مطالعات اقتصاد، مدیریت مالی و حسابداری

دوره ۹، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۲

صفحات ۱۰۵-۸۹

Online ISSN: ٢٤٧٦-٤٤٣٤

Print ISSN: ٢٥٣٨-٢٠٨X

www.irijournals.com

بررسی رابطه بین خوش‌بینی مدیران، حساسیت جریانات نقدی سرمایه‌گذاری و هزینه‌های نمایندگی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

لاله بناروئی

کارشناس ارشد، مدیریت مالی، قشم، دانشگاه آزاد اسلامی

چکیده

در پژوهش حاضر به بررسی رابطه بین خوش‌بینی مدیران، حساسیت جریانات نقدی سرمایه‌گذاری و هزینه‌های نمایندگی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. برای این منظور و در ابتدا به بررسی رابطه بین خوش‌بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت‌های دارای هزینه‌های نمایندگی بالا و پایین و سپس همین ارتباط در بین شرکت‌های دارای سهامداران بلوکی بالا و پایین پرداخته شد. پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر روش گردآوری داده‌ها در گروه پژوهش‌های توصیفی - همبستگی قرار دارد. هم‌چنین، به منظور انتخاب حجم نمونه از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک (غربالگری) استفاده شد که با توجه به شروط در نظر گرفته شده، در نهایت ۱۵۶ شرکت در دوره زمانی شش ساله بین سال های ۱۳۹۵ الی ۱۴۰۰ (در مجموع ۹۳۶ سال - شرکت) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. برای بررسی فرضیه‌ها از روش‌های مربوط به رگرسیون چندمتغیره با استفاده از نرم‌افزار Eviews8 و با استفاده از روش حداقل مربعات جزیی بهره گرفته شده است. نتایج به دست آمده در این مطالعه نشان می‌دهند که اولا رابطه بین خوش‌بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت‌های دارای هزینه‌های نمایندگی بالاتر، قوی‌تر است و دوما رابطه بین خوش‌بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت‌های دارای سهامداران بلوکی بالاتر، ضعیف‌تر است.

واژه‌های کلیدی: خوش بینی مدیران، حساسیت جریانات نقدی سرمایه گذاری، هزینه‌های نمایندگی، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران.

مقدمه

خوش بینی یکی از انواع سوگیری‌های رفتاری است که در پژوهش‌های مالی رفتاری به خوبی مستند شده است. هیتون[۱] (۲۰۰۲)، مالمندیر و تیت[۲](۲۰۰۸، ۲۰۰۵)، کمپل و همکاران[۳](۲۰۱۱)، بن محمد و همکاران[۴](۲۰۱۴) آغازگر بحثی در مورد اثر خوش بینی مدیریتی بر سرمایه‌گذاری و ارتباط آن با نقدینگی داخلی بودند. آن‌ها گرایش به خوش‌بینی را به عنوان خطایی روان‌شناختی بیان کرده‌اند که می‌تواند باعث شود مدیران به این باور برسند که بازار شرکت آن‌ها را کمتر از واقع ارزش‌گذاری کرده است. گرایش خوش‌بینی، مدیران را از ارزیابی درست شرکت خود باز می‌دارد. آن‌ها همیشه به برآورد بیش از واقع بازده مورد انتظار شرکت و پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود تمایل دارند. وی به لحاظ نظری پیش‌بینی کرد خوش‌بینی-های مدیریتی می‌تواند تصمیم‌گیری شرکت را تحت تأثیر قرار دهد. در ادبیات مالی رفتاری، گرایش خوش‌بینی مدیران، برآورد سیستماتیک بیش از واقع متوسط جریان‌های نقدی و بازده آتی ناشی از فعالیت‌های شرکت همچون سرمایه‌گذاری، ادغام، اکتساب، تأمین مالی و پرداخت سود سهام و نتایج ناشی از آن ها، همراه با درجه خاصی از نبودن عقلانیت است (داداشی و همکاران، ۱۳۹۷).

این مدیران اعتقاد دارند بازار، شرکت آن‌ها را کمتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کند و باعث می‌شود تأمین مالی خارجی پرهزینه شود؛ به همین دلیل در صورتی که شرکت دارای منابع داخلی باشد، ممکن است مدیر خوش بین تمایل بیشتری به بیش سرمایه‌گذاری در پروژه‌های سرمایه‌گذاری، پذیرش پروژه‌های با خالص ارزش فعلی منفی و ادغام و اکتساب کاهنده ارزش بازده عملیاتی منفی داشته باشد؛ اما در صورتی که تأمین مالی پروژه ها نیازمند منابع خارجی باشد، ممکن است کم سرمایه-گذاری در پروژه‌های سرمایه‌گذاری، رد پروژه‌ها با خالص ارزش فعلی مثبت ادغام و اکتسابات افزاینده ارزش بازده عملیاتی مثبت انجام شود. هیئت مدیره بخش مهمی از ساختار سازمانی است. آن ها رابط بین مردم که سرمایه سهامداران را تأمین می‌کنند و مدیران که از سرمایه برای ایجاد ارزش استفاده می‌کنند، هستند. نقش اصلی هیئت مدیره نظارت بر مدیریت به نمایندگی از سهامداران است. نظام راهبری شرکت به طور تلویحی پیشنهاد می‌کند نظام راهبری شرکت و هیئت مدیره منطقی راه حلی برای محدود کردن مدیران غیرمنطقی است، به ویژه آن‌هایی که از خوش‌بینی مدیریتی ناشی شده است (باکر و همکاران[۵] ۲۰۱۳).

حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری از حوزه‌های مطالعاتی دغدغه برانگیز در ادبیات تأمین مالی و سرمایه‌گذاری است که در سال‌های اخیر در کانون توجه جدی محققان، دانشگاهیان و حوزه کسب و کار قرار گرفته است؛ چرا که این عامل در تجزیه و تحلیل موانع رشد و توسعه شرکت‌ها سودمند واقع می‌شود و به‌طور کلی قابلیت رقابت سیستم اقتصادی را تضعیف می‌کند. به دلیل اهمیت تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در کل اقتصاد، ادبیات اقتصادی تأمین مالی شرکت‌ها از سال ۱۹۷۷ توسط فازاری، هوبارد و پیترسن[۶](۱۹۸۸) و کاپلان و زینگلاس[۷](۱۹۷۷) مطالعه شده است. پژوهش های انجام شده در این حوزه

---

[۱] Heaton

[۲] Malmendier & Tate

[۳] Campbell et al

[۴] Ben Mohamed

[۵] Baccar et al

[۶] Fazzari, Hubbard & Petersen

[۷] Kaplan & Zingales

نشان می‌دهد که دو دیدگاه متضاد در این باره وجود دارد؛ دیدگاه اول به مطالعه فازاری و همکاران (۱۹۸۸) مربوط می‌شود. آن‌ها به کمک نمونه‌ای از شرکت‌های تولیدی ایالات متحده نشان دادند شرکت‌هایی که با محدودیت مالی مواجه‌اند، به جریان-های نقد داخلی شرکت حساس می‌شوند. همچنین، ادعا کردند که حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری، شاخص خوبی برای محدودیت مالی است. دیدگاه دوم که متضاد با دیدگاه قبلی است، به تحقیق کاپلان و زینگلاس (۱۹۷۷) مربوط می‌شود. این محققان دریافتند شرکت‌هایی که محدودیت مالی کمتری دارند به جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری حساسیت بیشتری نشان می‌دهند. علاوه بر آن، نتیجه پژوهش‌های اخیر نشان داده است که متغیرهایی همانند ساختار مالکیت (دی رویج، حسن و امدونی[۸] ۲۰۱۷)، محدودیت مالی (ریاض، شهاب، بیبی و زب، ۲۰۱۷)، عدم تقارن اطلاعاتی (چودوری، کومار و شومیه[۹] ۲۰۱۶، پاولینا و رنبرگ[۱۰] ۲۰۰۵)، نگهداشت وجه نقد و تأمین مالی خارجی (کیم[۱۱] ۲۰۱۴) و هزینه‌های نمایندگی (پاولینا و رنبرگ، ۲۰۰۵)، در تشدید حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری مؤثرند. همه این مباحث نشان دهنده موضع‌گیری مدیران در تأمین مالی و سرمایه‌گذاری است (امیری و همکاران، ۱۳۹۷).

ادبیات حساسیت جریان نقد سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد که عوامل متعددی آن را تشدید می‌کند؛ اما منشأ اصلی این حساسیت از پدیده عدم تقارن اطلاعاتی (مایرز و مجلوف[۱۲] ۱۹۸۴) و هزینه نمایندگی (جنسن و میکلینگ[۱۳] ۱۹۸۶) نشئت می‌گیرد. بنابراین، در دنیای واقعی با توجه به عدم تقارن اطلاعاتی و مشکلات نمایندگی، هزینه تأمین منابع مالی خارجی نسبت به داخلی بیشتر می‌شود. در واقع، عدم تقارن اطلاعاتی بین قرض دهنده و قرض گیرنده بر توانایی شرکت برای دستیابی به اعتبار و قدرت سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های اقتصادی آن‌ها تأثیرگذار است. همچنین، براساس رابطه سرمایه‌گذاری کیوتوبین، در بازارهای سرمایه کامل وجوه داخلی و خارجی جایگزین خوبی برای یکدیگرند و تصمیم سرمایه‌گذاری شرکت، تابعی از فرصت‌های سرمایه‌گذاری و جریان نقدی آن است. بر عکس در بازارهای ناقص به دلیل تشدید مسئله عدم تقارن اطلاعاتی، هزینه تأمین منابع مالی خارجی در مقایسه با منابع داخلی بیشتر است. در چنین وضعیتی، شرکت‌هایی که با محدودیت مالی مواجه‌اند، کمتر از سطح اولیه سرمایه‌گذاری می‌کنند و به جریان نقد سرمایه‌گذاری حساسیت بیشتری نشان می‌دهند (چودوری و همکاران، ۲۰۱۶).

از طرفی در دیدگاه تئوری نمایندگی که بخش عظیمی از تحقیقات را در حوزه حسابداری و مدیریت مالی به خود اختصاص می‌دهد، فرض بر آن است که مدیران بر اساس منافع شخصی خود عمل می‌نمایند و منافع سهامداران در اولویت امور قرار نمی‌گیرد. در تئوری نمایندگی مشکل تضاد منافع با کارگزار دغدغه‌ای همیشگی برای کارگمار است. براین اساس همواره کارگمار در پی راهی برای حل این مشکل بوده تا به نحوی کارگزار را به اقدام در جهت هدف اصلی هر شرکت یعنی حداکثرسازی منافع کارگماران آن تحریک نماید. بنابراین کارگمار می‌بایست مخارجی را متحمل گردد تا بتواند منافع کارگزار را با خود همسو نماید یا حداقل از اقدامات وی در جهت منافع خودش کسب اطمینان نماید. ازآنجا که چنین مخارجی به واسطه انعقاد قرارداد میان کارگمار وکارگزار و شکل‌گیری رابطه نمایندگی پدید می‌آید

[۸] Derouich, Hassan, Amdouni

[۹] Chowdhury, Kumar & Shome

[۱۰] Pawlina, Renneboog

[۱۱] Kim

[۱۲] Myers, Majluf

[۱۳] Jensen & Meckling

هزینه‌های نمایندگی نامیده می‌شود، به عبارت دیگر هرچه هزینه‌های نمایندگی در یک شرکت افزایش یابند نشان دهنده افزایش شدت تضاد منافع درآن شرکت می‌باشد. بر این اساس پژوهشگران برای بررسی رابطه نمایندگی به مطالعه هزینه‌های نمایندگی، به عنوان معیاری پرداخته‌اند که نه تنها تأییدکننده رابطه نمایندگی و مشکل تضاد منافع است بلکه نشان دهنده میزان تضاد منافع نیز می‌باشد. در این راستا نظریه‌پردازان همواره تلاش نموده‌اند تا با اندازه‌گیری این هزینه‌ها رابطه نمایندگی را مطالعه کنند، اما محققان در اندازه‌گیری هزینه‌های نمایندگی با مشکل مواجه هستند. در راستای حل این مشکل پژوهشگران انتخاب و استفاده از شاخص یا شاخص‌هایی را پیشنهاد نمودند که خود معرف هزینه‌های نمایندگی در یک شرکت باشند تا به این طریق بتوانند رابطه نمایندگی و تضاد منافع حاکم برآن را بررسی کنند (خشوئی، ۱۳۹۶).

پیشینه پژوهش

شیبانی و همکاران (۱۴۰۱)، در پژوهشی به بررسی تاثیر توانایی مدیریت بر حساسیت سرمایه‌گذاری جریانات نقدی با توجه به هزینه نمایندگی پرداختند. نتایج حاصل از آزمون فرضیات نشان داد که توانایی مدیریت بر حساسیت سرمایه‌گذاری جریانات نقدی تاثیر منفی و معنی‌داری دارد و میزان اثر توانایی مدیریت بر حساسیت سرمایه‌گذاری جریانات نقدی در شرکت‌های با هزینه‌های نمایندگی بالا براساس معیار (نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص) نسبت به شرکت‌های با هزینه نمایندگی پایین براساس معیار (نسبت هزینه عملیاتی به فروش خالص)، بیشتر است.

قدمیاری و همکاران (۱۴۰۱)، در پژوهشی به بررسی تاثیر خودشیفتگی مدیران بر استراتژی‌های تجاری و عملکرد نوآوری با تاکید بر خوش‌بینی مدیران پرداختند. نتایج نشان داد که رابطه معنی‌داری بین خودشیفتگی مدیران و استراتژی‌های تهاجمی و استراتژی‌های تدافی وجود دارد و متغیر خوش‌بینی مدیران، بر رابطه بین خودشیفتگی مدیران و استراتژی‌های تهاجمی تاثیر معناداری ندارد. همچنین رابطه معنی داری بین خودشیفتگی مدیران و مولفه های عملکرد نوآوری شامل نوآوری فردی، نوآوری محیطی، نوآوری اجرایی و نوآوری فنی وجود دارد و متغیر خوش بینی مدیران در ارتباط بین خوش‌بینی مدیران با تمام مولفه‌های عملکرد نوآوری، به جز نوآوری فنی، تاثیرگذار می‌باشد. نتایج این مطالعه می‌تواند با هدایت و تاثیرگذاری در تصمیم-گیری‌ها، تاثیر مولفه‌های روانشناختی مانند خودشیفتگی بر عملکرد افراد را شناسایی کند.

لیو و لی (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی توانایی مدیران و ریسک سقوط قیمت سهام با در نظر گرفتن نقش خوش‌بینی مدیران پرداختند. برای این منظور آن‌ها شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار ایالات متحده را در دوره زمانی بین سال‌های ۱۹۹۴ الی ۲۰۱۸ مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهند که توانایی مدیران دارای رابطه مثبت و معناداری با سقوط قیمت سهام تنها در شرکت‌های دارای اطمینان بیش از حد مدیران می‌باشد. بیشتر اینکه، توانایی مدیران دارای اطمیمان بیش از حد موجب افزایش انتشار اخبار منفی شرکت می‌شود که این موضوع در نهایت می‌تواند منجر به افزایش فعالیت‌های مدیریت سود شرکت گردد.

کیم و همکاران (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر خوش‌بینی مدیران بر ریسک افت آتی قیمت سهام پرداختند. در واقع هدف اصلی این مطالعه بررسی این موضوع بود که آیا ریسک افت آتی قیمت سهام شرکت‌ها تحت تاثیر ویژگی‌های روانی مدیران می‌باشد یا خیر. قلمرو زمانی این پژوهش بازه زمانی بین سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۸ بوده و نتایج به دست آمده در این پژوهش نشان داد اطمینان بیش از حد مدیران دارای ارتباط مثبت و معناداری با ریسک افت آتی قیمت سهام خاص-شرکت می‌باشد.

بن محمد (۲۰۲۱) در مقاله‌ای به بررسی خوش‌بینی مدیران، حساسیت جریانات نقدی و هزینه‌های نمایندگی در بین شرکت-های فعال در بورسا وراق بهادار نیویورک پرداخت. دوره زمانی این مطالعه بین سال های ۱۹۹۹ الی ۲۰۱۰ می باشد. یافته‌های وی نشان داد که هزینه‌های نمایندگی دارای اثر تعدیلی معناداری بر رابطه بین خوش‌بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی شرکت‌ها می‌باشد. هم چنین، وجود سهامداران بلوکی دارای اثر غیرمعنادار یا ضعیفی بر حساسیت جریانات نقدی شرکت‌ها می‌باشد.

جاربوی (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای به بررسی مسئولیت اجتماعی شرکت، هزینه‌های نمایندگی و حساسیت جریانات نقدی سرمایه-گذاری پرداخت. برای این منظور وی در ابتدا به بررسی ارتباط بین جریانات نقدی و هزینه‌های نمایندگی و سپس هزینه‌های نمایندگی با سرمایه‌گذاری شرکت مورد تحلیل قرار گرفت. علاوه بر این، اثر تعدیل‌گر مسئولیت اجتماعی شرکت بر این ارتباط مورد سنجش قرار گرفت. نتایج به دست آمده در این مطالعه نشان داد مسئولیت اجتماعی شرکت حساسیت جریانات نقدی سرمایه‌گذاری شرکت را تعدیل می‌کند. علاوه بر این، هزینه‌های نمایندگی به عنوان نقش میانجی بر اثر تعدیلی مسئولیت اجتماعی بر حساسیت جریانات نقدی شرکت می‌باشد.

با توجه به موارد مطرح شده فوق، پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این سوال هست که آیا خوش‌بینی مدیران، حساسیت جریانات نقدی و هزینه‌های نمایندگی رابطه وجود دارد؟

در این پژوهش فرضیه‌های اصلی به صورت زیر بیان می‌شود:

۱. رابطه بین خوش‌بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت‌های دارای هزینه‌های نمایندگی بالاتر، قوی‌تر است.
۲. رابطه بین خوش‌بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت‌های دارای سهامداران بلوکی بالاتر، ضعیف‌تر است.

روش تحقیق

روش پژوهش این تحقیق از نظر ماهیت و محتوا از نوع همبستگی است، که با استفاده از داده‌های مستخرج از صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به تحلیل رابطه‌ی همبستگی می‌پردازد. انجام این پژوهش در چهارچوب استدلال قیاسی- استقرایی صورت گرفت. در پژوهش حاضر ابتدا همبستگی بین متغیرهای پژوهش را مورد آزمون قرار داده و در صورت وجود همبستگی بین متغیرهای پژوهش اقدام به برآورد مدل‌های رگرسیونی چندگانه خواهیم نمود. از سوی دیگر پژوهش حاضر از نوع پس رویدادی (نیمه تجربی) است، یعنی بر مبنای تجزیه و تحلیل اطلاعات گذشته و تاریخی (صورت‌های مالی شرکت‌ها) انجام می‌گیرد. هم چنین این پژوهش از نوع مطالعه ای کتابخانه ای و تحلیلی – علی بوده و مبتنی بر تحلیل داده های تابلویی(پانل دیتا) نیز می‌باشد. پژوهش ازحیث هدف کاربردی و از حیث روش توصیفی- همبستگی قلمداد می‌شود. در پژوهش حاضر از اطلاعات مالی مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده که برای این منظور قلمرو زمانی پژوهش بین سال های ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ در نظر گرفته شده است. جامعه آماری این پژوهش دربرگیرنده کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که از ویژگی‌های زیر برخوردار باشند:

۱) با توجه به دوره زمانی دسترسی به اطلاعات (۱۳۹۵- ۱۴۰۰)، شرکت قبل از سال ۱۳۹۵ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشد و نام آن تا پایان سال ۱۴۰۰ از فهرست شرکت‌های یاد شده حذف نشده باشد.
۲) به منظور افزایش توان هم‌سنجی و همسان‌سازی شرایط شرکت‌های انتخابی، سال مالی شرکت‌ها باید منتهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد.

۳) به دلیل شفاف نبودن مرزبندی بین فعالیت‌های عملیاتی و تامین مالی شرکت‌های مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی و...)، این شرکت‌ها از نمونه حذف می‌شوند.

۴) شرکت‌هایی که اطلاعات آن‌ها برای محاسبه متغیرهای اولیه صورت‌های مالی ناقص بوده اند از نمونه حذف می‌شوند.

۵) شرکت‌ها نباید توقف فعالیت داشته و دوره فعالیت خود را تغییر دهند.

جدول ۳-۱ نمونه گیری به روش غربالگری

تعداد شرکت‌هایی که تا سال ۱۴۰۰ در بورس حضور داشتند.		۶۳۶
تعداد شرکت‌های که قبل و بعد از سال ۱۳۹۵ از بورس حذف یا وارد فرابورس شدند.	(۱۴۷)	
تعداد شرکت‌هایی که طی بازه ۱۳۹۵-۱۴۰۰ توقف معاملاتی ۳ ماهه داشتند.	(۱۳۲)	
تعداد شرکت‌های که بین سال های ۱۳۹۵-۱۴۰۰ دربورس اوراق بهادار فعال بوده‌اند.		۳۵۷
تعداد شرکت‌هایی که عضو شرکت‌های بخش مالی و خدماتی و بیمه و بانک‌ها و هلدینگ و... بوده‌اند.	(۹۴)	
تعداد شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ نبوده است.	(۸۶)	
تعداد شرکت‌هایی که اطلاعات مورد نیاز تحقیق آن‌ها در بازه زمانی در دسترس نبوده است یا ناقص بوده است.	(۲۱)	
تعداد شرکت‌هایی که اطلاعات آن‌ها کامل و در دسترس هستند.		۱۵۶

با توجه به نتایج به دست آمده، نمونه آماری پژوهش شامل ۱۵۶ شرکت در دوره زمانی ۶ ساله بین سال‌های ۱۳۹۵ الی ۱۴۰۰ می‌باشد. در پژوهش حاضر به پیروی از محمد (۲۰۲۱) و متفاوت با پژوهش هوانگ و همکاران[۴](۲۰۱۱) برای بررسی فرضیه‌ها از مدل سرمایه‌گذاری کیوتوبین و مدل اویلر بهره گرفته شده است. این الگوها امکان تحلیلی مستقیم اثر سوگیری خوش‌بینی مدیریتی بر سرمایه‌گذاری و تامین مالی را فراهم می‌سازد. به این ترتیب:

(۱)

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1 Q_{it-1} + \beta_2 CF_{it} + \beta_3 \varphi_{it} + \beta_4 Q_{it-1} * CF_{it} + \beta_5 \varphi_{it-1} * CF_{it} + \beta_6 X_{it} + \beta_7 X_{it} * CF_{it} + \varepsilon_{it}$$

اما مدل ریاضی اویلر از سوی بوند و مقیر (۱۹۹۴) و لیون و لوین (۲۰۰۸) به صورت زیر توسعه داده شده است:

(۲)

$$(I/K)_{it} = \beta_0 + \beta_1 (S/K)_{it-1} + \beta_2 (CF/K)_{it-1} + \beta_3 (I/K)_{it-1} + \beta_4 (I/K)^2_{it-1} + \beta_5 (D/K)^2_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

حال می توان خوش‌بینی مدیران را وارد مدل کرد که در این صورت مدل تجربی ارایه شده به شرح ذیل می‌باشد:

(۳)

$$(I/K)_{it} = \beta_0 + \beta_1 (S/K)_{it-1} + \beta_2 (CF/K)_{it-1} + \beta_3 (CF/K)_{it-1} * \varphi_{it} + \beta_4 \varphi_{it} + \beta_5 (I/K)_{it-1} + \beta_6 (I/K)^2_{it-1} + \beta_7 (D/K)^2_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

[۱] Hyung et al

حال با وارد ساختن متغیر حاکمیت شرکتی، مدل نهایی پژوهش به صورت زیر طراحی می‌شود. بایستی اشاره شود که به منظور بررسی فرضیه‌های پژوهش، مدل رگرسیونی (۴) در شرکت‌های دارای هزینه‌های نمایندگی بالا و پایین، و نیز شرکت-های دارای سهامداران بلوکی بالاتر و پایین‌تر به صورت جداگانه تخمین زده می‌شود. در صورتی که ضرایب متغیر تعدیل گر (β_3) در شرکت‌های دارای هزینه‌های نمایندگی بالاتر و سهامداران بلوکی پایین‌تر، دارای اندازه بیشتری باشد، فرضیه‌های پژوهش مورد تایید قرار می‌گیرند.

(۴)

$$(I/K)_{it} = \beta_0 + \beta_1 (S/K)_{it-1} + \beta_2 (CF/K)_{it-1} + \beta_3 (CF/K)_{it-1} * \varphi_{it} + \beta_4 \varphi_{it} + \beta_5 (I/K)_{it-1} + \beta_6 (I/K)^2_{it-1} + \beta_7 (D/K)^2_{it-1} + \beta_8 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

در مدل‌های بالا:

I_{it}: سرمایه‌گذاری شرکت که برابر است با نسبت مخارج سرمایه‌ای به کل دارایی‌های ترازنامه‌ای شرکت.

K_{it}: برابر است با ارزش دفتری دارایی‌های ثابت شرکت.

S_{it}: کل فروش شرکت.

D_{it}: ارزش دفتری کل بدهی‌های شرکت.

Q_{it}: شاخص کیوتوبین که برابر است با مجموع بدهی‌های دفتری و ارزش بازار (تعداد سهام ضرب در قیمت سهام) به کل دارایی‌های ترازنامه‌ای شرکت.

CF_{it}: برابر است با سود قبل از کسر بهره، مالیات و استهلاک شرکت.

φ_{it}: خوش‌بینی مدیران. این متغیر به صورت متغیر دوگانه تعریف می‌شود که اگر پیش‌بینی مدیریت از فروش دوره آتی بیشتر از واقعی سال جاری باشد، عدد یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

X_{it}: اثربخشی حاکمیت شرکتی. به پیروی از مطالعات پیشین (دی فوند و همکاران، ۲۰۰۵؛ سولیوان و همکاران، ۲۰۰۸؛ اسریندهی و همکاران، ۲۰۱۴؛ الجیفی و همکاران، ۲۰۱۷؛ محمد، ۲۰۲۱) برای اندازه‌گیری اثربخشی حاکمیت شرکتی از سازوکارهای مختلفی استفاده شده است. استفاده از ترکیبی از متغیرهای ساختاری موجب کاهش خطای متغیرهای منفرد می-شود (اسریندهی و همکاران، ۲۰۱۴). سولیوان و همکاران (۲۰۱۸) نتیجه گرفتند که شاخص‌های تجمعی دارای تاثیر قوی‌تری نسبت به شاخص‌های منفرد می‌باشند. بنابراین، در این مطالعه شاخصی ترکیبی استفاده شده که مجموع نمرات به دست آمده برای ۱۰ شاخص مرتبط با ویژگی‌های هیئت مدیره، کمیته‌های حسابرسی و کنترل داخلی شرکت است. برای هر یک از شاخص‌های ده گانه، متغیر مجازی صفر و یک تعریف می‌شود که در نهایت، مجموع مقادیر به دست آمده به عنوان متغیر اثربخشی حاکمیت شرکتی در نظر گرفته می‌شود. این متغیرها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

اندازه هیئت مدیره (BODSize): متغیر مجازی که وقتی اندازه هیئت مدیره بزرگ‌تر از میانه کل صنعتی باشد که شرکت در آن فعالیت می‌کند، یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

استقلال هیئت مدیره (BODInd): متغیر مجازی که وقتی نسبت مدیران مستقل به کل اعضای هیئت مدیره شرکتی بالاتر از میانه کل صنعتی باشد که شرکت در آن فعالیت می‌کند، یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

تعداد جلسات هیئت مدیره (BODMeet): متغیر مجازی که وقتی تعداد جلسات هیئت مدیره شرکتی بالاتر از میانه کل صنعتی باشد که شرکت در آن فعالیت می‌کند، یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

تخصص مالی اعضای هیئت مدیره (BODExp): متغیر مجازی که وقتی درصد تخصص مالی اعضای هیئت مدیره (شامل رشته‌های حسابداری، حسابرسی و مدیریت مالی) بالاتر از میانه کل صنعتی باشد که شرکت در آن فعالیت می‌کند، یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

اندازه کمیته حسابرسی (ACSize): متغیر مجازی که وقتی اندازه کمیته حسابرسی شرکتی بزرگ‌تر از میانه کل صنعتی باشد که شرکت در آن فعالیت می‌کند، یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

استقلال کمیته حسابرسی (ACInd): متغیر مجازی که وقتی کل اعضای کمیته حسابرسی شرکتی را اعضای مستقل تشکیل دهند یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

تعداد جلسات کمیته حسابرسی (ACMeet): متغیر مجازی که وقتی تعداد جلسات کمیته حسابرسی شرکتی بزرگ‌تر از میانه کل صنعتی باشد که شرکت در آن فعالیت می‌کند، یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی (ACExp): متغیر مجازی که وقتی درصد تخصص مالی اعضای هیئت مدیره (شامل رشته‌های حسابداری، حسابرسی و مدیریت مالی) بالاتر از میانه کل صنعتی باشد که شرکت در آن فعالیت می‌کند، یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

هزینه‌های نمایندگی (AC): برای اندازه‌گیری هزینه‌های نمایندگی شرکت‌ها از شاخص جریانات نقدی آزاد استفاده شده است که برابر است با نسبت جریانات نقدی آزاد (مخارج سرمایه‌ای منهای جریان نقد عملیاتی) به ارزش کل دارایی‌های ترازنامه‌ای شرکت در پایان سال مالی. در نهایت، در صورتی که مقدار به دست آمده بالاتر از میانه کل نمونه باشد، شرکت‌های دارای هزینه‌های نمایندگی بالا و در غیر این صورت شرکت‌ها دارای هزینه‌های نمایندگی پایین در نظر گرفته می‌شوند.

سهامداران بلوکی (BOWN): برابر است با نسبت سهام تحت تملک بزرگ‌ترین سهامدار شرکت به کل سهام شرکت در پایان سال مالی. در نهایت، در صورتی که مقدار به دست آمده بالاتر از میانه کل نمونه باشد، شرکت‌های دارای سهامداران بلوکی بالا و در غیر این صورت شرکت‌ها دارای سهامداران بلوکی پایین در نظر گرفته می‌شوند.

برای بررسی فرضیه‌ها از روش‌های مربوط به رگرسیون چندمتغیره با استفاده از نرم‌افزار Eviews8 و با استفاده از روش حداقل مربعات جزئی بهره گرفته شده است.

یافته‌ها

برخی مفاهیم آمار توصیفی شامل میانگین، میانه، حداقل، حداکثر و انحراف معیار می‌باشد که در جدول (۱) آمده است. تعداد کل

شرکت‌های نمونه ۱۵۶ شرکت در دوره زمانی شش ساله بین سال‌های ۱۳۹۵ الی ۱۴۰۰ می‌باشد که در مجموع تشکیل ۹۳۶ سال-شرکت را می‌دهند. نتایج به دست آمده در بخش آمار توصیفی نشان می‌دهند که شرکت‌ها به طور متوسط ۱۱ درصد کل دارایی‌های ثابت خود مخارج سرمایه‌ای داشته اند که حداکثر آن ۹۷ درصد و حداقل آن منفی ۹۹ درصد (کاهش مخارج سرمایه ای) را نشان می دهد. هم چنین، یافته های دیگر نشان می دهند که میانگین فروش شرکت ها ۵/۱ برابر کل دارایی های ثابت اول دوره، میانگین سودآوری ۱/۱ برابر کل دارایی های ثابت اول دوره، مخارج سرمایه ای شرکت ها ۹ درصد کل

دارایی های ثابت اول دوره، مجذور مخارجی سرمایه ای ۶ درصد کل دارایی های ثابت اول دوره و مجذور بدهی یک درصد کل دارایی های ثابت اول دوره شرکت ها در دوره زمانی پژوهش بوده است. هم چنین، از نظر شاخص خوش بینی، ۶۴ درصد مدیران پیش بینی بالاتری را نسبت به مقدار واقعی درآمد در نظر گرفته بودند. ضمن اینکه میانگین حاکمیت شرکتی برای شرکت های نمونه ۲/۸ به دست آمده که حداکثر آن شش و حداقل آن یک می باشد. در نهایت، بیش از ۵۴ درصد شرکت ها دارای هزینه های نمایندگی بالا و بیش از ۵۰ درصد نیز در گروه شرکت های دارای سهامداران بلوکی بالا بوده اند. به این ترتیب داریم:

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
سرمایه به دارایی	I/K	0.119302	0.100058	0.978626	-0.997839	0.250599
فروش به دارایی	S/K_{t-1}	5.153771	4.192551	29.11796	0.001416	6.026498
سود به دارایی	CF/K_{t-1}	1.138840	1.105054	7.696856	-6.868654	1.812168
خوش بینی مدیران	OP	0.648504	1.000000	1.000000	0.000000	0.477693
سرمایه به دارایی اول دوره	I/K_{t-1}	0.090549	0.050641	0.998313	-0.817432	0.230395
مجذور سرمایه به دارایی اول دوره	$(I/K_{t-1})^2$	0.061219	0.005334	0.996629	0.0000164	0.150185
مجذور بدهی به دارایی اول دوره	$(D/K_{t-1})^2$	0.013377	0.000723	0.959781	0.0000103	0.061884
حاکمیت شرکتی	X	2.823841	3.000000	6.000000	1.000000	1.446468
هزینه های نمایندگی	AC	0.544872	1.000000	1.000000	0.000000	0.498249
سهامداران بلوکی	BOWN	0.504274	1.000000	1.000000	0.000000	0.500249

پیش از تخمین مدل های رگرسیونی پژوهش، لازم است مانایی (ایستایی) تمامی متغیرهای مورد استفاده در تخمین ها آزمون گردد. نامانایی (ناایستایی) متغیرها چه در سری زمانی و چه داده های تابلویی می تواند موجب استنباط های غلط آماری و در نتیجه رگرسیون کاذب شود. یک متغیر وقتی ماناست که میانگین، واریانس و ضریب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. در آزمون ایستایی آنچه که اهمیت دارد قدرت آزمون های ریشه واحد است. برای بررسی ریشه واحد، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده و نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق در جدول ۲ ارائه شده است. همان طور که نتایج به دست آمده نشان می دهد، سطوح معناداری تمامی آزمون های مذکور از خطای نوع اول ۰/۰۵ کوچک تر هستند و در نتیجه فرضیه صفر آماری آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده و می توان پذیرفت که سری های مورد مطالعه در این سطح خطا مانا هستند و بنابراین، رفتار مقادیر متغیرها، در طول زمان دستخوش تغییرات رونددار نخواهد شد:

جدول ۲- نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	آماره آزمون	سطح معناداری
سرمایه به دارایی	I/K	-27.50429	0.0000
فروش به دارایی	S/K_{t-1}	-11.71331	0.0000
سود به دارایی	CF/K_{t-1}	-12.14365	0.0000
خوش بینی مدیران	OP	-7.528866	0.0000
سرمایه به دارایی اول دوره	I/K_{t-1}	-31.36724	0.0000
مجذور سرمایه به دارایی اول دوره	$(I/K_{t-1})^2$	-30.81960	0.0000
مجذور بدهی به دارایی اول دوره	$(D/K_{t-1})^2$	-28.94902	0.0000
حاکمیت شرکتی	X	-6.139301	0.0000
هزینه های نمایندگی	AC	-13.44633	0.0000
سهامداران بلوکی	BOWN	-12.27616	0.0000

ضریب همبستگی پیرسون به منظور تعیین میزان رابطه، نوع و جهت رابطه ی بین دو متغیر فاصله ای یا نسبی و یا یک متغیر فاصله ای و یک متغیر نسبی به کار برده می شود. در واقع این ضریب، متناظر پارامتری ضریب همبستگی اسپیرمن می باشد. نتایج آزمون همبستگی پیرسون در جدول ۳ ارائه شده‌اند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود در برخی موارد همبستگی معنی‌داری وجود دارد. هم چنین، در برخی موارد اندک بین متغیرهای زوجی همبستگی معنی‌داری قابل مشاهده است؛ اما این همبستگی‌ها قوی نیستند و ایجاد هم‌خطی نمی‌کنند. به عبارت بهتر در ادامه تحلیل‌ها از نظر بررسی روابط بین متغیرها مشکل محتوایی وجود ندارد؛ زیرا اگر همبستگی قوی بین متغیرهای توضیحی مدل وجود داشته باشد، منجر به بروز هم‌خطی شده و بررسی روابط در چنین حالتی نادرست خواهد بود. نتایج آزمون ضریب همبستگی پیرسون در جدول ۳ ارایه شده است:

جدول ۳- نتایج آزمون ضریب همبستگی

	I/K	S/K_{t-1}	CF/K_{t-1}	OP	I/K_{t-1}	$(I/K_{t-1})^2$	$(D/K_{t-1})^2$	X	AC	BOWN
I/K	1.000000									
S/K_{t-1}	-0.037185	1.000000								
	0.2557	-----								
CF/K_{t-1}	-0.052748	0.862851	1.000000							
	0.1068	0.0000	-----							
OP	-0.037386	0.042576	0.039569	1.000000						
	0.2532	0.1931	0.2265	-----						
I/K_{t-1}	0.315646	0.287785	0.046476	0.052217	1.000000					
	0.0000	0.0000	0.1554	0.1104	-----					
$(I/K_{t-1})^2$	0.154906	0.407060	0.076737	0.053536	0.931498	1.000000				
	0.0000	0.0000	0.0189	0.1017	0.0000	-----				
$(D/K_{t-1})^2$	0.001633	0.636457	0.174659	0.025931	0.486904	0.681287	1.000000			
	0.9602	0.0000	0.0000	0.4281	0.0000	0.0000	-----			
X	0.061912	0.069687	0.078227	-0.245295	-0.007589	-0.010893	-0.001610	1.000000		
	0.0583	0.0330	0.0167	0.0000	0.8166	0.7393	0.9608	-----		
AC	-0.222854	0.035032	0.032348	-0.112311	-0.128773	-0.050394	0.034426	-0.037594	1.000000	
	0.0000	0.2843	0.3229	0.0006	0.0001	0.1234	0.2927	0.2505	-----	
BOWN	0.011341	-0.027670	-0.016383	0.062238	-0.037750	-0.034668	-0.034237	-0.051328	0.008475	1.000000
	0.7290	0.3978	0.6167	0.0570	0.2486	0.2894	0.2954	0.1166	0.7957	-----

در فرضیه اول پژوهش به بررسی رابطه بین خوش بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت های دارای هزینه های نمایندگی بالا و پایین پرداخته شده است که برای این منظور مدل رگرسیونی یک بار برای شرکت های دارای هزینه های نمایندگی بالا و یک بار برای شرکت های دارای هزینه های نمایندگی پایین تخمین زده شده است. با توجه به اینکه برخی از شرکت ها در بعضی از دوره ها در گروه شرکت های دارای هزینه های نمایندگی بالا و در برخی دیگر در گروه شرکت های دارای هزینه های نمایندگی پایین قرار می گیرند، از این رو داده ها دارای ماهیت پانلی نبوده و در نتیجه برای تخمین مدل ها از روش حداقل مربعات جزیی بهره گرفته می شود.

در پژوهش حاضر برای بررسی برای بررسی خودهمبستگی از آزمون دوربین-واتسون و برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس اجزای خطای مدل از آزمون بروش-پاگان استفاده شده است. همان طور که مشاهده می شود مقادیر به دست آمده برای آزمون دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ است که نشان از عدم وجود خودهمبستگی در مدل دارد. هم چنین، در صورتی که سطح معناداری به دست آمده برای این آزمون بالاتر از خطای ۵ درصد باشد اجزای خطا دارای همسانی واریانس می باشند و در صورتی که سطح معناداری به دست آمده زیر ۵ درصد باشد، اجزای خطا داری ناهمسانی واریانس می باشند. علاوه بر این، مقادیر شاخص تورم واریانس که در جهت سنجش عدم همخطی میان متغیرهای مستقل تحقیق محاسبه می شود، کوچک تر از مقدار بحرانی ۱۰ به دست آمده اند که نشان از عدم وجود همخطی شدید میان متغیرهای مستقل تحقیق دارد و از این رو می توان پذیرفت که دقت ضرایب تاثیر متغیرهای مستقل در مدل تحقیق، تحت تاثیر روابط درونی متغیرهای مستقل قرار نگرفته است. علاوه بر این، بر اساس شاخص های نیکویی برازش مدل مشاهده می شود که سطح معناداری آماره F تحلیل واریانس کمتر از خطای نوع اول ۰/۰۵ به دست آمده و نشان از معناداری مدل رگرسیونی مورد تخمین دارد. در نهایت، ضریب تعیین اصلاح شده مدل نیز نشان می دهد چند درصد از تغییرات موجود در نسبت سرمایه گذاری به دارایی های ثابت شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره بررسی توسط متغیرهای مستقل و کنترلی این مدل تبیین می گردد.

جدول ۴- نتایج تخمین مدل رگرسیونی اول

نوع هزینه های نمایندگی	هزینه های نمایندگی بالا (۵۱۰ سال-شرکت)				هزینه های نمایندگی پایین (۴۲۶ سال-شرکت)			
متغیر	ضریب	آماره تی	معناداری	تورم واریانس	ضریب	آماره تی	معناداری	تورم واریانس
C	-0.113987	-14.95927	0.0000	-	0.114854	14.87199	0.0000	-
S/K_{t-1}	0.113858	36.36922	0.0000	8.117570	0.020976	5.900031	0.0000	7.174482
CF/K_{t-1}	-0.019955	-20.74469	0.0000	6.413259	-0.003024	-4.940909	0.0000	8.002789
CF/K_{t-1}*OP	0.026615	3.954443	0.0001	5.727374	-0.001362	-2.249178	0.0245	7.759129
OP	0.026619	2.975874	0.0029	1.252997	-0.036828	-4.329173	0.0000	1.099105
I/K_{t-1}	0.102034	63.88449	0.0000	9.512191	0.011177	49.34384	0.0000	8.956010
$(I/K_{t-1})^2$	-0.221848	-45.53323	0.0000	7.424470	-0.002201	-36.43032	0.0000	9.008596
$(D/K_{t-1})^2$	0.335014	43.83089	0.0000	9.103779	-0.159826	-10.20345	0.0000	1.951834
X	-0.015955	-2.042985	0.0416	1.182202	0.005301	0.769575	0.4420	1.070206
ضریب تعیین تعدیل شده	0.493025				0.432754			
آماره F	58.25488				45.15301			
معناداری	0.000000				0.000000			
آزمون دوربین-واتسون	1.612628				1.896158			
آزمون بروش-پاگان	5.320272				6.331863			
معناداری	0.1498				0.0965			

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر نسبت جریانات نقدی به دارایی های ثابت اول دوره شرکت (CF/K_{t-1}*OP) در هر دو مدل پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که بین خوش بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر نسبت جریانات نقدی به دارایی های ثابت اول دوره در مدل اول بالاتر (۲ درصد) از مدل دوم (۰/۰۰۱ درصد) می باشد، می توان پذیرفت که رابطه بین خوش بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت های دارای هزینه های نمایندگی بالاتر، قوی تر است (تایید فرضیه اول پژوهش).

در فرضیه دوم پژوهش به بررسی رابطه بین خوش بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت های دارای سهامداران بلوکی بالا و پایین پرداخته شده است که برای این منظور مدل رگرسیونی یک بار برای شرکت های دارای سهامداران بلوکی بالا و یک بار برای شرکت های دارای سهامداران بلوکی پایین تخمین زده شده است. با توجه به اینکه برخی از شرکت ها در بعضی از دوره ها در گروه شرکت های دارای سهامداران بلوکی بالا و در برخی دیگر در گروه شرکت های دارای سهامداران

بلوکی پایین قرار می گیرند، از این رو داده ها دارای ماهیت پانلی نبوده و در نتیجه برای تخمین مدل ها از روش حداقل مربعات جزیی بهره گرفته می شود.

در پژوهش حاضر برای بررسی برای بررسی خودهمبستگی از آزمون دوربین-واتسون و برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس اجزای خطای مدل از آزمون بروش-پاگان استفاده شده است. همان طور که مشاهده می شود مقادیر به دست آمده برای آزمون دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ است که نشان از عدم وجود خودهمبستگی در مدل دارد. هم چنین، در صورتی که سطح معناداری به دست آمده برای این آزمون بالاتر از خطای ۵ درصد باشد اجزای خطا دارای همسانی واریانس می باشند و در صورتی که سطح معناداری به دست آمده زیر ۵ درصد باشد، اجزای خطا داارای ناهمسانی واریانس می باشند. علاوه بر این، مقادیر شاخص تورم واریانس که در جهت سنجش عدم همخطی میان متغیرهای مستقل تحقیق محاسبه می شود، کوچک تر از مقدار بحرانی ۱۰ به دست آمده اند که نشان از عدم وجود همخطی شدید میان متغیرهای مستقل تحقیق دارد و از این رو می توان پذیرفت که دقت ضرایب تاثیر متغیرهای مستقل در مدل تحقیق، تحت تاثیر روابط درونی متغیرهای مستقل قرار نگرفته است. علاوه بر این، بر اساس شاخص های نیکویی برازش مدل مشاهده می شود که سطح معناداری آماره F تحلیل واریانس کمتر از خطای نوع اول ۰/۰۵ به دست آمده و نشان از معناداری مدل رگرسیونی مورد تخمین دارد. در نهایت، ضریب تعیین اصلاح شده مدل نیز نشان می دهد چند درصد از تغییرات موجود در نسبت سرمایه گذاری به دارایی های ثابت شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره بررسی توسط متغیرهای مستقل و کنترلی این مدل تبیین می گردد. به این ترتیب داریم:

جدول ۵- نتایج تخمین مدل رگرسیونی دوم

نوع هزینه های نمایندگی	هزینه های نمایندگی بالا (۴۷۲ سال-شرکت)				هزینه های نمایندگی پایین (۴۶۴ سال-شرکت)			
متغیر	ضریب	آماره تی	معناداری	تورم واریانس	ضریب	آماره تی	معناداری	تورم واریانس
C	0.033934	4.669294	0.0000	-	0.031518	2.171054	0.0300	-
S/K_{t-1}	0.016752	4.782060	0.0000	7.102278	-0.011198	-3.166767	0.0016	6.028243
CF/K_{t-1}	-0.002794	-3.635907	0.0003	9.174523	0.029219	2.992012	0.0028	8.108449
CF/K_{t-1}*OP	0.000931	1.386641	0.1656	8.147149	0.473440	259.6066	0.0000	8.422915
OP	-0.011046	-1.751984	0.0798	2.105311	-0.040379	-3.015904	0.0026	1.224470
I/K_{t-1}	0.013186	55.44123	0.0000	8.072054	0.014171	30.57482	0.0000	3.617892
$(I/K_{t-1})^2$	-0.002709	-42.68115	0.0000	7.456574	-0.003028	-24.20221	0.0000	9.600836
$(D/K_{t-1})^2$	0.003313	5.083623	0.0000	2.125101	0.000313	5.508716	0.0000	8.545742
X	0.008645	5.022899	0.0000	1.070297	0.015216	4.207645	0.0000	1.131816
ضریب تعیین تعدیل شده	0.503250				0.399790			
آماره F	9.564027				18.12786			
معناداری	0.000000				0.000000			
آزمون دوربین-واتسون	1.892144				2.218870			
آزمون بروش-پاگان	1.929718				3.945354			
معناداری	0.9636				0.7860			

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر نسبت جریانات نقدی به دارایی های ثابت اول دوره شرکت (CF/K_{t-1}*OP) در مدل دوم پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که بین خوش بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت های شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با سهامداران بلوکی پایین

رابطه معناداری وجود دارد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر نسبت جریانات نقدی به دارایی های ثابت اول دوره در مدل اول پایین تر (۰/۰۰۰۹ درصد) از مدل دوم (۴۷ درصد) می باشد، می توان پذیرفت که رابطه بین خوش بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت های دارای سهامداران بلوکی بالاتر، ضعیف تر است (تایید فرضیه دوم پژوهش).

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در فرضیه اول پژوهش به بررسی اثر قوی تر رابطه بین خوش بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت های دارای هزینه های نمایندگی بالاتر پرداخته شد که با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر نسبت جریانات نقدی به دارایی های ثابت اول دوره شرکت در هر دو مدل پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که بین خوش بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر نسبت جریانات نقدی به دارایی های ثابت اول دوره در مدل اول بالاتر (۲ درصد) از مدل دوم (۰/۰۰۱ درصد) می باشد، می توان پذیرفت که رابطه بین خوش بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت های دارای هزینه های نمایندگی بالاتر، قوی تر است. در ارتابط با نتیجه به دست آمده برای فرضیه اول بایستی اشاره شود که بررسی های تجربی در مورد رابطه سرمایه گذاری و جریان نقدی تاکنون نشان می دهد که مشکل نمایندگی بین مدیریت و سهامداران اصلی شرکت ها نقشی اساسی دارد. این تضاد زمانی به وجود می آید که منافع مدیران شرکت کاملاً با منافع سهامداران همسو نباشد. در واقع، فرض می شود که مدیران ارشد شرکت‌ها ممکن است از سرمایه‌های داخلی موجود (یعنی جریانات نقدی آزاد) برای عملکرد ضعیف یا برای منافع شخصی استفاده کنند. از این رو، مشکل مربوط به نمایندگی عمدتاً ناشی از رفتار مدیر ارشد است که با فرض مرسوم و نئوکلاسیک در تضاد است. چنین رفتاری بیشتر منجر به سرمایه گذاری بیش از حد می شود و بدون شک سرمایه گذاری شرکت را از این طریق تحت تأثیر قرار می دهد. از منظر رفتاری، اگر مدیر یک رفتار خوش بینانه از خود نشان دهد، حساسیت جریان نقدی سرمایه گذاری زیاد خواهد بود. این خوش‌بینی است که تعصب روان‌شناختی تمایل مدیران را به سرمایه‌گذاری بیش از حد در زمانی که سرمایه داخلی در دسترس است، تقویت می‌کند. از منظر خوش بینانه، دام ها باعث می شوند که مدیر به شدت تمایلی به سرمایه گذاری نداشته باشد، زمانی که یافته های داخلی میانبر هستند. بنابراین حتی اگر قصد مدیر افزایش علاقه سهامداران باشد، سوگیری خوش‌بینی مدیریتی حساسیت جریانات نقدی سرمایه گذاری را افزایش می‌دهد. از این رو خوش بینی ممکن است بین همسویی منافع مدیران با منافع سهامداران تداخل داشته باشد. در این مورد، اینکه آیا و چگونه خوش بینی مدیر عامل در حضور هزینه نمایندگی ممکن است تصمیم سرمایه گذاری شرکت را شکل دهد، ویژگی گیج کننده است. این یافته ها سازگار با نتایج مطالعه محمد (۲۰۲۱) می باشد.

در فرضیه اول پژوهش به بررسی اثر ضعیف تر رابطه بین خوش بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت های دارای سهامداران بلوکی پرداخته شد که با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر نسبت جریانات نقدی به دارایی های ثابت اول دوره شرکت در مدل دوم پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که بین خوش بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت های شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با سهامداران بلوکی پایین رابطه معناداری وجود دارد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر نسبت جریانات نقدی به دارایی های ثابت اول دوره در مدل اول پایین تر (۰/۰۰۰۹ درصد) از مدل دوم (۴۷ درصد) می باشد، می توان پذیرفت که رابطه بین خوش بینی مدیران و حساسیت جریانات نقدی در شرکت های دارای سهامداران بلوکی بالاتر، ضعیف تر است. در ارتباط با نتیجه به دست

آمده برای فرضیه دوم پژوهش بایستی اشاره شود که مطالعات پیشین در زمینه حساسیت جریانات نقدی سرمایه گذاری استدلال می کنند که تمرکز مالکیت و ماهیت آن می تواند حساسیت سرمایه گذاری ها را به منابع داخلی شرکت کاهش دهد. در صورتی که سهامداران نقش نظارتی فعالی را بر عهده بگیرند، که سرمایه گذاری بیش از حد را کاهش می دهد و در رابطه بین سرمایه گذاری و جریان نقدی منعکس می شود، ممکن است اختیار مدیریتی محدود شود. سهامداران بلوکی ممکن است قدرت و نفوذ قوی برای تضمین حداکثرسازی ارزش سهامداران داشته باشند و از این رو انتظار می رود که نظارت بر شرکت توسط سهامداران بزرگ خارجی و مدیران غیر اجرایی، تضاد نمایندگی بین مدیریت و سهامداران را کاهش دهد. هم چنین، وجود سهامداران بلوکی ممکن است منجر به کارآمدی سیاست سرمایه گذاری شرکت، بازگرداندن نظم و انضباط مدیران عامل و کاهش حساسیت جریان نقدی سرمایه گذاری شود. از این رو اثر خوش‌بینی مدیریتی بر حساسیت جریان نقدی سرمایه‌گذاری زمانی کاهش می‌یابد که شرکت‌ها آن را در ساختار مالکیت بلوک‌داران بگنجانند. این به این دلیل است که بلوک‌داران سعی می‌کنند استراتژی و تصمیم مدیر را کنترل کنند، زیرا علاقه‌مند به دفع کنترل در مورد سهام بزرگ خود هستند. از این رو وجود بلوک‌دارها می‌تواند نه تنها تضادهای نمایندگی را کاهش دهد، بلکه غیرمنطقی‌های مدیران را نیز کاهش می‌دهد. این یافته ها سازگار با نتایج مطالعه محمد (۲۰۲۱) می باشد.

نتایج این پژوهش قابل استفاده برای سرمایه گذاران، اعتبار دهندگان و تحلیل گران و تمام افراد و سازمان هایی است که به نوعی با فعالیت سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار درگیر هستند مفید باشد. بنابراین پیشنهادهای زیر ارایه می شود:

- با توجه به نتیجه به دست آمده در فرضیه اول پژوهش پیشنهاد می شود با گسترش مطالعات و ادبیات نظری در حوزه ریسک اعتباری، مشتریان عمده و هزینه بدهی شرکت ها، فعالان بازار سرمایه، اعضای هیئت مدیره شرکت ها، سهامداران، اعتباردهندگان، موسسات حسابرسی، پژوهش گران و... با مباحث این بخش ها بیشتر آشنا شوند تا بتوانند به نحو مناسبی به ایفای نقش در آن بپردازند.
- با توجه به نتیجه به دست آمده در فرضیه دوم پژوهش پیشنهاد می شود سیاست گذاران بورس اوراق بهادار تهران با ارایه آموزش های کاربردی به سرمایه گذاران و تحلیل گران در این حوزه، آگاهی آنها را در حوزه های مالی و حسابداری افزایش دهند.

منابع

۱. داداشی، ایمان؛ یحیی زاده فر، محمود؛ شامخی امیری، عباس (۱۳۹۷)، تاثیر خوش بینی مدیران بر هم زمانی قیمت سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله پیشرفت های حسابداری دانشگاه شیراز، ۱۰(۲): ۱۹۲-۱۶۷.

۲. امیری، سیدخسرو؛ سبحانی، مجتبی،(۱۳۹۳)، بررسی حاکمیت شرکتی، مسئولیت اجتماعی و عملکرد مالی بهینه شرکت های فعال در بورس اوراق بهادار تهران، کنفرانس بین المللی حسابداری، اقتصاد و مدیریت مالی، صص۱-۲۰.

3. Baccar, A., Ben Mohamed, E., & Bouri, A. (2013). Managerial optimism, overconfidence and board characteristics: Toward a new role of corporate governance. Australian Journal of Basic and Applied Sciences, 7(7), 287-301.

4. Ben Mohamed Ezzeddine (2021), Managerial optimism, investment cash flow sensitivity and agency costs: Evidence from NYSE panel data firms, Journal of Behavioral and Experimental Finance 30 (2021) 100481
5. Campbell, T. C., Galleyer, M., Johnson S. A., Rutherford, J., & Stanley, B. W. (2011). CEO optimism and forced turnover. Journal of Financial Economics, 101(3), 695-712.
6. Chowdhury, J., Kumar, R. & Shome, D. (2016). Investment–cash flow sensitivity under changing information asymmetry. Journal of Banking & Finance, 62, 28-40.
7. Derouich, I., Hassan, M., Amdouni, S. (2017). Ownership structure and investment-cash flow sensitivity. Journal of Management & Governance, 22 (1), 31–54
8. Fazzari, S., Hubbard, G., & Petersen, B. (1988). Finance constraints and corporate investment .Brookings Papers on Economic Activity, 1, 141–195.
9. Heaton, J. B. (2002). Managerial optimism and corporate finance. Financial Management, 31, 33-45
10. Hyung-Ha, J. (2011). Agency Costs of Free Cash Flow and Conditional Conservatism, Ph.D Dissertation, Oklahoma State University.
11. Jensen, M.C. and Meckling, W.H. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure, Journal of Financial Economics, Vol. 3, No. 4, pp. 305-360.
12. Kaplan, S. & Zingales, L. (1997). Do investment–cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? Quarterly Journal of Economics, 112, 169–215.
13. Kim. T. N. (2014). The impact of cash holdings and external financing on investment cash flow sensitivity. Review of Accounting and Finance, 13 (3), 251-273.
14. Malmendier, U., & Tate, G. (2005). CEO overconfidence and corporate investment. Journal of Financ, 60(6), 2661-2700.
15. Myers, S., Majluf, N. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. Journal of Financial Economics, 13, 187–221.
16. Pawlina, G., Renneboog, L. (2005). Is investment-cash flowsensitivity caused by agency costs or asymmetric information? Evidence fromthe UK. Eur. Financ.Manag. 11(3): 483–513.
17. Riaz, Y., Shahab, Y., Bibi, R. & Zeb, S. (2017). Investment-cash flow sensitivity and financial constraints: evidence from Pakistan. South Asian Journal of Global Business Research ,5(3), 403-423.