دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست و چهارم، شمارۀ۱۳، بهار و تابستان ۱۳۹۶

بررسی تأثیر مکانیزم‌های راهبری شرکتی بر رفتار ریسک‌پذیری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

هاجر پروان[۱]
دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی گرایش مالی
اسماعیل رمضانپور[۲]
استادیار گروه مدیریت، دانشگاه گیلان
محمدحسن قلی‌زاده[۳]
دانشیار گروه مدیریت، دانشگاه گیلان

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۳/۲۷ تاریخ پذیرش:۱۳۹۵/۱۰/۱۴

چکیده

هدف از این پژوهش بررسی تأثیر مکانیزم‌های راهبری شرکتی بر رفتار ریسک‌پذیری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بررسی‌ها نشان می‌دهد درحالی‌که ریسک‌پذیری نیروی محرک اساسی در کسب‌وکار و کارآفرینی است، هزینه‌های شکست مدیریت ریسک هنوز هم برای بنگاه‌های دولتی و خصوصی دست کم گرفته می‌شود. راهبری شرکتی باید این اطمینان را حاصل کند که خطرات درک، مدیریت و در زمان مناسب ابلاغ می‌شوند. مکانیزم‌های راهبری شرکتی شامل درصد مالکیت سهام‌داران نهادی، تمرکز مالکیت، مدت‌زمان تصدی مدیرعامل و دوگانگی نقش مدیرعامل شرکت‌هاست. همچنین متغیرهای وابسته ریسک (ریسک مالی(نسبت بدهی بلندمدت) و ریسک جریان

۱- نویسنده مسئول: h.parvan92@gmail.com

2- Esmaeel_Ramazanpoor@yahoo.com
3-Gholizadeh@guilan.ac.ir
DOI: 10.22067/pm.v24i13.56811

نقدی) است. از اطلاعات مالی ۸۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بین سال‌های ۱۳۹۳- ۱۳۸۶ استفاده شده است. داده‌ها از سایت‌های بورس اوراق بهادار تهران و نرم‌افزار بورسی ره آورد نوین به دست آمده است. جهت آزمون فرضیه‌ها، از تحلیل رگرسیون چندمتغیره (EGLS) و روش داده‌های ترکیبی با استفاده از نرم‌افزار Eviews 8 استفاده شده است. نتایج پژوهش به طور خلاصه حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین تمرکز مالکیت، مدت‌زمان تصدی مدیرعامل و متغیرهای وابسته ریسک مالی و ریسک جریان نقدی است. همچنین ارتباط منفی و معنادار را بین درصد مالکیت سهام‌داران نهادی و متغیرهای وابسته ریسک مالی و ریسک جریان نقدی نشان دادند. نتایج این پژوهش ارتباط معناداری بین دوگانگی نقش مدیرعامل و ریسک مالی، ریسک جریان نقدی را تأیید نمی‌کند.

کلیدواژه‌ها: راهبری شرکتی، ریسک‌پذیری، سهامداران نهادی، تمرکز مالکیت، ریسک مالی.
طبقه‌بندی JEL: G32، G21

مقدمه

یکی از موضوعاتی که در چند دهه اخیر در بازارهای مالی مطرح شده است راهبری شرکتی است که پژوهشگران و صاحب‌نظران بسیاری از رشته‌های مختلف همچون حسابداری، بازرگانی، اقتصاد و غیره از زوایای مختلف آن را مورد بررسی قرار داده و هر کسی از دیدگاه خود به تبیین و تفسیر آن پرداخته است. نظام راهبری شرکتی، به عنوان یک نظام مرتبط‌کننده چند شاخهٔ علمی و با حفظ تعادل میان اهداف اجتماعی و اقتصادی و اهداف فردی و جمعی موجب ترغیب، تقویت و استفاده کارآمد از منابع و الزام پاسخگویی شرکت‌ها در قبال سایر صاحب‌نفع‌های خود می‌گردد. از جهت دیگر اجرای نظام راهبری شرکتی می‌تواند باعث اختصاص بهینهٔ منابع و ارتقای شفافیت اطلاعات و درنهایت رشد و توسعهٔ اقتصادی گردد (John & Senbet, 1998).

تأثیر مکانیزم‌های راهبری شرکتی بر عملکرد شرکت ممکن است مستقیم نباشد. آن به نظر می‌رسد که این ارتباط از طریق میانجی‌گری سطوح ریسک شرکت باشد. ساختار مالکیت منجر به سرمایه‌گذاری پر ریسک می‌شود. چون مدیرانی که خود در شرکت سهام دارند تمایل دارند که سهام آن‌ها بیشتر شود. بنابراین راهبری شرکتی نقش قدرتمندی در ماهیت و شدت ریسک بازی می‌کند و بدین‌وسیله بر عملکرد شرکت تأثیر می‌گذارد (Alam & Ali shan, 2013).

چارچوب راهبری شرکتی در ساختار مالکیت‌های مختلف نقش غالب را در تعیین رفتار

شرکت در مورد تصمیم‌گیری‌های مالی و سرمایه‌گذاری دارد. یکی از عوامل مهم در تصمیم-گیری میزان ریسکی است که مدیران و مالکان حاضر به پذیرش آن هستند. شرکت‌ها ممکن است یافته خود را در شرایط متناقض در فرآیند تصمیم‌گیری زمانی که مدیران و مالکان به دنبال منافع و اهداف شخصی خود هستند بیابند، که این درنهایت به خطر انداختن سودآوری شرکت است، که چشم‌انداز آینده شرکت را به خطر می‌اندازد. در حال حاضر در راه‌اندازی شرکت‌های مختلف، ساختار راهبری شرکتی مختلف وجود دارد که از این طریق ساختار مالکیت به اجزاء فرعی تقسیم‌بندی می‌شود که در داخل سیستم‌های رقیب پراکندگی و تمرکز ساختار مالکیت وجود دارد. در طول چند دهه گذشته در این موضوع بحث‌های علمی بسیاری برای یک تفسیر امکان‌پذیر بر روی سیستم‌های متفاوت از مالکیت و کنترل به عنوان یک کلید در توسعه اقتصادی مطرح شده است (Ali Shah et al., 2012).

اگرچه در ارتباط با راهبری شرکتی تحقیقات بسیاری انجام شده است ولی تأثیر راهبری شرکتی بر رفتار ریسک پذیری، کمتر در ادبیات مالی و حسابداری به بحث گرفته شده است. فقدان چنین ادبیاتی ضرورت انجام تحقیق در زمینه تأثیر مکانیزم‌های راهبری شرکتی بر رفتار ریسک‌پذیری را موجب می‌شود. در اهمیت راهبری شرکتی برای موفقیت شرکت‌ها و ایجاد رفاه اجتماعی شکی نیست. این موضوع با توجه به رخدادهای اخیر اهمیت بیشتری یافته است. فروپاشی شرکت‌های بزرگ از قبیل انرون، ورلدکام و .... (که موجب زیان بسیاری از سرمایه‌گذاران و ذی-نفعان شد و ناشی از سیستم‌های ضعیف راهبری شرکتی بود)، موجب تأکید بیش از پیش بر ضرورت ارتقا و اصلاح راهبری شرکتی در سطح بین‌المللی شده است. از سوی دیگر ریسک شرکت یکی از عوامل مهمی است که افزایش آن شرکت را با مشکلات زیادی روبه‌رو می‌کند ازجمله این مشکلات تأثیر آن بر سیاست‌گذاری شرکت است و توان شرکت را برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی و فعالیت‌های مرتبط به آن کاهش می‌دهد که به تبع آن عملکرد شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد و درنتیجه انتظار می‌رود که شرکت‌ها بتوانند با استقرار مناسب مکانیزم‌های راهبری شرکتی بتوانند ریسک شرکت را در مسیر مناسبی هدایت کنند و از این طریق بتوانند عملکرد شرکت را ارتقا و بهبود ببخشند. با توجه به اهمیت موضوع ریسک‌پذیری، این پژوهش در جستجوی پاسخی برای این سؤال است که مکانیزم‌های راهبری شرکتی بر رفتار ریسک‌پذیری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیری داشته یا خیر؟

مبانی نظری

راهبری شرکتی

امروزه حفظ منافع عمومی، رعایت حقوق سهامداران، ارتقای شفافیت اطلاعات و الزام شرکت‌ها به ایفای مسئولیت‌های اجتماعی از مهم‌ترین آرمان‌هایی است که بیش از یک دهه گذشته توسط مراجع مختلف نظارتی و اجرایی مورد توجه قرار گرفته است. تحقق این آرمان‌ها مستلزم وجود ضوابط استوار و ساز و کارهای اجرایی مناسب است که مهم‌ترین آن‌ها نظام راهبری شرکتی است. نظام راهبری شرکتی بیش از هر چیز، حیات شرکت را در بلندمدت هدف قرار داده و در این راستا سعی دارد تا از منافع سهام‌داران در مقابل مدیران شرکت‌ها پشتیبانی و از انتقال ناخواسته ثروت میان گروه‌های مختلف و تضییع حقوق عموم و سهام‌داران جزء، جلوگیری کند. راهبری شرکتی شامل معیارهایی است که باعث افزایش عدم تمرکز در کنترل شرکت‌ها شده، از قدرت مدیران اجرایی کاسته و عملکرد شرکت‌ها را بهبود می‌بخشد. نظام مطلوب راهبری شرکتی سبب می‌شود که شرکت‌ها از سرمایهٔ خود به نحو مؤثری استفاده کنند، منافع صاحبان سود و جامعه‌ای که در آن فعالیت دارند، در نظر بگیرند، در برابر شرکت‌ها و سهام‌داران پاسخ‌گو باشند و سبب جلب اعتماد سرمایه‌گذاران و جذب سرمایه‌های بلندمدت شوند (Ahmadpoor & Montazeri, 2011).

در این پژوهش چهار عامل (فاکتور) از مکانیزم‌های راهبری شرکتی مورد بررسی قرار می‌گیرد:

درصد مالکیت سهام‌داران نهادی، تمرکز مالکیت ، مدت‌زمان تصدی مدیرعامل و دوگانگی نقش مدیرعامل شرکت‌ها است.

سهام‌داران نهادی

سرمایه‌گذاران نهادی به سرمایه‌گذاران بزرگ نظیر بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و .... می‌گویند(KOH, 2003). موقعیت سرمایه‌گذاران نهادی در راهبری شرکتی از لحاظ نظری پیچیده است. از یک نظر می‌توان گفت سرمایه‌گذاران نهادی نوع دیگر از سازوکار راهبری شرکتی قدرتمند را به نمایش می‌گذارند. به‌طوری‌که می‌توان بر مدیریت شرکت، اعمال نظارت نماید و در اثر چنین نظارتی بر مدیریت شرکت نتایج اساسی به دست می

آید. به‌طوری‌که منافع مدیریت و سهامداران همسو می‌گردد. نقش نظارتی سرمایه‌گذاران نهادی به طور روزافزون اهمیت می‌یابد و به طور دائم بر تأثیر آن افزون می‌گردد.

بااین‌حال انتظار می‌رود که سهام‌داران نهادی با استفاده از قدرت و ابزارهایی که در اختیار دارند نقش مهمی را در کنترل مدیران در استفاده از مدیریت سود فرصت‌طلبانه داشته باشند و این اطمینان حاصل شود که مدیران در جهت حداکثر نمودن منافع سهام‌داران عمل نمایند و این کنترل‌ها خود را در ارزش بالاتر شرکت در بازار نمایان می‌کند(CIaessens,1999).

تمرکز مالکیت

معیار وجود سهامداران بزرگ در یک شرکت را تمرکز مالکیت می‌گویند. سهامداران بزرگ، انگیزه‌های بیشتری برای نظارت مدیریت دارند، زیرا هزینه‌های مرتبط با نظارت مدیریت کمتر از منافع مورد انتظار سهام‌داران بزرگ در شرکت است. در شرکت‌های با مالکیت متمرکز هیئت‌مدیره و سهام‌داران بزرگ یا سهام‌داران عمده می‌توانند به‌عنوان ناظرانی عمل کنند که قادر به افزایش کیفیت مدیریت و نیز ارتقای سطح کارآیی شرکت باشند. تمرکز مالکیت به حالتی اطلاق می‌شود که میزان درخور ملاحظه‌ای از سهام شرکت به سهام‌داران عمده (اکثریت) تعلق داشته باشد و نشان می‌دهد چند درصد سهام شرکت در دست عده معدودی قرار دارد. نظارت سهامداران عمده ممکن است تأثیر ویژه‌ای روی جنبه‌های مختلف رفتاری شرکت، مانند: سودآوری، عملکرد شرکت، سیاست‌های سرمایه‌گذاری و انتخاب سیاست‌های اجرایی و مالی داشته باشد. در خصوص مفید بودن سهامداران عمده روی مشکلات مربوط به انتقال نمایندگی بین مالکان و مدیران مطالعات زیادی وجود دارد. در واقع مالکان عمده قادر به کاهش این مشکلات می‌باشند. به علت مقدار سرمایه‌گذاریشان، آن‌ها دارای انگیزه بهتری برای نظارت بر مدیریت و قدرت بیشتر جهت انجام تصمیمات اثرگذار نسبت به سهامداران جزء و مالکان پراکنده می‌باشند. آن‌ها ممکن است روی تصمیمات عملیاتی شرکت با استفاده از نظارت بر مدیران اثر بگذارند و سبب بهبود انتخاب پروژه‌ها و سطوح سرمایه‌گذاری و کاهش احتمال تلف شدن منابع شوند (Becker et al, 2010).

مدت‌زمان تصدی مدیرعامل

مدت‌زمان تصدی مدیرعامل برای هر سال برابر است با تعداد سال‌هایی که از زمان تصدی آن به عنوان مدیرعامل می‌گذرد. یکی از تضادهای بین مدیر و ذی‌نفعان شرکت این است که افق تصمیم‌گیری مدیران برای شرکت کوتاه‌تر از افق سرمایه‌گذاری سهام‌داران است. ادعای مدیران نسبت به شرکت تنها محدود به دوره تصدی آن‌ها می‌باشد. و همین مسئله ممکن است باعث کاهش منافع سهام‌داران و ارزش شرکت شود.

شواهد نظریه کارگزاری نشان می‌دهد مدیر در راستای منافع شخصی خود عمل می‌کند و منافع خود را بر منافع دیگران مقدم می‌شناسد. دلیل وقوع چنین رفتاری از سوی مدیر، قدرت و اختیار تصمیم‌گیری است که از سوی مالک به وی تفویض شده است. ازآنجایی‌که مالکان نمی توانند بر هر تصمیم مدیر نظارت داشته باشند و مدیر در پیگیری منافع خود آزادی عمل دارد. ازاین‌رو، مدیر در مدت تصدی خود ممکن است استراتژی‌هایی را انتخاب نماید که بیشترین منافع را برای خود تأمین نماید. این موضوع مشکلی به نام مشکل کارگزاری به وجود می‌آورد. مشکل دیگری که در نظریه کارگزاری میان مدیر و سهامداران وجود دارد، مشکل افق است. این مشکل بر این موضوع اشاره دارد که مدیران تمایل دارند تا در پروژه‌هایی سرمایه‌گذاری کنند که بازدهی و ایجاد ارزش پروژه به قبل از پایان دوره تصدی آن‌ها بر می‌گردد. زیرا افق تصمیم‌گیری مدیران در مقایسه با افق سرمایه‌گذاری سهام‌داران کمتر است. مدیران اعتقاد دارند که دوره تصدی آن‌ها محدود است درحالی‌که عمر شرکت نامحدود. ازاین‌رو، سعی می‌کنند در دوره تصدی خود به منافع مورد نظر دست یابند. ازاین‌رو، بر اساس این فرضیه رابطه‌ای منفی میان عملکرد مدیر و عملکرد شرکت (ازجمله ایجاد ارزش) وجود دارد (Ailnejad et al, 2015).

مدت‌زمان تصدی مدیرعامل

در برخی شرکت‌ها دو مسئولیت هیئت مدیره و مدیرعامل به عهده یک شخص می‌باشد که در اصطلاح به آن دوگانگی نقش مدیرعامل می‌گویند. اگر سمت‌های ریاست هیئت مدیره و مدیرعامل بر عهده دو شخص مجزا نباشد و آنگاه یکی از اعضای ارشد هیئت مدیره باید اعلام کند که شخص مستقل کیست. عدم وجود مدیرعامل شرکت در سمت ریاست هیئت مدیره نقش مهمی در اثربخشی عملکرد هیئت مدیره ایفا می‌کند (Setayesh et al, 2010).

ساختار دوگانه همچنین به مدیرعامل اجازه می‌دهد تا اطلاعات در دسترس سایر اعضای هیئت

مدیره را به طور مؤثری کنترل کند و بنابراین ممکن است از نظارت مؤثر جلوگیری به عمل آورد. اگر دوگانگی وظیفه مدیرعامل از نظارت مؤثر ممانعت به عمل آورد ممکن است با استفاده بیشتر از اقلام تعهدی اختیاری ارتباط پیدا کند و قابلیت اتکای سود را کاهش دهد (Aghaei et al, 2009).

راهبری شرکتی و ریسک

بین راهبری شرکتی و ریسک ارتباط نزدیکی وجود دارد که می‌تواند به‌سادگی قابل فهم باشد. با تدوین استانداردهای مناسب و قوی برای راهبری شرکتی می‌توان فرآیند مدیریت ریسک و با یکپارچه کردن مدیریت ریسک و سیستم‌های داخلی می‌توان به تدوین استانداردهای قوی راهبری شرکتی اطمینان بخشید.

طبق قانون ساربنز آکسلی، اعضای کمیته حسابرسی باید از دانش مالی برخوردار باشند. زیرا این موضوع به طور یقین سبب بهبود فرآیند نظارت بر تهیه صورت‌های مالی می‌شود. همچنین قانون جدید بورس نیویورک کمیته حسابرسی را ملزم به بحث و بررسی ارزیابی ریسک شرکت کرده است. لذا برای انجام این کار اعضای کمیته حسابرسی باید علاوه بر دارا بودن دانش مالی، در زمینه‌های دیگر نظیر اقتصاد، صنعت، قوانین و مقررات و منابع انسانی از دانش کافی برخوردار باشند. پس در یک کلام می‌توان گفت که بیشترین چالش بین مدیریت ریسک و راهبری شرکتی در کمیته حسابرسی است.

بر طبق مصوبات بورس اوراق نیویورک مدیریت ریسک از وظایف مدیریت شرکت است. مدیریت باید موقعیت شرکت را نسبت به ریسک‌های مختلف ارزیابی کرده و کمیته حسابرسی هم باید سیاست‌هایی را بررسی کند که بر فرآیند ارزیابی ریسک‌های عمده‌ای که شرکت با آن‌ها مواجه می‌شود اثر می‌گذارد.

در صورتی فرآیند مدیریت ریسک موفق خواهد بود که با اهداف و برنامه‌های تدوین یافته شرکت هماهنگ باشد. بنابراین باید افرادی در شرکت عهده‌دار مدیریت ریسک شوند که با اهداف راهبری شرکت آشنا بوده و تجربه و مهارت کافی را داشته باشند. همچنین باید روش‌های سنجش عملکرد به‌منظور حصول اطمینان از مدیریت بر منافع و ایجاد تعادل در کاهش ریسک ایجاد گردد.

تعدادی از مؤسسات تجاری به‌خصوص مؤسسات مالی، برای تحقق مدیریت اثربخش، کمیته حسابرسی را جایگزین کمیته مدیریت ریسک می‌کنند. در چنین مواردی کمیته حسابرسی دیگر صرفاً مسئول ارزیابی مدیریت ریسک نیست، بلکه باید شیوه‌های ارزیابی ریسک و مدیریت ریسک را نیز مورد بحث و بررسی قرار دهد. به‌عبارت‌دیگر فرآیند مدیریت ریسک در این مؤسسات توسط کمیته حسابرسی تدوین می‌شود.

همچنین در طیفی دیگر، هیئت مدیره مسئول تعیین ماهیت و حدود ریسک‌های مشخصی است که مایل به پذیرش آن است. هیئت مدیره باید سیستم‌های کنترل داخلی و مدیریت ریسک واقعی را پیاده‌سازی کند و باید سطح مشخصی از توان ریسک‌پذیری شرکت را مشخص کند. این مورد می‌تواند به عنوان مقدار و نوع قرار گرفتن در معرض ریسکی تعریف شده باشد که سازمان برای رسیدن به اهداف مایل به پذیرش آن باشد (Mcnulty & et al, 2012).

در پاسخ به فشارهای عمومی و سهامداران، برخی هیئت مدیره به‌ویژه در شرکت‌های بزرگ به طور گسترده شروع به بررسی ساختارهای انگیزشی خود ازجمله کاهش انگیزه بالقوه برای ریسک‌پذیری بیش‌ازحد، به‌ویژه با گزینه سهام برای مدیران ارشد کرده‌اند که می‌بایست برای هیئت مدیره شرکت‌ها انگیزه فراهم شود مانند پاداش‌ها که می‌تواند شامل اختصاص پاداش موفقیت در کسب‌وکار، همچنین آگاهی از مدیریت ریسک و ... باشد.

استانداردهای موجود برای راهبری ریسک برای شرکت‌ها تا حد زیادی با تمرکز بر روی کنترل داخلی و وظیفه حسابرس، خطر مالی در درجه اول و نه در حد (حوالی) شناسایی مدیریت جامع ریسک قرار دارد. استانداردهای راهبری شرکتی باید تأکید کافی در شناسایی تقریبی خطرات داشته باشند. باید به هر دو مورد ریسک مالی و غیرمالی پرداخته شود و این که مدیریت ریسک باید در برگیرنده هر دو استراتژی و ریسک عملیاتی باشد. در حال حاضر استانداردهای راهبری ریسک نسبت به سودمندی سطح بسیار بالایی محدود عملی خود و یا تمرکز بر مؤسسات مالی تمایل زیادی دارند بیشتر حوزه استانداردهای مدیریت ریسک عملیاتی است که بدون کاهش انعطاف‌پذیری اجرای آن‌ها در شرکت‌های با موقعیت‌های مختلف و این‌که تجارب بخش مالی می‌تواند با ارزش باشد حتی اگر به بخش غیرمالی قابل انتساب نباشد در هر دو بعد مالی و غیرمالی باید به منابع داخلی و خارجی ریسک توجه شود.

این همیشه روشن نیست که هیئت مدیره تأکید بالقوه کافی بر روی خطرات فاجعه‌آفرین

داشته باشند حتی اگر محقق شدن آن‌ها بسیار محتمل به نظر نرسد هدایت بیشتر ممکن است مشروط به مدیریت ریسک باشد که شایسته توجه خاص است ازجمله این ریسک‌ها، ریسک‌های است که تأثیر منفی زیادی بر سرمایه‌گذاران، سهامداران، مالیات‌دهندگان و محیط‌زیست دارد. هیئت مدیره باید از کاستی‌های مدل مدیریت ریسکی که بر آن تکیه می‌کند آگاه باشد که مفروضات آن احتمالاً سؤال‌برانگیز هستند (OECD, 2014).

پیشینه تحقیق

مطالعات خارجی

سو و یولی(Su & yulee, 2012)، به دنبال پاسخ به این سؤال بودند که آیا مکانیزم‌های داخلی و خارجی راهبری شرکتی می‌توانند تأثیری بر پذیرش ریسک توسط شرکت‌های خانوادگی داشته باشند؟ برای این منظور، آنان نمونه‌ای از شرکت‌های خانوادگی تایوان را مورد بررسی قرار دادند. آنان به این نتیجه رسیدند که استفاده از مدیران خارجی، ارتباط منفی بین مالکیت خانوادگی و پذیرش ریسک را کاهش می‌دهد.

عالم و علیشاه(Alam& Ali Shah, 2013)، در مقاله‌ای تحت عنوان راهبری شرکتی و تأثیر آن بر ریسک به بررسی برخی متغیرهای حاکمیت شرکتی بر ریسک ۱۰۶ شرکت پاکستانی در طی سال‌های (۲۰۰۵-۲۰۱۰) پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که کنترل خانوادگی و کنترل بانکی ارتباط منفی با ریسک شرکت دارند درحالی‌که ساختار مالکیت و دوگانگی نقش مدیرعامل ارتباط مثبت با ریسک شرکت دارد.

نتیم و همکاران(Ntym & et aL, 2013)، در پی بررسی اثر کیفیت حاکمیت شرکتی بر میزان افشای ریسک شرکت، علاوه بر میزان مالکیت نهادی و سهامداران عمده، به سایر متغیرهای راهبری شرکتی، ازجمله اندازه هیئت مدیره و تعداد هیئت مدیره غیر موظف نیز، توجه کردند. یافته های آنها نشان داد که اندازه هیئت مدیره و تعداد هیئت مدیره غیر موظف، رابطه مثبتی با میزان افشا ریسک شرکت دارند.

بیچ تائو و هاتچینسون(Bich Tao & Hutchinson, 2013)، در پژوهشی تحت عنوان حاکمیت شرکتی و مدیریت ریسک به بررسی نقش کمیته های جبران و ریسک به منظور مدیریت و نظارت رفتار ریسکی شرکت‌های مالی استرالیا طی دوران منتهی به بحران(۲۰۰۸- ۲۰۰۶)

پرداختند. این مطالعه تجربی متشکل از ۷۱۱ شرکت بخش مالی است که نشان می دهد چطور ترکیب کمیته جبران، عدم تقارن اطلاعات را کاهش می دهد. بویژه عدم تقارن اطلاعاتی زمانی کاهش می یابد که یک مدیر عضو هر دو کمیته ریسک و جبران باشد و در این مطالعه نشان داده می‌شود که عملکرد و ریسک شرکت برای شرکت‌های با ریسک بالا ارتباطی منفی با هم دارند.

مطالعات داخلی

معصومی(Masomi, 2014)، تأثیر مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی شامل اندازه هیئت مدیره، استقلال هیئت مدیره، دوگانگی نقش مدیرعامل، مالکیت مدیریتی، مالکیت متمرکز و مالکیت خانوادگی بر ریسک شرکت‌ها را مورد بررسی قرار داد. روش مورد استفاده برای آزمون فرضیه ها، روش رگرسیونی داده‌های ترکیبی است و متغیر ریسک در این تحقیق از طریق مدل CAPM استخراج شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معناداری بین اندازه هیئت مدیره، مالکیت متمرکز و دوگانگی با ریسک وجود دارد. همچنین رابطه منفی و معناداری بین مالکیت خانوادگی و استقلال هیئت مدیره با ریسک وجود دارد، ولی رابطه معناداری بین مالکیت مدیریتی و ریسک وجود ندارد. به علاوه رابطه مثبت و معناداری بین ساختار حاکمیت شرکتی با ریسک شرکت وجود دارد.

نیکپور(Nikpour, 2014)، رابطه حاکمیت شرکتی و ریسک مالی، عملیاتی و محیطی شرکت-های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار داد. درنهایت با انجام بررسی‌ها دریافت که بین برخی شاخصه‌های حاکمیت شرکتی (اندازه هیئت مدیره، نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره و تعداد جلسات هیئت مدیره) با ریسک مالی، عملیاتی و محیطی رابطه معناداری وجود ندارد. اما بین شرکت‌های با حاکمیت قوی و شرکت‌های با حاکمیت ضعیف تفاوت معناداری وجود دارد. طبق بررسی‌ها بین شرکت‌های با حاکمیت قوی با ریسک‌های مالی، عملیاتی و محیطی و شرکت‌های با حاکمیت ضعیف با ریسک‌های مالی، عملیاتی و محیطی رابطه معناداری مشاهده نشد.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اصلی: مکانیزم‌های راهبری شرکتی بر رفتار ریسک‌پذیری شرکت‌ها بطور معناداری

تأثیر دارد.

فرضیه‌های فرعی:

۱. سهامداران نهادی بر ریسک مالی شرکت‌ها بطور معناداری تأثیر دارند.
۲. سهامداران نهادی بر ریسک جریان نقدی شرکت‌ها بطور معناداری تأثیر دارند.
۳. مالکیت متمرکز بر ریسک مالی شرکت‌ها بطور معناداری تأثیر دارد.
۴. مالکیت متمرکز بر ریسک جریان نقدی شرکت‌ها بطور معناداری تأثیر دارد.
۵. مدت‌زمان تصدی مدیرعامل بر ریسک مالی شرکت‌ها بطور معناداری تأثیر دارد.
۶. مدت‌زمان تصدی مدیرعامل بر ریسک جریان نقدی شرکت‌ها بطور معناداری تأثیر دارد.
۷. دوگانگی نقش مدیرعامل بر ریسک مالی شرکت‌ها بطور معناداری تأثیر دارد.
۸. دوگانگی نقش مدیرعامل بر ریسک جریان نقدی شرکت‌ها بطور معناداری تأثیر دارد.

روش و متغیرهای پژوهش

روش‌شناسی پژوهش: این پژوهش بر اساس ماهیت، از نوع پژوهش‌های توصیفی- علّی و از نوع پس رویدادی می‌باشد و چون می‌تواند در فرایند استفاده از اطلاعات کاربرد داشته باشد، از نوع پژوهش‌های کاربردی می‌باشد. برای بررسی و برآورد مدل کلی از داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود. در داده‌های ترکیبی، می‌توان کمبودهایی را که در هر یک از داده‌های سری زمانی و مقطعی وجود دارد، کاهش داد. در داده‌های ترکیبی با افزایش تعداد مشاهدات و درجه آزادی مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی کمتر می‌شود و کارآیی تخمین زننده‌ها افزایش می‌یابد.

متغیر وابسته: ریسک پذیری به معنای قبول خطر کردن یا پذیرفتن احتمال ضرر و زیان برای رسیدن به مقصود تعریف شده است. در این پژوهش از دو معیار(ریسک مالی، ریسک جریان نقدی) به منظور سنجش ریسک پذیری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده می‌گردد. در این تحقیق منظور سنجش ریسک پذیری است. ریسک مالی و ریسک جریان نقدی ریسک خود شرکت را می‌سنجند. دلایل استفاده از ریسک غیرسیستماتیک برای سنجش این است که این نوع ریسک‌ها، ریسک‌هایی است که به عوامل داخلی شرکت مربوط می‌شود. در هر شرکتی این نوع ریسک‌ها به شرایط خاص همان شرکت بستگی دارد و ربطی به ریسک سایر شرکت‌ها ندارد. درنتیجه این نوع ریسک می‌تواند خاص یک صنعت معین باشد.

ریسک مالی: ریسک مالی احتمال توقف فعالیت‌های شرکت بخاطر نبودن وجوه کافی می‌باشد معیار سنجش ریسک پذیری مالی، نسبت بدهی بلندمدت شرکت کل دارایی در ابتدای سال مالی است (Huang &Wang, 2014). نسبت بدهی بلندمدت = بدهی بلندمدت / کل دارایی در ابتدای سال مالی

ریسک جریان نقدی: ریسک نقدینگی نشان‌دهنده خطر مواجهه شرکت با کمبود نقدینگی در مواقع نیاز به نقدینگی برای بازپرداخت بدهی‌های سررسید شده و یا پرداخت سود و مواردی از این دست می‌باشد.

معیار سنجش ریسک جریان نقدی لگاریتم طبیعی انحراف معیار جریان نقدی ناشی از عملیات می‌باشد (Huang &Wang, 2014).

متغیر مستقل:

متغیر مستقل در این پژوهش مکانیزم های راهبری شرکتی که شامل موارد زیر می‌شود:

درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی در ساختار مالکیت شرکت ($INST_{it}$): سرمایه‌گذاران نهادی به شخصیت‌ها یا مؤسساتی اطلاق می‌شود که به خرید و فروش حجم عظیمی از اوراق بهادار می‌پردازند. براساس مطالعات انجام شده شرکت‌هایی که نسبت بیشتری از کل سهام منتشر شده آن‌ها در اختیار سرمایه‌گذاران نهادی باشد، شرکت‌های با ارزش بیشتر محسوب می‌شوند.

این متغیر بیانگر درصد سهامداران نهادی برای شرکت i در سال t می‌باشد (Hassasyeganeh et al, 2012).

تمرکز مالکیت ($FIVELSH_{it}$): تمرکز مالکیت به حالتی اطلاق می‌شود که میزان درخور ملاحظه‌ای از سهام شرکت به سهامداران عمده (اکثریت) تعلق داشته باشد و نشان می‌دهد چند درصد سهام شرکت در دست عده محدودی قرار دارد.

در این تحقیق مالکیت متمرکز بیانگر درصد سهام نگهداری شده به وسیله ۵ سهامدار عمده برای شرکت i در سال t در نظر گرفته شده است (Hassasyeganeh et al, 2012).

مدت‌زمان تصدی مدیرعامل ($TENURE_{it}$): لگاریتم طبیعی مدت‌زمان تصدی مدیرعامل در هیئت مدیره شرکت (Aghaei et al, 2009).

دوگانگی نقش مدیرعامل ($DUAL_{it}$): بیانگر دوگانگی نقش مدیرعامل است اگر مدیرعامل

رئیس یا نائب رئیس هیئت مدیره باشد عدد یک و در غیر این‌صورت صفر لحاظ می‌شود (Mahdavi et al, 2013).

متغیرهای کنترلی:

قدمت شرکت در بازار بورس (AEG): لگاریتم تعداد سال‌هایی که سهام شرکت در بورس مبادله گردیده، به عنوان قدمت شرکت در نظرگرفته شده است (Moeinoddin& Dehghan, 2012).

اندازه شرکت (Firmsize): اندازه شرکت از لگاریتم مجموع دارایی‌های شرکت و از طریق ترازنامه به دست آمده است (معین‌الدین و دهقان،۱۳۹۱).

مدل مورد استفاده در پژوهش

با توجه به مطالب مذکور در مورد متغیر وابسته، مستقل و کنترل، در این پژوهش، رابطه زیر به عنوان مدل پایه مورد استفاده قرار گرفته است:

$$RISK_{i,t} = \alpha + \beta_1 INST_{i,t} + \beta_2 FIVELSH_{i,t} + \beta_3 TENURE_{i,t} + \beta_3 DUAL_{i,t} + \beta_4 AEG_{i,t} + \beta_5 FIRMSIZE_{i,t} + \varepsilon\ \varepsilon_{i,t}\ (i = 1, 2, 3, \dots)$$

در این معادله، متغیر وابسته ($RISK$) بیانگر ریسک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و آلفا (α) تأثیر ثابت یا میانگین تأثیر تمامی متغیرهای حذف شده از مدل بر روی متغیر وابسته، INST نشانگر درصد سهامداران نهادی شرکت، FIVELSH بیانگر تمرکز مالکیت، TENURE نشان‌دهنده مدت‌زمان تصدی مدیرعامل وDUAL نشانگر دوگانگی نقش مدیرعامل شاخص‌های سنجش مکانیزم‌های راهبری شرکتی می‌باشند. در این مدل متغیرهای کنترلی شامل AEG قدمت شرکت در بازار بورس، Firmsize اندازه شرکت می‌باشند، و $\varepsilon_{i,t}$ جز اخلال یا پسماندهای مدل را نشان می‌دهند.

نتایج

همسانی واریانس اجزاء اخلال مدل‌های پژوهش: یکی از فروض کلاسیک در تحلیل رگرسیون، همگن یا همسان بودن ($E(u_i^2) = \sigma^2, i = 1,2, \dots, n$) توزیع واریانس

خطاهاست که در صورت نقض شدن این فرض، اجزای اخلال دارای ناهمسانی واریانس خواهند بود. در پژوهش حاضر، آزمون‌های مورد استفاده جهت همسانی واریانس، آزمون هاروی و آزمون گلجسر می‌باشد که فرضیه صفر و فرضیه مقابل در این آزمون‌ها، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{cases} H_0: \text{شرط همسانی واریانس برقرار می‌باشد} \\ H_1: \text{شرط همسانی واریانس برقرار نمی‌باشد} \end{cases}$$

جدول (۱)- خروجی آزمون هاروی و آزمون گلجسر همسانی واریانس مدل رگرسیونی فرضیه‌های پژوهش

	Harvey				Glejser			
	آماره F	احتمال	آماره کای دو	احتمال	آماره F	احتمال	آماره کای دو	احتمال
فرضیه اول	۲۶,۳۹۱۵۸	۰,۰۰۰۰	۷۱,۳۷۵۸۱	۰,۰۰۰۰	۲۴,۷۱۳۴۳	۰,۰۰۰۰	۶۷,۲۸۱۱۰	۰,۰۰۰۰
فرضیه دوم	۶,۶۲۶۵۷۴	۰,۰۰۰۲	۱۹,۴۳۱۲۳	۰,۰۰۰۲	۱۴,۱۸۶۹۶	۰,۰۰۰۰	۴۰,۳۰۲۰۴	۰,۰۰۰۰
فرضیه سوم	۲۷,۸۲۴۱۵	۰,۰۰۰۰	۷۴,۸۲۸۸۱	۰,۰۰۰۰	۲۱,۵۷۷۱۲	۰,۰۰۰۰	۵۹,۴۸۰۸۵	۰,۰۰۰۰
فرضیه چهارم	۵,۱۳۱۲۶۱	۰,۰۰۱۶	۱۵,۱۴۳۰۰	۰,۰۰۱۷	۱۰,۹۲۸۸۰	۰,۰۰۰۰	۳۱,۴۶۹۷۰	۰,۰۰۰۰
فرضیه پنجم	۳۱,۰۱۸۶۲	۰,۰۰۰۰	۸۲,۳۹۱۰۲	۰,۰۰۰۰	۲۴,۶۸۵۸۷	۰,۰۰۰۰	۶۷,۲۱۳۴۱	۰,۰۰۰۰
فرضیه ششم	۴,۵۶۲۷۰۹	۰,۰۰۳۶	۱۳,۴۹۸۰۵	۰,۰۰۳۷	۱۰,۳۸۲۰۶	۰,۰۰۰۰	۲۹,۹۶۳۹۰	۰,۰۰۰۰
فرضیه هفتم	۲۴,۸۲۰۰۷	۰,۰۰۰۰	۶۷,۵۴۲۹۳	۰,۰۰۰۰	۲۳,۶۷۸۷۶	۰,۰۰۰۰	۶۴,۷۲۹۲۹	۰,۰۰۰۰
فرضیه هشتم	۴,۵۱۹۸۶۳	۰,۰۰۳۸	۱۳,۳۷۳۷۶	۰,۰۰۳۹	۱۰,۲۱۹۳۷	۰,۰۰۰۰	۲۹,۵۱۴۵۰	۰,۰۰۰۰

همانطور که مشاهده می‌شود، در تمامی مدل‌های پژوهش، سطح معناداری بر اساس آزمون هاروی و آزمون گلجسر، کمتر از ۵ درصد است؛ لذا فرض H_0 رد شده و فرض H_1 مبنی بر برقرار نبودن شرط همسانی واریانس، تأیید می‌شود. به منظور رفع واریانس ناهمسانی در این پژوهش از حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS[۱]) استفاده می‌شود.

مانایی متغیرهای پژوهش: مانایی متغیرهای پژوهش بدان معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. درنتیجه استفاده از این متغیرها در مدل، باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. در این پژوهش برای

---

۱. Estimated generalized least squears

بررسی مانایی متغیرها از آزمون لوین، لین و چو استفاده می‌شود. در این آزمون‌ها فرض صفر و فرض مقابل آن به شرح زیر می‌باشد:

$$H_0 = \left(\text{ریشه واحد وجود دارد} \right) = \text{متغیر مانا نیست}$$

$$H_1 = \text{ریشه واحد وجود ندارد (متغیر مانا است)}$$

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	Levin, Lin & Chu		متغیر	Levin, Lin & Chu	
	آماره	احتمال		آماره	احتمال
INST	۲۲۶,۱۱۹	۰,۰۰۰۷	AEG	۱۵۸۴,۳۵	۰,۰۰۰۰
FIVELSH	۲۵۶,۳۸۷	۰,۰۰۰۰	FIRMSIZE	۴۰۳,۱۵۸	۰,۰۰۰۰
TENURE	۴۸۵,۰۷۵	۰,۰۰۰۰	FINRISK	۳۵۴,۷۴۳	۰,۰۰۰۰
CASHRISK	۴۸۴,۹۹۷	۰,۰۰۰۰			

پس از محاسبه این آماره، اگر مقدار آماره محاسبه شده از آماره جدول بزرگ‌تر باشد، فرضیه H_0 رد می‌شود و فرضیه H_1 مبنی بر عدم وجود ریشه واحد (مانایی) پذیرفته می‌شود. با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد، چون مقدار P برای تمامی متغیرهای پژوهش کمتر از ۰/۰۵ است، درنتیجه متغیرهای پژوهش در طی دوره پژوهش در سطح پایا بوده‌اند.

برآورد مدل و تجزیه‌وتحلیل مدل نهایی. در پژوهش حاضر، مدل‌های مذکور با استفاده از مدل داده‌های ترکیبی برآورد می‌شوند. بدین منظور، جهت تشخیص نوع داده‌های ترکیبی (تلفیقی و تابلویی) از F مقید استفاده می‌شود. لذا برای اینکه بتوان مشخص کرد که آیا داده‌های تابلویی جهت برآورد تابع موردنظر کارآمدتر خواهد بود یا نه فرضیه‌ای را آزمون می‌کنیم که در آن کلیه عبارات ثابت با یکدیگر برابر هستند. فرضیه صفر این آزمون به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\begin{cases} H_0: \propto_i = \propto & \text{(مدل به صورت پانلی قابل بررسی نیست)} \\ H_1: \text{Not } H_0 & \text{(مدل به صورت پانلی قابل بررسی است)} \end{cases}$$

درصورتی‌که داده‌ها به صورت تابلویی باشند، برای بررسی این موضوع که آیا عرض از مبدأ به صورت اثرات ثابت است یا اینکه در ساختار واحدهای مقطعی به صورت تصادفی عمل می‌کند، از "آزمون هاسمن" استفاده می‌شود. فرضیه صفر (H_0) و مقابل (H_1) آن به صورت زیر تعریف

می گردند:

$$\begin{cases} H_0: & \text{همبستگی میان اثرات تصادفی و رگرسورها وجود ندارد (مدل اثرات تصادفی درست است)} \\ H_1: & \text{همبستگی میان اثرات تصادفی و رگرسورها وجود دارد (مدل اثرات ثابت درست است)} \end{cases}$$

آزمون فرضیه جزئی اول پژوهش. با توجه به P-value به دست آمده از آزمون F مقید در جدول ۳، فرضیه صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأها پذیرفته نمی‌شود. بنابراین در این مرحله مدل به صورت تابلویی (Panel) بررسی می گردد. همانطورکه در جدول ۳ مشاهده می گردد، p-value به دست آمده از آزمون هاسمن، کوچک‌تر از ۰,۰۵ است، بنابراین برای برآورد مدل از روش اثرات ثابت استفاده می گردد.

جدول (۳): نتایج برآورد مدل پژوهش فرضیه فرعی اول

	آزمون داده‌های ترکیبی				
	آماره آزمون	درجه آزادی	احتمال	مقایسه با ۰/۰۵	نتیجه
آزمون F مقید	۳۳,۷۷۵۵۹۱	۹۲,۵۹۲	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	داده‌های تابلویی
آزمون هاسمن	۱۴,۱۶۲۶۲۰	۳	۰.۰۰۲۷	کوچک‌تر	اثرات ثابت
نتایج تخمین مدل فرضیه فرعی اول با روش رگرسیون تابلویی با استفاده از روش EGLS (متغیر وابسته= ریسک مالی)					
متغیرها	**ضرایب متغیرها**	**آماره T**	**سطح معناداری**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه در مدل**
INST	-۰,۲۷۴۲۳۶	-۳,۲۲۵۴۷۷	۰,۰۰۱۳	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
AEG	۰.۱۳۰۴۹۶	۳,۱۶۴۶۶۶	۰.۰۰۱۶	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
FIRMSIZE	۰.۰۹۴۰۳۱	۴,۷۳۲۶۵۸	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
C	-۱,۲۸۷۹۷۶	-۵,۸۲۷۲۷۱	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
آماره دوربین واتسون	۲,۴۲۳۳۸۱	خطاها در مدل همبسته نیستند؛ یعنی خودهمبستگی مرتبه اول در مدل وجود ندارد.			
ضریب تعیین مدل	۰,۲۹۸۸۴۰	بیش از ۲۹ درصد از تغییرات FINRISK توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود.			
آماره f	۲,۹۰۱۱۲۲				
سطح معناداری مدل	۰,۰۰۰۰	معناداری مدل رگرسیون تأیید می‌شود.			

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس روش‌های آماری صورت گرفته در مدل مربوط به ریسک مالی، مقدار آماره t در متغیر مربوط به سهامداران نهادی ۳,۲۲۵۴۷۷- بوده و سطح معناداری برای این متغیر برابر ۰,۰۰۱۳ به دست آمده است که کوچک‌تر از ۵ درصد می‌باشد، بنابراین سهامدارن نهادی تأثیر منفی و

معناداری دارد. همچنین ضرایب برآوردی متغیر کنترلی قدمت شرکت دارای تأثیر مثبت و معنادار با ریسک مالی و متغیر کنترلی اندازه شرکت هم دارای تأثیر مثبت و معناداری با ریسک مالی می‌باشد. به علاوه نتایج مندرج در جدول (۳) نشان می‌دهد که احتمال آماره F کوچک‌تر از ۵ درصد است درنتیجه می‌توان گفت که این مدل با احتمال ۹۵٪ معنادار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

آزمون فرضیه جزئی دوم پژوهش. با توجه به P-value به دست آمده از آزمون F مقید در جدول ۴، فرضیه صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأها پذیرفته نمی‌شود. بنابراین در این مرحله مدل به صورت تابلویی (Panel) بررسی می‌گردد. همانطورکه در جدول ۴ مشاهده می‌گردد، p-value به دست آمده از آزمون هاسمن، کوچک‌تر از ۰,۰۵ است، بنابراین برای برآورد مدل از روش اثرات ثابت استفاده می‌گردد.

جدول (٤): نتایج برآورد مدل پژوهش فرضیه فرعی دوم

	آزمون داده‌های ترکیبی				
	آماره آزمون	**درجه آزادی**	**احتمال**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه**
آزمون F مقید	۷,۹۷۳۸۳۲	۹۲,۵۹۲	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	داده‌های تابلویی
آزمون هاسمن	۱۰,۸۶۳۵۳۰	۳	۰,۰۱۲۵	کوچک‌تر	اثرات ثابت
نتایج تخمین مدل فرضیه فرعی دوم با روش رگرسیون تابلویی با استفاده از روش EGLS (متغیر وابسته= ریسک جریان نقدی)					
متغیرها	**ضرایب متغیرها**	**آماره T**	**سطح معناداری**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه در مدل**
INST	-۰,۳۶۱۱۰۱	-۲,۳۳۵۳۸۰	۰,۰۱۹۸	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
AEG	۰,۱۸۷۹۵۷	۱,۶۳۸۳۱۹	۰,۱۰۱۹	بزرگ‌تر	تأثیرگذار نیست
FIRMSIZE	۰,۷۷۷۸۵۰	۱۲,۸۵۶۰۳	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
C	-۰,۴۳۶۸۰۳	-۰,۶۴۱۵۹۹	۰,۵۲۱۴	بزرگ‌تر	تأثیرگذار نیست
آماره دوربین واتسون	۱,۶۸۰۲۸۱	خطاها در مدل همبسته نیستند؛ یعنی خودهمبستگی مرتبه اول در مدل وجود ندارد.			
ضریب تعیین مدل	۰,۷۹۲۹۹۳	بیش از ۷۹ درصد از تغییرات CASHRISK توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود.			
آماره f	۵۶,۸۰۴۱۴				
سطح معناداری مدل	۰,۰۰۰۰۰۰	معناداری مدل رگرسیون تأیید می‌شود.			

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس روش‌های آماری صورت گرفته در مدل مربوط به ریسک جریان نقدی، مقدار آماره t

در متغیر مربوط به سهامداران نهادی ۰,۳۶۱۱۰۱- بوده و سطح معناداری برای این متغیر برابر ۰,۰۱۹۸ به دست آمده است که کوچک‌تر از ۵ درصد می‌باشد، بنابراین سهامدارن نهادی تأثیر منفی و معناداری دارد. همچنین ضرایب برآوردی متغیر کنترلی قدمت شرکت تأثیر معنادار با ریسک جریان نقدی ندارد و متغیر کنترلی اندازه شرکت هم دارای تأثیر مثبت و معناداری با ریسک جریان نقدی می‌باشد. به علاوه نتایج مندرج در جدول (۴) نشان می‌دهد که احتمال آماره F کوچک‌تر از ۵ درصد است درنتیجه می‌توان گفت که این مدل با احتمال ۹۵٪ معنادار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

آزمون فرضیه جزئی سوم پژوهش. با توجه به P-value به دست آمده از آزمون F مقید در جدول ۵، فرضیه صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأها پذیرفته نمی‌شود. بنابراین در این مرحله مدل به صورت تابلویی (Panel) بررسی می‌گردد. همانطورکه در جدول ۵ مشاهده می‌گردد، p-value به دست آمده از آزمون هاسمن، کوچک‌تر از ۰,۰۵ است، بنابراین برای برآورد مدل از روش اثرات ثابت استفاده می‌گردد.

جدول (۵): نتایج برآورد مدل پژوهش فرضیه فرعی سوم

	آزمون داده‌های ترکیبی				
	آماره آزمون	**درجه آزادی**	**احتمال**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه**
آزمون F مقید	۳۳,۱۶۸۲۸۱	۹۲,۵۹۲	۰.۰۰۰۰	کوچک‌تر	داده‌های تابلویی
آزمون هاسمن	۷۵,۵۲۲۹۶۷	۳	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	اثرات ثابت
نتایج تخمین مدل فرضیه فرعی سوم با روش رگرسیون تابلویی با استفاده از روش EGLS (متغیر وابسته= ریسک مالی)					
متغیرها	**ضرایب متغیرها**	**آماره T**	**سطح معناداری**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه در مدل**
FIVELSH	۰,۱۶۲۳۱۶	۴,۰۳۳۰۸۰	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
AEG	۰,۱۴۰۶۲۷	۳,۳۲۹۹۴۱	۰,۰۰۰۹	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
FIRMSIZE	۰,۰۹۳۰۱۰	۴,۵۸۰۰۳۵	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
C	-۱,۴۳۶۴۴۹	-۶,۲۸۹۴۶۷	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
آماره دوربین واتسون	۲,۳۱۵۵۷۳	خطاها در مدل همبسته نیستند؛ یعنی خودهمبستگی مرتبه اول در مدل وجود ندارد.			
ضریب تعیین مدل	۰,۴۶۸۰۷۷	بیش از ۴۶ درصد از تغییرات FINRISK توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود.			
آماره f	۲,۷۵۴۳۴۸				
سطح معناداری مدل	۰,۰۰۰۰۰۰	معناداری مدل رگرسیون تأیید می‌شود.			

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس روش‌های آماری صورت گرفته در مدل مربوط به ریسک مالی، مقدار آماره t در متغیر مربوط به تمرکز مالکیت ۴,۰۳۳۰۸۰ بوده و سطح معناداری برای این متغیر برابر ۰,۰۰۰۰ به دست آمده است که کوچک‌تر از ۵ درصد می‌باشد، بنابراین مالکیت متمرکز تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین ضرایب برآوردی متغیر کنترلی قدمت شرکت تأثیر مثبت و معنادار با ریسک مالی دارد و متغیر کنترلی اندازه شرکت هم دارای تأثیر مثبت و معناداری با ریسک مالی می‌باشد. به علاوه نتایج مندرج در جدول (۵) نشان می‌دهد که احتمال آماره F کوچک‌تر از ۵ درصد است درنتیجه می‌توان گفت که این مدل با احتمال ۹۵٪ معنادار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

آزمون فرضیه جزئی چهارم پژوهش. با توجه به P-value به دست آمده از آزمون F مقید در جدول ۶، فرضیه صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأها پذیرفته نمی‌شود. بنابراین در این مرحله مدل به صورت تابلویی (Panel) بررسی می‌گردد. همانطورکه در جدول ۶ مشاهده می‌گردد، p-value به دست آمده از آزمون هاسمن، کوچک‌تر از ۰,۰۵ است، بنابراین برای برآورد مدل از روش اثرات ثابت استفاده می‌گردد.

جدول (٦): نتایج برآورد مدل پژوهش فرضیه فرعی چهارم

	آزمون داده‌های ترکیبی				
	آماره آزمون	**درجه آزادی**	**احتمال**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه**
آزمون F مقید	۸,۰۶۶۰۸۶	۹۲,۵۹۲	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	داده‌های تابلویی
آزمون هاسمن	۱۰,۸۳۳۱۴۴	۳	۰,۰۱۲۷	کوچک‌تر	اثرات ثابت
نتایج تخمین مدل فرضیه فرعی چهارم با روش رگرسیون تابلویی با استفاده از روش EGLS (متغیر وابسته= ریسک جریان نقدی)					
متغیرها	**ضرایب متغیرها**	**آماره T**	**سطح معناداری**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه در مدل**
FIVELSH	۰,۵۷۷۰۵۲	۱,۹۹۱۵۹۱	۰,۰۴۶۹	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
AEG	۰,۲۳۷۶۹۱	۲,۰۲۷۵۱۴	۰,۰۴۳۱	بزرگ‌تر	تأثیرگذار نیست
FIRMSIZE	۰,۷۷۰۷۸۸	۱۲,۷۴۵۰۸	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
C	-۱,۰۲۰۹۴۰	-۱,۴۸۶۶۴۸	۰,۱۳۷۶	بزرگ‌تر	تأثیرگذار نیست
آماره دوربین واتسون	۱,۶۶۴۳۷۴	خطاها در مدل همبسته نیستند؛ یعنی خودهمبستگی مرتبه اول در مدل وجود ندارد.			
ضریب تعیین مدل	۰,۵۹۸۴۱۷	بیش از ۵۹ درصد از تغییرات CASHRISK توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود.			
آماره f	۶۰,۲۰۰۷۸				

سطح معناداری مدل	۰,۰۰۰۰۰۰	معناداری مدل رگرسیون تأیید می‌شود.

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس روش‌های آماری صورت گرفته در مدل مربوط به ریسک جریان نقدی، مقدار آماره t در متغیر مربوط به تمرکز مالکیت ۱,۹۹۱۵۹۱ بوده و سطح معناداری برای این متغیر برابر ۰.۰٤٦۹ به دست آمده است که کوچک‌تر از ۵ درصد می‌باشد، بنابراین مالکیت متمرکز تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین ضرایب برآوردی متغیر کنترلی قدمت شرکت تأثیر مثبت و معنادار با ریسک جریان نقدی دارد و متغیر کنترلی اندازه شرکت هم دارای تأثیر مثبت و معناداری با ریسک جریان نقدی می‌باشد. به علاوه نتایج مندرج در جدول (۶) نشان می‌دهد که احتمال آماره F کوچک‌تر از ۵ درصد است درنتیجه می‌توان گفت که این مدل با احتمال ۹۵٪ معنادار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

آزمون فرضیه جزئی پنجم پژوهش. با توجه به P-value به دست آمده از آزمون F مقید در جدول ۷، فرضیه صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأها پذیرفته نمی‌شود. بنابراین در این مرحله مدل به صورت تابلویی (Panel) بررسی می‌گردد. همانطورکه در جدول ۷ مشاهده می‌گردد، p-value به دست آمده از آزمون هاسمن، کوچک‌تر از ۰,۰۵ است، بنابراین برای برآورد مدل از روش اثرات ثابت استفاده می‌گردد.

جدول (۷): نتایج برآورد مدل پژوهش فرضیه فرعی پنجم

	آزمون داده‌های ترکیبی				
	آماره آزمون	**درجه آزادی**	**احتمال**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه**
آزمون F مقید	۳۲,۸۸۵۹۵۹	۹۲,۵۹۲	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	داده‌های تابلویی
آزمون هاسمن	۷۳,۹۸۲۷۹۷	۳	۰,۰۱۲۷	کوچک‌تر	اثرات ثابت
نتایج تخمین مدل فرضیه فرعی پنجم با روش رگرسیون تابلویی با استفاده از روش EGLS (متغیر وابسته= ریسک مالی)					
متغیرها	**ضرایب متغیرها**	**آماره T**	**سطح معناداری**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه در مدل**
TENURE	۰,۱۹۴۹۰۹۱	۳,۸۸۴۲۷	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
AEG	۰,۱۵۱۰۸۱	۳,۵۴۴۷۴۷	۰,۰۰۰۴	بزرگ‌تر	تأثیرگذار نیست
FIRMSIZE	۰,۰۹۷۰۳۰	۴,۷۵۶۹۱۸	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
C	-۱,۵۰۶۲۷۳	-۶,۶۲۲۳۱۰	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
آماره دوربین واتسون	۱,۹۱۶۴۸۷	خطاها در مدل همبسته نیستند؛ یعنی خودهمبستگی مرتبه اول در مدل وجود ندارد.			
ضریب تعیین مدل	۰,۴۴۰۵۹۵	بیش از ۴۴ درصد از تغییرات FINRISK توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود.			

آماره f	۲,۷۸۸۲۹۵	
سطح معناداری مدل	۰,۰۰۰۰۰۰	معناداری مدل رگرسیون تأیید می‌شود.

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس روش‌های آماری صورت گرفته در مدل مربوط به ریسک مالی، مقدار آماره t در متغیر مربوط به مدت‌زمان تصدی مدیرعامل ۳.۸۸٤۲۷ بوده و سطح معناداری برای این متغیر برابر ۰.۰۰۰۰ به دست آمده است که کوچک‌تر از ۵ درصد می‌باشد، بنابراین مدت‌زمان تصدی مدیرعامل تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین ضرایب برآوردی متغیر کنترلی قدمت شرکت تأثیر مثبت و معنادار با ریسک مالی دارد و متغیر کنترلی اندازه شرکت هم دارای تأثیر مثبت و معناداری با ریسک مالی می‌باشد. به علاوه نتایج مندرج در جدول (۷) نشان می‌دهد که احتمال آماره F کوچک‌تر از ۵ درصد است درنتیجه می‌توان گفت که این مدل با احتمال ۹۵٪ معنادار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

آزمون فرضیه جزئی ششم پژوهش. با توجه به P-value به دست آمده از آزمون F مقید در جدول ۸، فرضیه صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأها پذیرفته نمی‌شود. بنابراین در این مرحله مدل به صورت تابلویی (Panel) بررسی می‌گردد. همانطورکه در جدول ۸ مشاهده می‌گردد، p-value به دست آمده از آزمون هاسمن، کوچک‌تر از ۰,۰۵ است، بنابراین برای برآورد مدل از روش اثرات ثابت استفاده می‌گردد.

جدول (۸): نتایج برآورد مدل پژوهش فرضیه فرعی ششم

	آزمون داده‌های ترکیبی				
	آماره آزمون	**درجه آزادی**	**احتمال**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه**
آزمون F مقید	۸,۰۳۴۸۳۸	۹۲,۵۹۲	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	داده‌های تابلویی
آزمون هاسمن	۱۰,۶۹۸۵۵۰	۳	۰,۰۱۳۵	کوچک‌تر	اثرات ثابت
نتایج تخمین مدل فرضیه فرعی ششم با روش رگرسیون تابلویی با استفاده از روش EGLS (متغیر وابسته= ریسک جریان نقدی)					
متغیرها	**ضرایب متغیرها**	**آمارهT**	**سطح معناداری**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه در مدل**
TENURE	۰,۱۳۵۶۵۳	۴,۷۱۰۴۴۳	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
AEG	۰,۱۸۵۶۵۵	۱,۵۷۴۷۵۳	۰,۱۱۵۸	بزرگ‌تر	تأثیرگذار نیست
FIRMSIZE	۰,۷۶۷۴۱۶	۱۲,۴۹۱۸۲	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
C	-۰,۴۱۳۵۴۵	-۰,۶۰۷۵۳۲	۰,۵۴۳۷	بزرگ‌تر	
آماره دوربین واتسون	۱,۶۶۶۲۹۳	خطاها در مدل همبسته نیستند؛ یعنی خودهمبستگی مرتبه اول در مدل وجود ندارد.			

ضریب تعیین مدل	۰,۵۴۴۶۶۳	بیش از ۵۴ درصد از تغییرات CASHRISK توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود.
آماره f	۳۷,۸۱۲۷۶	
سطح معناداری مدل	۰,۰۰۰۰۰۰	معناداری مدل رگرسیون تأیید می‌شود.

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس روش‌های آماری صورت گرفته در مدل مربوط ریسک جریان نقدی، مقدار آماره t در متغیر مربوط به مدت‌زمان تصدی مدیرعامل ۴,۷۱۰۴۴۳ بوده و سطح معناداری برای این متغیر برابر ۰,۰۰۰۰ به دست آمده است که کوچک‌تر از ۵ درصد می‌باشد، بنابراین مدت‌زمان تصدی مدیرعامل تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین ضرایب برآوردی متغیر کنترلی قدمت شرکت تأثیر معنادار با ریسک جریان نقدی ندارد و متغیر کنترلی اندازه شرکت هم دارای تأثیر مثبت و معناداری با ریسک جریان نقدی می‌باشد. به علاوه نتایج مندرج در جدول (۸) نشان می‌دهد که احتمال آماره F کوچک‌تر از ۵ درصد است درنتیجه می‌توان گفت که این مدل با احتمال ۹۵٪ معنادار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

آزمون فرضیه جزئی هفتم پژوهش. با توجه به P-value به دست آمده از آزمون F مقید در جدول ۹، فرضیه صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأها پذیرفته نمی‌شود. بنابراین در این مرحله مدل به صورت تابلویی (Panel) بررسی می‌گردد. همانطورکه در جدول ۹ مشاهده می‌گردد، p-value به دست آمده از آزمون هاسمن، کوچک‌تر از ۰,۰۵ است، بنابراین برای برآورد مدل از روش اثرات ثابت استفاده می‌گردد.

جدول (۹): نتایج برآورد مدل پژوهش فرضیه فرعی هفتم

	آزمون داده‌های ترکیبی				
	آماره آزمون	**درجه آزادی**	**احتمال**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه**
آزمون F مقید	۳۲,۹٤۱۹۵۸	۹۲,۵۹۲	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	داده‌های تابلویی
آزمون هاسمن	۷۵,۰۰۶۸۳۴	۳	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	اثرات ثابت
نتایج تخمین مدل فرضیه فرعی هفتم با روش رگرسیون تابلویی با استفاده از روش EGLS (متغیر وابسته= ریسک مالی)					
متغیرها	**ضرایب متغیرها**	**آمارهT**	**سطح معناداری**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه در مدل**
DUAL	۰,۰۲۹۷۳۳	۰,۹۶۱۳۰۰	۰,۳۳۶۸	بزرگ‌تر	تأثیرگذار نیست
AEG	۰,۱۴۴۱۹۵	۳,۴۴۴۷۱۱	۰,۰۰۰۶	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
FIRMSIZE	۰,۰۹۰۴۴۱	۴,۴۸۷۵۵۸	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است
C	-۱,۴۱۵۷۴۰	-۶,۴۶۲۲۵۳	۰,۰۰۰۰	بزرگ‌تر	

آماره دوربین واتسون	۲,۵۱۳۸۰۶	خطاها در مدل همبسته نیستند؛ یعنی خودهمبستگی مرتبه اول در مدل وجود ندارد.
ضریب تعیین مدل	۰,۲۸۹۱۳۶	بیش از ۵۴ درصد از تغییرات FINRISK توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود.
آماره f	۲,۷۶۸۵۹۷	
سطح معناداری مدل	۰,۰۰۰۰۰۰	معناداری مدل رگرسیون تأیید می‌شود.

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس روش‌های آماری صورت گرفته در مدل مربوط ریسک مالی، مقدار آماره t در متغیر مربوط به دوگانگی نقش مدیرعامل، کوچک‌تر از ۱,۹۶ و سطح معناداری برای این متغیر بزرگ‌تر از ۰/۰۵ به دست آمده است، بنابراین فرض صفر تأیید می‌شود. بدین معنا که مکانیزم راهبری شرکتی دوگانگی نقش مدیرعامل بر ریسک مالی تأثیرگذار نیست (در سطح اطمینان ۹۵ درصد). به علاوه نتایج مندرج در جدول (۹) نشان می‌دهد که احتمال آماره F کوچک‌تر از ۵ درصد است درنتیجه می‌توان گفت که این مدل با احتمال ۹۵٪ معنادار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

آزمون فرضیه جزئی هشتم پژوهش. با توجه به P-value به دست آمده از آزمون F مقید در جدول ۱۰، فرضیه صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأها پذیرفته نمی‌شود. بنابراین در این مرحله مدل به صورت تابلویی (Panel) بررسی می‌گردد. همانطورکه در جدول ۹ مشاهده می‌گردد، p-value به دست آمده از آزمون هاسمن، کوچک‌تر از ۰,۰۵ است، بنابراین برای برآورد مدل از روش اثرات ثابت استفاده می‌گردد.

جدول (۱۰): نتایج برآورد مدل پژوهش فرضیه فرعی هشتم

	آزمون داده‌های ترکیبی				
	آماره آزمون	**درجه آزادی**	**احتمال**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه**
آزمون F مقید	۸,۰۰۹۱۳٤	۹۲,۵۹۲	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	داده‌های تابلویی
آزمون هاسمن	۱۰,۴۷۵۹۷۸	۳	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	اثرات ثابت
نتایج تخمین مدل فرضیه فرعی هفتم با روش رگرسیون تابلویی با استفاده از روش EGLS (متغیر وابسته= ریسک نقدی)					
متغیرها	**ضرایب متغیرها**	**آماره T**	**سطح معناداری**	**مقایسه با ۰/۰۵**	**نتیجه در مدل**
DUAL	۰,۰۱۹۱۰۸	۰,۲۸۱۱۵۱	۰,۷۷۸۷	بزرگ‌تر	تأثیرگذار نیست
AEG	۰,۲۰۲۸۴۰	۱,۷۵۳۹۴۹	۰,۰۸۰۰	بزرگ‌تر	تاثیرگذارنیست
FIRMSIZE	۰,۷۷۷۶۷۴	۱۲,۷۶۰۵۲	۰,۰۰۰۰	کوچک‌تر	تأثیرگذار است

C	-۰,۵۷۵۸۱۸	-۰,۸۷۱۶۸۰	۰,۳۸۳۷	بزرگ‌تر	
آماره دوربین واتسون	۱,۶۷۴۲۲۲	خطاها در مدل همبسته نیستند؛ یعنی خودهمبستگی مرتبه اول در مدل وجود ندارد.			
ضریب تعیین مدل	۰,۶۴۴۲۸۵	بیش از ۵۴ درصد از تغییرات CASHRISK توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود.			
آماره f	۵۷,۵۸۱۲۹				
سطح معناداری مدل	۰,۰۰۰۰۰۰	معناداری مدل رگرسیون تأیید می‌شود.			

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس روش‌های آماری صورت گرفته در مدل مربوط ریسک جریان نقدی، مقدار آماره t در متغیر مربوط به دوگانگی نقش مدیرعامل، کوچک‌تر از ۱,۹۶ و سطح معناداری برای این متغیر بزرگ‌تر از ۰/۰۵ به دست آمده است، بنابراین فرض صفر تأیید می‌شود. بدین معنا که مکانیزم راهبری شرکتی دوگانگی نقش مدیرعامل بر ریسک مالی تأثیرگذار نیست (در سطح اطمینان ۹۵ درصد). به علاوه نتایج مندرج در جدول (۱۰) نشان می‌دهد که احتمال آماره F کوچک‌تر از ۵ درصد است درنتیجه می‌توان گفت که این مدل با احتمال ۹۵٪ معنادار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از فرضیه فرعی اول و دوم پژوهش حاکی از آن است که رابطه منفی و معناداری بین درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی در ساختار مالکیت شرکت و ریسک مالی و ریسک جریان نقدی وجود دارد. به عبارتی، مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی در ساختار مالکیت شرکت موجب کاهش ریسک مالی و ریسک جریان نقدی می‌گردد.

نتایج حاصل از فرضیه فرعی سوم و چهارم پژوهش حاکی از آن است که رابطه مثبت و معناداری بین تمرکز مالکیت و ریسک مالی و ریسک جریان نقدی وجود دارد. بدین معنا که مکانیزم راهبری شرکتی تمرکز مالکیت بر ریسک مالی و ریسک جریانات نقدی تأثیرگذار است.

نتایج حاصل از فرضیه فرعی پنجم و ششم پژوهش حاکی از آن است که رابطه مثبت و معناداری بین مکانیزم مدت‌زمان تصدی مدیرعامل و ریسک مالی و ریسک جریان نقدی وجود دارد. به عبارتی، مدت‌زمان تصدی مدیرعامل موجب کاهش ریسک مالی و ریسک جریان نقدی می‌گردد.

نتایج حاصل از فرضیه فرعی هفتم و هشتم پژوهش حاکی از آن است که رابطه معناداری بین

مکانیزم دوگانگی نقش مدیرعامل و ریسک مالی و ریسک جریان نقدی وجود ندارد.

نتایج کلی پژوهش حاکی از آن است که در مجموع بین مکانیزم‌های راهبری شرکتی و رفتار ریسک‌پذیری شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها بیانگر بالا بودن قدرت توضیح‌دهندگی ترکیب مکانیزم‌های راهبری شرکتی و ریسک شرکت می‌باشد و نشان می‌دهد که رابطه تنگاتنگی بین برخی از مکانیزم‌ها و ریسک شرکت وجود دارد به همین علت، توصیه می‌شود که سرمایه‌گذاران از اطلاعات مذکور به همراه سایر اطلاعات استفاده نمایند. و همچنین سازمان بورس اوراق بهادار، نظام منسجمی را به منظور ارزیابی کیفیت راهبری شرکتی در مورد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اعمال کند و اطلاعات نظام راهبری شرکتی، از طریق یادداشت‌ها یا سایر ابزارها، به میزان بیشتری افشاء گردد تا استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی، اطمینان کسب کنند که به اطلاعات با کیفیت دست یافته‌اند.

References

[1]Ailnejad, SH. banimahd, B. aohadi, F. (2015). The effect of term of office Director of the company's value added growth. Journal of Management Accounting Research; 8(25) : 1- 11(In Persian).

[2]Alam, Abdullah & Ali shan, syed zulfiqar. (2013). Corporate Governance and its impact on firm Risk", International Journal of Management, Economics and Social Sciences, 2(2): 76 –98.

[3]Ali shah, A., Kouser, R., Aamir, M., & Mazhar Hussain, Ch. (2012). The Impact of The Corporate Governance And The ownership Structure on The Firms Financial Performance And Risk Taking Behavior. Euro Journals Publishing, Issue (93) : 1450-2887.

[4]Ahmad poor, A. and Montazeri, H. (2011). type of earnings management and the impact of company size, ownership structure and corporate governance of it. magazines Shiraz University of accounting developments; 3(2): 1-35 (In Persian).

[5] Aghaei, MA. etemadi, H. Azar, A and chalaki, P. (2009). The Information Content of Earnings in Tehran Stock Exchange corporate governance and the role of earnings management. Journal of Management Science; 4(16) : 27- 53(In Persian).

[6]Becker, Henrilk Cronqvist & Rudiger Fahlenbrach. (2010). Estimating the Effects of Large Shareholders, Using a Geograqhic Instrument:1-64. [7]Bich Tao, Ngoc & Hutchinson, marion. (2013). Corporate Govermance and risk munagmant: the role of risk management and compensation committees. Journal of Contemporary Accounting & Economics: 83- 99.

[8]Claessens, S., Djankov, S., Fan, J. P. H. and Lang, L. H. P. (1999).

Expropriation of minority shareholders: Evidence from East Asia. Unpublished Working Paper

[9]Huang Ying Sophie, Wang Chia-Jane (2014). "Corporate Governance and Risk-taking of Chinese Firms: The Role of Board Size", International Review of Economics and Finance, doi: 10.1016/j.iref.2014.11.016

[10]Hassasyeganeh, y. moazzez, E. khanhoseini,D. nikonishti, M. (2012). The effect of corporate governance on the financial performance of companies listed on the Tehran Stock Exchange; the tenth National Congress of Accounting; 3: 21- 38 (In Persian).

[11]John, k., Senbet, Lemma W. (1998). Corporate governance and board effectiveness", Journal of Banking & Finance. 371-403.

[12]Koh, P. S. (2003). On the association between institutional ownership and aggressive corporate earnings management in Australia. The British Accounting Review, 35: 105-128.

[13]McClelland. Patrick L. Barker Vincent L. , Won-Yang Oh. (2012). CEO career horizon and tenure: Future performance implications under different contingencies. Journal of Business Research, 07351 ; No of Pages 7.

[14]Masomi, S. (2014). The relationship between corporate governance and risk the companies listed in Tehran Stock Exchange. dissertation Master of Management, University of Mazandaran. (In Persian).

[15]Mahdavi, H. Hosseini, M and raeisi, B. (2013). Characteristics of corporate governance on earnings quality management predicted by firms listed on the Tehran Stock Exchange. Journal of Management Accounting Research; 6 (16): 43- 60(In Persian).

[16]Moeinoddin, M and dehghan, F. (2012). The effect on the quality of corporate governance disclosure. the tenth National Congress of Accounting; 3: 39- 64(In Persian).

[17]Nikpour, M. (2014). The relationship between corporate governance and financial risk, operational and environmental firms listed in the Tehran Stock Exchange. Master's thesis, University of AZahra(In Persian).

[18]Ntim, C.G., Lindop, S. & Thomas, D.A. (2013). Corporate governance and risk reporting in South Africa: A study of corporate risk disclosures in the preand post-2007/2008 global financial crisis periods. International Review of Financial Analysis:363-383.

[19]OECD. (2014) Risk Management and Corporate Governance, OECD Publishing". http://dx.doi.org/10.1787/9789264208636-en.

[20] Su Weichieh & -Yu Lee Cheng. (2012). Effects of corporate governance on risk taking in Taiwanese family firms during institutional reform. 809-828.

[21]Setayesh, MH. ghorbani, A. andgholmohammadi, M. (2010). The effect of corporate governance on income smoothing firms listed in the Tehran Stock Exchange. Accounting Research ; 2(7) : 34 - 51(In Persian).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی