افزایش داده و منابع تحت کنترل خود را افزایش دهند. این کار موجب افزایش قدرت مدیریت، افزایش پاداش، کسب وجهه و امنیت شغلی می‌شود. از طرف دیگر، در فعالیت‌های رانتی یا شبه رانتی، عموماً میزان جریان نقدی آزاد ایجاد شده قابل توجه است. در این حالت، حاکمیت شرکتی به‌عنوان یک شیوه کنترلی مناسب مطرح است (عربصالحی، میزایی و ملکی، ۱۳۹۶). در این پژوهش از سه سازوکار حاکمیت شرکتی درونی یعنی اندازه هیئت‌مدیره، استقلال هیئت‌مدیره و مالکیت مدیریتی استفاده شده است. در ادامه این بخش به بررسی چگونگی تأثیر این سازوکارها بر جریان نقدی آزاد و همچنین نقش میانجی متغیر سیاست تقسیم سود پرداخته خواهد شد.

۲-۱- سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی، سیاست تقسیم سود و جریان نقدی آزاد

بر اساس پژوهش جنسن[1] (۱۹۸۶)، بسیاری از پژوهش‌های دیگر نشان دادند زمانی که ترکیبی از جریان نقدی بسیار زیاد و فرصت‌های رشد منفی در یک شرکت وجود داشته باشد، هزینه‌های نمایندگی بسیار بالا خواهد بود. در این حالت، مدیران ترجیح می‌دهند نیاز خود به بازارهای سرمایه را از طریق تأمین مالی داخلی کاهش دهند. در نتیجه، توانایی بازار سرمایه برای نظارت بر تصمیم‌های مدیران محدود خواهد شد. پژوهش‌های قبلی بر سه ویژگی کلیدی هیئت‌مدیره که می‌توانند بر هزینه‌های نمایندگی تأثیرگذار باشند، تأکید داشته‌اند؛ این سه

1 Jensen

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

ویژگی شامل اندازه هیئت‌مدیره، استقلال هیئت‌مدیره و مالکیت مدیریتی می‌باشند (قیزانی[1]، ۲۰۱۸).

جنسن (۱۹۹۳) معتقد است که اندازه هیئت‌مدیره بزرگ‌تر موجب ایجاد هزینه نمایندگی و افزایش مسئله سواری مجانی شده و اتخاذ تصمیم‌های مناسب برای راهبری شرکت را به تأخیر می‌اندازد. هیئت‌مدیره بزرگ‌تر به دلیل تنش زیاد و عدم وجود درک کافی در میان آن‌ها، در معرض تضاد بیشتری قرار دارند. وقتی سازوکار حاکمیتی ضعیف باشد، مدیران منفعت‌طلب، توان به‌کارگیری منابع شرکت در جهت منافع شخصی خود را خواهند داشت. به دلیل اینکه ریسک ذاتی منابع نقدی به‌مراتب بیشتر از سایر دارایی‌ها است، بنابراین تبدیل وجوه نقد مازاد به منافع شخصی برای مدیران آسان‌تر خواهد بود (فرسارد و سالوا[2]، ۲۰۱۰). به‌طورکلی، در پژوهش‌های قبلی، هیئت‌مدیره کوچک‌تر، بیشتر موردتوجه قرار گرفتند. پژوهش لیپتون و لورش[3] (۱۹۹۲) و جنسن (۱۹۹۳) نشان داد که هیئت‌مدیره کوچک‌تر، ابزار بهتری برای حاکمیت بر شرکت است. لاسفر[4] (۲۰۰۲) معتقد است که اندازه بزرگ هیئت‌مدیره دارای تأثیر منفی بر عملکرد شرکت‌ها است. گارسیا راموس و گارسیا اولالا[5] (۲۰۱۱) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که اندازه معقولی از هیئت‌مدیره، اثربخشی بیشتری دارد و هیئت‌مدیره بزرگ دارای تأثیر منفی بر عملکرد شرکت است.

از طرف دیگر، ساختار هیئت‌مدیره یکی از بخش‌های مهم و ضروری سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی است. پژوهش‌های متعددی از این دیدگاه حمایت کرده‌اند که مدیران غیرموظف به طور مستقل فعالیت نظارتی خود را دنبال می‌کنند تا از منافع تمامی سهامداران محافظت نمایند و شرکت‌ها در این شرایط بهتر عمل می‌کنند (فاما و جنسن[6]، ۱۹۸۳؛ هرمالین و ویسباچ[7]، ۱۹۸۸؛ ارسلان، کاران و اکسی[8]، ۲۰۱۰؛ اوکونل و کرامر[9]، ۲۰۱۰). بر این اساس، انتظار می‌رود که مدیران مستقل از منافع تمام سهامداران حمایت کنند و یکی از راه‌هایی که می‌توانند این کار را انجام دهند این است که میزان منابع نقدی تحت کنترل خود را محدود

1 Guizani
2 Fresard and Salva
3 Lipton and Lorsch
4 Lasfer
5 Garcia-Ramos and Garcia-Olalla
6 Fama and Jensen
7 Hermalin and Weisbach
8 Arslan, Karan and Eksi
9 O'Connell ans Cramer

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

نمایند (سیفرت و گوننس[1]، ۲۰۱۸). همچنین، بالخیر، بوبکر و درویچ[2] (۲۰۱۴) معتقدند که مدیران مستقل، هزینه‌های نمایندگی مربوط به نگهداشت وجه نقد را به مقدار قابل‌توجهی کاهش داده و مدیران اجرایی را وادار می‌کنند که عاقلانه خرج نمایند.

در خصوص ساختار مالکیت به‌عنوان یکی دیگر از سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی، تئوری نمایندگی، نقش اساسی مالکیت مدیریتی را در کاهش تضاد منافع بین سهامداران و مدیران برجسته می‌کند. جنسن و مکلینگ[3] (۱۹۷۶) معتقدند که زمانی که مالکیت مدیران در شرکت افزایش پیدا می‌کند، همسویی منافع میان سهامداران و مدیران شکل می‌گیرد. همچنین، جنسن (۱۹۸۶) بیان می‌کند که مالکیت مدیریتی، ریسک اتلاف منابع را کاهش می‌دهد؛ بنابراین، مالکیت مدیریتی بیشتر، باید هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهد. بر این اساس، انتظار می‌رود میان مالکیت مدیریتی و سطح نگهداشت وجه نقد ارتباط منفی وجود داشته باشد. بالعکس، استولز[4] (۱۹۸۸) اعتقاد دارد که مالکیت مدیریتی به‌جای کاهش تضاد نمایندگی بین سهامداران و مدیران، موجب افزایش آن می‌شود. با نگهداری درصد بالایی از سهام شرکت، مدیران قادر خواهند بود فرآیند واگذاری را دچار اختلال نموده و خودشان وارد عمل شوند. همچنین، مورک، شلیفر و ویشنی[5] (۱۹۸۸) معتقدند که سطح بالای مالکیت مدیریتی می‌تواند منجر به ایجاد مزاحمت شود، زیرا سهامداران خرد، کنترل عملکرد چنین مدیرانی را دشوار تلقی می‌کنند. در چنین حالتی، میر و راجان[6] (۱۹۹۸) پیش‌بینی می‌کنند که مدیران ذی‌نفع تمایل به نگهداری وجوه نقد مازاد بیشتری دارند، زیرا انتقال این منبع در جهت منافع مدیران هزینه کمتری خواهد داشت؛ بنابراین ادبیات نظری در خصوص ارتباط میان مالکیت مدیریتی و نگهداری وجوه نقد مازاد بیانگر دو نظر متفاوت است.

با استناد به ادبیات موجود، می‌توان بیان کرد که سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی می‌توانند از طریق پرداخت سود سهام بر جریان نقدی آزاد اثر غیرمستقیم اعمال کنند. از این نظر، هو و کومار[7] (۲۰۰۴) دریافتند شرکت‌هایی که دارای درصد بالاتری از تعداد اعضای

1 Seifert and Gonenc
2 Belkhir, Boubaker and Derouiche
3 Jensen and Meckling
4 Stulz
5 Morck, Shleifer and Vishny
6 Myers and Rajan
7 Hu and Kumar

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

هیئت‌مدیره مستقل هستند، سود سهام بیشتری پرداخت می‌کنند. به‌طور مشابه، یارام و دالری[1] (۲۰۱۵) بیان کردند که بین استقلال هیئت‌مدیره و سود سهام پرداختی در شرکت‌های استرالیایی رابطه مثبت وجود دارد. بهاتاچاریا، لی و ری[2] (۲۰۱۶) اعتقاد دارند استقلال بیشتر اعضای هیئت‌مدیره، پرداخت بیشتر سود سهام را توضیح می‌دهد؛ بنابراین، ادبیات نظری بیانگر وجود ارتباط مستقیم میان استقلال هیئت‌مدیره و سیاست تقسیم سود است. همچنین، بیشتر پژوهش‌ها معتقدند که هیئت‌مدیره بزرگ ممکن است لزوماً کارکردی و کارا نبوده و کمکی به کاهش مسئله نمایندگی بین مدیران و سهامداران نکند. در نتیجه، اندازه هیئت‌مدیره بزرگ‌تر ممکن است به پرداخت سود سهام کمتری منجر شود. از سوی دیگر، طبق تئوری جریان نقدی آزاد نقش تقسیم سود در کنترل تضاد منافع ناشی از جریان‌های نقد شرکت بسیار با اهمیت است و در کاهش وجوه نقد مازاد در دسترس مدیران و در نتیجه کاهش تضاد منافع کمک‌کننده است. بسیاری از پژوهش‌ها استدلال می‌کنند که پرداخت سود سهام می‌تواند نقش مفیدی در حل تضاد میان مدیران و سهامداران بازی کند. لوپز و لیما[3] (۲۰۱۴) معتقدند که سیاست تقسیم سود به‌عنوان یک سازوکار نظم‌دهنده در مدیریت شرکت‌های با فرصت‌های رشد پایین، نقش مهمی بازی می‌کند؛ به این صورت که پرداخت سود سهام، جریان نقدی آزادی را که مدیران می‌توانند در جهت منافع شخصی خود استفاده کنند را کاهش می‌دهد. بسیاری از پژوهشگران معتقدند که سود سهام و مالکیت مدیریتی می‌توانند در کاهش هزینه‌های نمایندگی جایگزین شوند (روزف[4]، ۱۹۸۲؛ جنسن، ۱۹۹۳ و لی[5]، ۲۰۱۱). شرکت‌های با مالکیت مدیریتی بالا تلاش می‌کنند تا سود سهام کمتری پرداخت کنند و شرکت‌های با مالکیت مدیریتی پایین، سود سهام بیشتری پرداخت می‌نمایند. البته، ارتباط بین مالکیت مدیریتی و پرداخت سود سهام به رفتار مدیران بستگی دارد. از این رو، می‌تواند یک ارتباط دوگانه باشد.

۲-۲- پیشینه پژوهش

قیزانی (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی "تحلیل اثر میانجی سیاست تقسیم سود بر ارتباط بین حاکمیت شرکتی و جریان نقدی آزاد در بازار سرمایه عربستان سعودی" پرداخت. نتایج پژوهش

1 Yarram and Dollery
2 Bhattacharya, Li and Rhee
3 Lopez and Lima
4 Rozeff
5 Lee

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

حاکی از آن بود که سیاست تقسیم سود دارای اثر میانجی در ارتباط بین استقلال هیئت‌مدیره و مالکیت مدیریتی با جریان نقدی آزاد است.

فلوراکیس، کاناسب و کوستاکیس[1] (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی موضوعی با عنوان "سیاست‌های تقسیم سود، ساختار مالکیت و تأمین مالی از طریق بدهی" پرداختند و دریافتند که ارتباط منفی بین مالکیت مدیریتی و پرداخت سود سهام وجود دارد، به‌خصوص زمانی که مالکیت مدیران در سطوح پایین باشد. بااین‌حال، در سطوح بالایی از مالکیت مدیران، این رابطه به رابطه منفی تبدیل می‌گردد. همچنین بر اساس نتایج پژوهش ماهیت رابطه بین مالکیت مدیران و سیاست‌های تقسیم سود بسیار پیچیده است که این رابطه برای کشورهای مختلف با سطوح محدودیت‌های مالی مختلف نیز متفاوت است.

آل نجار[2] (۲۰۱۳) به بررسی "اثر ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود بر سطح نگهداشت وجه نقد در طی سال‌های ۲۰۰۲ – ۲۰۰۸" پرداخت. وی نمونه‌ای شامل ۱۹۹۲ شرکت را در کشورهای برزیل، روسیه، هند و چین انتخاب نمود. نتایج پژوهش وی نشان داد که ساختار سرمایه و سیاست تقسیم سود از جمله عوامل اثرگذار بر سطح نگهداشت وجه نقد شرکت‌ها هستند. وی در پژوهش خود به این نتیجه نیز دست یافت که، بین اهرم مالی، نسبت پرداخت سود سهام و دارایی‌های نقدی با سطح نگهداشت وجه نقد رابطه منفی اما بین اندازه و بازده سرمایه با سطح نگهداشت وجه نقد رابطه مثبتی وجود دارد.

باو، چان و ژانگ[3] (۲۰۱۲) در پژوهشی "رابطه بین اثر جریان‌های نقدی مثبت یا منفی بر سطح نگهداری وجه نقد شرکت‌ها" را بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد در وضعیتی که واحد تجاری جریان‌های نقدی مثبت (منفی) دارد، تمایل کم‌تری (بیش‌تری) به نگهداری وجه نقد خواهد داشت. همچنین، شرکت‌های دارای محدودیت تأمین مالی در مقایسه با شرکت‌های بدون محدودیت تأمین مالی، تمایل کمتری به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های جدید و تأمین وجوه مورد نیاز پروژه‌های غیر سودآور خواهند داشت.

چن و استینر[4] (۲۰۰۹) به بررسی "تأثیر هزینه نمایندگی ناشی از جریان نقد آزاد روی هزینه سرمایه شرکت" پرداختند. نتیجه پژوهش نشان داد که شرکت‌های دارای سهامداران عمده و تأثیرگذار، هزینه نمایندگی ناشی از جریان نقد آزاد کمتر و در نتیجه هزینه سرمایه کمتری دارند و قدرت آن‌ها در کنترل جریان نقد آزاد بیشتر است. آن‌ها جریان نقد آزاد را

1 Florackisa, Kanasb and Kostakisc
2 Al-Najjar
3 Bao, Chan and Zhang
4 Chen and Steiner

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

به‌عنوان شاخصی معرفی کردند که می‌تواند خطر بالقوه ناشی از سرمایه‌گذاری بیش از حد مدیران را نشان دهد.

قربانی‌نسب و خان‌محمدی (۱۳۹۷) در پژوهشی به "تبیین تأثیر جریان نقد آزاد، حاکمیت شرکتی و اندازه شرکت بر توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی" پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که مازاد جریان نقد آزاد به‌طور مثبت بر توانایی پیش‌بینی جریان نقد آتی تأثیر دارد و همچنین ابعاد حاکمیت شرکتی (مدیران مستقل، اندازه هیئت‌مدیره، تمرکز مالکیت، مالکیت مدیریتی) بر رابطه بین جریان نقد آزاد و پیش‌بینی جریان‌های نقد آتی تأثیری ندارد.

بشکوه، نیکنام و سابقی (۱۳۹۶) در پژوهشی به "بررسی تأثیر مکانیزم‌های راهبری شرکتی و مالکیت بر جریان نقد آزاد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان‌دهنده ارتباط مستقیم و معنادار اندازه هیئت‌مدیره و ارتباط معکوس و معنادار نسبت سهام در اختیار مدیران مستقل با جریان نقد آزاد می‌باشد.

عربصالحی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به "بررسی اثر کیفیت گزارشگری مالی بر سیاست تقسیم سود با در نظر گرفتن اثر جریان نقد آزاد، محدودیت مالی و مسئله راحت‌طلبی مدیران" پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که کیفیت گزارشگری مالی بر سیاست تقسیم سود تأثیر مثبت و معنادار دارد. این تأثیر مثبت در میان شرکت‌های با مسئله جریان نقد آزاد بالا، بیشتر است. همچنین، یافته‌ها، شواهد تجربی کافی برای حمایت از شدت تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر سیاست تقسیم سود در شرکت‌های دارای محدودیت مالی بالا ارائه ندادند. تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر سیاست تقسیم سود در بین شرکت‌های با نظارت بهتر بر راحت‌طلبی مدیران، کمتر است.

۳- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر می‌باشد:

فرضیه اول: اندازه هیئت‌مدیره بر جریان نقدی آزاد شرکت تأثیر مثبت دارد.

فرضیه دوم: استقلال هیئت‌مدیره بر جریان نقدی آزاد شرکت تأثیر منفی دارد.

فرضیه سوم: مالکیت مدیریتی بر جریان نقدی آزاد شرکت تأثیر دارد.

فرضیه چهارم: سیاست تقسیم سود در ارتباط بین اندازه هیئت‌مدیره و جریان نقدی آزاد شرکت اثر میانجی مثبت دارد.

فرضیه پنجم: سیاست تقسیم سود در ارتباط بین استقلال هیئت‌مدیره و جریان نقدی آزاد

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

شرکت اثر میانجی منفی دارد.

فرضیه ششم: سیاست تقسیم سود در ارتباط بین مالکیت مدیریتی و جریان نقدی آزاد شرکت اثر میانجی دارد.

این پژوهش ازنظر هدف، کاربردی و از دیدگاه روش، جزو پژوهش‌های توصیفی- همبستگی است. به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش رگرسیون چند متغیره بر مبنای روش تحلیل ترکیبی داده‌ها استفاده شده است. اطلاعات مربوط به مبانی نظری و پیشینه پژوهش به شیوه کتابخانه‌ای مانند مراجعه به مقالات گردآوری شده است؛ همچنین، داده‌های لازم به منظور آزمون فرضیه‌ها از طریق بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین، سایت سازمان بورس اوراق بهادار و مراجعه به صورت‌های مالی شرکت‌ها جمع‌آوری شده است. به منظور خلاصه کردن و مرتب‌سازی داده‌ها از نرم‌افزار Excel و برای تحلیل داده‌ها از نرم‌افزارهای Eviews و SPSS استفاده شده است.

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۷ است. برای نمونه‌گیری از رویکرد حذف سیستماتیک استفاده شده است؛ به این صورت که شرکت‌هایی که از تمام شرایط زیر برخوردار باشند به‌عنوان نمونه انتخاب می‌شوند:

۱) انتهای دوره مالی آن‌ها پایان اسفندماه باشد.
۲) طی بازه زمانی ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۷ تغییر دوره مالی نداشته باشد.
۳) کلیه داده‌های مورد نیاز پژوهش برای شرکت‌های مورد بررسی موجود باشد.
۴) طی دوره پژوهش، توقف معاملاتی بیش از سه ماه وجود نداشته باشد.
۵) جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشد.

با اعمال شرایط بالا، ۱۶۴ شرکت در دوره ۶ ساله بین سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۷ (۹۸۴ سال- شرکت) انتخاب شدند.

۴- روش آزمون فرضیه‌ها

در بیشتر پژوهش‌ها، برای آزمون اثر میانجی متغیرها از رویکرد بارون و کنی[1] (۱۹۸۶) استفاده می‌کنند. ولی اخیراً ژائو، لینچ و چن[2] (۲۰۱۰) نقد و اصلاحاتی را در خصوص این آزمون مطرح کرده‌اند. بر اساس رویکرد بارون و کنی، اثر متغیر میانجی باید سه شرط داشته باشد: ۱- متغیر یا متغیرهای مستقل باید بر متغیر میانجی تأثیر داشته باشند؛ ۲- متغیر یا

1 Baron and Kenny
2 Zhao, Lynch and Chen

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

متغیرهای مستقل باید بر متغیر وابسته تأثیر داشته باشد؛ ۳- متغیر میانجی باید بر متغیر وابسته در رگرسیونی از متغیرهای مستقل و متغیر میانجی بر متغیر وابسته تأثیر داشته باشد. بارون و کنی (۱۹۸۶) معتقد بودند اثر میانجی کامل زمانی ایجاد می‌شود که متغیر یا متغیرهای مستقل در معادلهٔ سوم هیچ تأثیری بر متغیر وابسته نداشته باشند؛ اما در معادلهٔ سوم اگر متغیر مستقل بر متغیر وابسته تأثیر کمتری نسبت به معادلهٔ دوم داشته باشد، در آن صورت متغیر میانجی جزئی خواهد بود. اخیراً ژائو و همکاران (۲۰۱۰) بیان داشتند شرط دوم آزمون بارون و کنی (۱۹۸۶)، یعنی بررسی رابطه بین متغیر مستقل و متغیر وابسته، نه‌تنها ضروری نیست، گمراه‌کننده نیز هست؛ چراکه بررسی اثر کلی متغیر مستقل بر متغیر وابسته دربردارنده اثر مستقیم و غیرمستقیم متغیر مستقل بر وابسته است. این در صورتی است که متغیر میانجی تنها باید باوجود اثر غیرمستقیم سنجش شود. در واقع، الگوهای میانجی‌گر معطوف به بررسی و آزمون اثرات غیرمستقیم طراحی می‌شوند و اثرات مستقیم کمتر به‌عنوان هدف پژوهش مطرح می‌شود. به بیان ساده‌تر، برای نشان دادن اثر میانجی، باید اثر غیرمستقیم متغیر مستقل به همراه متغیر میانجی در یک الگو سنجش شده باشد، بنابراین، آن‌ها برای بررسی اثر میانجی، از دو مرحلهٔ رگرسیون استفاده کرده‌اند. با توجه به برتری روش ژائو نسبت به روش بارون و کنی، در پژوهش حاضر برای آزمون اثر میانجی قدرت پیش‌بینی کنندگی سود بر رابطه بین رقابت در بازار محصول و بازده سهام از الگوی ژائو و همکاران (۲۰۱۰) استفاده شده است. همچنین، از روش بوت‌استراپ[1] در برنامهٔ ماکرو پریچر و هایز[2] نیز برای تعیین معناداری مسیرهای غیرمستقیم متغیر مستقل بر متغیر وابسته از طریق متغیر میانجی استفاده شد. در فن مطرح شده پریچر و هایز از روش بوت‌استراپ و فاصلهٔ اطمینان حاصل از آن استفاده می‌شود که نقش میانجی را به صورت مستقیم ارزیابی می‌کند (فخاری، حسن‌نتاج کردی و محمدی،۱۳۹۶).

در ادامه تعریف عملیاتی متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش بیان می‌شوند.

الف) متغیر وابسته

جریان نقد آزاد (FCF): مطابق با پژوهش مرادزاده فرد، قیطاسی و مسجدموسوی (۱۳۸۹) از لگاریتم طبیعی اختلاف خالص جریان نقد عملیاتی و وجوه نقد پرداختی بابت خرید دارایی ثابت (مستخرج از صورت گردش وجوه نقد) محاسبه می‌شود.

1 Bootstrap
2 Preacher and Hayes

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

ب) متغیرهای مستقل

اندازه هیئت‌مدیره (BS): عبارت است از تعداد اعضای هیئت‌مدیره شرکت.

استقلال هیئت‌مدیره (IND): درصد تعداد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره به‌کل تعداد اعضای هیئت‌مدیره.

مالکیت مدیریتی (MAN): تعداد سهام تحت تملک مدیران شرکت به کل سهام شرکت.

ج) متغیر میانجی

تقسیم سود (DIV): از نسبت سود تقسیمی هر سهم به سود هر سهم محاسبه می‌شود.

د) متغیرهای کنترلی

اهرم مالی (LEV): از تقسیم بدهی‌های شرکت بر دارایی‌های آن محاسبه می‌شود.

اندازه شرکت (SIZE): از لگاریتم طبیعی فروش شرکت محاسبه می‌شود.

رشد شرکت (GTH): از رشد فروش شرکت محاسبه می‌شود.

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- آمار توصیفی

اطلاعات مربوط به آمار توصیفی متغیرهای پیوسته در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول (۱). آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشترین مقدار	کمترین مقدار	انحراف معیار
جریان نقد آزاد	FCF	۱۲/۰۳۰	۱۱/۹۱۴	۱۹/۵۷۶	۳/۷۸۴	۲/۱۸۰
اندازه هیئت‌مدیره	BS	۵/۰۳۵	۵	۷	۵	۰/۲۶۲
استقلال هیئت‌مدیره	IND	۰/۶۷۵	۰/۶۰۰	۱	۰	۰/۱۸۹
مالکیت مدیریت	MAN	۰/۷۸۱	۰/۸۳۰	۰/۹۹۹	۰/۰۲۱	۰/۱۷۱
تقسیم سود	DIV	۰/۶۲۱	۰/۶۵۳	۱۰/۷۶۷	۰	۰/۷۰۴
اهرم مالی	LEV	۰/۵۸۳	۰/۵۸۵	۲/۰۷۸	۰/۰۱۲	۰/۲۱۴
اندازه شرکت	SIZE	۱۴/۰۸۶	۱۳/۸۷۸	۱۹/۸۰۸	۷/۶۱۱	۱/۸۴۱
رشد شرکت	GTH	۰/۳۱۶	۰/۱۳۸	۴/۸۶۴	-۰/۹۹۷	۰/۸۵۲

منبع: خروجی نرم‌افزار

مهم‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل مرکز ثقل توزیع است و شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال طبق جدول (۱)، میانگین متغیر جریان نقدی آزاد که ۱۲/۰۳ و اهرم مالی ۰/۵۸ است. بیشترین مقدار برای متغیر اهرم مالی ۲/۰۷۸ متعلق به شرکت کمباین سازی در سال ۱۳۹۲ و بیشترین مقدار متغیر مالکیت مدیریتی ۰/۹۹۹ مربوط به شرکت فولاد کاوه جنوب کیش در سال ۱۳۹۴ می‌باشد. پارامترهای پراکندگی، به‌طورکلی معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده‌ها از یکدیگر یا میزان

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. ازجمله مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر جریان نقدی آزاد برابر با ۲/۱۸ که نشان می‌دهد در بین متغیرهای پژوهش دارای بیشترین پراکندگی می‌باشد و مالکیت مدیریتی با انحراف معیار ۰/۱۷ دارای کمترین میزان پراکندگی بوده است.

۵-۲- نتایج آزمون فرضیه‌ها

در این بخش به آزمون فرضیه اول، دوم و سوم پژوهش پرداخته می‌شود:

فرضیه اول: اندازه هیئت‌مدیره بر جریان نقدی آزاد شرکت تأثیر مثبت دارد.

فرضیه دوم: استقلال هیئت‌مدیره بر جریان نقدی آزاد شرکت تأثیر منفی دارد.

فرضیه سوم: مالکیت مدیریتی بر جریان نقدی آزاد شرکت تأثیر دارد.

از رابطه رگرسیونی (۱) استفاده می‌شود.

رابطه (۱)

$$FCF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BS_{i,t} + \beta_2 IND_{i,t} + \beta_3 MAN_{i,t} + \beta_4 GTH_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t}$$

بر اساس ادبیات اقتصادسنجی قبل از تخمین مدل لازم است با استفاده از آمار آزمون F لیمر همگنی داده‌ها مورد آزمون قرار گیرد و همچنین به منظور انتخاب روش تخمین بین اثرات ثابت یا اثرات تصادفی باید از آماره آزمون هاسمن استفاده شود. نتایج آزمون F لیمر در جدول شماره (۲) ارائه شده است.

جدول (۲). نتیجه آزمون F لیمر برای مدل ۱

شماره مدل	آماره F	ارزش احتمال	نتیجه آزمون
۱	۲۵/۵۱۲	۰/۰۰۰	رد فرض صفر- انتخاب روش پانل دیتا

منبع: خروجی نرم‌افزار

با توجه به جدول (۲) آماره F لیمر و ارزش احتمال آن که کمتر از ۵ درصد است، دلالت بر معنی‌دار بودن استفاده از روش ترکیبی یا پانل دیتا را دارد. نتایج آزمون هاسمن در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول (۳). نتیجه آزمون هاسمن برای مدل ۱

شماره مدل	آماره χ^2	احتمال	نتیجه آزمون
۱	۱۱/۲۲۶	۰/۰۸۱۶	تأیید فرض صفر- مدل اثرات تصادفی

منبع: خروجی نرم‌افزار

باتوجه به جدول (۳) آماره χ^2 و ارزش احتمال آن که بیشتر از ۵ درصد است. حاکی از تأیید فرض صفر و تأیید استفاده از مدل اثرات تصادفی برای رابطه ۱ می‌باشد.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

برای بررسی ناهمسانی واریانس خطاها از آزمون LR استفاده شده است. فرض صفر این آزمون بیانگر واریانس همسانی خطاها بوده و درصورتی‌که سطح معناداری آماره آزمون کمتر از ۵ درصد باشد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت واریانس خطاهای مدل همسان نیستند. نتیجه این آزمون در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول (۴). نتیجه آزمون همسانی واریانس LR برای مدل ۱

شماره مدل	ارزش	درجه آزادی	احتمال	نتیجه آزمون
۱	۶۹۴/۶۴۸	۱۶۴	۰/۰۰۰	رد فرض صفر-ناهمسانی واریانس

منبع: خروجی نرم‌افزار

باتوجه به جدول (۴)، ارزش احتمال کمتر از ۵ درصد که حاکی از عدم همسانی واریانس اجزای اخلال است. بنابراین با توجه به این مشکل از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) برای تخمین مدل استفاده شده است. همچنین برای بررسی وجود هم خطی میان متغیرهای مستقل از آماره عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شده است و هرچه این آماره به ۱ نزدیک‌تر باشد، بیانگر عدم وجود هم خطی میان متغیرهای مستقل می‌باشد. باتوجه به نتایج مندرج در جدول (۵)، آماره عامل تورم واریانس حاکی از عدم وجود هم خطی میان متغیرهای توضیحی مدل (۱) است. به منظور آزمون خودهمبستگی میان اجزای اخلال مدل (۱) از آماره دوربین – واتسون استفاده شده است که با توجه به جدول ۵، این آماره حاکی از عدم خودهمبستگی میان اجزای اخلال مدل است. نتیجه تخمین مدل ۱ در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول (۵). نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون مدل ۱

$$FCF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BS_{i,t} + \beta_2 IND_{i,t} + \beta_3 MAN_{i,t} + \beta_4 GTH_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t}$$

متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	ارزش احتمال	عامل تورم واریانس (VIF)
عرض از مبدأ	β_0	۴/۶۴۲	۱/۳۳۹	۳/۴۶۷	۰/۰۰۰	
اندازه هیئت‌مدیره	BS	۰/۴۰۰	۰/۱۹۶	۲/۰۳۶	۰/۰۴۲	۱/۰۱۳
استقلال هیئت‌مدیره	IND	۰/۱۳۶	۰/۲۵۴	۰/۵۳۷	۰/۵۹۱	۱/۰۶۲
مالکیت مدیریت	MAN	۰/۰۵۶	۰/۳۲۰	۰/۱۷۵	۰/۸۶۰	۱/۰۷۶
رشد شرکت	GTH	-۰/۰۶۲	۰/۰۳۷	-۱/۶۵۱	۰/۰۹۹	۱/۰۲۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۳۷۲	۰/۰۵۶	۶/۶۰۸	۰/۰۰۰	۱/۰۸۸
اهرم مالی	LEV	۰/۰۱۵	۰/۲۴۱	۰/۰۶۲	۰/۹۵۰	۱/۰۶۶
ضریب تعیین					۰/۰۵۸	
ضریب تعیین تعدیل شده					۰/۰۵۳	
آماره دوربین- واتسون					۱/۶۶۷	
آماره F (ارزش احتمال)					۱۰/۱۸۸ (۰/۰۰۰)	

منبع: خروجی نرم‌افزار

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

با توجه به آماره F مدل (۱۰/۱۹) و مقدار احتمال آن که کمتر از ۵ درصد است، می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مدل برآوردی معنادار است. همچنین با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده مدل که حدوداً ۵ درصد است، می‌توان بیان کرد که متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، ۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند.

ضریب متغیر اندازه هیئت‌مدیره و سطح معناداری آن که کمتر از سطح خطای ۵ درصد است، نشان می‌دهند که اندازه هیئت‌مدیره دارای تأثیر معنادار و مثبت بر جریان نقدی آزاد شرکت است. بنابراین فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود و همچنین فرضیه دوم و سوم پژوهش، ضریب متغیر استقلال هیئت‌مدیره و مالکیت مدیریتی و سطح معناداری آن‌ها که بیشتر از سطح خطای ۵ درصد است، نشان می‌دهند که استقلال هیئت‌مدیره و مالکیت مدیریتی دارای تأثیر معناداری بر جریان نقدی آزاد شرکت نمی‌باشد. بنابراین فرضیه دوم و سوم پژوهش رد می‌شود. همچنین اندازه شرکت دارای تأثیر مثبت و معنادار بر جریان نقد آزاد شرکت می‌باشد.

۵-۳- آزمون فرضیه‌های چهارم الی ششم

فرضیه‌های چهارم الی ششم پژوهش به بررسی نقش میانجی متغیر سیاست تقسیم سود می‌پردازد؛ که با توجه به پژوهش ژائو و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی معناداری متغیر میانجی پرداخته‌شده است.

فرضیه چهارم: سیاست تقسیم سود در ارتباط بین اندازه هیئت‌مدیره و جریان نقدی آزاد شرکت اثر میانجی مثبت دارد.

فرضیه پنجم: سیاست تقسیم سود در ارتباط بین استقلال هیئت‌مدیره و جریان نقدی آزاد شرکت اثر میانجی منفی دارد.

فرضیه ششم: سیاست تقسیم سود در ارتباط بین مالکیت مدیریتی و جریان نقدی آزاد شرکت اثر میانجی دارد.

۱- شرط اول متغیر میانجی: در شرط اول به بررسی تأثیر متغیرهای مستقل (اندازه هیئت‌مدیره، استقلال هیئت‌مدیره و مالکیت مدیریتی) بر متغیر میانجی (سیاست تقسیم سود) پرداخته می‌شود. از این رو از مدل رگرسیونی ۲ استفاده خواهد شد.

مدل (۱)

$$DIV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BS_{i,t} + \beta_2 IND_{i,t} + \beta_3 MAN_{i,t} + \beta_4 GTH_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

نتایج آزمون F لیمر در جدول شماره (۶) ارائه شده است.

جدول (۶). نتیجه آزمون F لیمر برای مدل ۲

شماره مدل	آماره F	ارزش احتمال	نتیجه آزمون
۲	۲/۱۱۹	۰/۰۰۰	رد فرض صفر- انتخاب روش پانل دیتا

منبع: خروجی نرم‌افزار

باتوجه به جدول (۶)، آماره F و ارزش احتمال آن که کمتر از ۵ درصد است. دلالت بر معنی‌دار بودن استفاده از روش ترکیبی یا پانل دیتا را دارد. نتایج آزمون هاسمن در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول (۷). نتیجه آزمون هاسمن برای مدل ۲

شماره مدل	آماره χ^2	احتمال	نتیجه آزمون
۲	۱۰/۵۲۰	۰/۱۰۴	تأیید فرض صفر- مدل اثرات تصادفی

منبع: خروجی نرم‌افزار

باتوجه به جدول (۷) آماره χ^2 و ارزش احتمال آن که بیشتر از ۵ درصد است. حاکی از تأیید فرض صفر و تأیید استفاده از مدل اثرات تصادفی برای رابطه ۲ می‌باشد.

برای بررسی ناهمسانی واریانس خطاها از آزمون LR استفاده شده است. فرض صفر این آزمون بیانگر واریانس همسانی خطاها بوده و درصورتی‌که سطح معناداری آماره آزمون کمتر از ۵ درصد باشد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت واریانس خطاهای مدل همسان نیستند. نتیجه این آزمون در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول (۸). نتیجه آزمون همسانی واریانس LR برای مدل ۲

شماره مدل	ارزش	درجه آزادی	احتمال	نتیجه آزمون
۲	۱۴۳۶/۹۸۳	۱۶۴	۰/۰۰۰۰	رد فرض صفر-ناهمسانی واریانس

منبع: خروجی نرم‌افزار

باتوجه به جدول (۸)، ارزش احتمال کمتر از ۵ درصد که حاکی از عدم همسانی واریانس اجزای اخلال است. بنابراین با توجه به این مشکل از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) برای تخمین مدل استفاده شده است.

همچنین برای بررسی وجود هم خطی میان متغیرهای مستقل از آماره عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شده است و هرچه این آماره به ۱ نزدیک‌تر باشد بیانگر عدم وجود هم خطی میان متغیرهای مستقل می‌باشد. باتوجه به نتایج مندرج در جدول (۹)، آماره عامل تورم واریانس حاکی از عدم وجود هم خطی میان متغیرهای توضیحی مدل (۲) است.

به منظور آزمون خودهمبستگی میان اجزای اخلال مدل (۲) از آماره دوربین – واتسون استفاده شده است که با توجه به جدول (۹)، این آماره حاکی از عدم خودهمبستگی میان

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

اجزای اخلال مدل است. نتیجه تخمین مدل (۲) در جدول (۹) ارائه شده است.

جدول (۹). نتایج حاصل از تخمین مدل ۲

$$DIV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BS_{i,t} + \beta_2 IND_{i,t} + \beta_3 MAN_{i,t} + \beta_4 GTH_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	ارزش احتمال	عامل تورم واریانس (VIF)
عرض از مبدأ	β_0	۰/۲۵۳	۰/۲۵۳	۰/۵۶۸	۰/۵۶۹	
اندازه هیئت‌مدیره	BS	۰/۰۵۲	۰/۰۳۷	۱/۴۰۱	۰/۱۶۱	۱/۰۱۳
استقلال هیئت‌مدیره	IND	-۰/۱۱۲	۰/۱۶۲	-۰/۶۸۷	۰/۴۹۱	۱/۰۶۲
مالکیت مدیریتی	MAN	۰/۲۸۲	۰/۳۳۵	۰/۸۴۳	۰/۳۹۹	۱/۰۷۶
رشد شرکت	GTH	-۰/۰۴۰	۰/۰۲۲	-۱/۸۱۲	۰/۰۷۰	۱/۰۲۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۱۹	۰/۰۱۷	۱/۱۲۹	۰/۲۵۸	۱/۰۸۸
اهرم مالی	LEV	-۰/۵۲۳	۰/۱۲۶	-۴/۱۲۴	۰/۰۰۰۰	۱/۰۶۶
ضریب تعیین						۰/۰۲۵
ضریب تعیین تعدیل شده						۰/۰۱۹
آماره دوربین- واتسون						۱/۵۹۴
آماره F (ارزش احتمال)						۴/۲۵۶ (۰/۰۰۰۳۰۶)

منبع: خروجی نرم‌افزار

با توجه به آماره F مدل (۴/۲۶) و مقدار احتمال آن که کمتر از ۵ درصد است، می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مدل برآوردی معنادار است؛ و همچنین با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده مدل که حدوداً ۲ درصد است، می‌توان بیان کرد که متغیرهای مستقل و کنترلی مدل،۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند.

ضریب متغیر اندازه هیئت‌مدیره (۰/۵)، استقلال هیئت‌مدیره (۰/۱۱-) و مالکیت مدیریتی (۰/۲۸) و سطح معناداری آن که بیشتر از سطح خطای ۵ درصد است، نشان می‌دهند که اندازه هیئت‌مدیره، استقلال هیئت‌مدیره و مالکیت مدیریتی تأثیر معناداری بر سیاست تقسیم سود شرکت ندارد. بنابراین شرط اول متغیر میانجی برای فرضیه‌های چهارم، پنجم و ششم پژوهش رد می‌شود.

۱- شرط دوم متغیر میانجی: با توجه به روش پیشنهادی ژائو و همکاران (۲۰۱۰) در شرط دوم میانجی به بررسی تأثیر متغیر میانجی سیاست تقسیم سود بر متغیر وابسته (جریان نقدی آزاد) پرداخته می‌شود. برای آزمون شرط دوم متغیر میانجی پژوهش از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود.

مدل (۳)

$$FCF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BS_{i,t} + \beta_2 IND_{i,t} + \beta_3 MAN_{i,t} + \beta_4 DIV_{i,t} + \beta_5 GTH_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

نتایج آزمون F لیمر در جدول شماره (۱۰) ارائه شده است.

جدول (۱۰). نتیجه آزمون F برای مدل ۳ (شرط دوم میانجی)

شماره مدل	آماره F	ارزش احتمال	نتیجه آزمون
۳	۲۵/۴۷۵	۰/۰۰۰	رد فرض صفر- انتخاب روش پانل دیتا

منبع: خروجی نرم‌افزار

باتوجه به جدول (۱۰)، آماره F و ارزش احتمال آن که کمتر از ۵ درصد است. دلالت بر معنی‌دار بودن استفاده از روش ترکیبی یا پانل دیتا را دارد. نتایج آزمون هاسمن در جدول (۱۱) ارائه شده است.

جدول (۱۱). نتیجه آزمون هاسمن برای مدل ۳ (شرط دوم میانجی)

شماره مدل	آماره χ^2	ارزش احتمال	نتیجه آزمون
۳	۱۲/۶۹۳	۰/۰۷۹۹	تأیید فرض صفر- مدل اثرات تصادفی

منبع: خروجی نرم‌افزار

باتوجه به جدول (۱۱) آماره χ^2 و ارزش احتمال آن که بیشتر از ۵ درصد است. حاکی از تأیید فرض صفر و تأیید استفاده از مدل اثرات تصادفی برای رابطه ۳ می‌باشد.

برای بررسی ناهمسانی واریانس خطاها از آزمون LR استفاده شده است. فرض صفر این آزمون بیانگر واریانس همسانی خطاها بوده و درصورتی‌که سطح معناداری آماره آزمون کمتر از ۵ درصد باشد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت واریانس خطاهای مدل همسان نیستند. نتیجه این آزمون در جدول (۱۲) ارائه شده است.

جدول (۱۲). نتیجه آزمون همسانی واریانس LR برای مدل ۳

شماره مدل	آماره	درجه آزادی	احتمال	نتیجه آزمون
۳	۶۹۶/۴۹۰	۱۶۴	۰/۰۰۰۰	رد فرض صفر-ناهمسانی واریانس

منبع: خروجی نرم‌افزار

باتوجه به جدول (۱۲)، ارزش احتمال کمتر از ۵ درصد که حاکی از عدم همسانی واریانس اجزای اخلال است. بنابراین با توجه به این مشکل از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) برای تخمین مدل استفاده شده است. همچنین برای بررسی وجود هم خطی میان متغیرهای مستقل از آماره عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شده است و هرچه این آماره به ۱ نزدیک‌تر باشد، بیانگر عدم وجود هم خطی میان متغیرهای مستقل می‌باشد. باتوجه به نتایج مندرج در جدول (۱۳)، آماره عامل تورم واریانس حاکی از عدم وجود هم خطی میان متغیرهای توضیحی مدل (۳) است. به منظور آزمون خودهمبستگی میان اجزای اخلال مدل (۳) از آماره دوربین – واتسون استفاده شده است که با توجه به جدول (۱۳)، این آماره حاکی از عدم خودهمبستگی میان اجزای اخلال مدل است. نتیجه تخمین مدل (۳) در جدول (۱۳) ارائه شده است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

جدول (۱۳). نتایج حاصل از تخمین مدل ۳ (شرط دوم میانجی)

$$FCF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BS_{i,t} + \beta_2 IND_{i,t} + \beta_3 MAN_{i,t} + \beta_4 DIV_{i,t} + \beta_5 GTH_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	ارزش احتمال	عامل تورم واریانس (VIF)
عرض از مبدأ	β_0	۴/۶۲۱	۱/۳۴۰	۳/۴۴۸	۰/۰۰۰۶	
اندازه هیئت‌مدیره	BS	۰/۴۰۰	۰/۱۹۷	۲/۰۲۸	۰/۰۴۲۷	۱/۰۱۷
استقلال هیئت‌مدیره	IND	۰/۱۳۹	۰/۲۵۴	۰/۵۴۹	۰/۵۸۳۰	۱/۰۷۱
مالکیت مدیریتی	MAN	۰/۰۵۸	۰/۳۲۰	۰/۱۸۱	۰/۸۵۵۶	۱/۰۷۶
تقسیم سود	DIV	۰/۰۲۵	۰/۰۴۹	۰/۵۰۶	۰/۶۱۲۶	۱/۱۱۲
رشد شرکت	GTH	-۰/۰۶۱	۰/۰۳۷	-۱/۶۳۱	۰/۱۰۳۲	۱/۰۲۶
اندازه شرکت	SIZE	۰/۳۷۲	۰/۰۵۶	۶/۶۰۸	۰/۰۰۰۰	۱/۳۰۷
اهرم مالی	LEV	۰/۰۲۵	۰/۲۴۳	۰/۱۰۵	۰/۹۱۵۶	۱/۰۶۶
ضریب تعیین						۰/۰۵۹
ضریب تعیین تعدیل شده						۰/۰۵۲
آماره دوربین- واتسون						۱/۶۶۴
آماره F (ارزش احتمال)						۸/۷۷۷ (۰/۰۰۰۰)

منبع: خروجی نرم‌افزار

با توجه به آماره F مدل (۸/۷۸) و مقدار احتمال آن که کمتر از ۵ درصد است، می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مدل برآوردی معنادار است؛ و همچنین با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده مدل که حدوداً ۵ درصد است، می‌توان بیان کرد که متغیرهای مستقل و کنترلی مدل، ۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند.

ضریب متغیر سیاست تقسیم سود و سطح معناداری آن که بیشتر از ۵ درصد است نشان می‌دهد که متغیر میانجی سیاست تقسیم سود بر جریان نقدی آزاد تأثیری ندارد. بنابراین شرط دوم متغیر میانجی رد می‌شود.

برای بررسی معنادار بودن اثر غیرمستقیم (میانجی) متغیر سیاست تقسیم سود از روش بوت استرپ از برنامه پریچر و هایز در نرم‌افزار SPSS استفاده شده است.

نتایج آزمون بوت استرپ برای بررسی تأثیر غیرمستقیم متغیر اندازه هیئت‌مدیره در جدول شماره (۱۴) ارائه شده است:

جدول (۱۴). نتایج بوت استرپ برای بررسی تأثیر غیرمستقیم متغیر اندازه

Boot LLCI	Boot ULCI	Effect BS	Boot SE
-۰/۲۴۱	۰/۰۰۷۹	-۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۷۹

با توجه به نتایج مشخص شده در آزمون، کران پایین (-۰/۲۴۱) و کران بالا (۰/۰۰۷۹) است.

فاصله اطمینان ۹۵ درصد و تعداد نمونه‌گیری‌های مجدد ۵۰۰۰ است. قرار گرفتن صفر در این فاصله اطمینان نشان‌دهنده معنادار نبودن این مسیر غیرمستقیم است. بنابراین اثر

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

غیرمستقیم اندازه هیئت‌مدیره بر جریان نقدی آزاد به‌واسطه متغیر میانجی سیاست تقسیم سود رد می‌شود.

نتایج آزمون بوت استرپ برای متغیر استقلال هیئت‌مدیره (IND) در جدول شماره (۱۵) ارائه شده است:

جدول (۱۵). نتایج آزمون بوت استرپ برای متغیر استقلال هیئت‌مدیره (IND)

Boot LLCI	Boot ULCI	Effect IND	Boot SE
-۰/۰۵۰۸	۰/۰۳۰۵	۰/۰۰۸۰	۰/۰۱۹۹

با توجه به نتایج مشخص شده در آزمون، کران پایین (۰/۰۳۰۵) و کران بالا (-۰/۰۵۰۸) است.

فاصله اطمینان ۹۵ درصد و تعداد نمونه‌گیری‌های مجدد ۵۰۰۰ است. قرار گرفتن صفر در این فاصله اطمینان نشان‌دهنده معنادار نبودن این مسیر غیرمستقیم است. بنابراین اثر غیرمستقیم استقلال هیئت‌مدیره بر جریان نقدی آزاد به‌واسطه متغیر میانجی سیاست تقسیم سود رد می‌شود.

نتایج آزمون بوت استرپ برای متغیر مالکیت مدیریتی (MAN) در جدول شماره ۱۶ ارائه شده است:

جدول (۱۶). نتایج آزمون بوت استرپ برای متغیر مالکیت مدیریتی (MAN)

Boot LLCI	Boot ULCI	Effect MAN	Boot SE
-۰/۲۳۱۶	۰/۰۳۵۶	۰/۳۰۴	۰/۷۰۱

با توجه به نتایج مشخص شده در آزمون، کران پایین (۰/۰۳۵۶) و کران بالا (-۰/۲۳۱۶) است.

فاصله اطمینان ۹۵ درصد و تعداد نمونه‌گیری‌های مجدد ۵۰۰۰ است. قرار گرفتن صفر در این فاصله اطمینان نشان‌دهنده معنادار نبودن این مسیر غیرمستقیم است. بنابراین اثر غیرمستقیم مالکیت مدیریتی بر جریان نقدی آزاد به‌واسطه متغیر میانجی سیاست تقسیم سود رد می‌شود.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی تحلیل اثر میانجی تقسیم سود در ارتباط بین حاکمیت درونی و جریان نقد آزاد پرداخته شد. فرضیه اول پژوهش بیان می‌کند که اندازه هیئت‌مدیره بر جریان نقدی آزاد شرکت تأثیر مثبت دارد، نتیجه پژوهش نشان داد که اندازه هیئت‌مدیره دارای تأثیر معنادار و مثبت بر جریان نقدی آزاد شرکت می‌باشد؛ و همچنین فرضیه دوم و سوم به ترتیب بیان می‌کنند که: استقلال هیئت‌مدیره بر جریان نقدی آزاد شرکت تأثیر مثبت دارد؛ و مالکیت

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

مدیریتی بر جریان نقدی آزاد شرکت تأثیر دارد. نتایج پژوهش نشان داد که استقلال هیئت‌مدیره و مالکیت مدیریتی دارای تأثیر معناداری بر جریان نقدی آزاد شرکت نمی‌باشد. بنابراین فرضیه دوم و سوم پژوهش رد می‌شود. در این پژوهش اندازه هیئت‌مدیره چون صرفاً یک معیار کمی ویژگی هیئت‌مدیره هست و مشخص‌کننده تعداد هیئت‌مدیره است ممکن است بر جریان نقد آزاد اثر بگذارد، اما چون در ایران مکانیزم‌ها و دستورالعمل‌های حاکمیت شرکتی به‌درستی و به‌موقع اجرا نشده است، بنابراین به نظر می‌رسد استقلال واقعی در هیئت‌مدیره وجود نداشته باشد، بنابراین استقلال هیئت‌مدیره و همچنین مالکیت مدیریتی به‌عنوان یک سازوکار، اثر معناداری بر جریان نقد آزاد نداشته است. نتیجه این پژوهش با نتیجه پژوهش بشکوه و همکاران (۱۳۹۶) هم سو بوده و همچنین با نتیجه پژوهش قیزانی (۲۰۱۸) مطابقت نداشته است. فرضیه‌های چهارم الی ششم به بررسی اثر میانجی سیاست تقسیم سود در ارتباط بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی و جریان نقدی آزاد پرداخته است. طبق نتیجه پژوهش، هر سه فرضیه رد شده است و تأثیر غیرمستقیم سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی بر جریان نقدی آزاد به‌واسطه متغیر میانجی سیاست تقسیم سود تأیید نشده است؛ به‌عبارت‌دیگر، سازوکارهای حاکمیت شرکتی درونی (اندازه هیئت‌مدیره، استقلال هیئت‌مدیره و مالکیت مدیریتی) در بازار سرمایه ایران نقش معناداری در تعیین سیاست تقسیم سود شرکت‌ها ندارد؛ از این رو، سیاست تقسیم سود شرکت‌ها نمی‌تواند نقش میانجی در این رابطه داشته باشد. نتیجه این پژوهش با نتیجه پژوهش فلوراکس و همکاران (۲۰۱۵) و همچنین با نتیجه پژوهش قیزانی (۲۰۱۸) مطابقت نداشته است. باتوجه به نتایج پژوهش، به هیئت‌مدیره شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود دستورالعمل اجرایی حاکمیت شرکتی که اجرای آن از ابتدای سال ۱۳۹۸ الزام شده است را به نحو مناسب اجرا نمایند و لزوم اهمیت اجرای این دستورالعمل را در سطح شرکت اطلاع‌رسانی مؤثر نمایند؛ همچنین، به مدیران سازمان بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود، در اجرایی شدن دقیق دستورالعمل حاکمیت شرکتی، جدیت بیشتری از خود نشان دهند تا پس از گذشت حدود ۱۰ الی ۱۵ سال از تصویب اولین آئین‌نامه راهبری شرکتی، دستورالعمل اجرایی آن به نحو مناسب اجرا گردد. در پایان، به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود با توجه به ابلاغ دستورالعمل اجرایی حاکمیت شرکتی و لزوم اجرای آن از ابتدای سال ۱۳۹۸، این پژوهش را به صورت مقایسه‌ای در قبل و بعد از اجرای دستورالعمل انجام دهند.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

۷- منابع

بشکوه، مهدی؛ منوچهر نیکنام و محمودرضا سابقی. (۱۳۹۶). تأثیر مکانیزم‌های راهبری شرکتی و مالکیت بر جریان نقد آزاد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، **فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری** ۳(۳): ۱۶۰-۱۴۳.

پیری، پرویز و شهروز توبره ریزی. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر مشکلات ناشی از هزینه نمایندگی جریان نقدی آزاد بر محتوای اطلاعاتی سود و ارزش دفتری هر سهم، **مجله علمی- پژوهشی دانش حسابداری مالی** ۱(۲): ۱۱۶-۹۹.

خدادادی، ولی و سعید حاجی‌زاده. (۱۳۹۰). تئوری نمایندگی و حق‌الزحمه حسابرسی مستقل: آزمون فرضیه جریان‌های نقدی آزاد، **فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی** ۱(۲): ۹۲-۷۶.

عربصالحی، مهدی؛ مهدی میرزایی و ندا ملکی. (۱۳۹۶). بررسی اثر کیفیت گزارشگری مالی بر سیاست تقسیم سود با در نظر گرفتن اثر جریان نقد آزاد، محدودیت مالی و مسئله راحت‌طلبی مدیران، **فصلنامه حسابداری مالی** ۹(۳۵): ۱۲۶-۱۰۱.

فخاری، حسین؛ محسن حسن‌نتاج‌کردی و جواد محمدی. (۱۳۹۶). بررسی اثر میانجی قدرت پیش‌بینی کنندگی سود بر رابطه بین رقابت بازار محصول و بازده سهام، **پژوهش‌های حسابداری مالی** ۴(۳۴): ۱۲۱-۱۰۳.

قربانی‌نسب، فاطمه و محمدحامد خان‌محمدی. (۱۳۹۷). تبیین تأثیر مازاد جریان نقد آزاد، حاکمیت شرکتی و اندازه شرکت بر توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقد آتی، **فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری** ۷(۲۵): ۲۰۲-۱۸۹.

مرادزاده‌فرد، مهدی؛ روح‌اله قیطاسی و میرسجاد مسجد موسوی. (۱۳۸۹). بررسی میزان ارتباط جریان نقد آزاد شرکت و جریان نقد آزاد سهامدار با ارزش بازار سهام، **دانش مالی و تحلیل اوراق بهادار** ۳(۷): ۱۸-۱.

Al-Najjar, B. (2013). The financial determinants of corporate cash holdings: Evidence from some emerging markets. **International Business Review** 22: 77–88.

Arslan, O., M.B. Karan, and C. Eksi. (2010). Board structure and corporate performance: managing global transitions, **International Research Journal** 8(1): 3-22.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

Bao, D., K. Chan, and W. Zhang. (2012). Asymmetric cash flow sensitivity of cash holdings. **Journal of Corporate Finance** 18: 690-700.

Baron, R.M., and D.A. Kenny. (1986). The Moderator–Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. **Journal of Personality and Social Psychology** 51(6): 1173.

Belkhir, M., S. Boubaker, and I. Derouiche. (2014). Control–ownership wedge, board of directors, and the value of excess cash, **Economic Modelling** 39: 110-122.

Bhattacharya, D., W.H. Li, and S.G. Rhee. (2016). **Does Better Corporate Governance Encourage Higher Payout? Risk, Agency Cost, and Dividend, Hitotsubashi Institute for Advanced Study**, Hitotsubashi University.

Chen, C., and T. Steiner. (2009). Managerial Ownership and Agency Conflicts: A Nonlinear Simultaneous Equation Analysis of Managerial Ownership, Risk Taking, Debt Policy and Dividend Policy", **Financial Review** 34(1): 119-136.

Fama, E.F., and M.C. Jensen. (1983). Separation of ownership and control, **Journal of Law and Economics** 26 (2): 301-325.

Florackisa, C., A. Kanasb, and A. Kostakisc. (2015). Dividend Policy, Managerial Ownership And Debt Financing: A Non-Parametric Perspective, **European Journal Of Operational Research** 241(3): 783–795.

Fresard, L., and C. Salva. (2010). The value of excess cash and corporate governance: evidence from US cross-listings, **Journal of Financial Economics** 98(2): 359-384.

Garcia-Ramos, R., and M. Garcia-Olalla. (2011). Board characteristics and firm performance in public founder-and non-founder-led family businesses, **Journal of Family Business Strategy** 2(4): 220-231.

Guizani, M. (2018). The mediating effect of dividend payout on the relationship between internal governance and free cash flow, **Corporate Governance: The International Journal of Business in Society** 18(4): 748-770.

Hermalin, B.E., and M.S. Weisbach. (1988). The determinants of board composition, **Rand Journal of Economics** 19(4): 589-606.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

Hu, A., and P. Kumar. (2004). Managerial entrenchment and payout policy, **Journal of Financial and Quantitative Analysis** 39(4): 759-790.

Jensen, M.C. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers, **American Economic Review** 76(2): 323-

Jensen, M. C. (1993). The modern industrial revolution, exit and the failure of internal control systems, **The Journal of Finance** 48(3): 831-880.

Jensen, M.C., and W. Meckling. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure, **Journal of Financial Economics** 3(4): 305-360.

Lasfer, M. (2002). **Board structure and agency costs**, EFMA 2002 London Meeting, Cass BusinessSchool Research paper.

Lee, W.J. (2011). Managerial entrenchment and the value of dividends, **Review of Quantitative Finance and Accounting** 36(2): 297-322.

Lipton, M., and J.W. Lorsch. (1992). A modest proposal for improved corporate governance, **Business Lawyer** 48(1): 59-77.

Lopez-Iturriaga, F., and V. Lima. (2014). Do leverage dividend payout, and ownership concentration influence firms' value creation? An analysis of Brazilian firms, **Emerging Markets Finance &Trade** 46(3): 80-94.

Morck, R., A. Shleifer, and R.W. Vishny. (1988). Management ownership and market valuation: an empirical analysis, **Journal of Financial Economics** 20: 293-315.

Myers, S., and R.G. Rajan. (1998). The paradox of liquidity", **Quarterly Journal of Economics** 113(3): 733-771.

O'Connell, V. and N. Cramer. (2010). The relationship between firm performance and board Characteristics in Ireland, **European Management Journal** 28(5): 387-399.

Rozeff, M.S. (1982). Growth, Beta, and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios, **Journal of Financial Research** 5(3): 249-259.

Seifert, B., and H. Gonenc. (2018). The effects of country and firm-level governance on cashmanagement, **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money** 52: 1-16.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]

Stulz, R.M. (1988), "On takeover resistance, managerial discretion, and shareholder wealth", **Journal of Financial Economics**, 20, 25-54.

Yarram, S.R. and Dollery, B. (2015), "Corporate governance and financial policies: influence of board characteristics on the dividend policy of Australian firms", **Managerial Finance**, 41(3), 267-285.

Zhao, X., Lynch Jr, J. G., and Q. Chen. (2010). Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis. **Journal of Consumer Research**, 37(2), 197-206.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2024-07-08]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.6.6]