

## اثر روابط سیاسی با دولت بر رابطه بین تمرکز مالکیت با کیفیت گزارشگری مالی و هزینه سهام عادی

فرزین رضایی<sup>۱</sup>، ثریا ویسی حصار<sup>۲</sup>

**چکیده:** این پژوهش اثر روابط سیاسی با دولت را بر رابطه بین تمرکز مالکیت با کیفیت گزارشگری مالی و هزینه سهام عادی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می کند. نتایج آزمون فرضیه های پژوهش بر مبنای یک نمونه آماری متشکل از ۹۵ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰، نشان داد در شرکت هایی که ساختار مالکیت متمرکز است، کیفیت سود نیز بالاست؛ حال آنکه در شرکت های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت که ساختار مالکیت متمرکزی دارند، کیفیت سود پایین است. همچنین در شرکت هایی که ساختار مالکیت متمرکزی دارند، هزینه سهام عادی پایین است، ولی در شرکت های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت که ساختار مالکیت متمرکزی دارند، هزینه سهام عادی بالا است.

واژه های کلیدی: ارتباطات سیاسی، تصمیم گیری چندمعیاره، تمرکز مالکیت، کیفیت گزارشگری مالی، هزینه سهام عادی.

۱. استادیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی قزوین، دانشکده مدیریت و حسابداری، قزوین، ایران

۲. کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی قزوین، دانشکده مدیریت و حسابداری، قزوین، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۰۳/۰۴

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۳/۰۸/۰۶

نویسنده مسئول مقاله: فرزین رضایی

E-mail: Farzin.rezaei@qiau.ac.ir

### مقدمه

در سال های اخیر، ساختار مالکیت متمرکز و تأثیر آن بر ابعاد مختلف شرکت ها از جمله کیفیت سود، به دلیل رواج در اغلب کشورها و به خصوص میان اقتصادهای در حال رشد و بازارهای نوپای اروپا و آسیا، یکی از مسائل مهم مطرح در ادبیات حاکمیت شرکتی است (سالارکا، ۲۰۰۵). سود خالص، یکی از اقلام مندرج در صورت های مالی است که در تصمیم گیری استفاده کنندگان صورت های مالی مانند سهامداران، تأثیر بسزایی دارد و توجه زیادی را معطوف خود کرده است. از این رو، عموماً این گونه تصور می شود که ساختار مالکیت شرکت ها ممکن است به تغییر رفتار شرکت ها منجر شود. این امر از فعالیت های نظارتی که سرمایه گذاران مختلف در این ساختار انجام می دهند، نشئت می گیرد (ولوری و جنکینز، ۲۰۰۶).

از آنجا که، مدیران با عنوان نماینده مالکان (سهامداران)، شرکت را اداره می کنند، اگر دست به رفتارهای فرصت طلبانه بزنند و تصمیماتی بگیرند که در جهت منافع آنها و عکس منافع سهامداران باشد، تضاد منافع بین مدیران و سهامداران ایجاد می شود. در این میان، سهامداران نهادی که یکی از سازوکارهای مؤثر حاکمیت شرکتی شمرده می شوند و دارای اهمیت فزاینده ای هستند، با توجه به مالکیت بخش شایان توجهی از سهام شرکت ها، از نفوذ چشمگیری برخوردارند و می توانند رویه های حسابداری و گزارشگری مالی شرکت را تحت تأثیر قرار دهند (مهرانی، کرمی، مرادی و اسکندری، ۱۳۸۹). بنابراین، تمرکز سرمایه گذاران نهادی از طریق بهبود و ارتقای کیفیت گزارشگری مالی، به کاهش ریسک بنگاه اقتصادی کمک می کند و از سوی دیگر، مدیران را برای تلاش در جهت افزایش ارزش شرکت به جای پیگیری منافع شخصی کوتاه مدت ترغیب می کند.

یکی دیگر از عوامل مهم و شایان توجه که کیفیت گزارشگری مالی و هزینه سهام عادی شرکت را تحت تأثیر قرار می دهد، ارتباطات سیاسی بنگاه های اقتصادی است. روابط و نفوذ سیاسی نه تنها بر وضعیت مالی بنگاه های اقتصادی تأثیر می گذارد، بلکه انگیزه های مدیران را نیز در ارتباط با گزارشگری مالی تحت تأثیر قرار می دهد. انتظار می رود این وضعیت در نهایت سبب ایجاد تفاوت های چشمگیر در کیفیت گزارشگری مالی شرکت هایی شود که در مقایسه با سایر شرکت ها روابط سیاسی گسترده ای دارند. استدلال این است که شرکت های دارای روابط گسترده سیاسی با دولت، به دلیل برخورداری از شرایط خاص (اتصال سیاسی با دولت)، هزینه های کمتری را از سوی دولت تحمل می کنند (چانی، فاسیو و پارسلو، ۲۰۱۱).

از سوی دیگر، برقراری و حفظ ارتباط بین شرکت ها و دولت، معمولاً همراه با کسب مزیت رقابتی صورت می گیرد. هدف برخی مدیران شرکت ها از برقراری ارتباط، رفع محدودیت های

مالی با کمترین هزینه است (بویاکری، گوئدهامی، میسرا و صفر، ۲۰۱۲). مدیریت شرکت در راستای تعیین منابع مالی مناسب، باید ضمن مشخص کردن هزینه تأمین منابع مالی، آثار تأمین منابع مالی بر ریسک و بازده را معین کند. سرمایه‌گذاران نیز توازن بین ریسک و بازده را مبنای تصمیم‌گیری خود قرار می‌دهند (رضایی و ویسی حصار، ۱۳۹۲). با توجه به اینکه شرکت‌ها بعد از برقراری ارتباطات سیاسی، دسترسی آسان‌تری به منابع مالی دارند، می‌توان ادعا کرد که وجود ارتباطات سیاسی در شرکت‌ها، تصمیمات سرمایه‌گذاران را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد.

مورک، استانگلد و ینگ (۲۰۰۰) و مورک و ینگ (۲۰۰۴) به بررسی اثر روابط سیاسی با دولت بر رابطه تمرکز مالکیت با کیفیت سود پرداختند و نشان دادند در شرکت‌هایی با ساختار مالکیت متمرکز، روابط سیاسی بیشتری وجود دارد و همچنین، کیفیت سود گزارش‌شده در این شرکت‌ها پایین‌تر است و این موضوع موجب می‌شود هزینه سهام عادی این شرکت‌ها افزایش یابد (فرانسیس، خورانا و پیرا، ۲۰۰۵). از این رو، کیفیت سود و به همین ترتیب هزینه سهام عادی شرکت‌ها، تحت تأثیر مبانی گزارشگری و صلاحدید مدیران و همچنین مالکان نهادی آنها قرار می‌گیرد.

با توجه به موضوعات مطرح‌شده، در این پژوهش اثر روابط سیاسی با دولت بر رابطه بین تمرکز مالکیت با کیفیت گزارشگری مالی و هزینه سهام عادی بررسی می‌شود. شایان ذکر است تأثیر بالقوه روابط سیاسی با دولت بر رابطه بین تمرکز مالکیت با کیفیت گزارشگری مالی و هزینه سهام عادی، موضوعی بس با اهمیت است که در مطالعات مشابه داخل کشور، مانند بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و کیفیت سود (مهرانی و همکاران، ۱۳۸۹؛ نصراللهی و عارف‌منش، ۱۳۸۹؛ کردلر و اعرابی، ۱۳۸۹ و مرادی، ۱۳۸۶) یا تأثیر حاکمیت شرکتی بر هزینه سرمایه (رجبی، ۱۳۸۵) تاکنون مطالعه نشده است.

## پیشینه پژوهش

### پیشینه نظری

شواهد چانی و همکاران (۲۰۱۱) نشان داد به سه دلیل کیفیت سود در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی به‌طور معناداری ضعیف‌تر از سایر شرکت‌هاست. اول؛ در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی، سود ناشی از ارتباطات بیش از هزینه‌هایی است که برای این ارتباطات متحمل می‌شوند. مدیران این شرکت‌ها گزارشگری منافع دریافتی ناشی از ارتباطات سیاسی خود را با اهداف عمده برای گمراه کردن سرمایه‌گذاران به تأخیر می‌اندازند تا هزینه‌های آنها جبران شود (چیپر، ۱۹۸۹؛ لئوز، ناندا و وایسوکوی، ۲۰۰۳). دوم؛ از آنجا که این شرکت‌ها از پشتوانه سیاسی

برخوردارند، نگرانی کیفیت پایین اطلاعات حسابداری آنها کمتر است؛ زیرا فشار بازار سرمایه بر این شرکتها نسبت به شرکت های بدون ارتباطات سیاسی، پایین تر است. در واقع شرکتهایی که ارتباطات سیاسی دارند، به کیفیت اطلاعات افشاشده خود توجه کمتری می کنند و این موضوع در اقلام تعهدی آنها کاملاً مشهود است. سوم؛ با توجه به دو عامل قبلی می توان گفت که شرکت های با کیفیت سود پایین تر، احتمالاً ارتباطات سیاسی بیشتری دارند. به علاوه، شواهد آنها نشان داد، با اینکه کیفیت سود گزارش شده در شرکت های دارای ارتباطات سیاسی پایین تر از سایر شرکتها است، توسط بازار جریمه نشدند؛ زیرا هزینه بدهی پایین تری در مقایسه با سایر شرکتها داشتند. همچنین، شواهد آنها نشان داد که در شرکت های با ساختار مالکیت متمرکز، کیفیت سود پایین تر است و تمرکز مالکیت موجب می شود ضریب ارتباطات سیاسی شرکت به طور معناداری کاهش یابد، ولی این رابطه از نظر آماری همچنان معنادار است (چانی و همکاران، ۲۰۱۱).

همچنین، مورک و همکاران (۲۰۰۰) و مورک و ینگ (۲۰۰۴) نشان دادند در شرکتهایی که ساختار مالکیت آن متمرکز است، روابط سیاسی بیشتری وجود دارد، همچنین کیفیت سود گزارش شده در این شرکتها پایین تر است. همان طور که می دانیم، سرمایه گذاران نهادی در نظام راهبری شرکتی، نقش مهمی ایفا می کنند. آنان می توانند با دانش و تجربه کافی در زمینه های مالی و تخصصی، بر مدیریت شرکت نظارت داشته باشند. این امر می تواند مبنایی برای همسویی منافع مدیریت با منافع گروه سهامداران، در راستای حداکثرسازی ثروت سهامداران باشد (فرضیه نظارت فعال). با وجود این، مالکیت سهامداران نهادی می تواند تأثیرات منفی هم داشته باشد، مانند دسترسی به اطلاعات محرمانه که عدم تقارن اطلاعاتی را بین آنان و سهامداران کوچک تر ایجاد می کند (فرضیه منافع شخصی). سهامداران نهادی همچنین می توانند تضادهای نمایندگی را به واسطه مالکیت عمده خود، شدیدتر کنند. لذا به نظر می رسد که سهامداران نهادی سبب جدایی مالکیت و کنترل می شوند؛ در حالیکه درگیری فزاینده آنان در شرکتها و متمرکز کردن مالکیت، راهی برای نظارت بر مدیریت شرکت ایجاد می کند (سولومون، لین، نورتن و سولومون، ۲۰۰۳). با توجه به دلایل ذکر شده، براساس فرضیه نظارت فعال، تمرکز مالکیت موجب می شود که بلوک داران، رفتار مدیران را در ارتباط با گزارش سودهای بی کیفیت اصلاح کنند و در نهایت کیفیت سود را ارتقا دهند (ولوری و جنکینز، ۲۰۰۶)، یا اینکه طبق فرضیه منافع شخصی، سهامداران بزرگ ممکن است تمایل کمتری به تشویق مدیریت برای گزارش سود با کیفیت بالا داشته باشند که این می تواند نشانه رابطه منفی بین تمرکز مالکیت و کیفیت سود باشد.

استدلال‌هایی که دربارهٔ رابطهٔ بین ارتباطات سیاسی و هزینهٔ سرمایهٔ سهام در مطالعات حاکمیت شرکتی آمده است، نشان می‌دهد دولت در درجهٔ اول ارزش شرکت را از دو طریق تحت تأثیر قرار می‌دهد: گردش وجوه نقد مورد انتظار یا نرخ تنزیل (هزینهٔ سرمایه) شرکت. بعضی مطالعات، ارتباط روابط سیاسی با هزینهٔ سرمایهٔ شرکت را مثبت (فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۵) ارزیابی کردند؛ در حالیکه برخی دیگر نتیجه‌گیری متفاوتی را به‌دست آوردند (بوباگری و همکاران، ۲۰۱۲). برای مثال، کیان، پان و ینگ (۲۰۱۱) نشان دادند مدیران ممکن است از ارتباطات سیاسی، مانند ابزاری برای انتقال ثروت یا سود از شرکت به نفع خود استفاده کنند و این موضوع موجب تضييع حقوق سهامداران می‌شود. آنها نشان دادند که فعالیت‌های سلب مالکیت کنترل مالکان در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی در مقایسه با سایر شرکت‌ها بیشتر است. کیان و همکارانش (۲۰۱۱) بر این باورند که به‌احتمال زیاد وابستگی‌های سیاسی، انگیزهٔ مالکان کنترل‌کننده برای سلب مالکیت را حداقل به دو دلیل افزایش می‌دهد:

۱. اعضای وابستهٔ سیاسی می‌خواهند منافعی را که از ارتباطات سیاسی به‌دست می‌آورند بهینه کنند تا دست کم اگر با ادامهٔ این ارتباطات متحمل زیان (هزینه) شدند آن را جبران کنند؛

۲. علاوه‌براین، به‌طور کلی شرکت‌های وابستهٔ سیاسی با فشار نظارتی کمتری از سوی مقاماتی که به آنها وابسته هستند، مواجه می‌شوند.

شواهد نشان داده است که فعالیت‌های منفعت‌طلب سیاستمداران (برتراند، کراماراز، سکوار و تیسمار، ۲۰۰۷)، مشکلات عدم تقارن اطلاعاتی (چن، دینگ و کیم، ۲۰۱۰) و سلب مالکیت بالقوهٔ سهامداران (گوئدهامی و پیتمن، ۲۰۰۶؛ ایقول، گوئدهامی و پیتمن، ۲۰۱۱؛ کیان و همکاران، ۲۰۱۱)، ممکن است ریسک سیستماتیک و هزینهٔ سرمایهٔ شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین سهامداران برای سرمایه‌گذاری در این شرکت‌ها، نرخ بازده بالاتری را تقاضا می‌کنند (فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۵).

در مقابل، مطالعاتی نیز نشان داده‌اند «ارتباط هدف‌دار در منافع» بین سیاستمداران و شرکت، به ارزش شرکت‌های وابستهٔ سیاسی می‌افزاید (چانی و همکاران، ۲۰۱۱). شرکت‌های وابستهٔ سیاسی از وضعیت ترجیحی در اخذ وام از بانک‌های دولتی (چارومیلیند، کالی و ویواتاناکانتنگ، ۲۰۰۶؛ دینک، ۲۰۰۵؛ ساییینزا، ۲۰۰۴)، وضعیت نظارتی مطلوب (آگراوال و کنوبر، ۲۰۰۱)، افزایش دسترسی به مجوزهای واردات در وضعیت مطلوب‌تر (خواجا و میان، ۲۰۰۵؛ مبارک و پوربصری، ۲۰۰۶)، نرخ‌های پایین‌تر مالیات (فاسیو، ۲۰۱۰)، تعرفه‌های وارداتی کمتر (گلدمن، روچول و سو، ۲۰۰۹) و سهم بیشتر بازار (فاسیو، ۲۰۱۰) بهره‌مند می‌شوند. مجموعهٔ این مطالعات

نشان داده است که شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی، محدودیت‌های کمتری در دریافت بودجه و حساسیت کمتری برای رقبا دارند، همچنین فشار بازار بر این شرکت‌ها نسبت به شرکت‌های بدون ارتباطات سیاسی کمتر است. در نتیجه ریسک بازار برای شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی (به‌ویژه در دوره رکود اقتصادی)، پایین‌تر است. بنابراین ارتباطات سیاسی، محرک هزینه سرمایه پایین‌تر برای این شرکت‌هاست؛ زیرا کوواریانس پایین‌تری بین جریان‌های نقدی آنها و پیامدهای بازار وجود دارد (بویاکری و همکاران، ۲۰۱۲).

مجموعه این شواهد نشان می‌دهد که مطالعات صورت‌گرفته در این زمینه، نظر یکسانی درباره تأثیر کارآمدی روابط سیاسی با دولت بر ارتباط بین تمرکز مالکیت با کیفیت گزارشگری مالی و هزینه سهام عادی ندارند و تفاوت‌های محیطی بین بازارها بر آن تأثیر می‌گذارد. بنابراین با توجه به اینکه در ایران تاکنون پژوهشی در این زمینه صورت نگرفته است، در پژوهش پیش رو به این مسئله پرداخته می‌شود.

### پیشینه تجربی

مطالعات پیشین که به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و کیفیت گزارشگری مالی پرداخته‌اند، شواهدی در ارتباط با هر دو فرضیه نظارت فعال و منافع شخصی ارائه کرده‌اند. برای نمونه، ولوری و جنکینز (۲۰۰۶) نشان دادند که بین سطح سرمایه‌گذاران نهادی و کیفیت سود رابطه‌ای مثبت وجود دارد. این در حالی است که بر اساس یافته‌های دیگر آنها، بین تمرکز سرمایه‌گذاران نهادی و کیفیت سود رابطه منفی وجود دارد. لئوز (۲۰۰۶) در پژوهشی نشان داد بین تمرکز مالکیت و مدیریت سود ارتباط مثبتی وجود دارد.

هزو و کج (۲۰۰۵) و کج (۲۰۰۳) دریافتند، در استرالیا رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و کیفیت گزارشگری، تحت تأثیر متغیرهای دیگری همچون، اقلام تعهدی اختیاری دوره‌های قبل، وضعیت نقدینگی شرکت و... قرار دارد؛ یعنی ممکن است با توجه به عواملی از این دست، سرمایه‌گذاران نهادی در جهت اعتلای گزارشگری مالی (فرضیه نظارت فعال) یا برعکس، در جهت دستکاری گزارش‌های مالی (فرضیه منافع شخصی) حرکت کنند (مهرانی و همکاران، ۱۳۸۹).

فراسر، زانگ و دراشید (۲۰۰۶)، نشان دادند شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی در مالزی، به‌طور عمده اهرم مالی بالاتری در مقایسه با سایر شرکت‌ها دارند و همچنین این شرکت‌ها به‌طور ذاتی ریسک بیشتری نسبت به شرکت‌های بدون ارتباطات سیاسی دارند.

بوباگری و همکاران (۲۰۱۲) طی پژوهشی، هزینه سهام عادی شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی و غیرسیاسی را بررسی کردند و نشان دادند شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی، هزینه سهام عادی پایین‌تری در مقایسه با سایر شرکت‌ها دارند.

بلیس و گول (۲۰۱۲) در پژوهشی ارتباط بین روابط سیاسی و هزینه بدهی را آزمون کردند. یافته‌های آنها نشان داد از دید بازار سرمایه و شرکت‌های حسابرسی، شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی ریسک بیشتری نسبت به سایر شرکت‌ها دارند. شواهد آنها نشان داد این شرکت‌ها به‌طور عمده؛ هزینه بدهی بالاتر، گزارشگری زیان بیشتر و حقوق صاحبان سهام منفی بیشتری دارند و بیشتر توسط یک شرکت حسابرسی بزرگ، حسابرسی می‌شوند. آنها دریافتند که ۱۴/۵ درصد از شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی نمونه، حقوق صاحبان سهام منفی داشتند. در حالیکه آنها مطابق قانون ورشکسته بودند، ولی به فعالیت خود ادامه می‌دادند. همچنین، وجود دوگانگی وظیفه مدیرعامل در شرکت‌های وابسته سیاسی برای وام‌دهندگان، ریسک بیشتری دارد و نسبت بالاتر مدیران مستقل عضو کمیته حسابرسی، این ریسک را کاهش می‌دهد.

رجبی (۱۳۸۵) در پژوهشی با عنوان بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر هزینه سرمایه شرکت، نشان داد حاکمیت شرکتی از ابعاد کیفیت اطلاعات مالی، ساختار مالکیت و ساختار هیئت‌مدیره، رابطه معناداری با میزان هزینه سرمایه شرکت‌ها ندارد.

مرادی (۱۳۸۶) در پژوهشی به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و کیفیت سود پرداخته است. وی کیفیت سود را قابلیت پیش‌بینی‌کنندگی سود، تداوم سود و به‌موقع‌بودن گزارشگری سود تعریف کرده است. وی در پژوهش خود رابطه مثبت و معناداری بین سرمایه‌گذاران نهادی و قابلیت پیش‌بینی‌کنندگی سود و به‌موقع‌بودن گزارشگری سود یافت، اما شواهدی مبنی بر رابطه معنادار میان سرمایه‌گذاران نهادی با تداوم سود به‌دست نیاورد، حال آنکه نتایج رابطه معکوس و معنادار بین تمرکز سرمایه‌گذاران نهادی با قابلیت پیش‌بینی‌کنندگی سود را نشان داد، اما ارتباط معنادار آن با تداوم سود و به‌موقع‌بودن گزارشگری سود را تأیید نکرد.

مرادزاده‌فرد، ناظمی اردکانی، غلامی و فرزانی (۱۳۸۸) در پژوهشی به بررسی رابطه بین مالکیت نهادی سهام و مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد رابطه منفی و معناداری بین سطح مالکیت نهادی و تمرکز آن با مدیریت سود وجود دارد.

سجادی، زراءنژاد و جعفری (۱۳۸۸) در پژوهشی به بررسی ویژگی‌های غیرمالی مؤثر بر کیفیت گزارشگری مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان داد اندازه شرکت، عمر شرکت و نوع صنعت، رابطه مثبت معناداری با کیفیت گزارشگری

مالی دارد و ساختار مالکیت با کیفیت گزارشگری مالی دارای رابطه منفی است، اما رابطه نوع مؤسسه حسابرسی با کیفیت گزارشگری مالی از لحاظ آماری معنادار نبود.

مهرانی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و کیفیت گزارشگری مالی پرداختند. نتایج پژوهش بیانگر روابط متناقضی بین سرمایه‌گذاران نهادی و کیفیت سود است؛ به این معنا که از بُعد ارزش پیش‌بینی‌کنندگی سود، سرمایه‌گذاران نهادی (تمرکز سرمایه‌گذاران نهادی) با کیفیت سود، رابطه منفی (مثبت) دارند؛ این در حالی است که سرمایه‌گذاران نهادی با وقفه گزارشگری رابطه منفی دارند. این نتیجه بیانگر آن است که با افزایش سطح سرمایه‌گذاران نهادی، کیفیت سود نیز ارتقا می‌یابد. همچنین، رابطه معناداری بین سرمایه‌گذاران نهادی (تمرکز سرمایه‌گذاران نهادی) و کیفیت سود با استفاده از معیارهای محتوای اطلاعاتی سود و ارقام تعهدی سود دیده نشد.

کردلر و اعرابی (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و به‌منظور بررسی تأثیر تمرکز مالکیت بر کیفیت سود، از معیارهای کیفی اطلاعات مالی مندرج در چارچوب نظری استانداردهای حسابداری (مربوط‌بودن و قابل اتکابودن) بهره گرفتند. آنها در پژوهش خود نشان دادند تمرکز مالکیت برون‌سازمانی به بهبود کیفیت سود منجر می‌شود (تأیید فرضیه نظارت فعال)، اما به شواهد قانع‌کننده‌ای در ارتباط با تأثیرگذاری بلوک‌داران درون‌سازمانی بر کیفیت سود دست نیافتند.

نصراللهی و عارف‌منش (۱۳۸۹) رابطه بین مالکیت و کیفیت سود را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد وجود سرمایه‌گذاران نهادی در ساختار مالکیت شرکت‌ها، موجب ارائه اطلاعات صادقانه، مربوط‌تر و بی‌طرفانه و به‌موقع می‌شود و تمرکز مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی موجب می‌شود کیفیت سود کاهش یابد.

گل‌ارضی و زنگوری (۱۳۹۲) به بررسی رابطه بین کیفیت سود و بازده سهام با میانجی‌گری مالکیت نهادی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان داد بین کیفیت سود و بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد و با افزایش میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، رابطه قوی‌تری بین کیفیت سود و بازده سهام ایجاد می‌شود.

### فرضیه‌های پژوهش

با توجه به بیان مبانی نظری، فرضیه‌های پژوهش به‌صورت زیر تدوین شده‌اند:  
فرضیه اول: روابط سیاسی با دولت بر رابطه بین تمرکز مالکیت با کیفیت سود مؤثر است.



فرضیه دوم: روابط سیاسی با دولت بر رابطه بین تمرکز مالکیت با هزینه سهام عادی مؤثر است.

### روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری این پژوهش از کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران که از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا پایان سال ۱۳۹۰ در بورس فعال بوده‌اند، تشکیل شده است. نمونه آماری با توجه به پنج معیار گزینشی زیر انتخاب شده است:

۱. شرکت‌ها در طول دوره پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشند.
  ۲. نوع فعالیت شرکت‌ها، تولیدی باشد و جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشد.
  ۳. پایان سال مالی شرکت‌های مورد مطالعه منتهی به ۲۹ اسفندماه در هر سال باشد.
  ۴. وقفه معاملاتی بیش از شش ماه نداشته باشند.
  ۵. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت‌های نمونه مثبت باشد.
- مجموعه ۹۵ شرکت که حائز شرایط فوق بودند برای نمونه پژوهش انتخاب شدند.

### الگوها و متغیرهای پژوهش

در این پژوهش، شرکت‌های سیاسی از طریق الگوی تصمیم‌گیری چندمعیاره به روش تاپسیس و وزن‌دهی به روش آنتروپی تعیین شدند. برای تفکیک شرکت‌های سیاسی و غیرسیاسی، از متغیرهای هزینه‌های سیاسی (فاسیو، ۲۰۰۶) به شرح زیر استفاده شده است:

**ارزش بازار سهام:** هرچه ارزش بازار سهام بیشتر باشد، ارتباط شرکت با سازمان بورس اوراق بهادار که زیر مجموعه وزارت امور اقتصادی و دارایی است، بیشتر خواهد بود.

**ارزش دفتری دارایی‌ها:** هرچه ارزش دفتری دارایی‌ها بیشتر باشد، ارتباط شرکت با وزارت امور اقتصادی و دارایی بیشتر خواهد بود.

**مالیات بر درآمد:** هرچه مالیات بر درآمد بیشتر باشد، ارتباط شرکت با وزارت امور اقتصادی و دارایی بیشتر خواهد بود.

**تعداد کارکنان:** هرچه تعداد کارکنان بیشتر باشد، ارتباط شرکت با وزارت کار و امور اجتماعی بیشتر خواهد بود.

**جمع فروش صادراتی:** هرچه جمع فروش صادراتی بیشتر باشد، ارتباط شرکت با وزارت بازرگانی بیشتر خواهد بود.

بیمه پرداختی: هرچه بیمه سهم کارفرما و بیکاری بیشتر باشد، ارتباط شرکت با وزارت کار و رفاه بیشتر خواهد بود.

رتبه بالاتر شرکتها از مجموعه عوامل فوق، بیانگر ارتباطات گسترده تر و سیاسی بودن شرکتها است. ماتریس تصمیم برای تفکیک شرکت های سیاسی و غیرسیاسی در روش تاپسیس در جدول ۱ نشان داده می شود.

جدول ۱. ماتریس تصمیم برای تفکیک شرکت های سیاسی و غیرسیاسی

بیمه پرداختی	جمع فروش صادراتی	تعداد کارکنان	مالیات بر درآمد	ارزش دفتری دارایی ها	ارزش بازار سهام	متغیرهای تفکیک شرکتها
						شرکتها در هر سال
$X_{1m}$	...	...	...	$X_{1p}$	$X_{11}$	$X_1$
$X_{2m}$	...	...	...	$X_{2p}$	$X_{21}$	$X_2$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
$X_{nm}$	...	...	...	$X_{np}$	$X_{n1}$	$X_n$

اساس این روش بر این مفهوم استوار است که گزینه انتخابی باید کمترین فاصله را با راه حل ایده آل مثبت (شاخص سود) و بیشترین فاصله را با ایده آل منفی (شاخص هزینه) داشته باشد (اصغریور، ۱۳۸۳). در این ماتریس، شاخصی که دارای مطلوبیت یکنواخت افزایشی (جنبه مثبت) است، شاخص سود نامیده می شود و شاخصی که مطلوبیت یکنواخت کاهشی (جنبه منفی) دارد، شاخص هزینه است. در این پژوهش، شاخص های تفکیک شرکت های دارای تعاملات سیاسی گسترده با دولت، از مطلوبیت یکنواخت افزایشی (جنبه مثبت) برخوردارند، بنابراین شاخص سود به حساب می آیند. همچنین، از آنجا که شاخص ها برای تصمیم گیرنده اهمیت یکسانی ندارند، نخست وزن شاخص ها بر اساس روش آنتروپی شانون تعیین شد و پس از آن به الگوریتم تاپسیس وارد شدند. بعد از اینکه شرکت های نمونه از طریق الگوی تصمیم گیری چندمعیاره به روش تاپسیس و وزن دهی به روش آنتروپی اندازه گیری و رتبه بندی شدند، در سه دسته جای گرفتند. دسته ای که از رتبه بالاتری برخوردار بود، شرکت های دارای ارتباطات گسترده سیاسی (۴۳ شرکت) نام گرفت و دسته ای که کمترین رتبه را داشت، شرکت های دارای ارتباطات محدود سیاسی (۴۳ شرکت) شناسایی شد، شرکت های دسته میانی (سال - شرکت مربوطه) نیز از پژوهش کنار گذاشته شدند (۹ شرکت).

### الگوی آزمون فرضیه اول

در این پژوهش به پیروی از مطالعات دیگری چون، آشپوق، لافوند و مایهو (۲۰۰۳)، فرانسیس، لافوند، اولسون و چیپر (۲۰۰۲)، لیو و وایسوک (۲۰۰۷)، رامان، شیواکومار و تامایو (۲۰۰۸)، کیفیت اقلام تعهدی به عنوان شاخص کیفیت سود در نظر گرفته شد (چانی و همکاران، ۲۰۱۱). معیار کیفیت اقلام تعهدی نیز، اقلام تعهدی جاری تعدیل شده بر حسب عملکرد (REDCA) است که آشپوق و همکاران (۲۰۰۳) آن را به کار برده‌اند. نوسان پذیری (انحراف معیار) REDCA طی دوره یازده ساله، مبنای سنجش کیفیت اقلام تعهدی در نظر گرفته شد که به لحاظ منطقی، هرچه مقدار آن بیشتر باشد، نمایانگر کیفیت پایین تر سود است. برای آزمون فرضیه اول از الگوی ۱ (چانی و همکاران، ۲۰۱۱) به شرح زیر بهره جویی شده است.

$$\begin{aligned} \text{REDCA}_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{High Conn}_{i,t} + \alpha_2 \text{Low Conn}_{i,t} + \alpha_3 \sum (\text{OWN})_{i,t}^2 \quad (\text{الگوی ۱}) \\ & + \alpha_4 \sum (\text{OWN})_{i,t}^2 \times \text{High Conn}_{i,t} + \alpha_5 \sum (\text{OWN})_{i,t}^2 \\ & \times \text{Low Conn}_{i,t} + \alpha_6 \text{Oper Cycle}_{i,t} + \alpha_7 \sigma(\text{CF/TA})_{i,t} \\ & + \alpha_8 \sigma(\text{Sales/TA})_{i,t} + \alpha_9 \text{Sales Growth}_{i,t} \\ & + \alpha_{10} \sigma(\text{Sales Growth})_{i,t} + \alpha_{11} \text{MB}_{i,t} + \alpha_{12} \text{Lev}_{i,t} \\ & + \alpha_{13} \text{Size}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

*High Conn*: متغیر مجازی؛ اگر شرکت دارای روابط سیاسی گسترده با دولت باشد، یک و در غیر این صورت صفر می‌گیرد؛

*Low Conn*: اگر شرکت دارای روابط سیاسی محدود با دولت باشد، یک و در غیر این صورت صفر می‌گیرد؛

$\sum (\text{OWN})^2$ : تمرکز مالکیت که از طریق شاخص هرفیندال هریشمن به دست می‌آید. شاخص هرفیندال هریشمن از طریق مجموع مجذور نسبت سهام متعلق به سهامداران شرکت‌ها محاسبه می‌شود؛

$HHI = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\text{own}_i}{\text{own}}\right)^2$  که در آن؛  $\text{own}_i$  نشان دهنده تعداد سهام عادی متعلق به هر سهامدار شرکت  $i$  و  $\text{own}$  نشان دهنده کل سهام عادی منتشر شده شرکت، به استثنای سایر سهامداران شرکت است؛

*Oper Cycle*: لگاریتم طبیعی چرخه عملیاتی شرکت؛

$\sigma(\text{CF/TA})$ : نوسان پذیری جریان وجوه نقد به کل دارایی‌ها طی ۳ سال گذشته؛

6:  $(Sales/TA)$  نوسان پذیری فروش خالص به کل دارایی ها طی ۳ سال گذشته؛  
 $Sales\ growth$  رشد فروش: نسبت تغییرات فروش خالص شرکت بین سال  $t$  و سال  $t-1$  به فروش خالص سال  $t-1$ ؛  
 $(Sales\ growth)$  نوسان پذیری رشد فروش طی ۳ سال گذشته؛  
 $MB$  فرصت رشد: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام؛  
 $Lev$  اهرم مالی: نسبت کل بدهی ها به کل دارایی ها؛  
 $Size$  اندازه شرکت: لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (چانی و همکاران، ۲۰۱۱).

$$REDCA_{ijt} = TCA_{ijt} - EPTCA_{ijt} \quad \text{رابطه ۱}$$

کل اقلام تعهدی جاری (TCA) از رابطه ۲ به دست می آید، در این رابطه همه متغیرها به کل دارایی های سال قبل تقسیم شده اند.

$$TCA_{ijt} = \Delta(CA)_{ijt} - \Delta(CL)_{ijt} - \Delta(Cash)_{ijt} + \Delta(STD + CLTD)_{ijt} \quad \text{رابطه ۲}$$

$\Delta(CA)$ : تغییرات دارایی های جاری شرکت بین سال  $t$  و سال  $t-1$ ؛

$\Delta(CL)$ : تغییرات بدهی های جاری شرکت بین سال  $t$  و سال  $t-1$ ؛

$\Delta(Cash)$ : تغییرات وجه نقد (وجه نقد + سرمایه گذاری کوتاه مدت) شرکت بین سال  $t$  و سال  $t-1$ ؛

$\Delta(STD + CLTD)$ : تغییرات (بدهی کوتاه مدت + بدهی بلندمدت جاری) شرکت بین سال  $t$  و سال  $t-1$ ؛

برای برآورد کل اقلام تعهدی جاری تعدیل شده برحسب عملکرد پیش بینی (EPTCA)، ابتدا الگوی ۲ به شکل مقطعی اجرا می شود (آشپوق و همکاران، ۲۰۰۳)؛

$$TCA_{ijt} = \beta_1 \frac{1}{Assets_{ijt-1}} + \beta_2 \frac{\Delta net\ sales_{ijt}}{Assets_{ijt-1}} + \beta_3 ROA_{ijt-1} + \beta_4 Inflation_{it-1} + \beta_5 GDPgrowth_{it-1} + \varepsilon_{ijt} \quad \text{الگوی ۲}$$

$Assets$ : کل دارایی های شرکت در پایان دوره  $t-1$ ؛

$\Delta Net\ sales$ : تغییرات فروش خالص شرکت بین سال  $t$  و سال  $t-1$ ؛

$ROA$  بازده دارایی ها: نسبت سود خالص به کل دارایی ها؛

$Inflation$  تورم: شاخص اعلامی از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران؛

*GDP growth* رشد شاخص *GDP*: نسبت تغییرات تولید ناخالص داخلی بین سال  $t$  و سال  $t-1$  به تولید ناخالص داخلی سال  $t-1$ :  
 سپس با استفاده از پارامترهای برگرفته از الگوی ۲، کل اقلام تعهدی جاری تعدیل شده برحسب عملکرد پیش بینی (EPTCA) با استفاده از الگوی ۳ به دست می آید (آشوق و همکاران، ۲۰۰۳).

$$EPTCA_{ijt} = \hat{\beta}_1 \frac{1}{Assets_{ijt-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{(\Delta net sales_{ijt} - \Delta AR_{ijt})}{Assets_{ijt}} + \hat{\beta}_3 ROA_{ijt-1} + \hat{\beta}_4 Inflation_{it-1} + \hat{\beta}_5 GDPgrowth_{it-1}$$

الگوی (۳)

$\Delta AR$ : تغییرات حسابها و اسناد دریافتی بین سال  $t$  و سال  $t-1$ .

### الگوی آزمون فرضیه دوم

برای آزمون فرضیه دوم از الگوی ۴ (چانی و همکاران، ۲۰۱۱) به شرح زیر استفاده شده است.

$$COE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 High Conn_{i,t} + \alpha_2 Low Conn_{i,t} + \alpha_3 \sum (OWN)_{i,t}^2 + \alpha_4 \sum (OWN)_{i,t}^2 \times High Conn_{i,t} + \alpha_5 \sum (OWN)_{i,t}^2 \times Low Conn_{i,t} + \alpha_6 Oper Cycle_{i,t} + \alpha_7 \sigma(CF/TA)_{i,t} + \alpha_8 \sigma(Sales/TA)_{i,t} + \alpha_9 Sales Growth_{i,t} + \alpha_{10} \sigma(Sales Growth)_{i,t} + \alpha_{11} MB_{i,t} + \alpha_{12} Lev_{i,t} + \alpha_{13} Size_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

الگوی (۴)

*COE* هزینه سهام عادی: نسبت سود هر سهم به آخرین قیمت بازار هر سهم شرکت.

### یافته‌های پژوهش

#### آمار توصیفی

به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات، ابتدا به محاسبه آمار توصیفی داده‌ها اقدام شد. در جدول ۲ شاخص‌های مرکزی و پراکندگی ارائه می‌شود.

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد میانگین اقلام تعهدی جاری تعدیل شده برحسب عملکرد، به طور متوسط طی یک سال ۰/۲۱ است. همچنین، میانگین متغیر تمرکز مالکیت به طور متوسط در یک

سال ۳۲ درصد است. توجه به مقدار حداقل این متغیر، نشان می‌دهد بین شرکت‌های نمونه شرکتی وجود دارد که فقط ۰/۱ درصد از بازار را به انحصار خود در آورده است، در مقابل مقدار حداکثر آن نشان می‌دهد شرکتی هم در نمونه وجود دارد که ۸۸ درصد از بازار را در انحصار خود دارد. علاوه بر آن، میانگین هزینه سهام عادی شرکت‌ها به‌طور متوسط در یک سال ۱۹ درصد است. بنابراین شرکت‌های نمونه، به‌طور متوسط به‌ازای هر سهم حدود ۱۹ درصد سود نسبت به قیمت بازار آن سهم کسب کرده‌اند.

جدول ۲. آمار توصیفی کل شرکت‌ها

نماد متغیر	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	حداقل	حداکثر
REDCA	-۰/۲۱	۰/۷۲	۱۰/۰۰	۱۰۷/۳۴	-۰/۰۰۱	۹/۱۷
$\sum (OWN)^2$	-۰/۳۲	۰/۲۰	۰/۹۹	۰/۷۵	-۰/۰۰۱	۰/۸۸
Oper Cycle	۵/۶۳	-۰/۵۲	۱/۵۵	۱۳/۷۳	۴/۰۹	۹/۸۹
$\bar{b}$ (CF/TA)	-۰/۱۶	۰/۵۸	۹/۹۶	۱۰۵/۵۰	-۰/۰۰۳	۷/۲۴
$\bar{b}$ (Sales/TA)	-۰/۱۱	۰/۱۱	۳/۱۷	۱۳/۳۶	-۰/۰۱	-۰/۸۱
Sales Growth	-۰/۱۸	۰/۳۴	۵/۱۸	۶۰/۱۴	-۰/۰۹۵	۴/۷۵
$\bar{b}$ (Sales Growth)	-۰/۲۰	۰/۲۲	۵/۶۱	۵۰/۰۹	-۰/۰۱	۲/۵۵
MB	۲/۰۷	۱/۶۶	۲/۷۳	۱۱/۵۲	-۰/۱۷	۱۳/۴۴
Lev	۰/۶۲	۰/۱۵	-۰/۳۳	-۰/۱۴	-۰/۱۲	-۰/۹۸
Size=LN (MVE)	۲۶/۵۱	۱/۴۱	۰/۶۳	۰/۴۶	۲۳/۱۷	۳۱/۰۳
COE	-۰/۱۹	۰/۱۵	-۰/۷۵	۸/۰۱	-۰/۷۳	-۰/۹۷

### آمار استنباطی

در تمام آزمون‌ها، مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ است، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرهای مستقل پژوهش وجود ندارد. سطح معناداری آماره کلموگروف - اسمیرنوف در تمام آزمون‌ها بیشتر از ۵ درصد است، بنابراین متغیرهای وابسته و باقی‌مانده‌ها از توزیع نرمالی برخوردارند. از آنجا که مقدار آماره دوربین - واتسون در تمام آزمون‌ها بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، عدم همبستگی در اجزای باقی‌مانده الگوهای رگرسیونی را تأیید می‌کند. با توجه به اینکه سطح معناداری آماره F فیشر در تمام آزمون‌ها کمتر از ۱ درصد است، لذا معناداری کل رگرسیون‌ها در سطح اطمینان ۹۹ درصد تأیید می‌شود.

### آزمون فرضیه اول

برای آزمون فرضیه اول از الگوی رگرسیونی (الگوی ۱) استفاده شد. قبل از برآزش الگوی پژوهش، ابتدا باید آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب الگوهای داده‌های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده‌های تابلویی با اثرهای ثابت انجام شود که نتایج آن در جدول ۳ آورده شده است. نتایج برآزش الگو برای آزمون فرضیه اول در جدول ۳ مشاهده می‌شود.

جدول ۳. نتیجه آزمون فرضیه اول پژوهش با الگوی ۱

VIF	سطح معناداری	آماره t	ضرایب	متغیر
-	۰/۰۰۰	-۳/۸۳۳	-۰/۰۸۹	C
۴/۰۲۲	۰/۰۰۰	-۳/۸۰۰	-۰/۰۱۶	High Conn
۲/۷۳۰	۰/۰۱۵	-۲/۰۰۶	-۰/۰۰۹	Low Conn
۱/۳۹۵	۰/۶۵۸	۰/۴۴۳	-۰/۰۰۲	Oper Cycle
۱/۰۵۶	۰/۰۰۰	۱۰۵/۳۵۸	۱/۲۳۰	̄ (CF/TA)
۱/۴۲۸	۰/۱۵۸	-۱/۴۱۴	-۰/۰۳۷	̄ (Sales/TA)
۱/۳۸۲	۰/۸۹۸	-۰/۱۲۸	-۰/۰۰۱	Sales Growth
۱/۴۸۱	۰/۰۰۰	۵/۷۶۱	۰/۰۷۱	̄ (Sales Growth)
۱/۲۵۸	۰/۲۷۰	۱/۱۰۵	۰/۰۰۱	MB
۱/۱۷۱	۰/۰۰۰	-۴/۵۵۳	-۰/۰۲۲	Lev
۲/۴۸۱	۰/۰۰۰	۱۰/۵۲۸	۰/۰۰۴	Size
۳/۸۶۴	۰/۰۲۸	-۲/۲۶۵	-۰/۰۲۷	∑ (OWN) <sup>۲</sup>
۴/۲۶۰	۰/۰۰۲	۳/۱۳۱	۰/۰۴۸	High Conn × ∑ (OWN) <sup>۲</sup>
۴/۵۲۰	۰/۰۱۲	۲/۳۷۹	۰/۰۲۶	Low Conn × ∑ (OWN) <sup>۲</sup>
	سطح معناداری K-S: ۰/۱۷۶			مقدار آماره Z (K-S): ۱/۱۰۲
	ضریب تعیین: ۰/۹۷۲			آماره دوربین و آنتسون: ۱/۵۳۴
	آماره F فیشر (سطح معناداری): ۱۴۵۶ (۰/۰۰۰)			ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۹۷۱
				آماره F لیمر (سطح معناداری): ۰/۸۴۲ (۰/۵۲۰)

با توجه به اینکه سطح معناداری آزمون F لیمر بیشتر از ۵ درصد به دست آمده است، بنابراین برای تخمین الگو از روش داده‌های ترکیبی معمولی استفاده می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده الگو گویای این است که در مجموع ۹۷ درصد از تغییرات حاصله در متغیر وابسته،

می تواند توسط متغیرهای مستقل و معنادار شده در این الگو توضیح داده شود که قدرت بالای الگو در توضیح رفتار متغیر وابسته را نشان می دهد.

نتایج جدول ۳ نشان می دهد که ضریب محاسبه شده برای متغیر تمرکز مالکیت ۰/۰۲۷- است و با توجه به سطح معناداری آن (۰/۰۲۸) که کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است، می توان گفت در سطح اطمینان ۹۵ درصد، رابطه مثبت و معناداری بین تمرکز مالکیت و کیفیت ارقام تعهدی وجود دارد.

ضریب محاسبه شده برای متغیر  $\sum(OWN)^2 \times High Conn$  (۰/۰۴۸) و ضریب محاسبه شده برای متغیر  $\sum(OWN)^2 \times Low Conn$  (۰/۰۲۶) بیانگر وجود رابطه منفی و معنادار (در سطح اطمینان ۹۵ درصد) بین این متغیرها و کیفیت ارقام تعهدی است. بنابراین، روابط سیاسی با دولت بر رابطه بین تمرکز مالکیت با کیفیت سود مؤثر است. در نتیجه فرضیه اول پذیرفته می شود. به طور کلی نتایج جدول ۳ نشان می دهد که تمرکز مالکیت به تنهایی رابطه مثبتی با کیفیت ارقام تعهدی دارد، اما در صورتی که روابط سیاسی با دولت به نشانه متغیر مداخله گر، در تمرکز مالکیت ضرب شود، رابطه تمرکز مالکیت و کیفیت ارقام تعهدی منفی می شود. همچنین، تمرکز مالکیت در شرکت های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت، موجب می شود کیفیت سود این شرکت ها پایین تر از شرکت های دارای روابط محدود با دولت باشد. این امر نشان می دهد، هر چند تمرکز مالکیت منجر به بهبود کیفیت سود می شود، اثر روابط سیاسی با دولت بر این رابطه منفی است.

### آزمون فرضیه دوم

برای آزمون فرضیه دوم از الگوی رگرسیونی (الگوی ۴) استفاده شد. قبل از برآزش الگوی پژوهش، باید آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب الگوهای داده های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده های تابلویی با اثرهای ثابت، انجام شود که نتایج آن در جدول ۴ آورده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون تشخیصی F لیمر و آزمون هاسمن

الگو	نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	روش پذیرفته شده
۴	F لیمر	۶/۵۰۳	۰/۰۰۰	روش داده های تابلویی
	هاسمن	۳۲/۶۷۹	۰/۰۰۰	روش داده های تابلویی با اثرهای ثابت



با توجه به اینکه سطح معناداری آزمون F لیمر کمتر از ۵ درصد به دست آمده است، روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود و از آنجا که سطح معناداری آزمون هاسمن کمتر از ۵ درصد است، روش اثرهای ثابت پذیرفته می‌شود. بنابراین، برای تخمین الگو از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرهای ثابت استفاده می‌شود. نتایج برازش الگو برای آزمون فرضیه دوم در جدول ۵ آمده است.

جدول ۵. نتیجه آزمون فرضیه دوم پژوهش با الگوی ۴

متغیر	ضرایب	آماره t	سطح معناداری	VIF
C	-۰/۲۴۰	۲/۶۷۴	۰/۰۰۸	-
High Conn	-۰/۰۴۷	-۲/۸۷۸	۰/۰۰۱	۴/۰۲۲
Low Conn	-۰/۰۷۲	-۲/۷۴۲	۰/۰۰۶	۲/۷۳۰
Oper Cycle	-۰/۰۱۳	-۱/۳۰۵	۰/۱۹۲	۱/۳۹۵
$\bar{\delta}$ (CF/TA)	-۰/۰۱۰	-۰/۰۸۳	۰/۹۳۴	۱/۰۵۶
$\bar{\delta}$ (Sales/TA)	-۰/۰۳۲	-۰/۶۴۳	۰/۵۲۱	۱/۴۲۸
Sales Growth	-۰/۰۸۶	۴/۱۵۱	۰/۰۰۰	۱/۳۸۲
$\bar{\delta}$ (Sales Growth)	-۰/۰۹۰	-۳/۱۷۶	۰/۰۰۲	۱/۴۸۱
MB	-۰/۰۳۱	-۳/۸۱۹	۰/۰۰۰	۱/۲۵۸
Lev	-۰/۱۰۰	-۳/۴۴۲	۰/۰۰۱	۱/۱۷۱
Size	-۰/۰۰۷	۱/۶۸۲	۰/۰۹۳	۲/۴۸۱
$\sum$ (OWN) <sup>۲</sup>	-۰/۰۰۶	-۲/۱۵۴	۰/۰۲۷	۳/۸۶۴
High Conn $\times$ $\sum$ (OWN) <sup>۲</sup>	-۰/۰۴۹	۲/۲۴۳	۰/۰۱۵	۴/۲۶۰
Low Conn $\times$ $\sum$ (OWN) <sup>۲</sup>	-۰/۰۳۵	۲/۶۲۸	۰/۰۰۱	۴/۵۲۰
مقدار آماره Z (K-S): ۱/۸۴۶	سطح معناداری K-S: ۰/۰۷۶	آماره دوربین - واتسون: ۱/۵۳۳		
ضریب تعیین: ۰/۳۲۷	ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۳۱۱	آماره F فیشر: ۲۰/۷۷۳		
				سطح معناداری آماره F فیشر: ۰/۰۰۰

مقدار ضریب تعیین تعدیل شده الگو نشان می‌دهد که الگوی مد نظر ۳۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کند. نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که ضریب محاسبه شده برای متغیر تمرکز مالکیت  $-۰/۰۰۶$  است و با توجه به سطح معناداری آن ( $۰/۰۲۷$ ) که کمتر از سطح خطا ( $۰/۰۵$ ) است، می‌توان گفت در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه منفی و معناداری بین تمرکز مالکیت و هزینه سهام عادی وجود دارد.

ضریب محاسبه شده برای متغیر  $\text{High Conn} \times \sum(\text{OWN})^2$  ( $۰/۰۴۹$ ) و ضریب محاسبه شده برای متغیر  $\text{Low Conn} \times \sum(\text{OWN})^2$  ( $۰/۰۳۵$ )، بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار (در سطح

اطمینان ۹۵ درصد) بین این متغیرها و هزینه سهام عادی است. بنابراین، روابط سیاسی با دولت بر رابطه بین تمرکز مالکیت با هزینه سهام عادی مؤثر است. در نتیجه، فرضیه دوم پذیرفته می شود.

به طور کلی نتایج جدول ۵ نشان می دهد که تمرکز مالکیت به تنهایی با هزینه سهام عادی رابطه منفی دارد، اما در صورتی که روابط سیاسی با دولت، به نشانه متغیر مداخله گر در تمرکز مالکیت ضرب شود، رابطه تمرکز مالکیت و هزینه سهام عادی مثبت می شود. همچنین، تمرکز مالکیت در شرکت های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت موجب می شود هزینه سهام عادی این شرکت ها بیشتر از شرکت های دارای روابط محدود با دولت باشد. این امر نشان می دهد هرچند تمرکز مالکیت به کاهش هزینه سهام عادی شرکت کمک می کند، اثر روابط سیاسی با دولت بر این رابطه منفی است.

### نتیجه گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، اثر روابط سیاسی با دولت بر رابطه بین تمرکز مالکیت با کیفیت سود و هزینه سهام عادی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه های پژوهش بیانگر آن است که رابطه مثبت و معناداری بین تمرکز مالکیت و کیفیت سود وجود دارد. اثر مثبت تمرکز مالکیت بر کیفیت سود را می توان به فرضیه نظارت کارآمد ارتباط داد. این نتیجه با شواهد ولوری و جنکینز (۲۰۰۶)، لئوز (۲۰۰۶)، چانی و همکاران (۲۰۱۱)، مهرانی و همکاران (۱۳۸۹) و نصراللهی و عارف منش (۱۳۸۹) در تناقض است، اما با شواهد کردلر و اعرابی (۱۳۸۹) مطابقت می کند. همچنین نتایج نشان داد روابط سیاسی با دولت بر رابطه بین تمرکز مالکیت با کیفیت سود اثر منفی دارد. این نتیجه را می توان به نظریه نمایندگی (فرصت طلبی) ارتباط داد. بنابراین می توان گفت، وجود ساختار مالکیت متمرکز در شرکت های دارای روابط سیاسی با دولت، نه تنها رفتار مدیران را در ارتباط با گزارش سودهای بی کیفیت اصلاح نمی کند و کیفیت سود را ارتقا نمی دهد، بلکه سبب بی توجهی به سود گزارش شده می شود. از این رو، کیفیت سود از نظر اقلام تعهدی اختیاری کاهش می یابد. نتیجه این فرضیه با شواهد مورک و همکاران (۲۰۰۰) و مورک و ینگ (۲۰۰۴) که نشان دادند در شرکت های با ساختار مالکیت متمرکز، روابط سیاسی بیشتر است و همچنین، کیفیت سود گزارش شده در این شرکت ها پایین تر است، مطابقت دارد. همچنین بر اساس یافته های پژوهش، رابطه منفی و معناداری بین تمرکز مالکیت و هزینه سهام عادی وجود دارد. این یافته با نتایج پژوهش رجبی (۱۳۸۵) که بین ساختار مالکیت و هزینه سرمایه شرکت ها رابطه معناداری پیدا نکرد، در تناقض است. در نهایت، روابط سیاسی با دولت بر رابطه بین تمرکز مالکیت با هزینه

سهام عادی اثر منفی دارد. این موضوع می‌تواند بیانگر انگیزه این سهامداران برای نگهداری سهام و تشویق مدیران به بهبود عملیات و افزایش ثروت سهامداران باشد. نتیجه این فرضیه با شواهد فرانسویس و همکاران (۲۰۰۵) مطابقت دارد.

## References

- Ashbaugh, H., Lafond, R., Mayhew, B. (2003). Do nonaudit services compromise auditor independence? Further evidence. *The Accounting Review*, 78 (3): 611–639.
- Bertrand, M., Kramaraz, F., Schoar, A., Thesmar, D. (2007). *Politicians, firms and the political business cycle: Evidence from France*. Unpublished working paper. USA: University of Chicago.
- Bliss, M.A. & Gul, F.A., (2012). Political connection and cost of debt: Some Malaysian evidence. *Journal of Banking and Finance*, 36 (5): 1520–1527.
- Boubakri, N., Guedhami, O., Mishra, D., Saffar, W. (2012). Political connections and the cost of equity capital. *Journal of Corporate Finance*, 18 (3): 541–559.
- Chaney, P.K., Faccio, M., Parsley, D. (2011). The quality of accounting information in politically connected firms. *Journal of Accounting and Economics*, 51 (1&2): 58-76.
- Charumilind, C., Kali, R., Wiwattanakantang, Y. (2006). Connected lending: Thailand before the financial crisis. *Journal of Business*, 79 (1): 181–218.
- Chen, C.J.P., Ding, Y. & Kim, C. (2010). High-level politically connected firms, corruption, and analyst forecast accuracy around the word. *Journal of International Business Studies*, 41, 1505–1524. DOI:10.1057/JIBS.2010.27.
- Dinc, I.S. (2005). Politicians and banks: Political influences on government-owned banks in emerging countries. *Journal of Financial Economics*, 77 (2): 453–479.
- Ebrahimi Kordlar, A. & Erabi, M. (2010). Ownership concentration and earnings quality in the companies listed in Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting Researches*, 2 (4): 95-110. (in Persian)
- EI Ghoul, S., Guedhami, O. & Pittman, J. (2011). *Cross-country evidence on the importance of Big Four auditors to equity pricing: The mediating role of the legal institutions*. Unpublished working paper. University of Alberta.
- Faccio, M. (2006). Politically connected firms. *American Economic Review*, 96 (1): 369-386.

- Faccio, M. (2010). Differences between politically connected and non-connected firms: A cross country analysis. *Financial Management*, 39 (3): 905-928.
- Francis, J., Khurana, I., Pereira, R., (2005). Disclosure incentives and effect on cost of capital around the World. *The Accounting Review*, 80 (4): 1125-1162.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., Schipper, K. (2003). *Cost of capital and earning attributes*. Duke University of Wisconsin. Working Paper.
- Fraser, D.R., Zhang, H., Derashid, C., (2006). Capital structure and political patronage: The case of Malaysia. *Journal of banking and Finance*, 30(4): 1291-1308.
- Gholarzi, GH. & Zangori, S. (2013). The relationship between the earnings quality and stock returns with institutional mediatory in companies listed in Tehran Stock Exchange. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 20 (2): 65-86. (in Persian)
- Goldman, E., Rocholl, J., So, J. (2009). Do politically connected boards affect firm value?. *Review of Finance Studies*, 22 (6): 2331-2360.
- Guedhami, O., Pittman, J.A. (2006). Ownership concentration in privatized firms: The role of disclosure standards, auditor choice, and auditing infrastructure. *Journal of Accounting Research*, 44(5): 889-929.
- Khawaja, A. I., & Mian, A. (2005). Do lenders favor politically connected firms? Rent-seeking in an emerging financial market. *Quarterly Journal of Economics*, 120 (4): 1371-1411.
- Leuz, Ch. (2006). Cross listing, bonding and firms' reporting incentives: A discussion of Lang, Ready and Wilson (2006). *Journal of Accounting and Economics*, 42(1-2): 285-299.
- Leuz, Ch., Nanda, D., Wysocki, P D. (2003). Earnings management and investor protection: An international comparison. *Journal of Financial Economics*, 69 (3): 505-527.
- Liu, M., & Wysocki, P. (2007). *Cross-sectional determinants of information quality proxies and cost of capital measures*. Working Paper, MIT.
- Mehrani, S., Karami, Gh, Moradi, M., & Eskandar, H. (2010). The relationship between institutional investors and quality of financial reporting. *Journal of Accounting Advances*, 2 (1): 227-249. (in Persian)
- Mobarak, A., & Purbasari, D. (2006). *Corrupt protection for sale to firms: Evidence from Indonesia*. Unpublished working paper. University of Colorado at Boulder.

- Moradi, M. (2007). *The relationship between institutional investors and earnings quality*. M.A. Thesis, Tehran University, School of Management. (in Persian)
- Moradzadeh Fard, M., Nazemi Ardakani, M., Gholami, R., & Farzani, H. (2009). The relationship between institutional ownership and earnings management in the companies listed in Tehran Stock Exchange. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 16 (55): 85-98. (in Persian)
- Morck, R K., Stangeland, D A., Yeung, B. (2000). *Inherited wealth, corporate control, and economic growth: The Canadian disease*. In: Morck, R. (Ed.), *Concentrated Corporate Ownership*. University of Chicago Press, Chicago.
- Morck, R K., Yeung, B. (2004). Family control and the rent-seeking society. *Entrepreneurship: Theory and Practice*, 28(4): 391-409.
- Nasrolahi, Z., & Arefmanesh, Z. (2010). Investigate the relationship between ownership and earnings quality of listed companies in Tehran Exchange. *Accounting Knowledge*, 1 (3): 117-138. (in Persian)
- Qian, M., Pan, H., Yeung, B., (2011). *Expropriations of minority shareholders in politically connected firms*. Unpublished working paper. The National University of Singapore.
- Rajabi, A. (2007). *The effect of corporate governance on the cost of capital corporate*. M.A. Thesis, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran. (in Persian).
- Raman, K., Shivakumar, L., Tamayo, A. (2008). *Targets earnings quality and bidders takeover decisions*. Working Paper.
- Rezaei, F. & Weysi Hesar, S. (2013). The influence of information risk on firms' gross cost of debt and adjusted common stock cost. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 6 (17): 29-44. (in Persian)
- Sajadi, H., Zerae Nezhad, M., & Jafari, A. (2009). Nonfinancial characteristics affecting on the quality of financial reporting in the companies listed in Tehran Stock Exchange. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 16 (57): 51-68. (in Persian)
- Sapienza, P. (2004). The effects of government ownership on bank lending. *Journal of Finance and Economics*, 72 (2): 357-384.
- Schipper, K. (1989). Commentary on earnings management. *Accounting Horizons*, 3: 91-102.
- Selarka, E., (2005). Ownership concentration and firm value: A study from Indian corporate sector. *Emerging Markets Finance and Trade*, 6 (41): 83-108.

Solomon, J. F., Lin. S.W., Norton, S.D. & Solomon, A. (2003). Corporate governance reform in Taiwan. *Corporate Governance: an international Review*, 11 (3): 235-248.

Velury, U. & Jenkins, D. (2006). Institutional ownership and the quality of earnings. *Journal of Business Research*, 9 (59): 1043-1051.

