ترکیب هیأت‌مدیره و هزینه‌های نمایندگی
(بررسی مفروضات تئوری مباشرت در شرکت‌های ایرانی)

دکتر غلامحسین مهدوی - استادیار حسابداری دانشگاه شیراز، ایران
محمد منفرد مهارلوئی - دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه شیراز، ایران

چکیده

بسیاری از پژوهش‌های انجام شده در خصوص بررسی اثربخشی هیأت‌مدیره در اداره شرکت‌ها و تعیین خط‌مشی‌های مدیریتی، بر مفروضات تئوری نمایندگی استوار است، و تاکنون، تلاش‌های محدودی به منظور بررسی مفروضات سایر تئوری‌های سازمانی نظیر تئوری مباشرت، به‌ویژه در ایران، صورت گرفته است.

از این رو، در پژوهش حاضر، تاثیر ترکیب هیأت‌مدیره بر هزینه‌های نمایندگی از دیدگاه تئوری مباشرت مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. نمونه مورد بررسی شامل ۸۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۸، و روش آماری مورد استفاده، مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی است. نتایج حاصل از پژوهش بیانگر این است که درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره تاثیر معناداری بر هزینه‌های نمایندگی ندارد. با این وجود، علامت ضریب متغیر درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره در برآورد مدل‌های پژوهش، به صورت بالقوه مفروضات تئوری مباشرت و تأکید بر نقش مشاوره اعضای هیأت‌مدیره را مورد تأیید قرار می‌دهد. به بیان دیگر، می‌توان اعضای موظف هیأت‌مدیره و نقش مشاوره هیأت‌مدیره را به عنوان یک ابزار بالقوه در جهت بهبود عملکرد و تعدیل تعارضات نمایندگی مورد توجه قرار داد.

واژه‌های کلیدی: حاکمیت شرکتی، ترکیب هیأت‌مدیره، هزینه‌های نمایندگی، تئوری مباشرت، تئوری نمایندگی.

۱. مقدمه

رابطه نمایندگی قراردادی است که بر اساس آن یک یا چند نفر مالک، شخص دیگری را به عنوان نماینده یا عامل از جانب خود منصوب و اختیار تصمیم‌گیری را به وی تفویض می‌کنند [۱۸]. شکل‌گیری رابطه نمایندگی، همراه با منافع متضادی است که در نتیجه جدایی مالکیت از مدیریت، هدف‌های متفاوت و عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران رخ می‌دهد [۱۲]. مطابق با ادبیات تئوری نمایندگی، به منظور کاهش تعارضات نمایندگی، باید روش‌های کنترلی مناسبی در سازمان ایجاد گردد. از این رو، ساختار حاکمیت شرکتی به عنوان راه حلی برای تقلیل تعارضات و هزینه‌های ناشی از شکل‌گیری روابط نمایندگی مورد توجه قرار می‌گیرد [۱۲]. به اعتقاد حسن و بوت (۲۰۰۹)، حاکمیت شرکتی شامل فرآیندهایی برای راهبری تلاش‌های شرکت در راستای ایجاد ارزش برای سهامداران است و به عنوان فلسفه و ساز و کاری در جهت حمایت از منافع گروهی و فردی تمام مدعیان و ذینفعان شرکت محسوب می‌شود [۱۵]. برخی از عناصر ساختار حاکمیت شرکتی عبارت از: سهامداران و ساختار مالکیت آن‌ها، ترکیب هیأت‌مدیره، حسابرسی داخلی و خارجی و سایر عوامل اثرگذار بر حرکت شرکت‌هاست. در این میان، هیأت‌مدیره، نحوه سازماندهی، پذیرش مسئولیت و نحوه ایفای وظایف محوله آن بسیار حائز اهمیت است. هیأت‌مدیره شرکت در صورت دارا بودن تخصص، استقلال و قدرت قانونی لازم، به عنوان ساز و کار نظارتی بالقوه و توانمند در ساختار حاکمیت شرکتی محسوب می‌شود [۲]. در ادبیات حاکمیت شرکتی، دیدگاه غالب رابطه بین هیأت‌مدیره و مدیریت، بر مفروضات تئوری نمایندگی استوار است. بر این اساس، اعتقاد بر این است که به منظور حمایت از حقوق سهامداران، هیأت‌مدیره باید کوچک‌تر و شامل درصد بالاتری از اعضای غیرموظف باشد. همچنین، نقش رئیس هیأت‌مدیره و مدیرعامل مجزا باشد و یکی از اعضای غیرموظف، ریاست هیأت‌مدیره را بر عهده داشته باشد [۲۱]. به بیان دیگر، هیأت‌مدیره شرکت باید به وسیله مدیران غیرموظف (مستقل) کنترل شود. لیکن، اخیراً این دیدگاه مورد تردید قرار گرفته است. این تردیدها در مورد اثربخشی مفروضات تئوری نمایندگی و توانایی آن برای ارائه راه حلی برای مشکلات حاکمیتی سازمان است. متون مختلف و پژوهش‌های تجربی انجام شده در حوزه تئوری نمایندگی نیز شواهد و نتایج مستدل

محدودی را در مورد رابطه بین ویژگی‌های هیأت‌مدیره و عملکرد سازمانی ارائه نموده‌اند [۱۷]. افزون بر این، بررسی ادبیات موجود حاکی از این است که افزون بر نقش نظارتی هیأت‌مدیره، ارائه مشاوره به مدیرعامل توسط هیأت‌مدیره نیز باعث افزایش ارزش شرکت می‌شود. از این رو، ممکن است سهامداران اعمال نقش مشاوره هیأت‌مدیره را به نقش نظارت ترجیح دهند و در راستای تشویق مدیرعامل به افشای اطلاعات خصوصی، هیأت‌مدیره‌ای با استقلال کمتر نسبت به مدیرعامل را انتخاب کنند [۹]. به طور کلی، مفروضات و موارد ارائه شده توسط منتقدان تئوری نمایندگی، تحت عنوان تئوری مباشرت مورد بحث قرار گرفته است [۱۳ و ۲۲].

تئوری مباشرت ریشه در علوم اجتماعی و روانشناسی دارد. تفاوت بین تئوری نمایندگی و تئوری مباشرت بر عوامل و فعالیت‌هایی استوار است که باعث ایجاد انگیزه‌های غیرمالی برای مدیران می‌شود. به طور کلی، تئوری مباشرت به بررسی وضعیت‌هایی می‌پردازد که در آن‌ها مدیران اجرایی به عنوان مباشر عمل می‌کنند و دارای انگیزه لازم برای فعالیت در جهت منافع مالکان هستند. به بیان دیگر، در تئوری مباشرت، عملکرد مدیران باعث ایجاد تعادل بین منافع شخصی و منافع مالکان می‌شود و حتی ممکن است که فعالیت در راستای منافع مالکان، مطلوبیت بیشتری را نسبت به فعالیت در جهت منافع شخصی برای مدیران به دنبال داشته باشد [۱۱].

تئوری مباشرت، دیدگاه تعامل‌گرایانه و سازش‌برانگیزتری را در مورد روابط مالک و نماینده تجویز می‌کند و توجه خود را به این عقیده معطوف می‌کند که هیأت‌مدیره، مدیران را به فعالیت در جهت منافع سازمان ترغیب می‌کند و با ارائه مشاوره و نظرات فنی و تخصصی، آن‌ها را در ایجاد استراتژی‌های سازمانی بهینه همراهی می‌کند [۲۲].

۲. پیشینه پژوهش

قالیباف‌اصل و رضایی (۱۳۸۶) به بررسی تأثیر ترکیب هیأت‌مدیره بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج حاصل از بررسی نمونه‌ای شامل ۷۲

شرکت طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۸۴ بیانگر این بود که بین نسبت اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره و عملکرد شرکت، رابطه معناداری وجود ندارد [۴].

نوروش و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی رابطه بین ساز و کارهای نظام راهبری شرکت و هزینه‌های نمایندگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج حاصل از بررسی نمونه‌ای ۸۸ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۸۵ بیانگر این بود که بین درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره و درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی با هزینه‌های نمایندگی رابطه معنادار و منفی وجود دارد. از طرفی، نتایج پژوهش آن‌ها با فرض وجود رابطه بین نسبت بدهی شرکت‌ها و هزینه‌های نمایندگی، مطابقت نداشت [۸].

تروانگ (۲۰۰۶) به بررسی رابطه بین ترکیب هیأت‌مدیره و ساختار مالکیت با هزینه‌های نمایندگی شرکت‌های استرالیایی پرداخت. نتایج حاصل از بررسی نمونه‌ای شامل ۵۰۰ شرکت طی سال ۲۰۰۴ بیانگر این بود که بین تعداد سهامداران عمده (تمرکز مالکیت)، درصد سهام نگهداری شده به وسیله سهامداران عمده و درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره با معیارهای هزینه‌های نمایندگی رابطه معناداری وجود ندارد [۲۳].

جرکوس و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی رابطه بین حضور زنان در مدیریت ارشد و هزینه‌های نمایندگی پرداختند. نتایج حاصل از بررسی نمونه‌ای شامل ۳۱۷۲ مشاهده از ۶۶۸ شرکت طی سال‌های ۲۰۰۲ الی ۲۰۰۵ بیانگر این بود که افزایش درصد حضور زنان در سطح مدیریت ارشد باعث کاهش هزینه‌های نمایندگی می‌شود [۲۰].

۳. فرضیه‌های پژوهش

در تلاش برای ارزیابی تاثیر ساختار هیأت‌مدیره بر هزینه‌های نمایندگی، یک فرضیه اصلی و ۴ فرضیه فرعی به شرح زیر طراحی و مورد آزمون قرارگرفت:

فرضیه اصلی: بین درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره و هزینه‌های نمایندگی رابطه معنادار و منفی وجود دارد.

فرضیه فرعی اول: بین درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره و نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش رابطه معنادار و منفی وجود دارد.

فرضیه فرعی دوم: بین درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره و نسبت گردش دارایی‌ها رابطه معنادار و مثبت وجود دارد.

فرضیه فرعی سوم: بین درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره و نسبت Q- توبین (فرصت‌های رشد) رابطه معنادار و مثبت وجود دارد.

فرضیه فرعی چهارم: بین درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره و تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد رابطه معنادار و منفی وجود دارد.

۴. روش‌شناسی و طرح پژوهش

پژوهش حاضر از نوع پژوهش‌های شبه تجربی و پس‌رویدادی است و با استفاده از اطلاعات گذشته انجام می‌شود [۳]. دوره زمانی این پژوهش ۹ سال، از سال ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۸، و جامعه آماری این پژوهش نیز متشکل از کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تا ابتدای سال ۱۳۸۰ است. همچنین، در این پژوهش از نمونه‌گیری آماری هدفمند استفاده می‌شود. بر این اساس، به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی شرکت‌ها باید منتهی به پایان اسفندماه باشد و طی دوره مورد بررسی تغییر سال مالی نداشته باشند. همچنین، طی دوره مورد بررسی فعالیت مستمر داشته و سهام آن بدون وقفه با اهمیت، مورد معامله قرار گرفته باشد؛ و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام نیز در هیچ سالی منفی نباشد. همچنین، کلیه اطلاعات مالی و غیرمالی مورد نیاز، از جمله یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی نیز در دسترس باشد. در نهایت، با توجه به معیارهای ذکر شده، تعداد ۸۰ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۸ برای انجام این پژوهش انتخاب شده است.

همچنین، برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل‌های پژوهش، از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی داده‌های ترکیبی به روش اثرات مشترک، اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده می‌شود. برای تشخیص روش تخمین مناسب باید آزمون‌های مختلفی انجام داد. رایج‌ترین آزمون‌های مورد استفاده، عبارت است از آزمون چاو برای انتخاب مدل اثرات ثابت یا مدل داده‌های تلفیقی (اثرات مشترک)، آزمون بروش‌پاگان برای انتخاب مدل اثرات تصادفی یا مدل داده‌های تلفیقی و آزمون هاسمن برای انتخاب یکی از مدل‌های اثرات ثابت یا

اثرات تصادفی است. در همین راستا، برای تجزیه و تحلیل اولیه داده‌ها و محاسبه متغیرهای پژوهش نیز از نرم‌افزار اکسل ۲۰۱۰ و به منظور انجام آزمون‌های آماری و تجزیه و تحلیل نهایی، از نرم‌افزار Eviews نسخه ۷ و Stata نسخه ۹/۱ استفاده شده است.

۵. متغیرهای پژوهش

۵. ۱. متغیر مستقل

در پژوهش حاضر، درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره که عبارت از نسبت اعضای موظف هیأت‌مدیره به کل تعداد اعضای هیأت‌مدیره، به عنوان متغیر مستقل مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۵. ۲. متغیر وابسته

در این پژوهش از معیارهای زیر برای اندازه‌گیری هزینه‌های نمایندگی استفاده شده است که این تقسیم بندی از پژوهش هنری (۲۰۱۰) [۱۶] انتخاب شده است.

نسبت‌های کارایی: این نسبت‌ها که اولین بار توسط آنگ و همکاران (۲۰۰۰) برای سنجش هزینه‌های نمایندگی مورد استفاده قرار گرفت، عبارتند از: ۱) نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش که معیاری از افراط‌گرایی مدیریت در انجام مخارج اختیاری است، و ۲) نسبت گردش دارایی‌ها که معیاری از کیفیت مدیریت دارایی‌های شرکت‌هاست. آن‌ها معتقدند که نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش سالانه، چگونگی کنترل هزینه‌های عملیاتی توسط مدیران را اندازه‌گیری می‌کند و به عنوان معیار مستقیم هزینه‌های نمایندگی به کار می‌رود. یعنی، هرچه این نسبت بالاتر باشد، هزینه‌های نمایندگی بالاتر خواهد بود. نسبت گردش دارایی‌ها نیز که از تقسیم فروش سالانه به مجموع دارایی‌ها بدست می‌آید، چگونگی بهره‌وری و استفاده از دارایی‌های شرکت توسط مدیران برای ایجاد فروش بیشتر را اندازه‌گیری می‌کند. این نسبت به عنوان معیار معکوسی برای هزینه‌های نمایندگی به کار می‌رود. به این معنی که هرچه این نسبت بالاتر باشد، هزینه‌های نمایندگی پایین‌تر خواهد بود [۱۰].

نسبت Q- توبین (فرصت‌های رشد): این نسبت، عموماً به عنوان معیاری از عملکرد مدیریت به کار می‌رود. اعتقاد بر این است که عملکرد ضعیف مدیریت، احتمالاً باعث اخذ تصمیم‌هایی می‌شود که هزینه‌های نمایندگی را افزایش خواهد داد. از این رو، نسبت Q- توبین پایین‌تر که

بیانگر عملکرد ضعیف مدیران است، نشان دهنده وجود مشکلات نمایندگی است [۱۶]. در پژوهش حاضر، مطابق با دوکاس و همکاران (۲۰۰۰) و جرکوس و همکاران (۲۰۱۰) نسبت Q- توبین از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شود [۱۴ و ۲۰]:

$$\text{Tobin'sQ} = \frac{\text{MVOCE} + \text{PSLV} + \text{BVOLTD} - (\text{BVOSHTA} - \text{BVOSHTL})}{\text{BVOTA}}$$

که در آن؛ MVOCE: ارزش بازار سهام عادی در پایان سال، PSLV: ارزش نقدشوندگی سهام ممتاز در پایان سال، BVOLTD: ارزش دفتری بدهی‌های بلند مدت در پایان سال، BVOSHTA: ارزش دفتری دارایی‌های جاری در پایان سال، BVOSHTL: ارزش دفتری بدهی های جاری در پایان سال، و BVOTA: ارزش دفتری کل دارایی‌ها در پایان سال است.

تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد: به اعتقاد جنسن (۱۹۸۶) ترکیب جریان‌های نقدی آزاد با فرصت‌های رشد پایین، باعث ایجاد هزینه‌های نمایندگی می‌شود. نگهداری جریان‌های نقد آزاد موجب کاهش توانایی بازار سرمایه برای نظارت بر تصمیم‌های مدیران می‌شود. از این رو، افزایش جریان‌های نقدی آزاد، موجب افزایش منابع تحت کنترل و قدرت مدیران می‌شود که در نتیجه افزایش هزینه‌های نمایندگی را به دنبال خواهد داشت [۱۹]. در پژوهش حاضر، مطابق با پژوهش‌های دوکاس و همکاران (۲۰۰۰) و جرکوس و همکاران (۲۰۱۰)، شرکت‌های مورد بررسی با استفاده از میانه نسبت Q- توبین به دو گروه شرکت‌های با رشد بالا و شرکت‌های با رشد پایین تقسیم می‌شود. به شرکت‌هایی که در آن‌ها نسبت Q- توبین بالاتر از میانه باشد عدد صفر، و به شرکت‌هایی که در آن‌ها نسبت Q- توبین پایین‌تر از میانه باشد عدد یک اختصاص می‌یابد [۱۴ و ۲۰]. ضمناً، برای محاسبه جریان‌های نقدی آزاد نیز، از مدل لی‌هن و پولسن (۱۹۸۹) به شرح زیر استفاده می‌شود:

$$\text{FCF} = (\text{OIBD} - \text{CITAXP} - \text{INTEXP} - \text{DIVP}) / \text{TA}$$

که در آن؛ FCF: جریان‌های نقدی آزاد، OIBD: سود عملیاتی قبل از کسر هزینه استهلاک، CITAXP: مالیات بر درآمد پرداختی شرکت، INTEXP: هزینه‌های بهره، DIVP: سودهای پرداختی به سهامداران، و TA: جمع ارزش دفتری دارایی‌های شرکت است

[۱۶]. با ضرب دو عامل بالا در یکدیگر (نسبت Q- توبین و جریان‌های نقدی آزاد)، هزینه‌های نمایندگی بدست می‌آید. در نتیجه، بالاتر بودن حاصل ضرب مذکور بیانگر هزینه‌های نمایندگی بالاتری برای شرکت است.

۵. ۱. متغیرهای کنترلی

به منظور کنترل دیگر عوامل احتمالی مؤثر بر هزینه‌های نمایندگی که در پژوهش‌های پیشین [۱۰، ۸، ۲۳ و ۲۰] مورد بررسی قرار گرفته است نیز، درصد مالکیت نهادی، اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام شرکت) و نسبت بدهی (نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها) به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته می‌شود.

۶. تجزیه و تحلیل یافته‌ها و نتایج

۶. ۱. آمار توصیفی

به منظور بررسی و تجزیه و تحلیل اولیه داده‌ها، آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه محاسبه و در نگاره شماره ۱ ارائه شده است.

۶. ۲. آمار استنباطی

به منظور بررسی فرضیه اصلی اول، ۴ فرضیه فرعی طراحی و مورد آزمون قرار گرفت. نتایج آماری حاصل از آزمون این فرضیه‌ها، در نگاره‌های ۲ الی ۵ ارائه شده است.

نگاره ۱: آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر / آماره توصیفی	درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره	نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش	نسبت گردش دارایی‌ها	نسبت Q توبین	تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد	مالکیت نهادی	نسبت بدهی	اندازه شرکت

تعداد مشاهدات	۷۲۰	۷۲۰	۷۲۰	۷۲۰	۷۲۰	۷۲۰	۷۲۰	۷۲۰
میانگین	۰/۳۷	۰/۰۷	۰/۷۸	۱/۸۱	۰/۲۰	۵۱/۷۹	۰/۶۸	۱۲/۵۷
میانه	۰/۴۰	۰/۰۶	۰/۷۶	۱/۳۵	۰/۰۰	۵۲/۷۳	۰/۷۰	۱۲/۵۱
حداکثر	۱/۰۰	۰/۸۲	۲/۲۰	۱۲/۶۸	۰/۲۷	۹۹/۹۹	۱/۳۶	۱۷/۰۵
حداقل	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۵۶	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۷	۹/۰۴
انحراف معیار	۰/۱۹	۰/۰۵	۰/۳۵	۱/۳۹	۰/۰۳۵	۲۶/۶۶	۰/۱۶	۱/۴۶

فرضیه فرعی اول: نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی اول با استفاده از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی به روش اثرات تصادفی در نگاره شماره ۲ ارائه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر این است که مدل رگرسیون در کل معنادار است. لیکن، سطح معناداری مربوط به آماره t بیانگر این است که علی‌رغم وجود رابطه منفی بین درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره و نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش، این رابطه، از لحاظ آماری معنادار نیست. بنابراین، فرضیه فرعی اول پذیرفته نمی‌شود. لازم به ذکر است که در برآورد اولیه مدل، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکندگی جملات خطا، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل بود که برای رفع این مشکل، از تصحیح White استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین- واتسون نیز بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل بود که برای رفع آن، متغیر نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش دوره گذشته وارد مدل شده است.

نگاره ۲: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه فرعی اول

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
درصد اعضای موظف	-۰/۰۱۵۷	۰/۰۱۰۰	-۱/۵۶۹۸	۰/۱۱۷۰

هیأت‌مدیره				
مالکیت نهادی	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۵۸۱۱	۰/۵۶۱۳
نسبت بدهی	۰/۰۱۷۴	۰/۰۱۰۰	۱/۷۳۰۱	۰/۰۸۴۱
اندازه شرکت	-۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۱۷	-۰/۵۳۷۲	۰/۵۹۱۳
نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش دوره گذشته	۰/۹۱۱۶	۰/۱۵۵۰	۵/۸۸۰۰	۰/۰۰۰۰
مقدار ثابت	۰/۰۱۱۹	۰/۰۳۲۹	۰/۳۶۲۳	۰/۷۱۷۳
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین – واتسون
۰/۵۴۷۹	۰/۵۴۴۳	۱۵۳/۶۷۲۹	۰/۰۰۰۰	۲/۰۰۷۰

فرضیه فرعی دوم: نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی دوم با استفاده از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی به روش اثرات ثابت در نگاره شماره ۳ ارائه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر این است که مدل رگرسیون در کل معنادار است. لیکن، سطح معناداری مربوط به آماره t بیانگر این است که علی‌رغم وجود رابطه مثبت بین درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره و نسبت گردش دارایی‌ها، این رابطه، از لحاظ آماری معنادار نیست. بنابراین، فرضیه فرعی دوم پذیرفته نمی‌شود. نتایج مرتبط با متغیرهای کنترلی نیز بیانگر این است که بین نسبت بدهی و نسبت گردش دارایی‌ها رابطه معنادار و مثبت وجود دارد. در نهایت، لازم به ذکر است که در برآورد اولیه مدل، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکندگی جملات خطا، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل بود که برای رفع این مشکل، از تصحیح White استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین- واتسون نیز بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل بود که برای رفع آن، متغیر نسبت گردش دارایی‌های دوره گذشته وارد مدل شده است.

نگاره ۳: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه فرعی دوم

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره	۰/۰۷۷۷	۰/۰۶۴۰	۱/۲۱۵۰	۰/۲۲۴۹
مالکیت نهادی	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۹	۰/۰۶۲۷	۰/۹۵۰۰
نسبت بدهی	-۰/۲۲۳۲	۰/۰۷۶۷	-۲/۹۰۹۳	۰/۰۰۳۸
اندازه شرکت	۰/۰۳۴۶	۰/۰۱۹۲	۱/۷۹۸۹	۰/۰۷۲۶
نسبت گردش دارایی‌های دوره گذشته	۰/۴۲۸۷	۰/۰۵۳۱	۸/۰۷۰۱	۰/۰۰۰۰
مقدار ثابت	۰/۱۱۰۹	۰/۲۴۴۵	۰/۴۵۳۸	۰/۶۵۰۱
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین- واتسون
۰/۷۹۸۴	۰/۷۶۴۹	۲۳/۸۴۹۳	۰/۰۰۰۰	۱/۹۳۰۷

فرضیه فرعی سوم: نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی سوم با استفاده از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی به روش اثرات تصادفی در نگاره شماره ۴ ارائه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر این است که مدل رگرسیون در کل معنادار است. لیکن، سطح معناداری مربوط به آماره t بیانگر این است که علی‌رغم وجود رابطه مثبت بین درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره و نسبت Q- توبین، این رابطه، از لحاظ آماری معنادار نیست. بنابراین، فرضیه فرعی سوم پذیرفته نمی‌شود. نتایج مرتبط با متغیرهای کنترلی بیانگر این است که بین مالکیت نهادی، نسبت بدهی و اندازه شرکت با نسبت Q- توبین، رابطه معنادار و مثبت وجود دارد.

نگاره ٤: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه فرعی سوم

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره	۰/۰۷۲۰	۰/۰۵۱۸	۱/۳۸۹۷	۰/۱۶۵۲
مالکیت نهادی	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۰۹	۲/۳۹۱۲	۰/۰۱۷۱
نسبت بدهی	۱/۰۰۰۱	۰/۰۸۴۳	۱۱/۸۵۹۰	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	۰/۳۴۳۳	۰/۰۲۰۳	۱۶/۸۸۱۴	۰/۰۰۰۰
نسبت Q- توبین دوره گذشته	۰/۴۹۵۹	۰/۰۲۷۲	۱۸/۲۰۸۱	۰/۰۰۰۰
مقدار ثابت	-۴/۳۱۳۸	۰/۲۸۹۱	-۱۴/۹۱۹۱	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین- واتسون
۰/۸۱۷۸	۰/۷۹۰۲	۲۹/۶۶۰۹	۰/۰۰۰۰	۱/۷۴۴۴

در نهایت، لازم به ذکر است که در برآورد اولیه مدل، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکندگی جملات خطا، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل بود که برای رفع این مشکل، از تصحیح White استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین- واتسون نیز بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل بود که برای رفع آن، متغیر نسبت Q- توبین دوره گذشته وارد مدل شده است.

فرضیه فرعی چهارم: نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی چهارم با استفاده از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی به روش اثرات ثابت در نگاره شماره ۵ ارائه شده است.

نگاره ٤: نتایج آماری حاصل از آزمون فرضیه فرعی چهارم

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره	-۰/۰۱۷۴	۰/۰۱۱۱	-۱/۵۶۱۰	۰/۱۱۹۱
مالکیت نهادی	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	۲/۵۶۹۳	۰/۰۱۰۵
نسبت بدهی	-۰/۰۵۲۶	۰/۰۱۲۷	-۴/۱۴۱۶	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	-۰/۰۱۷۰	۰/۰۰۲۶	-۶/۳۴۳۸	۰/۰۰۰۰
تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد دوره گذشته	۰/۱۵۵۸	۰/۰۵۷۹	۲/۶۸۹۶	۰/۰۰۷۴
مقدار ثابت	۰/۲۵۷۱	۰/۰۳۵۸	۷/۱۷۳۶	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین- واتسون
۰/۳۵۱۸	۰/۲۴۴۷	۳/۲۶۸۴	۰/۰۰۰۰	۲/۰۱۷۲

همانطور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر این است که مدل رگرسیون در کل معنادار است. لیکن، سطح معناداری مربوط به آماره t بیانگر این است که علی‌رغم وجود رابطه منفی بین درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره و تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد، این رابطه، از لحاظ آماری معنادار نیست. بنابراین، فرضیه فرعی چهارم پذیرفته نمی‌شود. نتایج مرتبط با متغیرهای کنترلی نیز بیانگر این است که بین مالکیت نهادی و تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد رابطه معنادار و مثبت وجود دارد. لیکن، بین نسبت بدهی و اندازه شرکت با تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد، رابطه معنادار و منفی وجود دارد. در نهایت، لازم به ذکر است که در برآورد اولیه مدل، نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس‌ها با استفاده از بررسی نمودار پراکندگی جملات خطا، بیانگر وجود ناهمسانی واریانس باقیمانده‌های مدل بود که

برای رفع این مشکل، از تصحیح White استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی خودهمبستگی جملات خطا با استفاده از آماره دوربین- واتسون نیز بیانگر وجود خودهمبستگی بین خطاهای مدل بود که برای رفع آن، متغیر تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد دوره گذشته وارد مدل شده است.

به طور کلی، نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های فرعی اول الی چهارم پژوهش حاضر بیانگر این است که درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره تأثیر معناداری بر معیارهای هزینه‌های نمایندگی ندارد. بنابراین، فرضیه اصلی این پژوهش نیز پذیرفته نمی‌شود.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

توجه به نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل آماری اطلاعات جمع آوری شده، نشان دهنده این است که ترکیب هیأت‌مدیره تأثیر معناداری بر هزینه‌های نمایندگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ندارد. این نتایج، احتمالاً ناشی از این موضوع است که بزرگ‌تر شدن سازمان‌ها و تمرکز مالکیت دولتی یا شبه دولتی در شرکت‌های مورد بررسی و انگیزه‌ها و استراتژی‌های متفاوت گروه‌های ذینفع در این شرکت‌ها برای سرمایه‌گذاری و راهبری تلاش‌های شرکت، احتمالاً باعث می‌شود که اختیار و انگیزه سهامداران در تعیین ساختار بهینه هیأت‌مدیره کاهش یابد و به دنبال آن، نقش هیأت‌مدیره در تعیین خط‌مشی‌های مدیریتی، ارائه نظرات فنی و تخصصی (مشاوره) و نظارت بر عملکرد مدیران اجرایی بسیار کم رنگ شود. پژوهشگرانی همچون مشایخ و اسماعیلی (۱۳۸۵) [۷]، قالیباف‌اصل و رضایی (۱۳۸۶) [۴]، قائمی و شهریاری (۱۳۸۸) [۵] و احمدپور و همکاران (۱۳۸۸) [۱]، کاشانی‌پور و همکاران (۱۳۸۸) [۶] نیز شواهدی را مبنی بر تاثیر ترکیب هیأت‌مدیره بر راهبری تلاش‌های شرکت و تعیین خط‌مشی‌های مدیریتی نیافتند. با این وجود، علامت منفی ضریب متغیر درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره در بررسی فرضیه فرعی اول (نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش) و فرضیه فرعی چهارم (تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد) و علامت مثبت ضریب متغیر درصد اعضای موظف هیأت‌مدیره در بررسی فرضیه فرعی دوم (نسبت گردش دارایی‌ها و فرضیه فرعی سوم (نسبت Q- توبین)، به صورت بالقوه مفروضات تئوری مباشرت و تأکید

بر نقش مشاوره اعضای هیأت‌مدیره را مورد تأیید قرار می‌دهد. به بیان دیگر، می‌توان اعضای موظف هیأت‌مدیره و نقش مشاوره هیأت‌مدیره را به عنوان یک ابزار بالقوه در جهت بهبود عملکرد و تقلیل تعارضات نمایندگی مورد توجه قرار داد. لازم به ذکر است که نتایج حاصل از پژوهش نوروش و همکاران (۱۳۸۸)، بیانگر این بود که درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره دارای رابطه معنادار و منفی با هزینه‌های نمایندگی است. بنابراین، طرح ریزی یک هیأت‌مدیره کارا، شامل ترکیب بهینه‌ای از اعضای موظف و غیرموظف، توجه به ویژگی‌های فردی و شخصیتی اعضای هیأت‌مدیره، اعم از تجربه کاری، سطح تحصیلات و آشنایی با فرآیند عملیات شرکت، و ایفای اثربخش وظایف نظارت و مشاوره توسط اعضای هیأت‌مدیره، احتمالاً باعث کاهش تعارضات و هزینه‌های ناشی از تفکیک مالکیت از مدیریت می‌شود.

در نهایت، باید اذعان داشت که نتایج پژوهش حاضر در سطح کل شرکت‌ها بدست آمده و ممکن است در خصوص هریک از صنایع به صورت مجزا، نتایج متفاوتی استخراج شود. همچنین، به سایر پژوهشگران پیشنهاد می‌شود که در مطالعات بعدی به بررسی تأثیر اعضای موظف بر معیارهای عملکرد شرکت بپردازند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

۱. احمدپور، احمد، ملکیان، اسفندیار و حسین کردتبار (۱۳۸۸). "بررسی تأثیر مدیران غیرموظف و سرمایه‌گذاران نهادی در رفتار مدیریت سود (مدیریت سود مبتنی بر مدل آستانه)." تحقیقات حسابداری، سال اول، شماره سوم، صص. ۸۹-۶۸.

۲. حساس یگانه، یحیی و رافیک باغومیان (۱۳۸۵). "نقش هیأت‌مدیره در حاکمیت شرکتی." ماهنامه حسابدار، شماره ۱۷۳، صص ۳۳-۳۰، ۶۵-۶۰ و ۸۱-۸۱.

۳. عبدالخلیق، رشاد و بیپین آجین کیا (۱۳۷۹). پژوهش‌های تجربی در حسابداری: دیدگاه روش‌شناختی، محمد نمازی. شیراز: انتشارات دانشگاه شیراز.

۴. قالیباف اصل، حسن و فاطمه رضایی. (۱۳۸۶). "بررسی تأثیر ترکیب هیأت‌مدیره بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران." دو فصلنامه تحقیقات مالی، شماره ۲۳، صص ۴۸-۳۳.

۵. قائمی، محمدحسین و مهدی شهریاری (۱۳۸۸). "حاکمیت شرکتی و عملکرد مالی شرکت‌ها." مجله پیشرفت‌های حسابداری، شماره ۱، صص. ۱۲۸-۱۱۳.

۶. کاشانی‌پور، محمد، رحمانی، علی و سید مهدی پارچینی پارچین (۱۳۸۸). "رابطه بین افشای اختیاری و مدیران غیرموظف." بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۵۷، صص ۱۰۰-۸۵.

۷. مشایخ، شهناز و مریم اسماعیلی (۱۳۸۵). "بررسی رابطه بین کیفیت سود و برخی از جنبه‌های اصول راهبری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران." بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۵، صص. ۴۴-۲۵.

۸. نوروش، ایرج، کرمی، غلامرضا، و جلال وافی ثانی (۱۳۸۸). "بررسی رابطه ساز و کارهای نظام راهبری شرکت و هزینه‌های نمایندگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران." تحقیقات حسابداری، شماره اول، بهار، صص. ۲۷-۴.

9.Adams, R. & Ferreira, D. (2007). "A Theory of Friendly Boards." The Journal of Finance, Vol. 62, pp. 217-250.

10.Ang, J.; Cole, R. & Lin, J. (2000). "Agency Costs and Ownership Structure." The Journal of Finance, Vol. 55, No. 1, pp. 81-106.

11.Davis, J. H.; Schoorman, F. D. & Donaldson, L. (1997). "Towards a Stewardship Theory of Management." Academy of Management Review, Vol. 22, pp. 20-47.

12.Dey, A. (2008). "Corporate Governance and Agency Conflicts." Journal of Accounting Research, Vol. 46, No. 5, pp. 1143-1181.

13.Donaldson, L. & Davis, J. S. (1991). "Stewardship Theory or Agency Theory: CEO Governance and Shareholder Returns."Australian Journal of Management, Vol. 16, No. 1, pp. 49-65.

14.Doukas, J. A.; Kim, C. & Pantzalis, C. (2000). "Security Analysis, Agency Costs and Company Characteristics." Financial Analysts Journal, Vol. 56, No. 6, pp. 54-63.

15.Hasan, A. & Butt, S. A. (2009). "Impact of Ownership Structure and Corporate Governance on Capital Structure of Pakistani Listed Companies." International Journal of Business and Management, Vol. 4, Issue. 2, pp. 50-57.

16.Henry, D. (2010). "Agency Costs, Ownership Structure and Corporate Governance Compliance: A Private Contracting Perspective." Pacific-Basin Finance Journal, 18, pp. 24-46.

17.Hermalin, B. & Weisbach, M. S. (2003). "Boards of Directors as an Endogenously Determined Institution: A Survey of the Economic Literature." Economic Policy Review, April.

18.Jensen, M. C. & Meckling, W. H. (1976). "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure." Journal of Financial Economics, Vol. 3, pp. 305-360.

19.Jensen, M. C. (1986). "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers." American Economics Review, Vol. 76, pp. 323-339.

20.Jurkus, A. F.; Park, J. C. & Woodard, L. S. (2010). "Women in Top Management and Agency Costs." Journal of Business Research, pp. 1-7.

21.Lasfer, A. M. (2006). "The Interrelationship Between Managerial Ownership and Board Structure." Journal of Business Finance & Accounting, Vol. 33, No. 7 & 8, pp. 1006-1033.

22.Matthews, W. A. (2007). "The Residual Control Roles of Cooperative Boards of Directors: A Preliminary Comparative Analysis." Submitted to the Faculty of the Graduate School at the University of Missouri Columbia In Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Doctor of Philosophy.

23.Truong, T. (2006). "Corporate Boards, Ownership and Agency Costs: Evidence from Australia." The Business Review, Cambridge; Summer, Vol. 5, Issue. 2, pp. 163-167.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی