

دهمین همایش ملی حسابداری ایران

جلد سوم

حسابداری و راهبری شرکتی

۳ و ۴ خرداد ۱۳۹۱

تهران - دانشگاه الزهرا (س)



دهمین همایش ملی حسابداری ایران

۳ و ۴ خرداد ماه ۱۳۹۱

مجموعه مقالات

جلد سوم

حسابداری و راهبری شرکتی

۹۷۸-۶۰۰-۵۰۰۲-۵۲-۲

شابک:

فهرست مطالب

- بررسی ارتباط معیارهای راهبری شرکتی و شاخص‌های ارزیابی عملکرد با توجه به معیار ارزش آفرینی ۱
- عبدالمهدی انصاری، مصطفی دری، خدیجه ابراهیمی
- بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی ۲۱
- یحیی حساس یگانه، الهه معزز، داود خان حسینی، محمد نیکو نسبتی
- اثر ساختار حاکمیت شرکتی بر کیفیت افشای اطلاعات ۳۹
- محمود معین الدین، فتانه دهقان
- کارکرد مدل‌های تعدیل شده مدیریت سود در بررسی رابطه نظام راهبری شرکتی با مدیریت سود ۶۵
- جمال برزگری خانقاه، محمد صادق زارع زاده مهریزی، مهدی پاکدل
- رابطه بین ساز و کارهای نظام راهبری شرکتی بر هموار سازی سود ۸۳
- نسرین داداشی، سید حسین نورحسینی نیاکی



دهمین همایش ملی حسابداری ایران
۳ و ۴ خرداد ۱۳۹۱

بررسی ارتباط معیارهای راهبری شرکتی و شاخص‌های ارزیابی عملکرد با توجه به معیار ارزش آفرینی

عبدالمهدی انصاری

استادیار دانشگاه ولی عصر رفسنجان (ع)

مصطفی دری

مریی دانشگاه ولی عصر رفسنجان (ع)

خدیدجه ابراهیمی*

کارشناسی ارشد دانشگاه ولی عصر رفسنجان (ع)

چکیده

به نظر می‌رسد سطح ارزش آفرینی یک شرکت به لحاظ اعتبار و ارزشی که برای شرکت فراهم می‌آورد، می‌تواند به عنوان یک عامل مؤثر در ارتباط میان راهبری شرکتی و عملکرد، رفتار نماید. در این پژوهش این ارتباط در میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار گرفته است. ویژگی‌های در نظر گرفته شده از راهبری شرکتی، در این پژوهش، در دو گروه کلی ساختار مالکیت و ساختار هیأت مدیره طبقه بندی می‌شوند. علاوه بر آن دو جنبه متفاوت از عملکرد شرکت‌ها که ارزیابی بر مبنای داده‌های حسابداری و ارزیابی بر مبنای بازار می‌باشد، استفاده شده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهند که با توجه به معیار ارزش آفرینی شرکت‌ها، ساختار مالکیت با عملکرد دارای ارتباط معنادار می‌باشد، اگرچه ارتباطی میان ساختار هیأت مدیره و عملکرد مشاهده نشد.

واژه‌های کلیدی: راهبری شرکتی، عملکرد، ارزش آفرینی، ساختار مدیریت، ساختار مالکیت

* نویسنده مسئول: kh.ryhtm@yahoo.com

مقدمه

آنچه در پژوهش‌های مربوط به ارتباط معیارهای راهبری شرکتی و عملکرد، باید مورد توجه قرار گیرد، حصول نتایج متفاوت از بررسی‌های انجام شده، می‌باشد. تا حدی تفاوت در این نتایج را می‌توان به میزان سیستم‌های قانونی حمایت‌کننده از منافع سهامداران در جوامع مختلف دانست. در اقتصادهای توسعه یافته معمولاً مشاهده می‌شود که در سطح معقولی به مبحث راهبری شرکتی پرداخته شده است و این مسئله به صورتی اعمال می‌شود که از جریان مبالغ عظیم سرمایه، سود آوری شرکت و تأمین منافع سرمایه‌گذاران اطمینان حاصل شود.

در این اقتصادها، در میان ترکیبات متفاوتی از افزایش داوطلبانه و حداقل قوانین مورد نیاز برای اعمال یک نظام راهبری مناسب، به میزان کافی به هدف "حمایت از سرمایه‌گذاران" دست یافته شده است. (Anderson, 2009, 68)

اگرچه تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای در میان سیستم‌های حکومتی کشورهای مختلف و حتی در میان شرکت‌های یک کشور وجود دارد، اما پژوهش‌ها به دنبال کشف و تأکید فاکتورهایی مشترک در میان این جوامع و شرکت‌ها و تخمین عوامل مناسب و تأثیرگذار می‌باشند.

با توجه به موج جهانی خصوصی سازی و ضرورت اجرای اصل ۴۴ قانون، دست‌یابی به نتایج قابل اطمینان و یکسان در این زمینه و تدوین و به‌کارگیری اصول نظام راهبری شرکتی در کشور ما نیز برای توسعه بازار سرمایه، مهم و اجتناب‌ناپذیر است.

با مطالعه پژوهش‌های انجام شده، برای بررسی رابطه نظام راهبری شرکتی و عملکرد، در بازار سرمایه ایران، مشاهده می‌شود در بازه‌های زمانی متفاوت و یا در نمونه‌های آماری مختلف، نتایج متفاوتی حاصل شده است. این نتایج گاه هم جهت با نتایج پژوهش‌های انجام شده در اقتصادهای توسعه یافته و گاه مخالف آن می‌باشد. در توجیه وجود این تفاوت‌ها می‌توان به عواملی همچون دوره زمانی متفاوت، روش پژوهش متفاوت، به‌عنوان مثال استفاده از روش پرسشنامه‌ای در برخی از پژوهش‌های قبلی و کم بودن دوره زمانی و حجم نمونه آماری و بعضاً به کارگیری معیارهای متفاوت برای حاکمیت شرکتی یا ارزیابی عملکرد، اشاره نمود.

اما به نظر می‌رسد برای بررسی دقیق‌تر این مسئله و اختلاف‌های موجود در این زمینه، لازم است ابتدا از شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران ارزیابی به عمل آید و سپس در

مورد وجود این رابطه در این شرکت‌ها بحث شود. به این خاطر بر آن شدیم تا پی ببریم که ارتباط معیارهای جامع راهبری شرکتی و عملکرد با توجه به معیار ارزش آفرینی شرکت‌ها به چه صورتی خواهد بود.

ادبیات پژوهش

در ارتباط با راهبری شرکتی تعاریف متعددی ارائه شده است. انجمن مدیریت آمریکا^۲ در ارتباط با راهبری شرکتی بیان می‌کند که، راهبری شرکتی شیوه‌ای است که تأمین کنندگان سرمایه اتخاذ می‌کنند تا مطمئن شوند به بازدهی خود می‌رسند و مدیریت با سرمایه گذاری در پروژه‌های اشتباه باعث هدر رفتن سرمایه نمی‌شود. (Murphy, 1999, 38)

مانکس و مینو (۲۰۰۱) راهبری شرکت را ایجاد ارتباط مناسب بین شرکای اولیه، جهت هدایت و کنترل عملکرد شرکت تعریف نمودند، شرکای اولیه در تعریف آن‌ها سرمایه گذاران، هیأت مدیره و مدیریت در نظر گرفته شده است. (Monks, Minow, 2001)

در ادبیات دانشگاهی مالی و حسابداری عموماً، تئوری نمایندگی به عنوان نقطه شروع توضیح مفهوم نظام راهبری شرکت استفاده شده است. زیر بنای نظام راهبری شرکتی که بر اساس تئوری نمایندگی مطرح می‌شود، مجموعه‌ای از قراردادهای مابین ریسک پذیران (یعنی سهامداران) و مدیران بنگاه‌های اقتصادی می‌باشد. که در این رابطه تأمین بازده مطلوب و ارزش ماندگار برای بنگاه اقتصادی از وظایف مدیران و پرداخت پاداش و حق الزحمه از تعهدات سهامداران می‌باشد. این نگرش مبتنی بر یک دیدگاه محدود از تئوری نمایندگی می‌باشد، در دیدگاهی گسترده‌تر علاوه بر سهامداران، طیف وسیعی از ذینفعان از جمله هیئت مدیره، مدیران ارشد اجرایی، کارکنان، مشتریان، حسابرسان، حسابداران، تحلیلگران مالی، اعتبار دهندگان، وکلای حقوقی و... در این رابطه قراردادی در نظر گرفته می‌شوند. (Lawrence, 2009, 188)

امروزه نتایج عملکرد شرکت‌ها منفعت انفرادی ندارد و منافع گروه کثیری از آحاد جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تحت این شرایط عدم کنترل و نظارت بر عملکرد شرکت‌ها توسط سهامداران ممکن است آثار زیان باری بر ثروت سهامداران و در نهایت اقتصاد جامعه به همراه

داشته باشد. در نتیجه، ارزیابی صحیح عملکرد مدیریت به عنوان نماینده سهامداران ضرورت دارد. (انصاری، ۱۳۸۸)

از این رو بررسی ارتباط نظام راهبری شرکت‌ها و ارزش و عملکرد آن‌ها همواره از موضوعات قابل توجه بوده است. . برای اولین بار برل و مینز^۴ (۱۹۳۲)، به وجود یک رابطه معکوس بین پراکندگی سهامداران و عملکرد مؤسسات پی بردند. پس از آن پژوهش‌های فراوانی در این حیطه انجام شد و نتایج متفاوتی در بررسی این ارتباط حاصل گشت. تا حدی تفاوت در این نتایج را می‌توان به استفاده از روش‌های آماری متفاوت و یا بررسی روی نمونه‌های متفاوت مربوط دانست. اما علاوه بر آن میزان سیستم‌های قانونی حمایت کننده از منافع سهامداران در جوامع مختلف نیز در ایجاد این اختلاف نتایج مؤثر می‌باشد.

اگرچه تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای در میان سیستم‌های حکومتی کشورهای مختلف و حتی در میان شرکت‌های یک کشور وجود دارد، اما پژوهش‌ها به دنبال کشف و تأکید فاکتورهایی مشترک در میان این جوامع و شرکت‌ها و تخمین عوامل مناسب و تأثیرگذار می‌باشند.

پیشینه پژوهش

دیتریچ و جیندرا^۵ (۲۰۱۰) به بررسی راهبری شرکتی در شرکت‌های چند ملیتی پرداختند. و این مسئله را بررسی نمودند که با توجه به اینکه هر کشوری از ویژگی‌های حاکمیتی خود برخوردار است، شرکت‌های چند ملیتی باید از خط مشی کدام کشور برای سیستم حاکمیت خود استفاده کنند؟

وینسنت و نیکول^۶ (۲۰۱۰) ارتباط میان عملکرد شرکت‌ها با اندازه و ترکیب هیأت مدیره را بررسی نموده‌اند. در این پژوهش برای ارزیابی عملکرد از سود قبل از مالیات و بهره به جمع دارایی‌ها و Q تویین استفاده شده است. نتایج بررسی آن‌ها نشان می‌دهد، اندازه هیأت مدیره و عملکرد به صورت معکوس با یکدیگر در ارتباط می‌باشند و این تأثیر منفی برای شرکت‌های کوچک کمتر می‌باشد. درصد مدیران غیر اجرایی تأثیر مثبت بر عملکرد شرکت‌ها دارد.

سانقون لی^۸ (۲۰۰۹) به بررسی ارتباط میان نظام راهبری شرکت‌ها و عملکرد پرداخته است، وی در پژوهش خود راهبری شرکتی را از دو دیدگاه رویکرد سهامداران و رویکرد ذینفعان مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج بررسی سانقون لی نشان می‌دهد که تمرکز مالکیت می‌تواند به عنوان مکانیسم مناسبی از معیارهای راهبری شرکت‌ها عمل کند و اثر مثبت بر عملکرد شرکت‌ها داشته باشد و همچنین مشاهده می‌شود که سهامداران کنترل‌کننده تمایل به افزایش ثروت خود از طریق استثمار و استفاده از حقوق سهامداران اقلیت دارند، لذا پیشنهاد می‌شود که بهتر است در کشورها یک سیستم قانونی بر اعمال این سهامداران نظارت داشته باشد.

آندرس^۹ (۲۰۰۸) رابطه بین سهامداران و عملکرد شرکت‌ها را در حیطه مالکیت خانوادگی بررسی کرده است. معیار ارزیابی عملکرد استفاده شده در این پژوهش، Q توین و بازده دارایی‌ها می‌باشد. نتایج این پژوهش نیز نشان می‌دهد، از نظر سودآوری مالکیت خانوادگی ساختار مالکیتی مناسبی می‌باشد. در نتیجه به نظر می‌رسد، مالکیت خانوادگی به صورت موفقیت آمیزی می‌تواند دو مشکل نمایندگی، تضاد منافع بین مالکان و مدیران و مالکیت سهامداران اقلیت را متوازن کند. سرکار^{۱۰} (۲۰۰۸)، معیارهای تعیین‌کننده حقوق و پاداش مدیریتی را با تاکید بر رابطه بین حقوق، پاداش و عملکرد بررسی نموده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، با توجه به ترکیب هیأت مدیره، عضو غیرموظف هیأت مدیره نقش نظارتی قوی ایفا نمی‌کند.

عمران^{۱۱} (۲۰۰۸) به بررسی اثر تمرکز مالکیت بر عملکرد در بازار سرمایه کشورهای عربی پرداخت. نتایج پژوهش وی نشان داد که تمرکز مالکیت، با حمایت قانونی رابطه منفی دارد اما اثر مشخصی بر سود دهی و عملکرد شرکت ندارد. همچنین، تفکیک وظایف مدیر عامل و رئیس هیأت مدیره نیز اثر معنی‌داری بر عملکرد نداشت. اما در صورت وجود سهامداران بلوکی و تفکیک وظایف مدیر عامل از وظایف رئیس هیأت مدیره، کیوی توین با تمرکز مالکیت رابطه مثبت دارد.

تسای و گو^{۱۲} (۲۰۰۷)، اثر مالکیت نهادی را بر عملکرد شرکت‌ها، در بخش رستوران، هتل و تفریحگاه‌های عمومی طی سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۳ آزمون کرده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد، در بخش رستوران و تفریحگاه‌های عمومی، عملکرد شرکت با درصد مالکیت نهادی

دارای ارتباط معنادار است، اما در بخش هتل داری، ارتباط منظم و معنی داری بین مالکیت نهادی و عملکرد شرکت وجود ندارد.

ازدی نیا و رسایان (۱۳۸۹) به بررسی معیارهای حسابداری و اقتصادی ارزیابی عملکرد و کیفیت راهبری شرکتی پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش بیانگر رابطه‌ی مثبت و معنی دار بین نرخ بازده دارایی‌ها، بازده سهام، Q توبین و ارزش افزوده بازار، به عنوان معیارهای ارزیابی عملکرد و درصد اعضای غیرموظف هیأت مدیره و درصد سرمایه گذاران نهادی، به عنوان شاخص‌های راهبری شرکتی، می‌باشد.

صادقی و بهادری (۱۳۸۸) به ارزیابی ارتباط میان ساختار مالکیتی و نسبت پرداخت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج حاصل شده نشان می‌دهد، میزان مالکیت بزرگ‌ترین سهامدار و همچنین میزان مالکیت پنج سهامدار بزرگ‌تر بر نسبت پرداخت سود شرکت تأثیر مثبت دارد.

نمازی و کرمانی (۱۳۸۷)، تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را ارزیابی نمودند، آن‌ها بر اساس یافته‌های پژوهش نتیجه‌گیری کردند که بین ساختار مالکیت شرکت‌ها و عملکرد آن‌ها رابطه معنی داری وجود دارد. ارتباط مشاهده شده بین مالکیت نهادی و عملکرد به صورت معکوس، بین سرمایه گذاران شرکتی و عملکرد به صورت مثبت و بین سرمایه گذاران مدیریتی و عملکرد به صورت معکوس می‌باشد.

قنبری و حساس یگانه (۱۳۸۶) تأثیر مکانیسم‌های راهبری شرکتی را بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی نمودند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که، نسبت اعضای مدیران غیر موظف بر عملکرد تأثیری ندارد، وجود حسابرس داخلی رابطه مستقیم بر عملکرد دارد، شفافیت اطلاعاتی ارتباطی با عملکرد ندارد و سرمایه گذاری نهادی با عملکرد رابطه مستقیم دارد.

نوروش و ابراهیمی کردلر (۱۳۸۴) ارتباط ترکیب سهامداران و تقارن اطلاعات و سودمندی معیارهای حسابداری عملکرد، را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران بررسی کرده‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که درصد بالاتر سهامداران نهادی با گزارش بیشتر سودهای آتی به بازار سرمایه ارتباط مستقیم دارد.

اهمیت و هدف تحقیق

شلیفر و ویشنی^{۱۳} بیان می‌کنند که راهبری شرکتی در حقیقت راهی است که به وسیله آن تأمین کنندگان منابع از دست‌یابی به بازده سرمایه گذاریشان اطمینان حاصل می‌کنند. بدون حمایت از سهامداران خارجی دست‌یابی به سرمایه لازم شرکت با یک نرخ معقول غیرممکن خواهد بود و رشد شرکت محدود خواهد شد. در این حالت سهامداران خارجی تمایلی به سپردن وجوه خود به شرکت نخواهند داشت، و شرکت مجبور به یافتن راه‌های دیگری برای تأمین مالی خواهد شد، همچون تأمین مالی داخلی یا تأمین مالی از طریق بانک که این روش‌ها معایب خاص خود را خواهند داشت. از این رو حمایت از سهامداران خارجی یکی از معیارهای مهم در تأمین مالی مناسب در شرکت‌ها می‌باشد. مطالعات تجربی انجام شده در سطح شرکت‌ها، صنایع و کشورها نشان می‌دهد که رشد بادوام اقتصاد بستگی به شیوه تأمین مالی مناسب در شرکت‌ها دارد. راهبری شرکتی مناسب کمک می‌کند که ذینفعان در شرایط مطلوب‌تری قرار گیرند، هزینه سرمایه کاهش یابد، از بازار سرمایه حفاظت شود و دست‌یابی به منابع مالی پایدار امکان پذیر شود. (OzdenDeniz, 2010, 25)

بنابراین لازم است تا معیارهای راهبری شرکتی مناسب مشخص گردند و تأثیرگذاری آن‌ها بر عملکرد شرکت‌ها مورد بررسی قرار گیرد. در این پژوهش بر آنیم تا با استفاده از شاخص‌های جامعی از نظام راهبری شرکت‌ها و همچنین معیارهای ارزیابی عملکرد، و علاوه بر آن توجه به ارزش آفرینی شرکت‌ها به ارزیابی این ارتباط پردازیم.

روش پژوهش

با توجه به اهمیت و کاربرد نتایج این پژوهش که می‌تواند زمینه مناسب‌تری برای اتخاذ تصمیم‌های راهبری شرکتی فراهم آورد، لذا پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از نظر ماهیت و روش از نوع توصیفی-همبستگی است.

۱. فرضیه‌های پژوهش

این پژوهش به منظور بررسی ارتباط معیارهای راهبری شرکتی با عملکرد و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس بازار اوراق بهادار تهران انجام شده است. بحث ارزش آفرینی

شرکت‌ها در این تحلیل از اهمیت قابل توجهی برخوردار است. در این بررسی دو فرضیه کلی وجود دارد، که هر یک به کمک چهار فرضیه فرعی مورد بررسی قرار گرفته‌اند. فرضیات این پژوهش به شرح زیر می‌باشند:

۱- ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس با معیارهای راهبری شرکتی آن‌ها ارتباط معنادار دارد.

۱-۱. ارزش افزوده بازار با درصد سهامداران نهادی ارتباط معنادار دارد.

۱-۲. ارزش افزوده بازار با تمرکز مالکیت ارتباط معنادار دارد.

۱-۳. ارزش افزوده بازار با اندازه هیأت مدیره ارتباط معنادار دارد.

۱-۴. ارزش افزوده بازار با درصد مدیران غیر موظف هیأت مدیره ارتباط معنادار دارد.

۲- عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس با معیارهای راهبری شرکتی آن‌ها ارتباط معنادار دارد.

۲-۱. بازده دارایی‌ها با درصد سهامداران نهادی ارتباط معنادار دارد.

۲-۲. بازده دارایی‌ها با تمرکز مالکیت ارتباط معنادار دارد.

۲-۳. بازده دارایی‌ها با اندازه هیأت مدیره ارتباط معنادار دارد.

۲-۴. بازده دارایی‌ها با درصد مدیران غیر موظف هیأت مدیره ارتباط معنادار دارد.

قلمرو و نمونه آماری تحقیق

قلمرو مکانی این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بازه زمانی مورد استفاده در این پژوهش، از سال ۱۳۸۳ الی ۱۳۸۸ می‌باشد. در این پژوهش نمونه‌گیری با استفاده از روش حذفی سیستماتیک (هدفمند) انجام شده است. لذا نمونه انتخابی شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده که شرایط زیر را دارا باشند:

- سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند ماه هر سال باشد.
- طی بازه زمانی پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشند.
- اطلاعات صورت‌های مالی آن‌ها از سال ۱۳۸۳ به طور کامل و پیوسته، در دسترس باشد.
- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی (بانک‌ها و لیزینگ) نباشند.

- صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی همراه آن‌ها قابل دسترس باشد.
 - اطلاعات مربوط به هیأت مدیره و ترکیب سهامداران آن‌ها در دسترس باشد.
- بر اساس شرایط فوق، ۹۳ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۳ الی ۱۳۸۸ انتخاب گردیدند و در دوره زمانی بیان شده مورد آزمون قرار گرفتند.

روش آماری مورد استفاده برای آزمون فرضیات

در این پژوهش از تحلیل رگرسیون و داده‌های ترکیبی، برای آزمون فرضیات استفاده می‌شود. تحلیل رگرسیون روشی برای مطالعه سهم یک یا چند متغیر مستقل در پیش بینی متغیر وابسته است (خاکی، ۱۳۸۷).

به صورت کلی در این پژوهش از آزمون‌های زیر استفاده شده است:

- آزمون F لیمر، در این پژوهش از روش داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود. بدین منظور، جهت تشخیص نوع داده‌های ترکیبی (تلفیقی و تابلویی) از آزمون F لیمر استفاده می‌شود و پس از آن نیز در صورت انتخاب روش تلفیقی از آزمون هاسمن جهت انتخاب اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده می‌شود.
- آزمون والد تعدیل شده برای بررسی عدم ناهمسانی واریانس، گرین^{۱۴} (۲۰۰۰) برای بررسی ناهمسانی واریانس در داده‌های پانل، آزمون والد تعدیل شده^{۱۵} را مطرح می‌کند. این آزمون بر خلاف آزمون‌های دیگری که به منظور بررسی ناهمسانی واریانس معرفی شده‌اند، در صورت نقض فرض نرمال بودن اجزای خطا هم قابل کاربرد است و نتایج معتبری را به دست می‌دهد. در این پژوهش از این روش برای بررسی ناهمسانی واریانس استفاده شده است.

آزمون والد ریچ^{۱۶} برای بررسی عدم خود همبستگی، بسیاری از آزمون‌های مطرح شده برای بررسی عدم خود همبستگی، از جمله آزمون دورین واتسون و آزمون بریوش و گادفری^{۱۸}، فرضیات خاصی را در مورد اثرات فردی در نظر می‌گیرند و یا خودهمبستگی را به طور مشترک با اثرات فردی مورد آزمون قرار می‌دهند. اما والد ریچ (۲۰۰۲) آزمونی برای خودهمبستگی در مدل‌های پانل معرفی کرده است که فرضیات کمتری را می‌طلبد و از انعطاف پذیری بالایی برخوردار است

(Drukker, 2003, 169). در این پژوهش از آزمون والد ریج برای بررسی عدم خودهمبستگی استفاده شده است.

آزمون پسران^{۱۹} برای بررسی همبستگی مقطعی در داده‌های پانل، علاوه بر ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی، یکی دیگر از مسایل و مشکلاتی که می‌تواند در داده‌های پانل وجود داشته باشد، همبستگی و عدم استقلال مقاطع است (Baltagi, 2001, 42). به این معنی که اجزای خطای متعلق به مقاطع مختلف با یکدیگر همبستگی داشته باشند. در این پژوهش برای بررسی وجود همبستگی مقطعی از آزمون پسران استفاده می‌شود که در مورد پانل‌های نامتوازن نیز کارایی دارد. آزمون هم خطی متغیرهای مستقل، هم خطی چندگانه یکی از دلایل افزایش خطای استاندارد برآورد ضرایب رگرسیونی و در نتیجه کاهش کارایی مدل بوده و ممکن است منجر به پیش بینی‌هایی خارج از دامنه‌ی مورد انتظار شود. به منظور بررسی وجود هم خطی میان متغیرها در این پژوهش از شاخص vif^{21} استفاده شده است.

آزمون معنی دار بودن ضرایب رگرسیون (آزمون t)، آزمون معنی دار بودن روشی است که با استفاده از نتایج نمونه، درستی یا نادرستی فرضیه H_0 را تعیین می‌کند. تصمیم درباره پذیرش یا رد فرض صفر، بر اساس مقدار و احتمال آماره t انجام می‌شود. ضریب تعیین، با استفاده از ضریب تعیین R^2 مناسب بودن خط رگرسیون برآزش شده بر اساس مجموعه‌ای از داده‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. R^2 درصد تغییرات کل در Y را که از طریق مدل رگرسیون توضیح داده شده است را اندازه گیری می‌کند.

در این پژوهش برای تعیین رگرسیون از رابطه‌ی زیر استفاده شده است:

$$Y_i = \alpha + \beta_1 INS + \beta_2 CR + \beta_3 MS + \beta_4 UEM + \beta_5 DUM + \beta_6 SIZE + \beta_7 LEV + \varepsilon$$

که در آن Y_i متغیرهای وابسته، شامل ارزش افزوده بازار (MVA) و بازده دارایی‌ها (ROA) می‌باشد. متغیرهای مستقل و کنترل به شرح زیر تعریف می‌شوند:

متغیرهای مستقل:

Ins: درصد سهامداران نهادی، سهامداران نهادی، شرکت‌های بیمه، صندوق‌های سرمایه‌گذاری، مؤسسات مالی و بانک‌ها تعریف شده‌اند، که در سایر شرکت‌های سهامی عام سرمایه‌گذاری می‌کنند.

Cr: درصد سهامدارانی است که مالک بیشتر از ۵٪ از سهام شرکت می‌باشند.

MS: اندازه هیأت مدیره

Uem: درصد مدیران غیر موظف، مدیران غیر موظف، اعضای پاره وقت هیأت مدیره می‌باشند که در شرکت کار اجرایی ندارند و حقوق ثابت ماهانه یا سالانه دریافت نمی‌کنند.

متغیرهای کنترل:

DUM: متغیر مصنوعی ارزش آفرینی، معیار ارزش آفرینی شرکت‌ها به کمک یک متغیر مصنوعی و بر اساس ارزش افزوده بازار شرکت‌ها در تحلیل‌های این پژوهش در نظر گرفته شده است.

SIZE: متغیر کنترلی اندازه شرکت، که لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های شرکت تعریف شده است.

LEV: اهرم مالی شرکت، که از تقسیم مجموع بدهی‌های هر شرکت به مجموع دارایی‌هایش محاسبه شده است.

و ϵ_0 : خطای مدل می‌باشد.

۲. آزمون فرضیات

قبل از آزمون فرضیه‌های ارائه شده، لازم است عدم وجود هم خطی میان متغیرهای مستقل بررسی شود. در این پژوهش از شاخص vif برای این هدف استفاده شده است. اگر این شاخص برای متغیر مستقلی بیشتر از ۱۰ باشد، احتمالاً با متغیرهای دیگر هم خطی دارد. همان طور که در نگاره (۱) ارائه شده است، این شاخص برای همه متغیرها تقریباً ۱ حاصل شده است که نشانگر عدم وجود هم خطی بین متغیرها می‌باشد.

نگاره (۱) نتایج حاصل از آزمون وایف

| متغیر | INS | CR | MS | UEM | SIZE | LEV | DUM |
|----------|------|------|------|------|------|------|------|
| شاخص VIF | ۱.۳۸ | ۱.۳۴ | ۱.۰۴ | ۱.۰۶ | ۱.۱۲ | ۱.۱۱ | ۱.۳۰ |

بررسی فرضیه اول

برای آزمون فرضیه اول، رابطه بین متغیرهای ارزش افزوده بازار و متغیرهای راهبری شرکتی به شرح رابطه (۱) برآورد می‌شود. توجه شود که در این ارتباط ارزش آفرینی شرکت‌ها نیز مورد توجه قرار می‌گیرد. در مرحله اول از آزمون F و هاسمن برای تشخیص نوع داده‌های ترکیبی استفاده شده است و با توجه به نتایج حاصله نوع داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انتخاب شده است. در مرحله بعد از آزمون والد تعدیل یافته برای بررسی عدم وجود ناهمسانی واریانس و از آزمون والد ریج برای بررسی عدم وجود خودهمبستگی استفاده شده است. نتایج آزمون‌های انجام شده اثبات می‌کنند که در ارتباط با فرضیه اول این پژوهش هم ناهمسانی واریانس و هم خودهمبستگی میان داده‌ها وجود دارد و علاوه بر آن آزمون انجام شده برای بررسی عدم همبستگی و استقلال مقاطع (آزمون پسران) نیز نشان داد که میان متغیرها خودهمبستگی مقطعی نیز وجود دارد. بنابراین در این مرحله برای تخمین مدل اثرات ثابت از روش رگرسیون با استفاده از خطاهای استاندارد دریسکل و کرای^{۲۷} که در سال ۲۰۰۷ توسط دنیل هوچل^{۲۸} معرفی شده است استفاده شده است. این روش به صورت هم‌زمان اثرات خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس را که می‌توانند در نتیجه گیری از تخمین‌های انجام شده اثرات نامطلوب داشته باشند، در نظر می‌گیرد. خلاصه نتایج حاصل از این آزمون در نگاره (۲) ارائه شده است.

با توجه به این نتایج مشاهده می‌شود، مقدار احتمال محاسبه شده برای درصد سهامداران نهادی $p=0.000$ می‌باشد که از 0.05 کمتر می‌باشد. می‌توان نتیجه گرفت که، درصد سهامداران نهادی با ارزش افزوده بازار ارتباط معنا دار دارد. لذا فرضیه فرعی (۱-۱) پژوهش در نمونه شرکت‌های جامع پذیرفته می‌شود.

مقدار احتمال محاسبه شده برای سهامداران کنترلی نیز $p=0.014$ می‌باشد که از 0.05 کمتر می‌باشد، بنابراین میان سهامداران کنترلی و ارزش افزوده بازار نیز ارتباط معنادار وجود دارد و فرضیه فرعی (۲-۱) نیز پذیرفته می‌شود.

برای اندازه‌های مدیریت $p=0.087$ می‌باشد که از 0.05 بیشتر می‌باشد. لذا فرضیه H_0 پذیرفته می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که، اندازه‌های مدیریت با ارزش افزوده بازار ارتباط معناداری ندارد. لذا فرضیه فرعی (۳-۱) پژوهش در نمونه شرکت‌های جامع پذیرفته نمی‌شود.

در ارتباط با مدیران غیر موظف نیز $p=0.408$ می‌باشد، پس درصد مدیران غیر موظف با ارزش افزوده بازار ارتباط معنادار ندارد و فرضیه فرعی (۱-۴) پذیرفته نمی‌شود. در بیان کلی چون دو متغیر اندازه هیأت مدیره و درصد مدیران غیر موظف در این پژوهش به عنوان شاخص‌های ساختار مدیریت در نظر گرفته می‌شوند، می‌توان با توجه به نتایج حاصله در این تخمین ادعا نمود میان ارزش افزوده بازار و ساختار هیأت مدیره ارتباط معناداری مشاهده نشده است.

با توجه به نتایج ارائه شده در نگاره (۴-۲)، مشاهده می‌شود که احتمال به دست آمده برای معیار ارزش آفرینی شرکت‌ها در این تخمین برابر 0.001 می‌باشد، که چون از 0.05 کمتر است می‌توان ادعا نمود معیار ارزش آفرینی در نظر گرفته شده در مدل تعریف شده دارای نقش مؤثر می‌باشد.

هر دو متغیر کنترلی دیگر نیز دارای احتمال 0.000 می‌باشند که نشان می‌دهد میان این متغیرها و متغیر وابسته ارتباط معنادار وجود دارد و انتخاب این متغیرها به شایستگی صورت گرفته است.

بررسی فرضیه دوم

برای آزمون فرضیه دوم، رابطه بین متغیرهای بازده دارایی‌ها و معیارهای راهبری شرکتی برآورد شده است. در بررسی این فرضیه نیز مشاهده می‌شود که در مدل مورد نظر هم ناهمسانی واریانس و هم مشکل خودهمبستگی وجود دارد، اما مشکل همبستگی مقطعی وجود ندارد، بنابراین برای رعایت فروض کلاسیک تحلیل‌های آماری لازم است که این موارد برطرف گردند. برای تخمین مدل اثرات ثابت در این حالت می‌توان از روش رگرسیون راجرز^{۲۹} (۱۹۹۳) استفاده نمود. با استفاده از این روش می‌توان مطمئن بود که اثرات ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی میان باقی‌مانده‌ها برطرف شده و موجب مخدوش شدن نتایج حاصله نمی‌شوند. خلاصه نتایج حاصل از این آزمون در نگاره (۴-۲) ارائه شده است. با توجه به احتمال آماره F محاسبه شده در نگاره (۲) مشاهده می‌شود مدل رگرسیونی برازش شده معنادار است.

مقدار احتمال محاسبه شده برای درصد سهامداران نهادی $p=0.315$ می‌باشد بنابراین در نمونه مورد بررسی میان درصد سهامداران نهادی با بازده دارایی‌ها ارتباط معنادار وجود ندارد. مقدار احتمال محاسبه شده برای سهامداران کنترلی $p=0.022$ می‌باشد که از 0.05 کمتر می‌باشد، بنابراین می‌توان ادعا نمود میان سهامداران کنترلی و بازده دارایی‌ها، در نمونه مورد بررسی ارتباط معنادار وجود دارد و فرضیه فرعی (۲-۲) پذیرفته می‌شود.

در ارتباط با اندازه هیأت مدیره و مدیران غیر موظف، به ترتیب احتمال محاسبه شده ۰.۳۴۰ و ۰.۷۰۷ می‌باشد، بنابراین اندازه هیأت مدیره و درصد مدیران غیرموظف با بازده دارایی‌ها ارتباط معنادار ندارند و فرضیه فرعی (۲-۳) و (۲-۴) پذیرفته نمی‌شود. با توجه به نتایج ارائه شده در نگاره (۲)، مشاهده می‌شود که احتمال به دست آمده برای معیار ارزش آفرینی شرکت‌ها در این تخمین برابر ۰.۰۳۹ می‌باشد، که چون از ۰.۰۵ کمتر است می‌توان ادعا نمود در این مدل نیز این معیار دارای ارتباط معنادار بوده است.

نگاره (۲) خلاصه نتایج حاصل از آزمون فرضیات پژوهش

| ROA | | | MVA | | | متغیر |
|--------------|----------------|---------|--------------|----------------|---------|--------------------|
| سطح معناداری | آماره <i>t</i> | ضریب | سطح معناداری | آماره <i>t</i> | ضریب | * |
| ۰.۰۰۰ | ۵.۶۶ | ۱۱۵.۱۳ | ۰.۰۰۰ | ۱۹.۵۷ | ۶۳۹۴.۷۵ | عرض از مبدأ |
| ۰.۳۱۵ | -۲.۳۱۰۱۲ | -۰.۴۸۷۷ | ۰.۰۰۰ | -۷.۲۱ | -۷.۷۲ | INS |
| ۰.۰۲۲ | -۲.۳۲ | -۰.۱۵۵۱ | ۰.۰۱۴ | ۲.۵۰ | ۴.۹۰ | CR |
| ۰.۳۴۰ | -۰.۹۶ | -۱.۰۲۱۵ | ۰.۰۸۷ | ۱.۳۷ | ۵۷.۷۸ | MS |
| ۰.۷۰۷ | -۰.۳۸ | -۰.۰۶۳۹ | ۰.۴۰۸ | -۰.۸۳ | -۰.۱۵ | UEM |
| ۰.۰۳۹ | ۲.۰۹ | ۲.۳۶۲۳ | ۰.۰۰۱ | ۱۲.۶۶ | ۵۰.۹۷ | DUM |
| ۰.۰۰۰ | -۳.۶۷ | -۵.۴۲۹ | ۰.۰۰۰ | -۳.۸۳ | -۵۱۸.۹۶ | SIZE |
| ۰.۰۰۰ | -۴.۹۶ | -۰.۲۵۵۹ | ۰.۰۰۰ | ۳.۵۹ | ۶.۷۰ | LEV |
| ۰.۲۱۶۱ | | | ۰.۲۵ | | | ضریب تعیین R^2 |
| ۹.۰۷ | | | ۰.۵۲۳ | | | آماره F |
| ۰.۰۰۰ | | | ۰.۰۰ | | | معناداری آماره F |

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف از انجام این پژوهش بررسی ارتباط میان معیارهای راهبری شرکت‌ها و عملکرد آن‌ها به صورتی جامع‌تر و مؤثرتر از پژوهش‌های انجام شده بود. از این رو به منظور توجه به هردو جنبه عملکرد مالی و اقتصادی، در این پژوهش دو جنبه از عملکرد شرکت‌ها در نظر گرفته شده است. اولین معیار ارزشیابی به کار گرفته شده در این آزمون، ارزش افزوده بازار می‌باشد، که این معیار از

معیارهای مبتنی بر بازار ارزشیابی عملکرد می‌باشد. مزیت ویژه معیارهای مبتنی بر ارزش بازار این است که این معیارها تحت تأثیر دستکاری مدیریت قرار نمی‌گیرند و همچنین نشانگر ارزشی می‌باشند که بازار برای هر شرکت قائل می‌باشد. دوم، بازده دارایی‌های شرکت که به کمک اطلاعات موجود در صورت‌های مالی شرکت‌ها قابل محاسبه می‌باشد. معیارهای مبتنی بر محاسبات حسابداری دارای این مزیت می‌باشند که مستند بوده و دارای پیشینه قابل بررسی می‌باشند.

علاوه بر آن به این دلیل که تصور می‌شود، سطح ارزش آفرینی شرکت‌ها به علت ارزش و اعتباری که برای شرکت‌ها به همراه خواهد داشت می‌تواند به عنوان یک عامل مؤثر در ارتباط میان معیارهای عملکرد و راهبری شرکتی عمل نماید، در بررسی‌های این پژوهش این معیار (ارزش آفرینی شرکت‌ها) نیز در نظر گرفته شد و به عنوان یک متغیر مصنوعی وارد مدل گشت.

در فرضیه اول ارتباط میان معیارهای راهبری شرکت‌ها و ارزش بازار آن‌ها و در فرضیه دوم نیز ارتباط میان معیارهای راهبری شرکتی با بازده دارایی‌ها سنجیده شد. مشاهده، تمرکز مالکیت و همچنین معیار ارزش آفرینی شرکت‌ها دارای ارتباط معنادار با ارزش افزوده بازار و بازده دارایی‌ها می‌باشد. محمدی، سانقون لی، آندرس و زیتون نیز به نتیجه مشابهی در این مورد دست یافته‌اند. اما عمران در پژوهش خود ارتباط معناداری میان تمرکز مالکیت و عملکرد مشاهده نموده است.

در ارتباط با تمرکز مالکیت می‌توان به تئوری سواری مجانی که در این مورد مطرح شده است، اشاره نمود. بر اساس این تئوری در یک شرکت همه‌ی سهامداران از رفتار سهامداری که منجر به بهبود عملکرد شرکت شود، منتفع خواهند شد، لذا در مالکیت پراکنده هر سهامدار انتظار دارد سایر سهامداران نظارت کافی داشته باشند و خود تلاش چندانی نمی‌نماید. همچنین می‌توان بیان کرد که سهامداران عادی تخصص و مهارت ی یک شرکت و در نتیجه توانایی نظارت بر کارایی مدیریت را ندارند. از این رو تمرکز مالکیت با عملکرد شرکت‌ها ارتباط مستقیم دارد.

در این بررسی ارتباط معناداری میان ساختار مدیریت و ارزش افزوده بازار و همچنین بازده دارایی‌ها مشاهده نشد. بنابراین می‌توان به صورت کلی نتیجه‌گیری نمود که ساختار مدیریت در نمونه مورد بررسی با عملکرد ارتباط معناداری نداشت. از دید گاه تئوری نمایندگی، می‌توان چنین فرض کرد که مدیران غیر موظف وظیفه نظارت بر سایر اعضای هیأت مدیره را دارا می‌باشند، لذا

می‌توانند باعث کاهش تضاد منافع شوند. و استقلال هیأت مدیره بستگی به تعداد اعضای آن دارد، زیرا یک هیأت مدیره با تعداد اعضای کم ممکن است توسط بالاترین مقام اجرایی و بر اساس وجود زمینه انسجام اجتماعی آسان‌تر کنترل شود، در حالی که نفوذ و سیطره بالاترین مقام اجرایی بر یک هیأت مدیره با تعداد اعضای بیشتر، دشوارتر است (جونگ، ۲۰۰۲). اما همان گونه که مشاهده شد، در نمونه مورد بررسی ارتباطی میان ساختار مدیریت و عملکرد مشاهده نشد، علاوه بر آن بازار نیز ارزش خاصی برای این عامل قائل نشده است. این نتیجه مشابه یافته‌های قبلی و حساس یگانه و رئیسی و حساس یگانه اما بر خلاف نتایج استیکورس، کیربو، ایزدی نیا و دیگران می‌باشد.

در این پژوهش، میان سهامداران نهادی و ارزش افزوده بازار ارتباط معنادار مشاهده شد، اما میان این سهامداران و بازده دارایی‌ها ارتباط معناداری وجود نداشت. نمازی و کرمانی وجود رابطه منفی و معنادار، و ایزدی نیا و رسائیان ارتباط مثبت و معنادار میان سهامداران نهادی و عملکرد را اثبات نموده‌اند. رئیسی و حساس یگانه ارتباط معناداری را میان سهامداران نهادی و عملکرد مشاهده نموده‌اند.

پیشنادهای پژوهش

- با توجه به یافته‌های این پژوهش و مشاهده ارتباط مثبت میان تمرکز مالکیت و ارزش افزوده بازار، پیشنهاد می‌شود در شرکت‌ها سطحی از تمرکز مالکیت همواره حفظ شود. اما مشاهده می‌شود که تمرکز مالکیت ارتباط معکوس با نرخ بازده دارایی‌های شرکت‌ها داشت، بنابراین با توجه به تئوری‌های موجود در ضمن ایجاد و حفظ سطح مناسبی از تمرکز مالکیت لازم است به نوع مالکان کنترل کننده نیز توجه شود.
- در این پژوهش برای بررسی عملکرد شرکت‌ها از بازده دارایی‌ها و برای بررسی ارزش شرکت، از ارزش افزوده بازار استفاده شده است. پیشنهاد می‌شود محققین در پژوهش‌های آتی از معیارهای بیشتری برای ارزیابی عملکرد شرکت‌ها استفاده نمایند.
- در این پژوهش معیار ارزش آفرینی شرکت‌ها به عنوان یک متغیر مصنوعی وارد مدل شده است، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی نمونه‌های یکنواخت از نظر ارزش آفرینی

انتخاب و بررسی‌ها در نمونه‌های همگن‌تری انجام شوند. علاوه بر آن می‌توان با تفکیک شرکت‌ها بر اساس صنعت، نیز این پژوهش را انجام داد و ارتباط میان معیارهای مختلف راهبری شرکتی و عملکرد را در صنایع مختلف مورد بررسی قرار داد.

- همچنین پیشنهاد می‌شود تأثیر عوامل کلان اقتصادی همچون تورم، بهای نفت، نرخ ارز و عوامل سیاسی مانند انتخابات یا خصوصی سازی شرکت‌ها، بر رابطه میان عملکرد و راهبری شرکتی مورد مطالعه قرار گیرد.

پی‌نوشت‌ها

1. The American Management Association
2. Monks, Minow
3. Berle and Means
4. Dietrich, Jindra
5. Vincent O_Connell, Nicole Cramer
6. Profit before interest and tax over total assets
7. sanghon lee
8. Andres
9. Sarkar
10. Omran
11. Tsai and gu
12. Shleifer and Vishny
13. Greene
14. modified Wald statistic
15. Wooldridge
16. Breusch-Godfrey
17. Pesaran
18. variance inflation factor
19. Driscoll and Kraay standard errors
20. Daniel Hoechle
21. Rogers

منابع

1. انصاری، عبدالمهدی و محسن کریمی، (۱۳۸۷) «بررسی معیارهای مالی ارزیابی عملکرد مدیریت در ارزش آفرینی برای سهامداران با تأکید بر معیارهای اقتصادی»، *حسابداری، شماره ۲۰۰*، ص ۱۱-۲۱.

۲. انصاری عبدالمهدی و کریمی محسن، «بررسی توان معیارهای داخلی ارزیابی عملکرد مدیریت در تبیین ارزش ایجاد شده برای سهامداران»، *تحقیقات حسابداری*، بهار ۱۳۸۸؛ ۱(۱): ۱۲۹-۱۱۲
۳. ایزدی نیا، ناصر و رسائیان، امیر، ۱۳۸۹، «رابطه برخی از ابزارهای نظارتی راهبری شرکت و معیارهای اقتصادی و مالی ارزیابی عملکرد»، *دانش حسابداری*، سال اول، شماره ۱، تابستان ۱۳۸۹، ص ۵۳-۷۲
۴. خاکی، غلامرضا (۱۳۸۷)، *روش تحقیق با رویکرد پایان نامه نویسی*، تهران: مرکز تحقیقات علمی کشور.
۵. صادقی شریف، سید جلال، بهادری، حجت، ۱۳۸۸، «بررسی تأثیر ساختار مالکیتی بر نسبت پرداخت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *تحقیقات مالی*، دوره ۱۱، شماره ۲۷، بهار و تابستان ۱۳۸۸
۶. نمازی، محمد و احسان کرمانی، (۱۳۸۷) «تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران»، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵ (۵۳)، ص ۸۳-۱۰۰
۷. نوروش ایرج، ابراهیمی کردلرعلی (۱۳۸۴) «بررسی و تعیین رابطه ترکیب سهامداران با تقارن اطلاعات و سودمندی معیارهای حسابداری عملکرد»، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، سال پانزدهم، شماره ۴۲
۸. یحیی حساس یگانه، زهره رئیسی، سید مجتبی حسینی، «رابطه بین کیفیت حاکمیت شرکتی و عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه علوم مدیریت ایران*، سال چهارم، شماره ۱۳، بهار ۱۳۸۸، ص ۷۵-۷۵
۹. حجازی، رضوان و حسینی، عارفه، ۱۳۸۵، «مقایسه رابطه ارزش افزوده بازار و ارزش افزوده اقتصادی با معیارهای حسابداری در بورس اوراق بهادار تهران»، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه الزهرا، تهران
10. Abe de Jong, Carles Gispert, Rezaul Kabir, 2002, *International Corporate Governance and Firm Performance: An Empirical Analysis, working paper*
11. Anne, Anderson, Parveen, P. Gupta, (2009), *A cross-country comparison of corporate governance and firm performance: Do financial structure and*

- the legal system matter? *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 61–79
12. Andres C. (2008). Large shareholders and firm performance – An empirical examination of founding-family ownership. *Journal of Corporate Finance* 14, 431-445.
 13. Berle, A. and Means.(1932)., G, The modern corporation and private property, *Macmillan: New York*.
 14. Baltagi, B. H. 2001. *Econometric Analysis of Panel Data*. 2d ed. New York: John Wiley & Sons.
 15. Drukker, D. M. 2003. Testing for serial correlation in linear panel-data models. *Stata Journal* 3: 168–177
 16. Diemo Dietrich ,BjornJindra, Corporate governance in the multinational enterprise: A financial contracting perspective, *International Business Review* 19 (2010) 446–456
 17. Greene, W. *Econometric Analysis*. *New York:Prentice-Hall*. 2000.
 18. kyereboah,2006, relationship between corporate governance and firm performance: an American perspective ,A dissertation for the degree of PH.D, *university of stellenbosch*
 19. Lawrence P. Kalbers, 2009, Fraudulent financial reporting , corporate governance and ethics, *Review of Accounting and Finance* Vol. 8 No. 2, pp. 187-209
 20. Monks, Robert A.G. and Minow, Nell , *Ownership-Based Governance: Corporate Governance for the New Millennium*. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=6148>
 21. Mohammed M. Omran, Ali Bolbol , AytenFatheldin, Corporate governance and firm performance in Arab equity markets: Does ownership concentration matter?, *International Review of Law and Economics* 28 (2008) 32–45
 22. Murphy, K. J., (1999). Executive Compensation. In O. Ashenfelter and D. Card (eds) *Handbook of Labor Economics* (New York: Elsevier Science), Vol 3, Chap. 38.
 23. OzdenDeniz, 2010, reforming corporate governance: protecting minority shareholder rights through a strong corporate law system, Submitted to the Faculty of the Washington College of Law of American University in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Juridical Sciences (S.J.D)
 24. Pesaran, M. 2004. General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Cambridge Working Papers in Economics No. 0435* Faculty of Economics, *University of Cambridge*

25. Sarkar, J., S. Sarkar & K. Sen (2008), "Board of Directors and Opportunistic Earnings Management: Evidence from India," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 23 (4).
26. Sanghoon Lee, 2009, CORPORATE GOVERNANCE AND FIRM PERFORMANCE, *A dissertation submitted to the faculty of The University of Utah*,
27. Shleifer, A. and R. W. Vishny. "A Survey of Corporate Governance." *Journal of Finance*, 52 (1997): 737-783
28. Staikouras, P., Staikouras, C., and Agoraki, M.E. 2007. The effect of board size and composition on European bank performance. *European Journal of Law and Economics*, 23: 1-27.
29. Tim Koller, Marc Goedhart, David Wessels, MEASURING AND MANAGING THE VALUE OF COMPANIES FOURTH EDITION, 2005, Copyright © 1990, 1994, 2000, 2005 by *McKinsey & Company*, Part Three, p:383-409
30. Tsai, H. and Z. Gu (2007). "The Relationship Between Institutional Ownership and Casino Firm Performance." *Hospitality Management*. Vol. 26, pp. 517-530.
31. Vincent O'Connell a*, Nicole Cramer b, The relationship between firm performance and board characteristics in Ireland, *European Management Journal* (2010) 28, 387– 399



دهمین همایش ملی حسابداری ایران
۳ و ۴ خرداد ۱۳۹۱

بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بازار اوراق بهادار تهران

یحیی حساس یگانه

استادیار دانشکده حسابداری دانشگاه علامه طباطبایی

الهه معزز* (دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه علامه طباطبایی)

داود خان حسینی (دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه آزاد واحد علوم تحقیقات تهران)

محمد نیکو نسبتي (کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه رجا قزوین)

چکیده

پدیده‌هایی همچون خصوصی سازی و بسط و گسترش مفاهیم حاکمیت شرکتی و همچنین اهمیت موضوعاتی مانند سرمایه گذاران نهادی، بررسی و تحقیق پیرامون اهمیت تمرکز مالکیت را اجتناب ناپذیر می‌سازد. مهم‌تر آنکه در تدوین قوانین مربوط به مالکیت شرکتی شناخت اجزاء نظام اقتصادی و روابط بین برخی متغیرهای مرتبط ضروری است. در این پژوهش رابطه میان شاخص‌های عملکرد مالی و درصد مالکیت سهامداران نهادی به عنوان ساز و کار حاکمیت شرکتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ آزمون شده است و برای بررسی روابط از آزمون رگرسیون، روش پنل دیتا استفاده شده است. شواهد تجربی به دست آمده حاکی از وجود ارتباط معناداری بین وجود سهامداران نهادی و شاخص‌های عملکرد مالی از جمله شاخص بازده فروش، شاخص بازده دارایی‌ها، شاخص سود عملیاتی به دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام است.

واژه‌های کلیدی: حاکمیت شرکتی، سهامداران، شاخص‌های عملکرد مالی

مقدمه

تمرکز مالکیت و تأثیر آن بر ابعاد مختلف شرکت‌ها از جمله عملکرد شرکت همواره و به خصوص در سال‌های اخیر به عنوان یکی از مهمترین مباحث حاکمیت شرکتی مطرح بوده است. اقتصاد هر کشور وابسته به تحرک و کارایی شرکت‌های آن است. سیستم حاکمیت شرکتی موجود در یک کشور با تعدادی عوامل داخلی از جمله ساختار مالکیت شرکت‌ها، وضعیت اقتصادی، سیستم قانونی، سیاست‌های دولتی و فرهنگ معین می‌شود. ساختار مالکیت و چارچوب‌های قانونی از اصلی‌ترین و تعیین‌کننده‌ترین عوامل سیستم حاکمیت شرکتی به شمار می‌روند. صرف نظر از چارچوب قانونی، ساختار مالکیت شرکت‌ها می‌تواند ایجاد و توسعه مدل حاکمیت شرکتی را تحت تأثیر قرار دهد. ساختار مالکیت دو بُعد دارد: تمرکز مالکیت و هویت سهامداران. با توجه به اهمیت موضوع و حرکت در جهت عدم تمرکز مالکیت و خصوصی سازی در کشور، این تحقیق در پی آن است بررسی نماید که آیا حرکت در جهت توزیع مالکیت در شرکت‌ها به نفع شرکت و عملکرد بازار است یا خیر؟ به عبارت دیگر آیا بین تمرکز مالکیت و عملکرد شرکت در بازار اوراق بهادار رابطه معنی داری وجود دارد یا خیر؟ در صورت مثبت بودن پاسخ، سازمان‌های تدوین‌کننده قوانین حاکمیت شرکتی لازم است نتایج حاصل از این بررسی را در تصمیم‌گیری‌های خود دخالت دهند.

مبانی نظری پژوهش

نقش شرکت‌های بزرگ امروزی در ساختار اقتصاد کشورها بر کسی پوشیده نیست. امروزه این شرکت‌ها به عنوان پایه‌های اصلی اقتصاد کشورها، حجم زیادی از منابع اقتصادی (نظیر نیروی کار، مواد اولیه، نیروی کار مدیریتی، سرمایه و...) را به مصرف می‌رسانند و در مقابل با توجه به حجم تولید و فروش، نقشی بسیار مهم را در توسعه و پیشرفت اقتصادی کشورها به عهده دارند. به همین دلیل، بحث درباره شرکت و موارد مربوط به آن مانند تئوری نمایندگی، عملکرد شرکت‌ها، تفکیک مالکیت و کنترل شرکت‌ها و نظایر آن مورد توجه نظر به پردازان و محققان علم اقتصاد و کلیه شاخه‌های علوم کاربردی قرار گرفته و تحقیقات فراوانی در این راستا به انجام رسیده است. به ویژه در چند دهه اخیر اغلب نظریه‌های دوران کلاسیک شرکتی

مورد بازبینی قرار گرفته و نظریه های نوینی چون نظریه نمایندگی ارائه شده است. همانطور که می دانیم عوامل بسیاری بر بازدهی سهام یک شرکت تأثیرگذار است و تاکنون تحقیقات بسیاری برای مشخص کردن رابطه متغیرهای مختلف مالی و حسابداری شرکت ها و بازدهی آنها صورت گرفته، اما به ساختار مالکیت به عنوان یکی از متغیرهای تأثیر گذار بر بازدهی بویژه در ایران کمتر توجه شده است.

تشکیل شرکت های سهامی

با شروع دوره پیدایش شرکت های بزرگ، از حدود سال ۱۸۶۰ میلادی بیشتر شرکت های سهامی عام بزرگ در لیست بورس های اوراق بهادار قرار گرفتند. در طی این دوران این شرکت ها دارای دو ویژگی بزرگ شدند که عبارتند از

۱. پراکندگی سهام داران
۲. جدا شدن مالکیت از مدیریت

حاکمیت شرکتی

سیستم حاکمیت شرکتی در کشور با تعدادی عوامل داخلی از جمله ساختار مالکیت شرکت ها، چارچوب های قانونی، وضعیت اقتصادی، سیاست دولتی و فرهنگ و همچنین عوامل خارجی از قبیل میزان جریان سرمایه از خارج به داخل، وضعیت اقتصاد جهانی و عرضه سهام در بازار سایر شرکت ها و سرمایه گذاری نهادی بین مرزی، معین می شود. در بحث های حاکمیت شرکتی، ساختار مالکیت از اهمیت ویژه ای برخوردار است. اگر به سهامداران عمده خارج از شرکت به عنوان عوامل برونزا نگاه کنیم، دیگر نمی توان بیان کرد که انواع مالکیت، منافع سهامداران را نشان می دهد بلکه باید گفت منطقی است که شرکت دارای سهامداران عمده با سهام بیشتر عملکرد بهتری نسبت به شرکتی دارد که سهامداران عمده آن سهم کمتری را در اختیار دارند، حتی اگر پراکندگی سهام برای مدیران حرفه ای این فرصت را ایجاد کند که از منابع شرکت در جهت منافع خود استفاده کنند، ظاهراً پراکندگی در بافت یا ساختار مالکیت نسبت به زمانی که این ساختار متمرکز است، منافع سهامداران را بصورت مطلوبتری حفظ می کند.

سهامداران عمده و حاکمیت شرکتی

سهامداران عمده نقش مهمی در حاکمیت شرکتی بازی می‌کنند. به همین دلیل حضور چنین سهامدارانی و هلدینگهای آنها معمولاً به عنوان یک متغیر توضیحی در تحقیقات مالی استفاده می‌شود. اگرچه این فرض در ادبیات وجود دارد که سهامداران بزرگ، قدرت بیشتر و انگیزه قوی تری برای حداکثر کردن ارزش سهامدار دارند (فرضیه همراستایی انگیزه‌ها)، اما رابطه نظری میان سهامداران بزرگ و ارزش موسسه مبهم است. مالکیت عمده بالاتر از سطح مشخص ممکن است منجر به حفاظت مدیران مالک و در نتیجه سلب مالکیت از سهامداران خرد شود.

رویکردهای موجود پیرامون معیارهای عملکرد

تاکنون مطالعات بسیاری برای دستیابی به معیاری مناسب جهت ارزیابی عملکرد شرکت‌ها و مدیران به منظور اطمینان یافتن از همسویی حرکت شرکت با منافع سرمایه‌گذاران بالفعل و مبنایی برای اتخاذ تصمیمات اقتصادی سرمایه‌گذاران بالقوه و اعتباردهندگان صورت پذیرفته است. نتیجه‌های به دست آمده از این مطالعات به ارائه چهار رویکرد در رابطه با معیارهای عملکرد به شرح زیر انجامیده است:

- ۱- رویکرد حسابداری
- ۲- رویکرد اقتصادی
- ۳- رویکرد تلفیقی
- ۴- رویکرد مدیریت مالی

پیشینه پژوهش

تحقیقات انجام شده در خارج از کشور

در سال ۱۹۸۵ دمستر و لهن به شکل تجربی نتایج عدم تمرکز مالکیت را برای تفکیک مالکیت از کنترل مورد آزمون قرار دادند. جارل و پولسن (۱۹۸۷) نیز با تقسیم بندی سهامداران به دو گروه عمده سهامداران داخلی (مدیران و اعضای هیات مدیره) و سرمایه‌گذاری نهادی و شرکت‌های سرمایه‌گذاری سهامدار نشان دادند که بین درصد سهام مدیران و همچنین درصد

سهام سرمایه گذاران نهادی و شرکت‌های سرمایه گذار سهام دار و عملکرد شرکت‌ها رابطه معنادار موثری وجود دارد.

مورک و همکاران (۱۹۸۸) با استفاده از نسبت Q توپین و دسته بندی شرکت‌ها به سه گروه بر مبنای سهام مدیران (۰-۵٪، ۰-۲۵٪، ۰-۵٪ و بیشتر از ۲۵٪) به این نتیجه رسید هنگامی که درصد سهام مدیران بیش از ۲۵ درصد باشد، رابطه ضعیفی بین این دو متغیر وجود دارد. در تحقیقی دیگر هان و ساک (۱۹۹۸) نشان دادند سطح مالکیت سهامدار داخل شرکت به شکل مثبت با بازده های سهام مرتبط است. نتایج تحقیق کلاسنس و جانکو (۱۹۹۹) حاکی از آن است که هرچه تمرکز مالکیت بیشتر باشد، سودآوری و بهره وری نیروی کار بالاتر است.

در سال ۲۰۰۶ بورکات و پانونزی در تحقیقی، فرضیاتی را بررسی کردند که برای اولین بار توسط لاپورتا مطرح شد و آن این است که تمرکز مالکیت سهامداران خارج از شرکت و حمایت قانونی از سهامدار جایگزین یکدیگر هستند. عمران نیز در سال ۲۰۰۸ با بررسی اثر تمرکز مالکیت به عنوان درصدی از سهام که در اختیار سه سهامدار بلوکی عمده می‌باشد به این نتیجه رسید که در صورت وجود سهامدار بلوکی و تفکیک وظایف مدیر عامل از رئیس هیات مدیره Q توپین با تمرکز مالکیت رابطه مثبت دارد.

تسای و گو (۲۰۰۷) ارتباط بین مالکیت نهادی و عملکرد شرکت در صنعت کازینو برای سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۳ را مورد پژوهش قرار دادند. مالکیت نهادی برابر درصد سهام نگهداری شده توسط شرکت‌های دولتی از کل سهام سرمایه می‌باشد و این شرکت‌ها شامل شرکت‌های بیمه، مؤسسات مالی، بانکها، شرکت‌های دولتی و دیگر اجزای دولت می‌باشند. آن‌ها نشان دادند که سرمایه گذاری نهادی در کازینوها ممکن است به سرمایه گذاران این صنعت کمک کند تا مسائل نمایندگی حاصله از تفکیک مدیریت و مالکیت را کاهش دهند.

آیدین، ساییم و یالام (۲۰۰۷) بررسی کردند که آیا شرکت‌ها ی که دارای مالکیت خارجی هستند به گونه معنی داری بهتر از شرکت‌هایی که دارای مالکیت داخلی هستند عمل می‌کنند؟ در این پژوهش از آزمون تی و متغیرهای حاشیه سود عملیاتی شرکت‌ها، بازده دارایی‌ها، بازده حقوق صاحبان سهام و اطلاعات تمام شرکت‌های حاضر در بازار بورس استانبول برای سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴، استفاده شده است. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که شرکت‌های دارای مالکیت

خارجی، از نظر بازده دارایی‌ها، بهتر از شرکت‌هایی که دارای مالکیت داخلی هستند عمل می‌کنند. شواهد این پژوهش، از این فرضیه که مشارکت مالکیت خارجی عملکرد شرکت را بهبود می‌بخشد، نیز حمایت می‌کند.

نتایج تحقیق چانگ، الدر و کیم در سال ۲۰۰۹ بیانگر این بود که شرکت‌های با ساختار مالکیت بهتر، پراکندگی کمتر، شاخص‌های کیفیت بازار بالاتر، اثرات قیمتی مبادلات کمتر و احتمال مبادلات برپایه اطلاعات کمتری دارد. ضمن اینکه تغییر در میزان نقدینگی به طور قابل ملاحظه‌ای به تغییرات شاخص ساختار طی دوره بستگی دارد.

یافته‌های دامیتسو در سال ۲۰۱۰ نیز نشان می‌دهد که نمایش فعالیت‌های سهامداران می‌تواند اثری منفی بر روی نقدینگی بازار داشته باشد. بدین مفهوم که شرکت‌های با ارائه هزینه‌های بالای سهامداران و پراکندگی بالای مالکیت، نقدینگی بالاتری دارند.

تحقیقات انجام شده در داخل کشور

معینی (۱۳۷۴) در تحقیقی دریافت که بین مالکیت (دولتی و خصوصی) و سودآوری و فعالیت ارتباطی وجود ندارد. نمازی و کرمانی نیز در تحقیقی دیگر در سال ۱۳۸۷ با استفاده از روش آماری "داده‌های ترکیبی" نتیجه گرفتند که رابطه معنی دار و منفی بین "مالکیت نهادی" و عملکرد شرکت و رابطه معنی دار و مثبت بین "مالکیت شرکتی" و عملکرد شرکت وجود دارد. "مالکیت مدیریتی" به صورت معنی دار و منفی بر عملکرد تأثیر می‌گذارد و در مورد "مالکیت خارجی" اطلاعاتی که بیانگر مالکیت سرمایه‌گذاران خارجی در شرکت‌های نمونه آمار باشد، مشاهده نگردید. در "مالکیت خصوصی" نیز بهتر است مالکیت عمده در اختیار سرمایه‌گذاران شرکتی باشد.

رحمان سرشت و مظلومی ۱۳۸۴، "رابطه عملکرد مدیریتی سرمایه‌گذاران شرکتی با سهم مالکیت این مؤسسات در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" را مورد مطالعه قرار دادند. آنان در این پژوهش نقش سرمایه‌گذاران شرکتی را مورد بررسی قرار دادند و این سؤال را مطرح کرده‌اند که: آیا ساختار مالکیت سازمان‌ها، توان توجیه عملکردهای متفاوت در آن‌ها را دارد؟ یافته‌های تحقیق نشان داد که گروه‌های مختلف مالک به یک میزان از قدرت و

هم سویی در اثر گذاری بر عملکرد شرکت برخوردار نیستند و در مجموع تفاوت در ساختارهای مالکیت شرکت‌ها توانسته است بخشی از نوسانات در عملکرد شرکت‌ها را توضیح دهد. حساس یگانه و دیگران (۱۳۸۷) در تحقیق خود به بررسی رابطه بین سرمایه گذاران نهادی و ارزش شرکت پرداختند. نتایج تحقیق بیانگر وجود یک رابطه مثبت بین سرمایه گذاران نهادی و ارزش شرکت بوده و موید فرضیه نظارت کارآمد است. با این وجود یافته‌های تحقیق بیانگر عدم وجود ارتباط معنی دار بین تمرکز مالکیت نهادی و ارزش شرکت است.

روش پژوهش

فرضیات تحقیق

فرضیه‌های تحقیق شامل فرضیه‌های اصلی و فرعی می‌باشد.

فرضیات اصلی

فرضیه اصلی شماره ۱: بین تمرکز مالکیت و شاخصهای معرف عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد.
فرضیه اصلی شماره ۲: بین تمرکز مالکیت و شاخصهای معرف بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد.

فرضیات فرعی

فرضیه فرعی شماره ۱: بین تمرکز مالکیت و شاخص نسبت سود عملیاتی به متوسط داراییهای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد.
فرضیه فرعی شماره ۲: بین تمرکز مالکیت و شاخص نسبت بازده داراییهای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد.
فرضیه فرعی شماره ۳: بین تمرکز مالکیت و شاخص نسبت بازده حقوق صاحبان سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد.
فرضیه فرعی شماره ۴: بین تمرکز مالکیت و شاخص نسبت بازده فروش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد.

روش جمع آوری اطلاعات

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از نوع ثانویه می‌باشند که از طریق مشاهده صورتهای مالی جمع آوری شده است .
اطلاعات صورتهای مالی نیز از طریق پایگاههای زیر گردآوری شده است .
۱- نرم افزار اطلاعاتی تدبیر پرداز و رهاورد نوین .
۲- صورتهای مالی حسابرسی شده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس که نزد کتابخانه سازمان بورس تهران موجود است .
۱- بانک اطلاعاتی جامع شرکت‌های پذیرفته شده در بورس (سایت اینترنتی سازمان بورس تهران)

جامعه و نمونه آماری

روش نمونه گیری این پژوهش از نوع روش حذفی می‌باشد جامعه آماری مورد مطالعه شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۵ ساله از سال ۱۳۸۴ لغایت ۱۳۸۸ میباشد که با استفاده از روش حذفی شرکت‌های دارای ویژگیهای زیر انتخاب گردیده است.

- تا پایان سال ۱۳۸۳ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد .
- سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد .
- جزء گروه صنایع خاص از جمله شرکت‌های سرمایه گذاری ، واسطه گرهای مالی ، بانکها و لیزینگ نباشد .
- در دوره تحقیق زیان ده نباشد .

مدل پژوهش

مدل مورد استفاده در فرضیه اصلی شماره ۱ و فرضیه‌های فرعی شماره های ۱ تا ۴

$$f(p) = a_{it} + \beta_1 GOV_{it} + \beta_2 CA_{it} + \beta_3 LC_{it} + \mu_{it}$$

در مدل فوق

$f(p)$ = عملکرد شرکت که با متغیرهای ROE, ROS, ROA, BEP سنجیده می‌شود.

GOV = تمرکز مالکیت شرکت i در سال t

CA = گردش دارایی‌ها شرکت i در سال t

LC = سود و زیان انباشته شرکت i در سال t

مدل ارزیابی عملکرد بازار

$$TEDPIX = a_{it} + \beta_1 GOV_{it} + \beta_2 PA_{it} + \beta_3 CL_{it} + \mu_{it}$$

در مدل فوق

$TEDPIX$ = شاخص بازار اوراق بهادار

GOV = تمرکز مالکیت شرکت i در سال t

PA = درصد ترکیب نوع دارایی‌ها شرکت i در سال t

CL = نسبت کل بدهی شرکت i در سال t

متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش را به سه بخش می‌توان تقسیم کرد.

متغیر مستقل

تمرکز مالکیت: تمرکز مالکیت عبارت است از چگونگی توزیع سهام بین سهامداران شرکت‌های مختلف و یا به عبارت دیگر تمرکز مالکیت دلالت بر آن دارد که چه میزان از کل سهام یک شرکت معین در اختیار تعداد معدودی از مالکین می‌باشد. هر چه تعداد سهامداران کمتر باشد، مالکیت متمرکزتر است. در این تحقیق، میزان تمرکز یا عدم تمرکز مالکیت با استفاده از مفاهیم واریانس و انحراف معیار "سهام مالکیت سهامداران عمده و خرد" به شرح ذیل محاسبه و اندازه‌گیری خواهد شد:

شرکت‌ها به ۵ سطح طبقه بندی می‌شوند و سهامداران آن‌ها در یکی از طبقات پنج گانه رده بندی می‌شوند و سهم آنان از مالکیت شرکت به ترتیب بیشتر از ۴۵ درصد، بین ۳۵ تا ۴۵ درصد، بین ۲۵ تا ۳۵ درصد، بین ۱۵ تا ۲۵ درصد و کمتر از ۲۵ درصد خواهد بود. در این رده بندی رتبه اول متعلق به مالکان با بیشترین سهم و رتبه آخر متعلق به مالکان با کمترین درصد مالکیت خواهد بود و رتبه های مابین نیز در حدها فصل بین رتبه های اول و پنجم قرار خواهند گرفت. سپس برای هر یک از پارامترهای ضرایب (امتیاز) به ترتیب ۵، ۴، ۳، ۲، ۱ اختصاص خواهند یافت.

متغیرهای وابسته

شامل متغیرهای بازده دارایی‌ها ROA، بازده فروش ROS، بازده حقوق صاحبان سهام ROE و نسبت سود عملیاتی به متوسط دارایی‌ها BEP می‌باشد که بعنوان معیارهای اندازه گیری عملکرد شرکت و متغیر تغییرات شاخص قیمت و بازده نقدی بورس تهران TEDPIX می‌باشد که بعنوان شاخص بازار در نظر گرفته می‌شود.

بازده دارایی‌ها: نشان دهنده میزان کارایی مدیریت در به کار گرفتن منابع موجود شرکت است و از طریق تقسیم سود خالص به متوسط مجموع دارایی‌ها بدست می‌آید.

بازده فروش: نشان دهنده درصد سود خالص ایجاد شده به ازای هر ریال فروش است و از تقسیم سود خالص به فروش خالص بدست می‌آید.

بازده حقوق صاحبان سهام: نشان دهنده درصد سود خالص ایجاد شده به ازای هر یک ریال حقوق صاحبان سهام است و از طریق تقسیم سود قبل از مالیات به حقوق صاحبان سهام بدست می‌آید.

نسبت سود عملیاتی به متوسط دارایی‌ها BEP: نشان دهنده میزان سود عملیاتی به ازای هر ریال دارایی است و از طریق تقسیم سود عملیاتی به متوسط مجموع دارایی‌ها بدست می‌آید.
شاخص بازده نقدی و قیمت TEDPIX: در این پژوهش بازده بازار با استفاده از تغییرات در شاخص قیمت و بازده نقدی بورس تهران محاسبه می‌شود.

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از روش رگرسیون پنل دیتا استفاده شده است. آنچه در مدل رگرسیون پنل دیتا حائز اهمیت می‌باشد چگونگی تفسیر $\varepsilon_{i,t}$ است. اینکه ما $\varepsilon_{i,t}$ را جمله ثابت یا تصادفی فرض کنیم بدین منظور برای آزمون فرضیه‌ها در ابتدا با استفاده از نرم افزار Eviews نسخه 7 آزمون هاسمن را برای مدل مورد نظر انجام داده تا مشخص شود که آیا باید مدل را با تخمین اثر ثابت آزمون کنیم و یا از روش تخمین اثر تصادفی استفاده نماییم سپس با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات به آزمون فرضیه‌ها می‌پردازیم.

فرضیه اصلی اول

فرضیه فرعی اول: "بین تمرکز مالکیت و نسبت سود عملیاتی به متوسط دارایی‌ها در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد."

$$BEP = a_{it} + \beta_1 GOV_{it} + \beta_2 CA_{it} + \beta_3 LC_{it} + \mu_{it}$$

نگاره شماره ۱- ارتباط بین تمرکز مالکیت با BEP

متغیر وابسته: BEP.

| متغیرهای مستقل | ضرایب | سطح معنی داری T |
|----------------------|-----------|-----------------|
| مقدار ثابت | -0,000506 | 0,9714 |
| GOV | 0,041170 | 0,0300 |
| CA | 0,169272 | 0,0100 |
| LC | 0,000811 | 0,0021 |
| آماره F | 3378137 | |
| احتمال آماره F | 0,000000 | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | 0,871603 | |
| آماره دوربین-واتسون | 1,711954 | |

با توجه به احتمال آماره (F)، سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین کل مدل معنی دار است و معادله رگرسیون تایید می‌شود. احتمال آماره (T) نیز که برای بررسی معنی داری متغیرها استفاده می‌شود نشان می‌دهد که کلیه ضرایب همبستگی مدل معنادار بوده و بنابراین ارتباط این متغیرها با متغیر وابسته تایید می‌شود، به گونه ای که این متغیرها مجموعاً ۸۷ درصد رفتار متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. بنابراین فرضیه H₀ رد و فرضیه H₁ مبنی بر وجود رابطه بین تمرکز مالکیت و شاخص نسبت سود عملیاتی به متوسط دارایی‌ها در این دوره‌ها با اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

فرضیه فرعی دوم: " بین تمرکز مالکیت و نسبت بازده دارایی‌ها در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد."

$$ROA = a_{it} + \beta_1 GOV_{it} + \beta_2 CA_{it} + \beta_3 LC_{it} + \mu_{it}$$

تکانه شماره ۲- ارتباط بین تمرکز مالکیت با ROA

| متغیر وابسته : ROA | | |
|----------------------|-----------|-----------------|
| متغیرهای مستقل | ضرایب | سطح معنی داری T |
| مقدار ثابت (C) | -0,011410 | 0.4023 |
| GOV | 0,053507 | 0.0053 |
| CA | 0,121700 | 0.0000 |
| LC | 0,004084 | 0.0218 |
| آماره F | 2701531 | |
| احتمال آماره F | 0,000000 | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | 0,843438 | |
| آماره دوربین-واتسون | 1,855054 | |

با توجه به احتمال آماره (F)، سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین کل مدل معنی دار است و معادله رگرسیون تایید می‌شود. احتمال آماره (T) نیز که برای بررسی معنی داری متغیرها استفاده می‌شود نشان می‌دهد که کلیه ضرایب همبستگی مدل معنادار بوده و بنابراین

ارتباط این متغیرها با متغیر وابسته تایید می‌شود، به گونه ای که این متغیرها مجموعاً ۸۴ درصد رفتار متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. بنابراین فرضیه H_0 رد و فرضیه H_1 مبنی بر وجود رابطه بین تمرکز مالکیت و نسبت بازده دارایی‌ها در این دوره‌ها با اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

فرضیه فرعی سوم: " بین تمرکز مالکیت و نسبت بازده حقوق صاحبان سهام در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد. "

$$ROE = a_{it} + \beta_1 GOV_{it} + \beta_2 CA_{it} + \beta_3 LC_{it} + \mu_{it}$$

تکانه شماره ۳- ارتباط بین تمرکز مالکیت با ROE

| متغیر وابسته : ROE | | |
|----------------------|-----------|-----------------|
| متغیرهای مستقل | ضرایب | سطح معنی داری T |
| مقدار ثابت (C) | 0.511541 | 0.0000 |
| GOV | 0.360303 | 0.0031 |
| CA | 0.343112 | 0.0000 |
| LC | -0.064580 | 0.0023 |
| آماره F | 13.46663 | |
| احتمال آماره F | 0.000000 | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | 0.720794 | |
| آماره دوربین-واتسون | 1.875407 | |

با توجه به احتمال آماره (F) ، سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین کل مدل معنی دار است و معادله رگرسیون تایید می‌شود. احتمال آماره (T) نیز که برای بررسی معنی داری متغیرها استفاده می‌شود نشان می‌دهد که کلیه ضرایب همبستگی مدل معنادار بوده و بنابراین ارتباط این متغیرها با متغیر وابسته تایید می‌شود، به گونه ای که این متغیرها مجموعاً ۷۲ درصد رفتار متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. بنابراین فرضیه H_0 رد و فرضیه H_1 مبنی بر وجود رابطه بین تمرکز مالکیت و نسبت بازده حقوق صاحبان سهام در این دوره‌ها با اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

فرضیه فرعی چهارم: " بین تمرکز مالکیت و نسبت بازده فروش در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد. "

$$ROS = a_{it} + \beta_1 GOV_{it} + \beta_2 CA_{it} + \beta_3 LC_{it} + \mu_{it}$$

نگاره شماره ۴- ارتباط بین تمرکز مالکیت با ROS

| متغیر وابسته : ROS | | |
|-----------------------|-----------|-----------------|
| متغیرهای مستقل | ضرایب | سطح معنی داری T |
| مقدار ثابت (C) | 0.137415 | 0.0000 |
| GOV | 0.074067 | 0.0000 |
| CA | -0.007550 | 0.0681 |
| LC | 0.004057 | 0.0489 |
| آماره F | 51.76533 | |
| احتمال آماره F | 0.000000 | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | 0.913138 | |
| آماره دوربین - واتسون | 1.921780 | |

با توجه به احتمال آماره (F)، سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین کل مدل معنی دار است و معادله رگرسیون تایید می شود. احتمال آماره (T) نیز که برای بررسی معنی داری متغیرها استفاده می شود نشان می دهد که کلیه ضرایب همبستگی مدل معنادار بوده و بنابراین ارتباط این متغیرها با متغیر وابسته تایید می شود، به گونه ای که این متغیرها مجموعاً ۹۱ درصد رفتار متغیر وابسته را توضیح می دهند. بنابراین فرضیه H_0 رد و فرضیه H_1 مبنی بر وجود رابطه بین تمرکز مالکیت و نسبت بازده فروش پذیرفته می شود.

فرضیه اصلی دوم

" بین تمرکز مالکیت و شاخص های معرف بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد. "

$$TEDPIX = a_{it} + \beta_1 GOV_{it} + \beta_2 PA_{it} + \beta_3 CL_{it} + \mu_{it}$$

نگاره شماره ۵- ارتباط بین تمرکز مالکیت با TEDPIX

| متغیر وابسته : TEDPIX | | |
|-----------------------|-----------|-----------------|
| متغیرهای مستقل | ضرایب | سطح معنی داری T |
| مقدار ثابت (C) | 2.671358 | 0.0000 |
| GOV | 0.563220 | 0.0035 |
| PA | -0.041341 | 0.0200 |
| CL | 0.189446 | 0.1778 |
| آماره F | 78.26911 | |
| احتمال آماره F | 0,000000 | |
| ضریب تعیین تعدیل شده | 0.955381 | |
| آماره دوربین-واتسون | 1.743847 | |

با توجه به احتمال آماره (F)، سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین کل مدل معنی دار است و معادله رگرسیون تایید می‌شود. احتمال آماره (T) نیز که برای بررسی معنی داری متغیرها استفاده می‌شود نشان می‌دهد که این آماره برای متغیرهای تمرکز مالکیت و درصد ترکیب نوع دارایی کمتر از ۰/۰۵ است و بنابراین ارتباط این متغیرها با متغیر وابسته تایید می‌شود. ولی برای متغیر نسبت کل بدهی این آماره بیشتر از ۰/۰۵ است و بنابراین ارتباط این متغیر با متغیر وابسته رد می‌شود، بنابراین فرضیه H_0 رد و فرضیه H_1 مبنی بر وجود رابطه بین تمرکز مالکیت و شاخص‌های معرف بازار سهام پذیرفته می‌شود.

نتیجه گیری و پیشنهادات

نتیجه گیری

یافته‌های هر پژوهش یکی از مهمترین اطلاعاتی است که هر پژوهش ارائه می‌دهد، امید بر این است که یافته‌های این پژوهش نیز مورد استفاده قرار گیرد و راهنمای خوبی برای استفاده کنندگان از اطلاعات و صورت‌های مالی شرکت‌ها باشد.

به طور خلاصه از یافته‌های تحقیق حاضر میتوان نتیجه گرفت که تمرکز مالکیت بر روی شاخص های عملکردی شرکت و شاخص های بازار تاثیر مثبتی دارد و افزایش تمرکز مالکیت باعث افزایش عملکرد شرکت و شاخص های بازار می‌شود. نتایج فرضیه اول این پژوهش مطابق با پژوهش های خارجی مانند عمران (۲۰۰۳)، گورسوی و آی دوگان (۲۰۰۳) و پژوهش داخلی نمازی و کرمانی (۱۳۸۷) می‌باشد. نتایج فرضیه دوم این پژوهش نیز با نتایج تحقیق چانگ، الدر و کیم (۲۰۰۹) و همچنین دامیترسو در سال ۲۰۱۰ که به بررسی رابطه میان ساختار مالکیت و نقدینگی بازار پرداخت، هماهنگ است.

پیشنهادات

پیشنهاد مبتنی بر پژوهش

با توجه به نتایج و دستاوردهای تحقیق، میتوان محورهای زیر را در ارتباط با زمینه های کاربردی مشخص نمود:

۱- با توجه به نتایج تحقیق، سرمایه گذارانی که به دنبال کسب بازدهی بالاتری از سرمایه گذاری خود می‌باشند، باید در انتخاب سرمایه گذاری خود به چگونگی پراکندگی یا تمرکز سهامداران توجه نموده و سرمایه گذاری خود را در سهام شرکت هایی انجام دهند که تمرکز مالکیت در آن بالاتر است.

۲- با توجه به نتایج پژوهش مبنی بر ارتباط معنی دار بین شاخص بازده نقدی و قیمت (Tedpix)، به سهامداران و سازمان های مالی پیشنهاد می‌شود تا در انتخاب سرمایه گذاری خود این عامل را نیز در انتخاب خود مد نظر قرار دهند.

پیشنهادات برای پژوهش های آتی

یکی از ویژگیهای هر پژوهش خوب در این است که راه به سوی پژوهش های آتی باز نماید، سوالات جدیدی را در ذهن پژوهشگران ایجاد نماید تا با پاسخگویی به آن سوالات بر دانش تئوریک در زمینه موضوع مورد نظر بیفزایند، بدین لحاظ پژوهش هایی که در ادامه نتایج پژوهش حاضر ضروری به نظر می‌رسد به شرح ذیل پیشنهاد می‌گردد:

۱- بررسی اثر عواملی نظیر نوع مالکیت بر میزان تمرکز یا پراکندگی مالکیت

- ۲- مطالعه تأثیر نوع صنعت بر روی روابط ساختار مالکیت و عملکرد شرکت‌ها
- ۳- بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی، تورم، بهای نفت و نرخ ارز بر روی روابط ساختار مالکیت و عملکرد شرکت‌ها
- ۲- انجام این پژوهش با در نظر گرفتن تأثیر مسائل سیاسی و انتخابات بر عملکرد شرکت‌ها

محدودیت‌های پژوهش

محدودیت‌هایی که در اجزای تحقیق وجود داشته و در تعبیر و تفسیر یافته‌های تحقیق و قابلیت تعمیم آن باید مورد لحاظ قرار گیرند عبارتند از:

از محدودیت‌های تحقیق، عدم قابلیت بررسی بین سهامداران نهادی با قدرت نفوذ متفاوت می‌باشد که بایستی در بکارگیری نتایج تحقیق مورد توجه واقع گردد.

از دیگر محدودیت‌های تحقیق، تفاوت کیفیت گزارش‌های شرکت‌های نمونه می‌باشد که می‌تواند نتایج تحقیق را تحت تأثیر قرار دهد.

منابع

۱. آیین نامه نظام راهبری شرکتی بورس اوراق بهادار تهران، مصوب هیئت مدیره بورس
۲. حساس یگانه، یحیی ۱۳۸۴ "مفاهیم حاکمیت شرکتی"، مجله حسابداری، شماره ۱۶۷ سال نوزدهم
۳. حساس یگانه، یحیی. مرادی، محمد و هدی، اسکندر ۱۳۸۷، "بررسی رابطه سرمایه گذاران نهادی و ارزش شرکت"، مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵ شماره ۵۲
۴. رحمان سرشت، حسین و نادر مظلومی ۱۳۸۴. رابطه عملکرد مدیریتی سرمایه گذاران نهادی با سهم مالکیت این نهادها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. "مطالعات مدیریت، شماره ۴۷،
۵. سلمن، جیل و آریس سلم ن ۱۳۸۴ "نقش سرمایه گذاران نهادی در حاکمیت شرکت‌های سهامی". ترجمه یحیی حساس یگانه و امیر پوریان‌نسب، ماهنامه حسابداری، سال ۱۹ شماره ۴

۶. نمازی، محمد و احسان کرمان، ۱۳۸۷، تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران؛ فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۵۳، ص ۸۳-۱۰۰

7. Aydin, N. Sayim, M. and A. Yalama (2007). "Foreign Ownership and Firm Performance: Evidence from Turkey." *International Research Journal of Finance and Economics*. Issue 11, pp. 103-111
8. Burkart, m., and F., Panunzi, 2006, Agency conflicts ;ownership concentration and legal shareholder protection ,journal of financial intermediation ,vol,15,pp.1-31
9. Dumitrescu, a., 2010, Corporate Governance and Market Liquidity, ESADE Business School, 1356204
10. Edwards , J. , S.S and A. J. ,Weichchenrieder,1999,Ownership concentration and share valuation:evidence from Germany
11. Gursoy, G., and Aydogan,K., 2002, Equity Ownership structure, Risk Taking, and Performance, An Empirical Investigation in Turkish Listed Companies, *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 12, No 6, pp. 6-25
12. Kee H. Chung, John Elder, and Jang-Chul Kim ,2009,Corporate Governance and liquidity, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*1142975
13. Omran, M., 2008, Corporate governance and firm performance in Arab Equity Markets: Does ownership concentration Matter?, *international Review of law and economics*, vol. 28, pp 1- 42
14. Welch, E., 2003, The Relationship Between Ownership structure and performance in Listed Australian Companies, *Australian Journal of Management*, Vol. 28, No 3.
15. Tsaia, H. and Z. GU (2007). "The Relationship between Institutional Ownership and Casino Firm Performance." *Hospitality Management* Vol. 26, pp. 517-53



دهمین همایش ملی حسابداری ایران
۳ و ۴ خرداد ۱۳۹۱

اثر ساختار حاکمیت شرکتی بر کیفیت افشای اطلاعات

محمود معین الدین

استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد

فتانه دهقان*

دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد

چکیده

در این پژوهش تلاش شده است با توجه به اهمیت نقش مکانیزم حاکمیت شرکتی در بهبود کارایی بازار سرمایه و تأثیر آن بر شفافیت اطلاعاتی شرکت‌ها، رابطه بین یک مکانیزم بیرونی و دو مکانیزم درونی با کیفیت افشای اطلاعات مورد بررسی قرار گیرد. برای اندازه‌گیری کیفیت افشای (امتیاز افشای شرکتی)، از دو معیار به موقع بودن و قابلیت اتکا استفاده گردیده است. درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی به عنوان مکانیزم بیرونی و نسبت مدیران غیر موظف در هیأت مدیره و تمرکز قدرت از جمله مکانیزم‌های درونی و متغیرهای مستقل این پژوهش هستند. با استفاده از روش نمونه‌گیری حذفی سیستماتیک، تعداد ۶۰ شرکت از بین جامعه آماری که اطلاعات مورد نیاز برای دوره ۶ ساله تحقیق (۱۳۸۸-۱۳۸۳) انتخاب و با استفاده از تکنیک آماری رگرسیون چند متغیره با داده‌های ترکیبی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج حاصل از این تجزیه و تحلیل حاکی از آن است که، بین درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی و تمرکز قدرت با امتیاز نهایی افشای شرکتی و اجزای آن رابطه معنی‌داری وجود دارد. در حالی که بین نسبت مدیران غیر موظف در هیأت مدیره و امتیاز نهایی افشای شرکتی و اجزای آن رابطه معنی‌داری مشاهده نشد.

واژگان کلیدی: حاکمیت شرکتی، اعضای غیر موظف هیأت مدیره، تمرکز قدرت، کیفیت

افشای، امتیاز افشای شرکتی.

* نویسنده مسئول: f.dehghan6575@gmail.com

مقدمه

با جدا شدن مالکیت و مدیریت در شرکت‌های سهامی، مدیران به عنوان نماینده سهامداران شرکت را اداره می‌کنند. با گذشت زمان این رابطه نمایندگی، تضاد منافع بین مدیران و سهامداران را به وجود آورده که به آن مشکل نمایندگی گفته می‌شود. یعنی این امکان بالقوه به وجود می‌آید که مدیران تصمیماتی را اتخاذ نمایند که در جهت منافع خودشان و عکس منافع سهامداران باشد. یکی از عوامل شکل دهی مشکل نمایندگی بین مدیران و سهامداران عدم شفافیت اطلاعاتی بین آنها بوده و به همین دلیل سهامداران نمی‌توانند اعمال و فعالیت‌های مدیران را به طور مستمر کنترل کنند.

برای حصول اطمینان از ایفای مسئولیت افشاء و شفافیت مناسب اطلاعات بنگاه‌های اقتصادی در مقابل عموم و افراد ذینفع، باید نظارت و مراقبت کافی به عمل آید. اعمال نظارت و مراقبت در این زمینه مستلزم وجود سازوکارهای مناسب است. از جمله این سازوکارها طراحی و اجرای «حاکمیت شرکتی» مناسب در شرکت‌ها و بنگاه‌های اقتصادی است. حاکمیت شرکتی مجموعه مکانیزم‌های کنترل داخلی و خارجی شرکت است که تعیین می‌کند شرکت‌ها چگونه و توسط چه کسانی اداره شده و روند مناسب پاسخگویی و انتشار مناسب اطلاعات شرکت به ذینفعان چگونه باید باشد. لذا حاکمیت شرکتی فرآیندی است که موجب می‌شود شفافیت اطلاعاتی شرکت که از سوی مدیران آن تهیه می‌شود از کیفیت بالاتری برخوردار گردد (شمسی نژاد، ۲: ۱۳۸۷).

تشریح و بیان مسئله

اطلاعات عنصر کلیدی در تصمیم‌های اقتصادی است. سرمایه گذاران در بازارهای سرمایه برای تصمیم‌گیری خود به اطلاعاتی تکیه می‌کنند که قاعدتاً انتظار می‌رود معتبر، فهم پذیر و قابل رسیدگی و تجزیه و تحلیل باشند. معتبرترین منبع اطلاعاتی سرمایه گذاران، اعتبار دهندگان و سایر استفاده کنندگان از اطلاعات شرکت‌ها، گزارش‌های ارائه شده توسط مدیران شرکت می‌باشد. پس از وقوع برخی رسوایی‌های مالی برای شماری از شرکت‌های بزرگ و مشهور در سطح دنیا در آغاز قرن اخیر که کاهش اعتماد عمومی نسبت به اطلاعات و گزارش‌های مالی شرکت‌ها را به

دنبال داشت، نیاز به اطلاعات بیشتر و با کیفیت تر افزایش یافت و منجر به تقاضای بیشتری در خصوص بهبود کیفیت افشای شرکت‌ها شد (مشایخی، ۱۳۸۹: ۸۱).

هر چند مکانیزم‌ها و عوامل زیادی جهت همسان سازی گزارش‌ها و نحوه ارائه اطلاعات مالی و غیر مالی شرکت‌ها از سوی عوامل ناظر بر آن‌ها ایجاد گردیده است، با این حال تفاوت‌های مشخصی در افشای اطلاعات بین شرکت‌های مختلف وجود دارد. شناسایی عواملی که بر تصمیمات مربوط به افشای اطلاعات توسط مدیریت اثر می‌گذارد، مسأله اساسی تحقیق است که می‌تواند برای سیاست گذاران بازار، جامعه تجاری و دانشگاهیان مفید باشد. بنابراین در این تحقیق اثر برخی از مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی بر کیفیت افشاء و شفافیت اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران سنجیده می‌شود. سؤال مورد بررسی در این تحقیق این است که آیا متفاوت بودن ساختار مالکیت شرکت‌ها، بر کیفیت افشای آن‌ها تأثیرگذار است؟ یعنی اگر مالکان شرکت را گروه‌های مختلف مانند مؤسسات مالی، بانک‌ها و شرکت‌های دیگر تشکیل دهند، کیفیت افشای آن‌ها متفاوت خواهد بود؟ و کدام یک از این ترکیب‌های متفاوت مالکیت در بهبود کیفیت افشای شرکت موثر ترند؟ و همچنین تأثیر متفاوت بودن ترکیب هیأت مدیره بر کیفیت افشاء مورد بررسی قرار می‌گیرد.

پیشینه تحقیق و چارچوب نظری

عبارت حاکمیت شرکتی^۱ تنها طی دو دهه گذشته اهمیت در خور توجهی پیدا کرده است. این عبارت، از کلمه یونانی «Kyberman» که به معنی هدایت کردن، راهنمایی یا حکومت کردن است، ریشه گرفته است. این عبارت از کلمه یونانی مورد نظر به کلمه لاتین «Gubernar» به معنی هدایت کردن انتقال یافت و در فرانسه قدیم به «Governer» به معنی حکومت کردن تغییر یافت. اما این کلمه به روش‌های مختلفی توسط سازمان‌ها یا کمیته‌های مختلف و مطابق با ایدئولوژی‌شان تعریف شده است. (پوریان و خلیل پور، ۱۳۸۸: ۶۷).

تعاریف موجود از حاکمیت شرکتی در یک طیف قرار می‌گیرند که دیدگاه‌های محدود در یک سو و دیدگاه‌های گسترده در سوی دیگر طیف قرار می‌گیرند. در دیدگاه‌های محدود، حاکمیت شرکتی به رابطه شرکت و سهامداران محدود می‌شود. این یک الگوی قدیمی است که

در قالب تئوری نمایندگی بیان می‌شود. در آن سوی طیف، حاکمیت شرکتی را می‌توان به صورت یک شبکه از روابط دید که نه تنها بین شرکت‌ها و مالکان آنها (سهامداران)، بلکه بین یک شرکت و عده زیادی از ذی‌نفعان از جمله: کارکنان، مشتریان، فروشندگان، دارندگان اوراق قرضه و ... وجود دارند. چنین دیدگاهی در قالب تئوری ذی‌نفعان دیده می‌شود. (حساس یگانه، ۱۳۸۴: ۱۰۱)

چند چارچوب نظری متفاوت برای توضیح و تحلیل حاکمیت شرکتی مطرح شده است که هر یک از آنها با استفاده از واژگان متفاوت و به صورتی متفاوت به موضوع حاکمیت شرکتی پرداخته‌اند که این تفاوت‌ها ناشی از زمینه علمی متفاوت آنها است. به عنوان مثال، تئوری نمایندگی^۲ ناشی از زمینه مالی و اقتصادی است، در صورتی که تئوری هزینه معاملات^۳ ناشی از اقتصاد و تئوری سازمانی است و تئوری ذی‌نفعان^۴ ناشی از یک دیدگاه اجتماعی در مورد موضوع حاکمیت شرکتی می‌باشد.

برخی از تحقیقات انجام شده در داخل و خارج کشور در زمینه حاکمیت شرکتی و افشای اطلاعات به شرح زیر می‌باشد:

چاو و ونگ برن^۵ (۱۹۸۷) نشان دادند که افشای اختیاری با اندازه شرکت همبسته بوده ولیکن با اهرم مالی و دارایی‌های ثابت رابطه‌ای نداشته است. فرکر^۶ (۱۹۹۲) نیز در تحقیقی به بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و کیفیت افشای اطلاعات پرداخت. و به این نتیجه رسید که بین اندازه شرکت و کیفیت افشای اطلاعات رابطه معناداری وجود ندارد. در حالی که بین کمیته حسابرسی شرکت و کیفیت افشای اطلاعات رابطه معکوسی وجود دارد.

هو و ونگ^۷ (۲۰۰۱) در پژوهشی برای یافتن رابطه بین حاکمیت شرکتی و افشای داوطلبانه به این نتیجه رسیدند که بین کمیته حسابرسی با افشای داوطلبانه اطلاعات ارتباط مستقیمی وجود دارد. در حالی که بین درصد مدیران مستقل هیأت مدیره با افشای داوطلبانه اطلاعات رابطه معناداری وجود ندارد. و میزان حضور خانوادگی در ترکیب هیأت مدیره با افشای داوطلبانه اطلاعات در بورس رابطه معکوس دارد. چاو و گری^۸ (۲۰۰۲) نیز شواهدی را مبنی بر وجود یک رابطه منفی بین مالکیت خانوادگی و افشای اختیاری یافتند.

انگ و ماک^۹ (۲۰۰۳) تحقیقی تحت عنوان " بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و افشای داوطلبانه اطلاعات شرکت‌ها " انجام دادند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که هر چه مالکیت مدیریت کمتر و مالکیت دولت بیشتر باشد، افشای داوطلبانه اطلاعات افزایش می‌یابد. و مالکیت سهامداران عمده رابطه معناداری با افشا ندارد. همچنین هر چه درصد مدیران غیر موظف بیشتر باشد، افشای داوطلبانه کاهش می‌یابد. در حالی که کلارکسون^{۱۰} و دیگران (۲۰۰۳) شواهدی را مبنی بر تأثیرگذاری مثبت مدیران مستقل بر سطح افشای اختیاری نشان دادند. لاخل^{۱۱} (۲۰۰۳) نیز به این نتیجه رسید که هر چه درصد مدیران غیر موظف افزایش یابد، افشای اطلاعات به صورت داوطلبانه افزایش می‌یابد. و هر چه تمرکز مالکیت بیشتر باشد، احتمال افشای اطلاعات کمتر می‌شود. همچنین تصدی هم‌زمان سمت‌های مدیر عامل و ریاست هیأت مدیره موجب کاهش افشای داوطلبانه اطلاعات می‌شود.

چن و چاگی^{۱۲} (۲۰۰۳) تحقیقی تحت عنوان " بررسی رابطه مدیران غیر اجرایی مستقل و کنترل خانوادگی شرکت‌ها با افشای اطلاعات مالی در هنگ‌کنگ " انجام دادند. در این تحقیق از اطلاعات مالی شرکت‌ها شامل رشد سود خالص، رشد فروش، بازده ROE و ROA به عنوان معیار افشای اطلاعات مالی استفاده گردید. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که رابطه مستقیمی بین درصد مدیران غیر موظف هیأت مدیره و افشای اطلاعات مالی وجود دارد. در حالی که بین کنترل خانوادگی شرکت‌ها و افشای اطلاعات مالی رابطه مستقیمی وجود ندارد.

چیراز بن علی^{۱۳} (۲۰۰۸) در تحقیقی تحت عنوان " بررسی اثر حاکمیت شرکتی بر کیفیت افشا در زمینه سلب مالکیت اقلیت " اظهار می‌دارد که تعارض نمایندگی اصلی بین مالکان و سهامداران عمده با سهامداران اقلیت وجود دارد (مشکل نمایندگی نوع ۲). نتایج بدست آمده نشان می‌دهد در بازاری که تمرکز مالکیت بالاست و حمایت اندکی از سرمایه‌گذاران می‌شود، بین کنترل خانوادگی، سهام با حق رأی دویل، تمرکز قدرت، و کیفیت افشاء یک رابطه منفی وجود دارد. همچنین بین وجود طرح‌های اختیار خرید سهام اجرایی و نسبت مدیران مستقل در هیأت مدیره با کیفیت افشاء یک رابطه مثبت وجود دارد.

هرمالین و ویزباچ^{۱۴} (۲۰۱۰) بیان می‌دارند که افزایش افشاء همانند یک شمشیر دو لبه است، یعنی از یک سو با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی باعث کاهش هزینه‌های نمایندگی می‌شود و از

سوی دیگر با افزایش هزینه‌های ناشی از حضور مدیران برای افشاء منجر به مشکلات نمایندگی اضافی می‌شود. نتایج حاصل از تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که در صورت ثابت ماندن سایر شرایط شرکت‌های بزرگ‌تر نسبت به شرکت‌های کوچک‌تر تمایل بیشتری به اتخاذ قوانین سخت‌گیرانه‌تر و دقیق‌تر افشاء دارند و شرکت‌های با کیفیت افشای بهتر از مدیران با توانایی‌های بالاتری استفاده کردند. همچنین در این تحقیق نشان داده شد که بهبود حاکمیت شرکتی که منجر به افشای بیشتری شود، افزایش اخیر در پاداش مدیر عامل و نسبت‌های جا به جایی مدیر عامل را توجیه می‌کند.

کاشانی پور و همکاران (۱۳۸۸) در تحقیقی رابطه بین دو مکانیزم کنترلی، یعنی افشای اختیاری (مکانیزم کنترل خارجی) و مدیران غیر موظف (مکانیزم کنترل داخلی) که تقلیل دهنده مشکلات نمایندگی می‌باشند را مورد مطالعه قرار دادند. افشای اختیاری توسط ۷۱ شاخص تعیین گردید. نتایج تحقیق نشان داد که مدل به کار رفته، ۲۰ درصد از تغییرات افشای اختیاری را بازگو می‌کند. این در حالی است که رابطه معنی داری بین افشای اختیاری و مدیران غیر موظف یافت نشد.

فرضیه‌های تحقیق

در پژوهش حاضر سه فرضیه اصلی و شش فرضیه فرعی مورد آزمون قرار می‌گیرد. در واقع هر فرضیه اصلی دارای دو فرضیه فرعی نیز می‌باشد.

فرضیه‌های اصلی

فرضیه اول: بین نسبت مدیران غیر موظف در هیأت مدیره و کیفیت افشای اطلاعات شرکت رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد. فرضیه دوم: بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و کیفیت افشای اطلاعات شرکت رابطه معنی داری وجود دارد.
فرضیه سوم: بین تمرکز قدرت (یکی بودن ریاست هیأت مدیره و مدیر عامل) و کیفیت افشای اطلاعات شرکت رابطه معنی داری وجود دارد.

فرضیه‌های فرعی

- فرضیه اول: بین نسبت مدیران غیر موظف در هیأت مدیره و قابلیت اتکای اطلاعات افشا شده رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد.
- فرضیه دوم: بین نسبت مدیران غیر موظف در هیأت مدیره به موقع بودن اطلاعات افشا شده رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد.
- فرضیه سوم: بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و قابلیت اتکای اطلاعات افشا شده رابطه معنی داری وجود دارد.
- فرضیه چهارم: بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و به موقع بودن اطلاعات افشا شده رابطه معنی داری وجود دارد.
- فرضیه پنجم: بین تمرکز قدرت (یکی بودن ریاست هیأت مدیره و مدیر عامل) و قابلیت اتکای اطلاعات افشا شده رابطه معنی داری وجود دارد.
- فرضیه ششم: بین تمرکز قدرت و به موقع بودن اطلاعات افشا شده رابطه معنی داری وجود دارد.

روش پژوهش

تحقیق حاضر در صدد یافتن نقش ساختار حاکمیت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بر کیفیت افشای اطلاعات آن‌هاست. بنابراین از نوع تحقیقات کاربردی است و با استفاده از روش همبستگی و بر اساس رویکرد پس رویدادی انجام می‌شود.

در این تحقیق اثر مکانیزم‌های راهبردی بر کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها سنجیده می‌شود بنابراین مناسب‌ترین ابزار تحلیل آماری، استفاده از مدل‌های رگرسیون می‌باشد. همچنین با توجه به نوع داده‌ها و روش‌های تجزیه و تحلیل آماری موجود، از روش داده‌های تجمعی یا ترکیبی استفاده شد. زیرا به منظور بررسی رابطه حاکمیت شرکتی و کیفیت افشای اطلاعات شرکت‌ها، متغیرهای مستقل و وابسته از دو جنبه متفاوت مورد بررسی قرار می‌گیرند؛ از یک سو، این متغیرها در میان شرکت‌های مختلف و از سوی دیگر، در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۳ آزمون می‌شوند.

جامعه آماری این تحقیق، مجموعه شرکت‌های تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۳ می‌باشد. نمونه‌گیری به روش حذفی سیستماتیک با اعمال شرایط زیر انجام می‌شود که بر این اساس نمونه‌ای شامل ۳۶۰ شرکت - سال مربوط به ۶۰ شرکت انتخاب گردیده است:

۱. شرکت باید قبل از سال ۱۳۸۳ در بورس پذیرفته شده و از ابتدای سال ۱۳۸۳ سهامش در بورس معامله شده باشد.
۲. پایان سال مالی این شرکت باید پایان اسفند ماه بوده و شرکت نباید در دوره تحقیق تغییر سال مالی داده باشد.
۳. شرکت‌ها بیشتر از شش ماه وقفه معاملاتی نداشته باشند.
۴. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند.
۵. امتیاز سالیانه کیفیت افشای شرکت و اطلاعات مالی آن در دسترس باشد.

تعریف عملیاتی متغیرهای تحقیق

متغیر وابسته این تحقیق کیفیت افشای اطلاعات می‌باشد و مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی متغیرهای مستقل این تحقیق می‌باشند که در زیر به تبیین آن‌ها پرداخته شده است.

متغیر وابسته

در این تحقیق از امتیازهای سالیانه کیفیت افشای شرکتی که برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران محاسبه گردیده، استفاده می‌شود. امتیازهای کیفیت افشای شرکت‌های پذیرفته شده برای دوره‌های ۹،۶،۳ و ۱۲ ماهه محاسبه و توسط سازمان بورس اوراق بهادار منتشر گردیده است. این امتیازها، ارزیابی بورس درباره میزان آگاهی بخشی افشای شرکتی را منعکس می‌نماید. امتیازهای مذکور، بر اساس میانگین وزنی معیارهای به موقع بودن و قابلیت اتکای اطلاعات افشا شده محاسبه می‌گردد. اطلاعات ارزیابی شده، بر اساس مقررات افشای اطلاعات در بورس، از جمله صورت‌های مالی سالیانه، صورت‌های مالی میان دوره‌ای ۶،۳ (حسابرسی شده) و ۹ ماهه و پیش بینی درآمد هر سهم در مقاطع زمانی ۹،۶،۳ و ۱۲ ماهه می‌باشد. تأخیر در ارسال

اطلاعات به بورس در مقایسه با مهلت‌های زمانی مقرر و تفاوت در سودهای محقق شده نسبت به پیش‌بینی‌ها، برای محاسبه به موقع بودن و قابلیت اتکای افشا استفاده گردیده است. برای محاسبه رتبه کل افشای شرکتی معیارهای به موقع بودن و قابلیت اتکا با وزن‌های دو سوم و یک سوم مورد استفاده قرار گرفته‌اند (نوروش و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۲۱).

متغیرهای مستقل

- درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی (INSOWN)
آن درصد از سهام شرکت که در اختیار بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، صندوق‌های بازنشستگی، شرکت‌های سرمایه گذاری و... می‌باشد. داده‌های مورد نیاز جهت محاسبه درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی از نرم افزار ره آورد نوین استخراج شده است.
- نسبت مدیران غیر موظف در هیأت مدیره (NXRATIO)
مدیران غیر موظف به آن گروه از اعضای هیأت مدیره گفته می‌شود که مسئولیت اجرایی در شرکت بر عهده ندارند و از شرکت حقوق ثابت یا ماهانه یا سالانه دریافت نمی‌کنند. این نسبت از حاصل تقسیم تعداد مدیران غیر موظف در هیأت مدیره که شرکت در آن سال داشته، به کل اعضای هیأت مدیره به دست می‌آید. اطلاعات مربوطه از گزارشات هیأت مدیره جمع آوری شده است.
- دوگانگی وظیفه مدیر عامل (DUALITY)
یکی بودن یا نبودن رئیس هیأت مدیره و مدیر عامل (تمرکز قدرت و یا عدم تمرکز قدرت) شرکت از گزارشات هیأت مدیره استخراج شده، و در شرکت‌هایی که این دو پست سازمانی توسط یک نفر اشغال شده باشد مقدار آن یک، و در غیر این صورت صفر قرار داده می‌شود.

متغیرهای کنترلی

- قدمت شرکت در بازار بورس (AGE)
تعداد سال‌هایی که سهام شرکت در بورس مبادله گردیده، به عنوان قدمت شرکت در نظر گرفته شده است.

- اهرم مالی (LEV)
این نسبت از حاصل تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها حاصل می‌شود. که از ترازنامه شرکت می‌توان به مقدار آن دست یافت.
- اندازه شرکت (SIZE)
اندازه شرکت از لگاریتم مجموع دارایی‌های شرکت و از طریق ترازنامه بدست آمده است.

تجزیه و تحلیل نتایج

با توجه به این که برای محاسبه امتیاز نهایی افشاء از ترکیب دو امتیاز قابل اتکا بودن و به موقع بودن اطلاعات استفاده شده است در کنار آزمون فرضیه‌های اصلی، شش فرضیه فرعی نیز مطرح و با استفاده از روش پنل دیتا مورد آزمون قرار می‌گیرد. با توجه به ترکیبی بودن داده‌های پژوهش ابتدا آزمون F (آزمون چاو) به منظور انتخاب شیوه تخمین مدل از بین دو راهکار Pooling و Panel انجام می‌شود. در صورتی که نتایج این آزمون به انتخاب روش Panel منتهی شود، متعاقباً آزمون هاسمن برای انتخاب روش آزمون داده‌ها از بین دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی استفاده می‌گردد. طبق مدل اثرات ثابت-زمانی برای هر یک از سال‌ها یک عرض از مبدأ ارائه می‌شود و طبق مدل اثرات ثابت-مقطعی برای هر یک از این شرکت‌ها یک عرض از مبدأ ارائه می‌شود. حال برای این که ببینیم این عرض از مبدأها از لحاظ آماری با هم تفاوت معنادار دارند یا خیر، آزمون چاو به کار می‌گیریم. رویه مذکور برای تخمین تک تک مدل‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد.

یافته‌های پژوهش

تجزیه و تحلیل فرضیه اصلی ۱

فرضیه اول: بین نسبت مدیران غیر موظف در هیأت مدیره و کیفیت افشای اطلاعات

شرکت رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$DS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NXRATIO_{i,t} + \beta_2 AGE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نگاره زیر یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیه اصلی ۱ را بیان می‌کند.

نگاره ۱: تجزیه و تحلیل فرضیه اصلی اول

| دوره برآورد: ۱۳۸۸-۱۳۸۴ | | | | |
|------------------------|----------|----------|--------|----------------------|
| ۰.۷۵۱۰۳۹ | | | | ضریب تعیین |
| ۰.۶۹۴۴۱۵ | | | | ضریب تعیین تعدیل شده |
| ۱۳.۲۶۳۸۴ | | | | F |
| ۰ | | | | احتمال (Prob) |
| ۲.۲۸۶۸۸۶ | | | | آماره دورین- واتسون |
| متغیر توضیحی | ضریب | آماره t | احتمال | سطح اطمینان |
| عرض از مبدا | ۳۹.۱۱۸۴۳ | ۱.۲۶۰۵۱۶ | ۰.۲۰۸۵ | بدون معنی |
| NXRATIO | -۱.۰۴۷۶ | -۰.۲۱۲۱۳ | ۰.۸۳۲۲ | بدون معنی |
| AGE | ۳.۹۸۴۵۹۸ | ۷.۰۷۳۸۱۹ | ۰ | ۹۹٪ |
| LEV | -۶.۴۷۲۵۲ | -۱.۰۲۳۳۴ | ۰.۳۰۷ | بدون معنی |
| SIZE | -۷.۰۱۲۴۵ | -۱.۴۱۲۸۲ | ۰.۱۵۸۸ | بدون معنی |

با توجه به آماره F و احتمال مربوط به آن می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹٪ معادله رگرسیون معنی‌دار است. نتایج مربوط به آماره دورین- واتسون (عدم خود همبستگی جملات خطا) برای مدل نشان از استقلال نسبی داده‌ها دارد.

ضریب تعیین تعدیل شده مدل بیان‌کننده میزان مربوط بودن متغیرهای مستقل با متغیر وابسته (امتیاز افشا) می‌باشد. مطابق با نگاره ۱، ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۰.۶۹ می‌باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰.۶۹ تغییرات متغیر وابسته توسط این متغیرهای مستقل تبیین می‌شود. با توجه به احتمال متغیر نسبت مدیران غیر موظف که بیشتر از ۰.۰۵ می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار نمی‌باشد. بنابراین بین نسبت مدیران غیر موظف و امتیاز نهایی افشاء رابطه‌ای وجود ندارد.

تجزیه و تحلیل فرضیه اصلی ۲

فرضیه دوم: بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و کیفیت افشای اطلاعات شرکت رابطه معنی داری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار می گیرد:

$$DS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 INSOWN_{i,t} + \beta_2 AGE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نگاره زیر یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیه اصلی ۲ را بیان می کند.

نگاره ۲: تجزیه و تحلیل فرضیه اصلی دوم

| دوره برآورد: ۱۳۸۸-۱۳۸۳ | | | | |
|------------------------|----------|----------|--------|----------------------|
| ۰.۷۶۴۰۴۴ | | | | ضریب تعیین |
| ۰.۷۱۰۵۷۱ | | | | ضریب تعیین تعدیل شده |
| ۱۴.۲۸۸۶۳ | | | | F |
| ۰ | | | | احتمال (Prob) |
| ۲.۲۶۵۳۶۳ | | | | آماره دوربین-واتسون |
| متغیر توضیحی | ضریب | آماره t | احتمال | سطح اطمینان |
| عرض از مبدا | ۶۴.۶۳۹۹۴ | ۲۶۱۲۹۸۶ | ۰.۰۰۹۵ | %۹۹ |
| INSOWN | ۰.۱۱۱۶۹ | ۲۶۹۷۴۴ | ۰.۰۰۷۴ | %۹۹ |
| AGE | ۴۰.۸۹۱۸۹ | ۵۵۳۳۵۲۹ | ۰ | %۹۹ |
| LEV | -۴۸۹۹۰۱ | -۰.۶۸۷۳۸ | ۰.۴۹۲۴ | بدون معنی |
| SIZE | -۱۰.۶۴۹۶ | -۲۵۳۱۷۳ | ۰.۰۱۱۹ | %۹۵ |

با توجه به آماره F و احتمال مربوط به آن می توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹٪ معادله رگرسیون معنی دار است. نتایج مربوط به آماره دوربین-واتسون (عدم خود همبستگی جملات خطا) برای مدل نشان از استقلال نسبی داده ها دارد.

ضریب تعیین تعدیل شده مدل بیان کننده میزان مربوط بودن متغیرهای مستقل با متغیر وابسته (امتیاز افشا) می باشد. مطابق با نگاره ۲، ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۰.۷۱ می باشد. بنابراین به طور متوسط ۰.۷۱ تغییرات متغیر وابسته توسط این متغیرهای مستقل تبیین می شود. با توجه به این که سطح اطمینان متغیر درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی در معادله رگرسیون ۰.۰۰۷۴

است در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار و با فرض ثابت بودن سایر متغیرها یک واحد تغییر درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی باعث تغییر امتیاز نهایی افشای شرکتی به میزان ۰.۱۱۱۶۹ می شود. با توجه به معناداری متغیر درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و همچنین ضریب این متغیر در مدل می توان نتیجه گرفت بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و امتیاز نهایی افشای شرکتی رابطه مثبت وجود دارد.

تجزیه و تحلیل فرضیه اصلی ۳

فرضیه سوم: بین تمرکز قدرت (یکی بودن ریاست هیأت مدیره و مدیر عامل) و کیفیت افشای اطلاعات شرکت رابطه معنی داری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار می گیرد:

$$DS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DUALITY_{i,t} + \beta_2 AGE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نگاره زیر یافته های پژوهش در رابطه با فرضیه اصلی ۳ را بیان می کند.

نگاره ۳: تجزیه و تحلیل فرضیه اصلی سوم

| دوره برآورد: ۱۳۸۸-۱۳۸۳ | | | | |
|------------------------|----------|----------|----------------------|-------------|
| ۰.۷۵۶۳۷۲ | | | ضریب تعیین | |
| ۰.۷۰۰۷۶۱ | | | ضریب تعیین تعدیل شده | |
| ۱۳.۶۰۱۱۵ | | | F | |
| ۰ | | | احتمال (Prob) | |
| ۲.۲۸۰۸۴۸ | | | آماره دوربین-واتسون | |
| متغیر توضیحی | ضریب | آماره t | احتمال | سطح اطمینان |
| عرض از مبدا | ۴۵.۱۹۲۹۶ | ۱۵۹۲۹۷۸ | ۰.۱۱۲۳ | بدون معنی |
| DUALITY | -۶.۰۴۲۳۷ | -۱.۰۳۷۱۵ | ۰.۳۰۰۶ | بدون معنی |
| AGE | ۴.۰۲۹۲۰۷ | ۶۸۵۰۸۹۵ | ۰ | ۹۹٪ |
| LEV | -۶.۰۳۳۷۴ | -۱.۰۰۳۵۶ | ۰.۳۱۶۵ | بدون معنی |
| SIZE | -۸.۲۵۳۵۱ | -۱.۷۰۰۴۴ | ۰.۰۹۰۲ | بدون معنی |

با توجه به آماره F و احتمال مربوط به آن می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹٪ معادله رگرسیون معنی‌دار است. نتایج مربوط به آماره دوربین-واتسون (عدم خود همبستگی جملات خطا) برای مدل نشان از استقلال نسبی داده‌ها دارد.

ضریب تعیین تعدیل شده مدل بیان‌کننده میزان مربوط بودن متغیرهای مستقل با متغیر وابسته (امتیاز افشا) می‌باشد. مطابق با نگاره ۳، ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۰.۷ می‌باشد. بنابراین به طور متوسط ۰.۷ تغییرات متغیر وابسته توسط این متغیرهای مستقل تبیین می‌شود. با توجه به احتمال متغیر تمرکز قدرت که بیشتر از ۰.۰۵ می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار نمی‌باشد. بنابراین بین تمرکز قدرت و امتیاز نهایی افشاء رابطه‌ای وجود ندارد.

تجزیه و تحلیل فرضیه فرعی ۱

فرضیه اول: بین نسبت مدیران غیر موظف در هیأت مدیره و قابلیت اتکای اطلاعات افشا شده رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$ETKA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NXRATIO_{i,t} + \beta_2 AGE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نگاره زیر یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیه فرعی ۱ را بیان می‌کند.

| دوره برآورد: ۱۳۸۷-۱۳۸۳ | | | | |
|------------------------|-----------|----------------------|--------|-------------|
| ۰.۷۶۱۸۷ | | ضریب تعیین | | |
| ۰.۶۹۴۲۹۲ | | ضریب تعیین تعدیل شده | | |
| ۱۱.۲۷۴۰۱ | | F | | |
| ۰ | | احتمال ($Prob$) | | |
| ۲.۴۳۸۱۶۶ | | آماره دوربین-واتسون | | |
| متغیر توضیحی | ضریب | آماره t | احتمال | سطح اطمینان |
| عرض از میدا | -۷۵.۴۹۸۳۳ | -۲.۲۴۲۷۵۶ | ۰.۰۲۵۹ | ٪۹۵ |
| NXRATIO | -۷.۳۸۸۶۲۲ | -۱.۴۴۸۲۳۷ | ۰.۱۴۹ | بدون معنی |
| AGE | ۷۶.۰۴۶۹۲ | ۷.۲۰۱۲۰۷ | ۰ | ٪۹۹ |
| LEV | ۲۴.۵۶۶۳۵ | ۳.۲۰۸۹۱۳ | ۰.۰۰۱۵ | ٪۹۹ |
| SIZE | ۱.۴۸۷۵۸۲ | ۰.۲۷۸۳۰۳ | ۰.۷۸۱ | بدون معنی |

با توجه به آماره F و احتمال مربوط به آن می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹٪ معادله رگرسیون معنی‌دار است. نتایج مربوط به آماره دورین - واتسون (عدم خود همبستگی جملات خطا) برای مدل نشان از استقلال نسبی داده‌ها دارد.

ضریب تعیین تعدیل شده مدل بیان‌کننده میزان مربوط بودن متغیرهای مستقل با متغیر وابسته (قابل اتکا بودن افشای شرکتی) می‌باشد. مطابق با نگاره ۴، ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۰.۶۹ می‌باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰.۶۹ تغییرات متغیر وابسته توسط این متغیرهای مستقل تبیین می‌شود. با توجه به احتمال متغیر نسبت مدیران غیرموظف که بیشتر از ۰.۰۵ می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار نمی‌باشد. بنابراین بین نسبت مدیران غیرموظف و امتیاز قابل اتکا بودن افشای شرکتی رابطه‌ای وجود ندارد.

تجزیه و تحلیل فرضیه فرعی ۲

فرضیه دوم: بین نسبت مدیران غیرموظف در هیأت مدیره به موقع بودن اطلاعات افشا شده رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$MOGHE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NXRATIO_{i,t} + \beta_2 AGE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نگاره ۵ یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیه فرعی ۲ را بیان می‌کند.

با توجه به آماره F و احتمال مربوط به آن می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹٪ معادله رگرسیون معنی‌دار است. نتایج مربوط به آماره دورین - واتسون (عدم خود همبستگی جملات خطا) برای مدل نشان از استقلال نسبی داده‌ها دارد.

ضریب تعیین تعدیل شده مدل بیان‌کننده میزان مربوط بودن متغیرهای مستقل با متغیر وابسته (به موقع بودن افشای شرکتی) می‌باشد. مطابق با نگاره ۵، ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۰.۶۹ می‌باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰.۶۹ تغییرات متغیر وابسته توسط این متغیرهای مستقل تبیین می‌شود. با توجه به احتمال متغیر نسبت مدیران غیرموظف که بیشتر از ۰.۰۵ می‌باشد،

می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار نمی‌باشد. بنابراین بین نسبت مدیران غیر موظف و امتیاز به موقع بودن افشای شرکتی رابطه‌ای وجود ندارد.

نگاره ۵: تجزیه و تحلیل فرضیه فرعی دوم

| دوره برآورد: ۱۳۸۷-۱۳۸۳ | | | | |
|------------------------|-----------|-----------|--------|-----------------------|
| ۰.۷۵۸۷۵ | | | | ضریب تعیین |
| ۰.۶۹۰۸۹۸ | | | | ضریب تعیین تعدیل شده |
| ۱۱.۱۸۲۵ | | | | F |
| ۰ | | | | احتمال (Prob) |
| ۲.۵ | | | | آماره دوربین - واتسون |
| متغیر توضیحی | ضریب | آماره t | احتمال | سطح اطمینان |
| عرض از مبدا | ۱۲۶.۷۹۹ | ۲.۰۵۸۰۴۴ | ۰.۰۴۰۷ | ٪۹۵ |
| NXRATIO | -۱۱۸.۹۹۶ | -۱.۷۳۳۳۴۸ | ۰.۰۸۴۴ | بدون معنی |
| AGE | ۲.۳۲۰۹۸۳ | ۲.۹۰۳۱۰۲ | ۰.۰۰۴۱ | ٪۹۹ |
| LEV | -۰.۹۸۱۹۱۹ | -۰.۱۴۱۷۹۷ | ۰.۸۸۷۴ | بدون معنی |
| SIZE | -۱۸.۰۱۱۶۹ | -۱.۷۱۱۸۱۱ | ۰.۰۸۸۳ | بدون معنی |

تجزیه و تحلیل فرضیه فرعی ۳

فرضیه سوم: بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و قابلیت اتکای اطلاعات افشا شده رابطه معنی داری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$ETKA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 INSOWN_{i,t} + \beta_2 AGE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نگاره ۶ یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیه فرعی ۳ را بیان می‌کند.

نگاره ۶: تجزیه و تحلیل فرضیه فرعی سوم

| دوره برآورد: ۱۳۸۷-۱۳۸۳ | | | | |
|------------------------|-----------|-----------|----------------------|-------------|
| ۰.۷۴۸۰۴۲ | | | ضریب تعیین | |
| ۰.۶۷۶۸۶۱ | | | ضریب تعیین تعدیل شده | |
| ۱۰.۵۰۹ | | | F | |
| ۰ | | | احتمال (Prob) | |
| ۲.۴۱۰۰۹۷ | | | آماره دوربین-واتسون | |
| متغیر توضیحی | ضریب | آماره t | احتمال | سطح اطمینان |
| عرض از مبدا | -۹۰.۲۱۴۲۷ | -۲.۳۶۸۳۳۵ | ۰.۰۱۸۷ | ٪۹۵ |
| INSOWN | ۰.۰۷۰۳۲۷ | ۱.۳۰۴۳۸۴ | ۰.۱۹۳۴ | بدون معنی |
| AGE | ۷۵۱۱۷۰.۸ | ۶.۷۶۴۱۹۱ | ۰ | ٪۹۹ |
| LEV | ۲۱.۹۴۰۶۸ | ۲.۷۲۹۵۴۲ | ۰.۰۰۶۸ | ٪۹۹ |
| SIZE | ۲.۹۱۷۷۵۴ | ۰.۵۰۶۲۸۲ | ۰.۶۱۳۲ | بدون معنی |

با توجه به آماره F و احتمال مربوط به آن می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ٪۹۹ معادله رگرسیون معنی‌دار است. نتایج مربوط به آماره دوربین-واتسون (عدم خود همبستگی جملات خطا) برای مدل نشان از استقلال نسبی داده‌ها دارد.

ضریب تعیین تعدیل شده مدل بیان‌کننده میزان مربوط بودن متغیرهای مستقل با متغیر وابسته (قابل اتکا بودن افشای شرکتی) می‌باشد. مطابق با نگاره ۶، ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۰.۶۷ می‌باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰.۶۷ تغییرات متغیر وابسته توسط این متغیرهای مستقل تبیین می‌شود. با توجه به احتمال متغیر درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی که بیشتر از ۰.۰۵ می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر در سطح اطمینان ٪۹۵ معنی‌دار نمی‌باشد. بنابراین بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و امتیاز قابل اتکاء بودن افشای شرکتی رابطه‌ای وجود ندارد.

تجزیه و تحلیل فرضیه فرعی ۴

فرضیه چهارم: بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و به موقع بودن اطلاعات افشا شده رابطه معنی داری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار می گیرد:

$$MOGHE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 INSOWN_{i,t} + \beta_2 AGE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نگاره ۷ یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیه فرعی ۴ را بیان می کند.

نگاره ۷: تجزیه و تحلیل فرضیه فرعی چهارم

| دوره برآورد: ۱۳۸۷-۱۳۸۳ | | | | |
|------------------------|-----------|-----------|-----------------------|-------------|
| ۰.۷۴۹۵۷۱ | | | ضریب تعیین | |
| ۰.۶۷۹۱۳۸ | | | ضریب تعیین تعدیل شده | |
| ۱۰.۶۴۲۳ | | | F | |
| ۰ | | | احتمال (Prob) | |
| ۲.۵ | | | آماره دوربین - واتسون | |
| متغیر توضیحی | ضریب | آماره t | احتمال | سطح اطمینان |
| عرض از مبدا | ۱۳۰.۹۱۴۳ | ۲.۱۲۰۱۷۴ | ۰.۰۳۵۱ | %۹۵ |
| INSOWN | ۰.۱۰۶۸۳۱ | ۲.۵۴۴۶۵۹ | ۰.۰۱۱۶ | %۹۵ |
| AGE | ۲.۲۴۱۴۷ | ۲.۴۱۰۶۰۱ | ۰.۰۱۶۷ | %۹۵ |
| LEV | -۲.۷۸۰۰۱۷ | -۰.۳۹۹۳۷۱ | ۰.۶۹ | بدون معنی |
| SIZE | -۱۸.۳۰۰۱ | -۱.۸۱۴۸۹۹ | ۰.۰۷۰۹ | بدون معنی |

با توجه به آماره F و احتمال مربوط به آن می توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹٪ معادله رگرسیون معنی دار است. نتایج مربوط به آماره دوربین - واتسون (عدم خود همبستگی جملات خطا) برای مدل نشان از استقلال نسبی داده ها دارد.

ضریب تعیین تعدیل شده مدل بیان کننده میزان مربوط بودن متغیرهای مستقل با متغیر وابسته (به موقع بودن افشای شرکتی) می باشد. مطابق با نگاره ۷، ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۰.۶۷

می‌باشد. بنابراین به طور متوسط ۰.۶۷ تغییرات متغیر وابسته توسط این متغیرهای مستقل تبیین می‌شود. با توجه به این که سطح اطمینان متغیر درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی در معادله رگرسیون ۰.۰۱۱۶ است در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار و با فرض ثابت بودن سایر متغیرها یک واحد تغییر درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی باعث تغییر امتیاز به موقع بودن افشای شرکتی به میزان ۰.۱۰۶۸۳۱ می‌شود. با توجه به معناداری متغیر درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و همچنین ضریب این متغیر در مدل می‌توان نتیجه گرفت بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و امتیاز به موقع بودن افشای شرکتی رابطه مثبت وجود دارد.

تجزیه و تحلیل فرضیه فرعی ۵

فرضیه پنجم: بین تمرکز قدرت (یکی بودن ریاست هیأت مدیره و مدیر عامل) و قابلیت اتکای اطلاعات افشا شده رابطه معنی داری وجود دارد.
این فرضیه با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$ETKA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DUALITY_{i,t} + \beta_2 AGE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نگاره زیر یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیه فرعی ۵ را بیان می‌کند.

| دوره برآورد: ۱۳۸۷-۱۳۸۳ | | | | |
|------------------------|-----------|-----------|----------------------|-------------|
| ۰.۷۵۶۱۱ | | | ضریب تعیین | |
| ۰.۶۸۷۲۰۸ | | | ضریب تعیین تعدیل شده | |
| ۱۰.۹۷۳۷۵ | | | F | |
| ۰ | | | احتمال (Prob) | |
| ۲.۳۸۲۲۹۸ | | | آماره دوربین-واتسون | |
| متغیر توضیحی | ضریب | آماره t | احتمال | سطح اطمینان |
| عرض از مبدا | -۶۹.۵۸۹۷۳ | -۲.۱۳۶۷۴ | ۰.۰۳۳۷ | ٪۹۵ |
| DUALITY | -۱۷.۶۲۱۰۹ | -۳.۲۱۰۷۷۵ | ۰.۰۰۱۵ | ٪۹۹ |
| AGE | ۷۵۷۲۹۱۶ | ۷.۰۶۴۹۳۱ | ۰ | ٪۹۹ |
| LEV | ۲۳.۷۱۸۳۹ | ۲۸.۰۹۰۷ | ۰.۰۰۵۴ | ٪۹۹ |
| SIZE | -۰.۰۲۴۴۶۵ | -۰.۰۰۵۱۸۹ | ۰.۹۹۵۹ | بدون معنی |

با توجه به آماره F و احتمال مربوط به آن می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹٪ معادله رگرسیون معنی‌دار است. نتایج مربوط به آماره دورین-واتسون (عدم خود همبستگی جملات خطا) برای مدل نشان از استقلال نسبی داده‌ها دارد. ضریب تعیین تعدیل شده مدل بیان‌کننده میزان مربوط بودن متغیرهای مستقل با متغیر وابسته (قابل اتکا بودن افشای شرکتی) می‌باشد. مطابق با نگاره ۸، ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۰.۶۸ می‌باشد. بنابراین به طور متوسط ۰.۶۸ تغییرات متغیر وابسته توسط این متغیرهای مستقل تبیین می‌شود. با توجه به این که سطح اطمینان متغیر تمرکز قدرت در معادله رگرسیون ۰.۰۰۱۵ است در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار و با فرض ثابت بودن سایر متغیرها یک واحد تغییر تمرکز قدرت باعث تغییر امتیاز قابل اتکا بودن افشای شرکتی به میزان ۱۷.۶۲۱۰۹ می‌شود. بنابراین بین تمرکز قدرت و امتیاز قابل اتکا بودن افشای شرکتی رابطه معنی‌داری وجود دارد.

تجزیه و تحلیل فرضیه فرعی ۶

فرضیه ششم: بین تمرکز قدرت و به موقع بودن اطلاعات افشا شده رابطه معنی‌داری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$M\text{OGHE}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DUALITY_{i,t} + \beta_2 AGE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نگاره ۹ یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیه فرعی ۶ را بیان می‌کند. با توجه به آماره F و احتمال مربوط به آن می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹٪ معادله رگرسیون معنی‌دار است. نتایج مربوط به آماره دورین-واتسون (عدم خود همبستگی جملات خطا) برای مدل نشان از استقلال نسبی داده‌ها دارد. ضریب تعیین تعدیل شده مدل بیان‌کننده میزان مربوط بودن متغیرهای مستقل با متغیر وابسته (به موقع بودن افشای شرکتی) می‌باشد. مطابق با نگاره ۹، ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۰.۶۷ می‌باشد. بنابراین به طور متوسط ۰.۶۷ تغییرات متغیر وابسته توسط این متغیرهای مستقل تبیین می‌شود. با توجه به این که سطح اطمینان متغیر تمرکز قدرت در معادله رگرسیون ۰.۰۱۷۹ است در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار و با فرض ثابت بودن سایر متغیرها یک واحد تغییر وجود حسابرس داخلی باعث تغییر امتیاز قابل اتکا بودن افشای شرکتی به میزان

۱۲.۷۳۲۷۳ می شود. بنابراین بین تمرکز قدرت و امتیاز به موقع بودن افشای شرکتی رابطه معنی داری وجود دارد.

نگاره ۹: تجزیه و تحلیل فرضیه فرعی ششم

| دوره برآورد: ۱۳۸۷-۱۳۸۴ | | | | |
|------------------------|-----------|-----------|----------------------|-------------|
| ۰.۷۴۹۱۴۷ | | | ضریب تعیین | |
| ۰.۶۷۸۳۷۸ | | | ضریب تعیین تعدیل شده | |
| ۱۰.۵۷۰۹ | | | F | |
| ۰ | | | احتمال (Prob) | |
| ۲۵ | | | آماره دوربین-واتسون | |
| متغیر توضیحی | ضریب | آماره t | احتمال | سطح اطمینان |
| عرض از مبدا | ۱۱۵.۳۲۳۹ | ۲.۰۰۴۲۹۵ | ۰.۰۴۶۲ | %۹۵ |
| DUALITY | ۱۲.۷۳۲۷۳ | ۲.۳۸۵۷۶۸ | ۰.۰۱۷۹ | %۹۵ |
| AGE | ۲.۰۲۲۸۷۱ | ۲.۴۵۷۴۱۳ | ۰.۰۱۴۸ | %۹۵ |
| LEV | -۲.۷۸۹۹۱۲ | -۰.۵۲۲۳۶۲ | ۰.۶۰۱۹ | بدون معنی |
| SIZE | -۱۶.۴۲۱۱۷ | -۱.۶۸۶۹۹۷ | ۰.۰۹۳ | بدون معنی |

بحث و نتیجه گیری

همان گونه که در مباحث پیشین مطرح گردید، در پژوهش حاضر سه فرضیه اصلی و شش فرضیه فرعی مورد آزمون قرار گرفت. در واقع هر فرضیه اصلی دارای دو فرضیه فرعی نیز می باشد. فرضیات اصلی درباره رابطه بین مکانیزم های حاکمیت شرکتی و امتیاز نهایی افشای شرکتی مطرح گردیده و مورد آزمون قرار گرفتند. با توجه به این که امتیاز نهایی افشای شرکتی (متغیر وابسته)، خود از ترکیب دو امتیاز قابلیت اتکا و به موقع بودن به دست آمده است، در فرضیات فرعی رابطه بین مکانیزم های حاکمیت شرکتی با امتیاز قابلیت اتکا و به موقع بودن مورد آزمون قرار گرفتند.

سطح اطمینان مورد نیاز در این پژوهش ۹۵٪ بوده لذا خطای مورد پذیرش (α) معادل ۵٪ است و هر گاه سطح معنی داری مدل (prob) کمتر از ۵٪ باشد، فرض صفر عدم ارتباط رد و فرض مقابل که حاکی از وجود ارتباط معنی دار است تأیید می گردد.

فرضیه اصلی یک در خصوص ارتباط بین نسبت مدیران غیر موظف به عنوان یکی از مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی و امتیاز نهایی افشای شرکتی و اجزای آن (امتیاز قابلیت اتکا و به موقع بودن) مطرح و مورد آزمون قرار گرفت. نتایج آزمون این فرضیه در ردیف ۲ نگاره ۱۰ ارائه شده است. همان گونه که در نگاره مشهود است بین نسبت مدیران غیر موظف و امتیاز نهایی افشای شرکتی و اجزای آن رابطه معنی داری وجود ندارد. نتایج به دست آمده از این فرضیه با نتایج تحقیق هو و ونگ (۲۰۰۱) هم راستا می‌باشد. همچنین این یافته نتایج تحقیقات چن و چاگی (۲۰۰۳)، لاخل (۲۰۰۳) و چیراز بن علی (۲۰۰۸) را که نشان دادند بین درصد مدیران غیر موظف در هیأت مدیره و افشای اطلاعات رابطه مثبت وجود دارد را رد می‌کند.

فرضیه اصلی دو در مورد ارتباط بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی به عنوان یکی از مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی و امتیاز نهایی افشای شرکتی و اجزای آن مطرح و مورد آزمون قرار گرفت. نتایج آزمون این فرضیه در ردیف ۳ نگاره ۱۰ ارائه شده است. طبق نتایج موجود در نگاره بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و امتیاز نهایی افشای شرکتی و امتیاز به موقع بودن رابطه معنی دار و بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و امتیاز قابلیت اتکا رابطه معنی داری وجود ندارد.

فرضیه اصلی سه در خصوص رابطه بین تمرکز قدرت و امتیاز نهایی افشای شرکتی و اجزای آن مطرح و مورد آزمون قرار گرفت. همان گونه که در ردیف ۴ نگاره ۱۰ مشهود است بین تمرکز قدرت و امتیاز قابلیت اتکا و به موقع بودن رابطه معنی داری وجود دارد در حالی که بین تمرکز قدرت و امتیاز نهایی افشای شرکتی رابطه معنی داری مشاهده نشد. نتایج بدست آمده از این فرضیه با نتایج تحقیقات لاخل (۲۰۰۳) و چیراز بن علی (۲۰۰۸) که نشان دادند بین تمرکز قدرت و افشای اطلاعات رابطه منفی و معنی دار وجود دارد، هم راستا می‌باشد.

نگاره ۱۰: خلاصه نتایج تحقیق

| فرضیات | متغیرهای مستقل | امتیاز نهایی افشاء | | امتیاز قابلیت اتکاء | | امتیاز به موقع بودن | |
|--------|----------------------|--------------------|--------|---------------------|--------|---------------------|--------|
| | | نتیجه | احتمال | نتیجه | احتمال | نتیجه | احتمال |
| اصلی ۱ | نسبت مدیران غیر موظف | بدون معنی | ۰.۸۳۲۲ | بدون معنی | ۰.۱۴۹ | بدون معنی | ۰.۰۸۴۴ |
| اصلی ۲ | درصد مالکیت نهادی | معنی دار | ۰.۰۰۷۴ | معنی دار | ۰.۱۹۳۴ | بدون معنی | ۰.۰۱۱۶ |
| اصلی ۳ | تمرکز قدرت | بدون معنی | ۰.۳۰۰۶ | بدون معنی | ۰.۰۰۱۵ | معنی دار | ۰.۰۱۷۹ |

پیشنهادات مبتنی بر نتایج تحقیق

۱. به سازمان بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود که شرکت‌ها را ملزم به افشای اطلاعات بیش‌تری در خصوص وضعیت حاکمیت شرکتی خود نماید.
۲. با توجه به وجود رابطه منفی و معنی‌دار بین تمرکز قدرت و امتیاز قابلیت اتکای اطلاعات، توصیه می‌شود که به منظور افزایش قابلیت اتکای اطلاعات، بین مدیر عامل و رئیس هیأت مدیره تفکیک وظایف وجود داشته باشد.

توصیه‌هایی برای پژوهش‌های آتی

۱. بررسی رابطه کیفیت افشای شرکتی بر اساس صورت‌های مالی میان دوره‌ای و سایر اطلاعاتی که توسط شرکت‌ها افشا می‌شود و رابطه هر یک از اجزاء با مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی.
۲. بررسی رابطه بین مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی با افشای داوطلبانه اطلاعات شرکت‌ها.
۳. پیشنهاد می‌شود که ارتباط بین سایر ویژگی‌های هیأت مدیره مانند: سن، تحصیلات، داشتن تخصص در زمینه کاری، تعداد جلسات هیأت مدیره و ... بر کیفیت افشای اطلاعات مورد بررسی قرار گیرد.

محدودیت‌های تحقیق

۱. نبود یک پایگاه اطلاعاتی منظم و سازمان یافته جهت دستیابی به اطلاعات شرکت‌ها و همچنین عدم تطابق اطلاعات موجود در برخی از بانک‌های اطلاعاتی، که باعث می‌شود داده‌های مورد استفاده در تحقیق مورد شک و تردید قرار گیرد.
۲. به علت عدم دسترسی به اجزای امتیاز نهایی افشای شرکتی (امتیاز قابلیت اتکا و به موقع بودن) در سال ۱۳۸۸، در این سال تنها امتیاز نهایی افشای شرکتی مورد بررسی قرار گرفته است. در واقع فرضیات مربوط به امتیاز قابلیت اتکا و به موقع بودن در مدت ۵ سال (۱۳۸۷-۱۳۸۳) مورد آزمون قرار گرفتند.

پی نوشت ها

1. Corporate Governance
2. Agency theory
3. Transaction cost theory
4. Stakeholder theory
5. Chow & Wong-Boren
6. Forker
7. Ho & Wong
8. Chau & Gray
9. Eng & Mak
10. Clarkson
11. Lakhali
12. Chen & Jaggi
13. Chiraz Ben Ali
14. Hermalin & Weisbach

منابع

۱. بوشمن، آر.ام. اسمیت، ای.جی. (۱۳۸۹). "شفافیت، اطلاعات حسابداری مالی و سامانه راهبری شرکتی"، (مترجم: بیتا مشایخی)، مجله حسابداری، سال ۲۴، شماره ۲۱۷، صص ۸۱-۷۴، (تاریخ انتشار به زبان اصلی: ۲۰۰۳)
۲. حساس یگانه، یحیی. (۱۳۸۸). "فلسفه حسابداری"، تهران، شرکت انتشارات علمی و فرهنگی.
۳. عبدالسلام، محمود. (۱۳۸۸). "حاکمیت شرکتی با رویکرد اسلامی"، (مترجمان: یوسف تقی پوریان و مهدی خلیل پور)، مجله حسابداری، صص ۶۶-۷۳.
۴. کاشانی پور، م. رحمانی، ع. پارچینی پارچین، م. (۱۳۸۸). "رابطه بین افشای اختیاری و مدیران غیر موظف"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۵۷، صص ۱۰۰-۸۵.
۵. نوروش، ایرج. حسینی، سید علی. (۱۳۸۸). "بررسی رابطه بین کیفیت افشاء (قابلیت اتکا و به موقع بودن) و مدیریت سود، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۵۵، صص ۱۳۴-۱۱۷.

6. Chau G.K. & Gray S.j. (2002) "Ownership Structure and Corporate Voluntary Disclosure in Hong Kong and Singapore". The International Journal of Accounting ؛ 37(2):247-265.
7. Chen, C. J. P., B. Jaggi. (2003). "Association between independent non-executive directors, family control and financial disclosures in Hong Kong." Journal of Accounting and Public Policy, 19, pp285-310.
8. Chow C.W. & Wong-Boren A.(1987) "Voluntary Financial Disclosure by Mexican Corporations". The Accounting Review ؛ LXII(3): 533-541.
9. Chiraz Ben Ali. (2008). "Disclosure quality and corporate governance in a context of minority expropriation."
10. Clarkson P.M. & Ferguson C, & Hall J. (2003)"Auditor Conservatism and Voluntary Disclosure: Evidence from the year 2000 Systems Issue". Accounting and Finance ؛ 43:21- 40.
11. Eng L. & Mak Y. T. (2003) "Corporate Governance & Voluntary Disclosure ." Journal of Accounting and Public Policy, pp301-326.
12. Forker, J. J. (1992). "Corporate Governance and Disclosure Quality." Accounting & Business Research, 22(86), pp111-124.
13. Hermalin, B. E., Weisbach, M. S. (2010). "Information Disclosure and Corporate Governance."
14. Ho S.M. & Wong K.S. (2001)"A Study of the Relationship between Corporate Governance Structures and the Extent of Voluntary Disclosure." Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, 10(2), pp139-156.



دهمین همایش ملی حسابداری ایران
۳ و ۴ خرداد ۱۳۹۱

کارکرد مدل‌های تعدیل شده مدیریت سود در بررسی رابطه

نظام راهبری شرکتی با مدیریت سود

جمال بزرگری خانقاه*

استادیار گروه حسابداری دانشگاه یزد

محمد صادق زارع زاده مهریزی

کارشناس ارشد حسابداری

مهدی پاکدل

کارشناس ارشد حسابداری

چکیده

رسوایی‌های اخیر حسابداری و سقوط شرکت‌های بزرگی مانند انرون و ورلدکام نگرانی‌های جدی در مورد مدیریت سود، استفاده از سود گزارش شده و حتی مسائل اخلاقی برای افرادی که این گزارش‌ها را تهیه و حسابرسی می‌کنند به وجود آورده است. در راستای حل این مشکل سازمان‌های قانون گذار از طریق تدوین و بهبود نظام راهبری شرکتی راه حلی برای پیشگیری از شکست شرکت‌ها و افشای تقلب ایجاد نموده‌اند. بنابراین، می‌توان انتظار داشت که مدیریت سود و نظام راهبری شرکتی به میزان زیاد با هم رابطه داشته باشند. هدف از انجام این تحقیق بررسی وجود یا عدم وجود این رابطه با استفاده از مدل‌های تعدیل شده جونز و کاسنیک می‌باشد. نتایج تحقیق برای دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ و با استفاده از داده‌های ترکیبی نشان داد که رابطه معنی داری بین برخی از عوامل نظام راهبری شرکتی و مدیریت سود وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: راهبری شرکتی، عملکرد، ارزش آفرینی، ساختار مدیریت، ساختار مالکیت

* نویسنده مسئول: Barzegari@yazduni.ac.ir

مقدمه

با جدایی مالکیت از مدیریت در شرکت های سهامی، تضاد منافع بالقوه ای بین سهامداران و مدیران ایجاد شد که از این تضاد منافع تحت عنوان تئوری نمایندگی بیان می شود. یکی از نتایج تئوری نمایندگی عدم تقارن اطلاعاتی^۱ می باشد که به موجب آن سهامداران نمی توانند اعمال فعالیت های مدیران را پیوسته مشاهده کنند. عدم تقارن اطلاعاتی باعث ایجاد مشکل انتخاب نامطلوب و خطر اخلاقی می شود. از سویی دیگر، حسابداری تعهدی حق انتخاب قابل توجهی به مدیران در تعیین سود در دوره های زمانی متفاوت اعطا می کند. در واقع تحت این نوع از سیستم حسابداری، مدیران کنترل چشم گیری بر زمان تشخیص برخی اقلام هزینه از جمله هزینه های تبلیغات و مخارج تحقیق و توسعه را دارند هم چنین مدیران در سیستم حسابداری تعهدی با گزینه های متفاوتی در مورد زمان تشخیص درآمدها نیز روبه رو هستند. این گونه عملکرد از سوی مدیران در عبارتی ساده به عنوان مدیریت سود^۲ بیان می شود. به اعتقاد گری گیروکس^۳ (۲۰۰۴)، مدیریت سود طیف وسیعی را شامل می شود که از حسابداری محافظه کارانه^۴ شروع و با حسابداری غیرجانبدارانه^۵ و سپس حسابداری متهورانانه^۶ ادامه می یابد و در نهایت به حسابداری متقلبانه^۷ منتهی می شود. نکته اصلی این است که روش های متعددی برای مدیریت سود وجود دارد و مدیر برای مدیریت سود خالص گزارش شده در چارچوب استانداردهای حسابداری آزادی عمل وسیعی دارد. همچنین، برای بسیاری از اقلام تعهدی، کشف مدیریت سود اعمال شده توسط حسابرسان شرکت مشکل خواهد بود یا اگر حسابرسان به این موضوع پی ببرند، گاهی نمی توانند مخالفت کنند زیرا بسیاری از تکنیک های مدیریت سود در محدوده استانداردهای حسابداری می باشد. به هر حال شناسایی سازوکارهایی که بتواند در کاهش مدیریت سود اثربخش باشد بسیار حائز اهمیت است. با این حال، وجود تضاد منافع بین ذینفعان در شرکت ها مشکلات متعددی همچون تئوری نمایندگی و مشکلات ذینفعان را به همراه داشته و بحث های متعددی را موجب شده است که موضوع حاکمیت شرکتی از اصلی ترین آن هاست که به منظور کاهش تئوری نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی بین سهامداران و مدیران می تواند مورد استفاده قرار گیرد (کاشانی پور و همکاران، ۱۳۸۹). بررسی تعاریف، مفاهیم و دیدگاه ها مراجع و صاحب نظران حکایت از آن دارد که حاکمیت شرکتی یک مفهوم چند رشته ای است که هدف نهایی آن دستیابی به عواملی مانند پاسخ گویی، شفافیت، عدالت و رعایت حقوق ذینفعان است

(یزدانیان، ۱۳۸۶). همچنین، هدف از اعمال حاکمیت شرکتی، اطمینان یافتن از وجود چارچوبی است که توازن مناسبی بین آزادی عمل مدیریت، پاسخ گویی و منافع ذینفعان فراهم آورد (آقایی وچالاکئی، ۱۳۸۸).

با توجه به مباحث مطرح شده، ضرورت تحقیقاتی که بتواند اهمیت سازوکارهای حاکمیت شرکتی را در کاهش مدیریت سود در ایران مورد بررسی قرار دهد به خوبی احساس می‌شود. بنابراین تحقیق حاضر به بررسی رابطه بین برخی از سازوکارهای نظام حاکمیت شرکتی (درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی، نسبت حضور مدیران غیر موظف در هیأت مدیره، اندازه هیأت مدیره، اندازه مؤسسه حسابرسی و وجود حسابرسی داخلی) و مدیریت سود با استفاده از دو مدل تعدیل شده جونز و مدل تعدیل شده کاسنیک پرداخته است.

مروری بر ادبیات نظری وپیشنه تحقیق

نوسان کم و پایدار سود حکایت از کیفیت آن دارد. به این ترتیب، سرمایه گذاران با اطمینان خاطر بیشتر در سهام شرکت هایی سرمایه گذاری می کنند که روند سود آن ها با ثبات تر است (ثقفی وکردستانی، ۱۳۸۳). هنگامی که شرکت ها در وضعیت نامطلوب اقتصادی تحت فشار فزاینده قرار می گیرند، مدیران آن ها از واحد حسابداری در خواست می نمایند که سود را بهبود بخشند و بدین وسیله آن را تغییر دهند. حسابداری با وجود تمامی انعطاف پذیری، به نظر نمی رسد قادر به فراهم آوردن داده های مفید برای مدیریت در این شرایط باشد. داده های مورد نیاز تصمیم گیری مقوله ای پیچیده می باشد، زیرا طیف متنوع استفاده کنندگان از آن، شامل سرمایه گذاران، مدیران، بانک ها و تأمین کنندگان مالی به اطلاعات گوناگونی نیاز دارند. یکی از روش هایی که گاهی اوقات برای آرایش اطلاع رسانی وضعیت مطلوب شرکت ها مورد استفاده قرار می گیرد، مدیریت سود می باشد. (داوری نژاد مقدم، ۱۳۸۹). مفهوم مدیریت سود از زوایای مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است و هر یک تعاریف مختلفی ارائه نموده اند برخی از آن ها عبارتند از:

هیلی و والن^۸ (۱۹۹۹) مدیریت سود را نوعی مداخله هدفمند مدیر در فرآیند گزارشگری مالی به افراد خارج از بنگاه اقتصادی، به منظور تحصیل منافع شخصی که از طریق دستکاری اطلاعات در دوره مالی جاری صورت می گیرد، تعریف می کند. به عقیده جونز شارما^۹ (۲۰۰۱)

مدیریت سود هنگامی اتفاق می افتد که مدیران با استفاده از قضاوت در گزارشگری مالی و ساختار مبادلات برای گمراه نمودن بعضی از ذینفعان درباره عملکرد اقتصادی شرکت یا تحت تأثیر قراردادن نتایج قراردادی که به ارقام حسابداری گزارش شده وابسته است، در گزارشگری مالی تغییر ایجاد می کنند.

پارک و شین^{۱۰} (۲۰۰۴) به بررسی رابطه ترکیب هیأت مدیره با مدیریت سود در کانادا پرداختند و اثر ترکیب هیأت مدیره را بر رویه مدیریت سود مورد بررسی قرار دادند. نتیجه تحقیق نشان داد که مدیریت، اقلام تعهدی را برای رسیدن به مدیریت سود انتخاب کرده و همچنین نتایج نشان داد که مدیریت سود با کاهش اقلام غیر عادی صورت پذیرفته است. یان پنگ (۲۰۰۶) در پژوهش خود با عنوان ترکیب سهامداران نهادی و کیفیت اقلام تعهدی به بررسی رابطه ترکیب سهامداران نهادی و کیفیت اقلام تعهدی پرداخته است. نتایج پژوهش وی مؤید این بود که کیفیت اقلام تعهدی رابطه ای منفی با سهامداران نهادی کوتاه مدت و رابطه ای مثبت با سهامداران نهادی بلند مدت دارد. در مقابل سیرگار و اتاما (۲۰۰۸) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که هیچ گونه شواهدی مبنی بر تأثیر متغیرهای مبین رویکرد حاکمیت شرکتی (کیفیت حسابرسی، استقلال هیأت مدیره، و وجود کمیته حسابرسی) بر نوع مدیریت سود وجود ندارد.

علی شاه و بات (۲۰۰۹) در تحقیق خود به آزمون رابطه بین کیفیت حاکمیت شرکتی و مدیریت سود پرداخته اند. نتایج تحقیق آنان نشان دهنده وجود رابطه مثبت بین حاکمیت شرکتی و مدیریت سود می باشد.

آقایی و چالاکلی (۱۳۸۸) در تحقیقی به بررسی رابطه بین ویژگی های حاکمیت شرکتی و مدیریت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته های تحقیق آن ها نشان می دهد که رابطه معنی دار منفی بین مالکیت نهادی و استقلال هیأت مدیره با مدیریت سود وجود دارد. علاوه بر این، رابطه معنی داری بین سایر ویژگی های حاکمیت شرکتی (تمرکز مالکیت، نفوذ مدیرعامل، دوگانگی وظیفه مدیرعامل، اندازه هیأت مدیره، اتکای بر بدهی و مدت زمان تصدی مدیرعامل در هیأت مدیره) با مدیریت سود وجود ندارد.

مرادزاده فرد و همکاران (۱۳۸۸) در تحقیقی تحت عنوان بررسی رابطه بین مالکیت نهادی سهام و مدیریت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسیدند که رابطه منفی معناداری بین سطح مالکیت نهادی و تمرکز آن با مدیریت سود وجود دارد. احمدپور و همکاران (۱۳۸۸) در تحقیقی رفتار مدیریت سود و رابطه آن با مدیران غیر موظف و سرمایه گذاران نهادی عمده توجه نمودند که نتایج تحقیق آنان بیانگر این موضوع بود که وقتی انگیزه برای دستکاری سود بالاست مدیران غیر موظف و سرمایه گذاران نهادی عمده، نقش ضعیفی در کاهش ناهنجاری ارقام تعهدی غیر عادی دارند. نمازی و همکاران (۱۳۹۰) رابطه بین کیفیت حسابداری و مدیریت سود شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. آن ها برای تعیین کیفیت حسابداری از دو معیار اندازه حسابداری و دوره تصدی حسابداری استفاده کردند. نتایج نشان آنان نشان داد که بین مدیریت سود و اندازه حسابداری، یک رابطه مثبت ولی غیر معنی دار و هم چنین بین مدیریت سود و دوره تصدی حسابداری رابطه مثبت و معنی دار وجود دارد.

روش تحقیق

در بیشتر تحقیقات انجام شده در حوزه مدیریت سود از الگوی تعدیل شده جونز برای کشف مدیریت سود استفاده شده است. توانایی الگوی جونز و هم چنین مدل تعدیل شده جونز در تجزیه صحیح ارقام تعهدی به اختیاری و غیر اختیاری غیر قابل تردید است و در نتیجه احتمال طبقه بندی نادرست ارقام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری وجود دارد. در این تحقیق، به منظور سازگاری نتایج تحقیق با محیط ایران، متغیر تغییرات در موجودی کالا به الگوی تعدیل شده جونز و الگوی کاسنیک افزوده شده و در نتیجه دو الگوی دیگر به دست آمده که با محیط اقتصادی ایران نیز سازگار است. با توجه به اینکه موجودی مواد و کالا در شرکت های ایرانی بخش قابل توجهی از دارایی های جاری شرکت ها را تشکیل می دهد در نتیجه با وجود تورم زیاد در اقتصاد ایران ابزار قابل استفاده ای برای مدیریت سود به شمار می رود. بر همین اساس در اینجا تغییرات موجودی کالا را به دو الگوی تعدیل شده جونز و کاسنیک اضافه می کنیم. فرض بر این است که در موقعیت افزایشی سطح عمومی قیمت ها کاهش در موجودی های مواد و کالا نسبت به

سال قبل موجب افزایش در درآمدها به صورت اختیاری خواهد شد. بنابراین، تغییرات در موجودی کالا را به تغییرات در درآمدها در دو الگوی تعدیل شده جونز و کاسنیک اضافه خواهیم کرد. با این کار تغییرات در موجودی کالا که فرض شده است اختیاری و تحت کنترل مدیریت است، از اقلام تعهدی غیراختیاری در دو الگو خارج می‌شود. این الگوها را الگوی تعدیل شده جونز و الگوی تعدیل شده کاسنیک نام گذاری می‌کنیم (بهارمقدم و کوهی، ۱۳۸۹).

الگوی تعدیل شده ی جونز

$$ACCR_{it} = \alpha_i + \alpha_1 [\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it} + \Delta INV_{it}] + \alpha_2 PPE_{it} + \varepsilon_{i,t}$$

الگوی تعدیل شده ی کاسنیک

$$ACCR_{it} = \alpha_i + \alpha_1 [\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it} + \Delta INV_{it}] + \alpha_2 PPE_{it} + \alpha_3 \Delta CFO_{it} + \varepsilon_{i,t}$$

در الگوهای فوق:

$ACCR_{it}$ = کل اقلام تعهدی

ΔREV_{it} = تغییر در درآمد از سال $t-1$ تا سال t

ΔREC_{it} = تغییر در خالص حساب‌های دریافتی از سال $t-1$ تا سال t

ΔINV = تغییر در موجودی مواد و کالا از سال $t-1$ تا سال t

PPE_{it} = ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات در سال t

ΔCFO_{it} = تغییر در جریان‌های نقد عملیاتی از سال $t-1$ تا سال t

فرضیه‌های تحقیق

با توجه به اینکه تحقیق حاضر به دنبال بررسی رابطه بین برخی از سازوکارهای نظام حاکمیت شرکتی (درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی، نسبت حضور مدیران غیر موظف در هیأت مدیره، اندازه هیأت مدیره، اندازه مؤسسه حسابرسی و وجود حسابرس داخلی) و مدیریت

سود با استفاده از دو مدل تعدیل شده جونز و تعدیل شده کاسنیک می باشد. برای این تحقیق یک فرضیه اصلی و پنج فرضیه فرعی به شرح زیر تعریف شده است:

فرضیه اصلی تحقیق:

بین ویژگی‌های حاکمیت شرکتی و مدیریت سود رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه‌های فرعی:

فرضیه اول: بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و مدیریت سود رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین نسبت حضور اعضای غیر موظف در ترکیب هیأت مدیره و مدیریت سود رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین تعداد اعضای هیأت مدیره و مدیریت سود رابطه معناداری وجود دارد.
فرضیه چهارم: بین وجود حسابرس داخلی در شرکت و مدیریت سود رابطه معنی دارمندی وجود دارد.

فرضیه پنجم: بین اندازه مؤسسه حسابرسی (حسابرس مستقل) و مدیریت سود رابطه معناداری وجود دارد.

جامعه آماری و نمونه‌گیری

جامعه آماری این تحقیق کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد که از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا پایان ۱۳۸۸ در بورس فعال بوده‌اند. از این جامعه شرکت‌ها با توجه به شرایط زیر انتخاب شدند.

۱- شرکت باید در گروه شرکت‌های واسطه‌گری‌های مالی یا شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشد.

۲- سال مالی شرکت پایان اسفند ماه باشد و شرکت نباید در طول سال‌های مورد بررسی تغییر سال مالی داده باشد.

۳- بیش از ۶ ماه وقفه در انجام معاملات شرکت وجود نداشته باشد.

۴- شرکت در فاصله سال‌های مورد مطالعه زیان ده نباشد.

یافته‌های تحقیق و ارزیابی الگوها

نتایج دو مدل استفاده شده نشان می‌دهد که با توجه به آماره F و احتمال مربوط به آن می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹٪ هر دو معادله رگرسیون معنی‌دار است.

ضریب تعیین تعدیل شده مدل بیان‌کننده میزان مربوط بودن متغیرهای مستقل با متغیر وابسته (اقدام تعهدی) می‌باشد مطابق با نگاره (۱) ضریب تعیین تعدیل شده مدل تعدیل شده جونز ۰.۳۲ و با توجه به نگاره (۲) ضریب تعیین تعدیل شده مدل تعدیل شده کاسنیک ۰.۵۳ می‌باشد. در نتیجه ضریب تعیین تعدیل شده مدل تعدیل شده کاسنیک در مقایسه با ضریب تعیین تعدیل شده مدل تعدیل شده جونز بزرگتر است که این موضوع بیانگر قدرت پیش‌بینی کنندگی بیشتر این الگو در مقایسه با الگوی مدل تعدیل شده جونز است. این یافته نتیجه تحقیق بهارمقدم و کوهی (۱۳۸۹) را تأیید می‌کند.

نگاره (۱): مدل تعدیل شده جونز

| | | | |
|-------------|----------|---------|---|
| | | 0.3318 | ضریب تعیین |
| | | 0.3270 | ضریب تعیین تعدیل شده |
| | | 69.294 | F |
| | | 0 | احتمال (Prob) |
| | | 1.97 | آماره دوربین - واتسون |
| | ضریب | | متغیر توضیحی |
| سطح اطمینان | آماره t | | عرض از مبدا |
| %۹۹ | -5.76355 | -0.1690 | |
| %۹۹ | 10.75103 | 0.0971 | $\Delta \text{REV} - \Delta \text{REC} + \Delta \text{INV}$ |
| %۹۹ | -5.75188 | -0.1684 | PPE |

نگاره (۲): مدل تعدیل شده کاسنیک

| | | | |
|--|----------|----------|----------------------|
| | | 0.536045 | ضریب تعیین |
| | | 0.531056 | ضریب تعیین تعدیل شده |
| | | 107.4506 | F |
| | | 0 | احتمال (Prob) |
| | | 1.95 | آماره دورین - واتسون |
| متغیر توضیحی | ضریب | آماره t | سطح اطمینان |
| عرض از مبدا | 48983.36 | 2.942761 | %۹۹ |
| $\Delta REV - \Delta REC + \Delta INV$ | 0.097259 | 10.74358 | %۹۹ |
| PPE | -0.16908 | -5.76355 | %۹۹ |
| ΔCFO | 0.004065 | 13.26712 | %۹۹ |

آزمون فرضیه‌ها و ارزیابی نتایج

نتایج فرضیه اصلی تحقیق

این فرضیه با استفاده از مدل زیر آزمون شده است:

$$AAA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NXRATIO + \alpha_2 INSOWN + \alpha_3 BRDSIZE + \alpha_4 IAUDIT + \alpha_5 AUDSIZE + \varepsilon_{it}$$

با توجه به ترکیبی بودن داده‌های پژوهش ابتدا آزمون F (آزمون چاو) به منظور انتخاب شیوه تخمین مدل از بین دو راهکار Pooling و Panel انجام می‌شود طبق مدل اثرات ثابت - زمانی برای هر یک از سال‌ها یک عرض از مبدا ارائه می‌شود و طبق مدل اثرات ثابت - مقطعی برای هر یک از این شرکت‌ها یک عرض از مبدا ارائه می‌شود. حال برای اینکه ببینیم این عرض از مبداها از لحاظ آماری با هم تفاوت معنادار دارند یا خیر، آزمون چاو را به کار می‌گیریم. با توجه به آماره F و احتمال مربوط به آن در هر دو مدل می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان %۹۹ هر دو معادله رگرسیون معنی‌دار است. نتایج مربوط به آماره دورین - واتسون (عدم خود همبستگی جملات خطا) برای مدل نشان از استقلال نسبی داده‌ها دارد.

مطابق با نگاره (۳) ضریب تعیین مدل کاسنیک ۰/۵۵ می‌باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰/۵۵ تغییرات مدیریت سود توسط این متغیرهای مستقل تبیین می‌شود. با توجه به احتمال متغیر اندازه موسسه حسابرسی که کمتر از ۰.۰۱ می‌باشد این متغیر در سطح اطمینان ۹۹ درصد

معنادار است بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در مدل مربوطه، تنها این متغیر دارای رابطه معنادار با مدیریت سود می‌باشد.

نگاره (۳): نتایج آزمون فرضیه اصلی

| شرح | مدل تعدیل شده کاستیک | مدل تعدیل شده جونز |
|---|----------------------|--------------------|
| ضریب تعیین | 0.55137 | 0.637539 |
| F | 4.397547 | 4.397547 |
| Prob | 0 | 0 |
| متغیر توضیحی | ضریب | ضریب |
| | t آماره | t آماره |
| عرض از مبدا | -98074.5 | 0.125807 |
| اندازه موسسه حسابرسی (AUDSIZE) | 470675.9 | 2.97275 |
| وجود حسابرس داخلی (AUDIT) | 996436.6 | 0.844102 |
| تعداد اعضای هیات مدیره (BRDSIZE) | -49501.9 | -1.02058 |
| نسبت حضور اعضای غیرموظف در ترکیب هیات مدیره (NXRATIO) | -585495 | -1.24402 |
| درصد سرمایه گذاران نهادی (INSOWN) | -920.665 | -0.02603 |

در مدل تعدیل شده جونز ضریب تعیین ۰/۶۳ می‌باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰/۶۳ تغییرات مدیریت سود توسط این متغیرهای مستقل تبیین می‌شود. با توجه به معنادار بودن متغیر اندازه موسسه حسابرسی در سطح اطمینان ۹۹ درصد می‌توان نتیجه گرفت که در مدل مربوطه نیز، تنها این متغیر دارای رابطه معنادار با مدیریت سود می‌باشد.

نتایج آزمون فرضیه اول

این فرضیه در خصوص بررسی وجود رابطه بین سرمایه گذاران نهادی (INSOWN) با مدیریت سود مطرح و با استفاده از مدل زیر آزمون شده است:

$$AAA_{it} = \alpha_i + \alpha_1 INSOWN + \varepsilon_{i,t}$$

نگاره (۴): نتایج آزمون فرضیه فرعی اول

| شرح | مدل تعدیل شده کاسنیک | مدل تعدیل شده جونز |
|--------------------------|----------------------|--------------------|
| ضریب تعیین | 0.440877 | 0.46659 |
| ضریب تعیین تعدیل شده | 0.299901 | 0.332097 |
| F | 3.127327 | 3.469265 |
| آماره دورین - واتسون | 2.319656 | 2.383014 |
| Prob | 0 | 0 |
| متغیر توضیحی | ضریب | ضریب |
| عرض از مبدا | آماره | آماره |
| درصد سرمایه گذاران نهادی | ضریب | ضریب |
| | آماره | آماره |
| | سطح اطمینان | سطح اطمینان |
| | ت | ت |
| | معنی | معنی |
| | بدون معنی | بدون معنی |
| | 99% | 99% |
| | 308058.4 | 96.05854 |
| | -119.608 | 1.603565 |
| | -1.38984 | 68.94572 |
| | 53.52105 | 306339 |
| | بدون معنی | بدون معنی |

مطابق با نگاره (۴) ضریب تعیین تعدیل شده مدل کاسنیک ۰/۳۰ می‌باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰/۳۰ تغییرات مدیریت سود توسط سرمایه گذاران نهادی تبیین می‌شود. با توجه به احتمال متغیر درصد سرمایه گذاران نهادی که بزرگتر از ۰.۰۵ است می‌توان نتیجه گرفت که، بین این متغیر و مدیریت سود رابطه معناداری وجود ندارد. ضریب تعیین تعدیل شده مدل جونز ۰/۳۳ می‌باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰/۳۳ تغییرات مدیریت سود توسط سرمایه گذاران نهادی تبیین می‌شود. با توجه به معنادار نبودن متغیر درصد سرمایه گذاران نهادی (احتمال بزرگتر از ۰.۰۵) می‌توان نتیجه گرفت که، بین این متغیر و مدیریت سود در این مدل نیز رابطه معناداری وجود ندارد.

نتایج آزمون فرضیه دوم

در این فرضیه رابطه بین نسبت حضور اعضای غیر موظف در ترکیب هیأت مدیره با مدیریت سود با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$AAA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NXRATIO + \varepsilon_{i,t}$$

مطابق با نگاره (۵) ضریب تعیین تعدیل شده مدل کاسنیک ۰/۳۰ می باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰/۳۰ تغییرات مدیریت سود توسط متغیر نسبت حضور اعضای غیرموظف در ترکیب هیات مدیره تبیین می شود. احتمال متغیر نسبت حضور اعضای غیرموظف در ترکیب هیات مدیره کمتر از ۰.۰۱ می باشد بنابراین این متغیر در سطح ۹۹ درصد معنادار است. با توجه به معنی داری متغیر در مدل می توان نتیجه گرفت که، بین این متغیر و مدیریت سود رابطه وجود دارد. ضریب تعیین تعدیل شده مدل جونز ۰/۳۵ می باشد. این بدان معناست که در این مدل به طور متوسط ۳۵/۳۵ تغییرات مدیریت سود توسط متغیر نسبت حضور اعضای غیرموظف در ترکیب هیات مدیره تبیین می شود. با توجه به معنادار بودن متغیر نسبت حضور اعضای غیرموظف در ترکیب هیات مدیره در سطح ۹۹ درصد می توان نتیجه گرفت که، بین این متغیر و مدیریت سود در این مدل نیز رابطه معناداری وجود دارد.

نگاره (۵) نتایج آزمون فرضیه فرعی دوم

| مدل تعدیل شده جونز | | | مدل تعدیل شده کاسنیک | | | شرح |
|--------------------|----------|----------|----------------------|----------|----------|-----------------------------|
| | | 0.482421 | | | 0.443689 | ضریب تعیین |
| | | 0.352475 | | | 0.30402 | ضریب تعیین تعدیل شده |
| | | 3.712487 | | | 3.176708 | F |
| | | 2.40181 | | | 2.40462 | آماره دورین - واتسون |
| | | 0 | | | 0 | Prob |
| PV | t | ضریب | PV | t | ضریب | متغیر توضیحی |
| 0 | 26.65842 | 354743.3 | 0 | 21.35085 | 361337.5 | عرض از مبدا |
| | | | | | | نسبت حضور اعضای |
| 0.0009 | -3.36616 | -73032.6 | 0.0003 | -3.66563 | -101302 | غیرموظف در ترکیب هیات مدیره |

نتایج آزمون فرضیه سوم

در این فرضیه وجود رابطه بین تعداد اعضای هیات مدیره با مدیریت سود مطرح و با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار گرفته است:

$$AAA_{it} = \alpha_i + \alpha_1 BRDSIZE + \varepsilon_{i,t}$$

نگاره (۶) نتایج آزمون فرضیه فرعی سوم

| مدل تعدیل شده جونز | | | مدل تعدیل شده کاسنیک | | | شرح |
|--------------------|----------|----------|----------------------|----------|----------|------------------------|
| | | 0.477092 | | | 0.44092 | ضریب تعیین |
| | | 0.345808 | | | 0.300555 | ضریب تعیین تعدیل شده |
| | | 3.634062 | | | 3.141241 | F |
| | | 2.33014 | | | 2.330397 | آماره دورین-واتسون |
| | | 0 | | | 0 | Prob |
| PV | آماره t | ضریب | PV | آماره t | ضریب | متغیر توضیحی |
| 0 | 99568.4 | 416874.7 | 0 | 5.143675 | 422683.9 | عرض از مبدا |
| 0.2848 | 19659.18 | -21077.3 | 0.135 | -1.49971 | -24332.2 | تعداد اعضای هیات مدیره |

مطابق با نگاره (۶) ضریب تعیین تعدیل شده مدل کاسنیک ۰/۳۰ می باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰/۳۰ تغییرات مدیریت سود توسط تعداد اعضای هیات مدیره تبیین می شود. احتمال متغیر تعداد اعضای هیات مدیره بزرگتر از ۰.۰۵ است با توجه به معنادار نبودن این متغیر در مدل می توان نتیجه گرفت که، بین تعداد اعضای هیات مدیره و مدیریت سود رابطه معناداری وجود ندارد.

ضریب تعیین تعدیل شده مدل جونز ۰/۳۵ می باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰/۳۵ تغییرات تغییرات مدیریت سود توسط تعداد اعضای هیات مدیره تبیین می شود. با توجه به معنادار نبودن متغیر تعداد اعضای هیات مدیره می توان نتیجه گرفت که، بین این متغیر و مدیریت سود در این مدل نیز رابطه معناداری وجود ندارد.

نتایج آزمون فرضیه چهارم

در این فرضیه رابطه بین وجود حسابرس داخلی با مدیریت سود بررسی و با استفاده از مدل زیر مورد آزمون قرار گرفته است:

$$AAA_{it} = \alpha_i + \alpha_1 IAUDIT + \varepsilon_{i,t}$$

نگاره (۷) نتایج آزمون فرضیه فرعی چهارم

| شرح | مدل تعدیل شده کاسنیک | مدل تعدیل شده جونز |
|----------------------|----------------------|--------------------|
| ضریب تعیین | 0.433014 | 0.462957 |
| ضریب تعیین تعدیل شده | 0.290664 | 0.328125 |
| F | 3.0419 | 3.433587 |
| آماره دورین - واتسون | 2.458755 | 2.464068 |
| Prob | 0 | 0 |
| متغیر توضیحی | ضریب | ضریب |
| | آماره t | آماره t |
| عرض از مبدا | 222455.4 | 233079.4 |
| | 2.75485 | 2.885672 |
| وجود حسابرِس داخلی | 80265.4 | 80318.24 |
| | 0.953647 | 0.95403 |
| | 0.3412 | 0.341 |
| | 0.0063 | 0.0043 |

مطابق با نگاره (۷) ضریب تعیین تعدیل شده مدل جونز ۰/۵۴ می‌باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰/۵۴ تغییرات مدیریت سود توسط وجود حسابرِس داخلی تبیین می‌شود. با توجه به بزرگتر بودن احتمال این متغیر از ۰.۰۵ و بنابراین معنادار نبودن متغیر وجود حسابرِس داخلی می‌توان نتیجه گرفت که بین وجود حسابرِس داخلی با مدیریت سود رابطه معناداری وجود ندارد. مطابق با نگاره فوق ضریب تعیین تعدیل شده مدل کاسنیک ۰/۲۹ می‌باشد. این بدان معناست که در این مدل به طور متوسط فقط ۰/۲۹ تغییرات مدیریت سود توسط وجود حسابرِس داخلی تبیین می‌شود. با توجه به معنادار نبودن ضریب مربوط به وجود حسابرِس داخلی می‌توان نتیجه گرفت که، بین این متغیر و مدیریت سود در این مدل نیز رابطه معناداری وجود ندارد.

نتایج آزمون فرضیه پنجم

در این فرضیه به بررسی رابطه بین اندازه مؤسسه حسابرسی و مدیریت سود با استفاده از مدل زیر پرداخته شده است:

$$AAA_{it} = \alpha_i + \alpha_1 AUFSIZE + \varepsilon_{i,t}$$

مطابق با نگاره (۸) ضریب تعیین تعدیل شده مدل کاسنیک ۰/۴۲ می‌باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰/۴۲ تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌شود. با توجه به معنادار بودن ضریب مربوط به اندازه مؤسسه حسابرسی می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر دارای

رابطه معنادار با متغیر وابسته می باشد. ضریب تعیین تعدیل شده مدل جونز ۰/۵۳ می باشد. این بدان معناست که به طور متوسط ۰/۵۳ تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل تبیین می شود. با توجه به معنادار بودن ضریب مربوط به اندازه موسسه حسابرسی در این مدل نیز می توان نتیجه گرفت که این متغیر دارای رابطه معنادار با مدیریت سود می باشد.

نگاره (۸): نتایج آزمون فرضیه فرعی پنجم

| شرح | مدل تعدیل شده کاسنیک | مدل تعدیل شده جونز |
|-----------------------|----------------------|--------------------|
| ضریب تعیین | 0.538256 | 0.626523 |
| ضریب تعیین تعدیل شده | 0.422329 | 0.532757 |
| F | 4.643057 | 6.681743 |
| آماره دوربین - واتسون | 1.550831 | 1.741265 |
| Prob | 0 | 0 |
| متغیر توضیحی | ضریب | ضریب |
| | آماره t | آماره t |
| عرض از مبدا | 2.890658 | 5.160156 |
| | 0.0042 | 0.0003 |
| اندازه موسسه حسابرسی | 2.766967 | 3.713223 |
| | 0.0061 | 0.0003 |

پیشنهادات برای تحقیقات آتی

- با توجه به مباحث مطرح شده برخی از تحقیقات پیشنهادی آتی می تواند به شرح زیر باشد
۱. دوره زمانی انجام تحقیق افزایش یابد و در سال های آینده این تحقیق در بازه زمانی طولانی تری انجام شود.
- پیشنهاد می شود که ارتباط سایر ویژگی های هیأت مدیره مانند سن، تحصیلات، داشتن تخصص در زمینه کاری و تعداد جلسات هیأت مدیره بر مدیریت سود مورد بررسی قرار گیرد.
- پیشنهاد می شود بر اساس نوع صنعت روابط بین مکانیزم های حاکمیت شرکتی و مدیریت سود مورد آزمون قرار گیرد.

پی نوشت ها

- ¹ Asymmetric Information
- ² Earnings Management
- ³ Gary Giroux
- ⁴ Conversation Accounting
- ⁵ Moderate Accounting
- ⁶ Aggressive Accounting
- ⁷ Fraud Accounting
- ⁸ Healy & Wahlen
- ⁹ Jones & Sharma
- ¹⁰ Park & Shin

منابع

۱. آقایی، م؛ چالاکي، پ؛ (۱۳۸۸)، "بررسی رابطه بین ویژگی‌های حاکمیت شرکتی و مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، تحقیقات حسابداری، شماره چهارم، ص ۷۷-۵۴.
۲. ابراهیمی کردلر، ع؛ مرادی، م؛ اسکندر، ه، (۱۳۸۹)، "تأثیر نوع مالکیت نهادی بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، تحقیقات حسابداری، شماره ۸، ص ۱۲۳-۱۰۴.
۳. احمدپور، ا؛ ملکیان، ا؛ کرتبار، ح؛ (۱۳۸۸)، "بررسی تأثیر مدیران غیرموظف و سرمایه گذاران نهادی در رفتار مدیریت سود"، مجله تحقیقات حسابداری، شماره سوم
۴. بهار مقدم، م؛ کوهی، ع؛ (۱۳۸۹)، "بررسی نوع مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله دانش حسابداری، سال اول، شماره ۲، ص ۹۳-۷۵.
۵. ثقفی، علی؛ کردستانی، غلامرضا؛ (۱۳۸۳)، "بررسی و تبیین رابطه بین کیفیت سود و واکنش بازار به تغییرات سود نقدی"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال ۱۱ شماره ۳۷ ص ۵۱-۷۲.
۶. داوری-نژاد مقدم، ا؛ (۱۳۸۹)، "بررسی رابطه بین مدیریت سود واقعی و مدیریت سود حسابداری به منظور هموارسازی سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه تهران.

۷. کاشانی پور، م؛ احمدپور، م؛ باقرپور، م؛ (۱۳۸۸)، " بررسی رابطه بین سهامداران نهادی کوتاه مدت و بلندمدت و مدیریت سود فزاینده شرکت‌ها" ، مجله دانش حسابداری، سال اول، شماره ۳، ص ۲۹-۷.
۸. مرادزاده فرد، م؛ نلظمی اردکانی، م؛ غلامی، ر؛ فرزانی، ح؛ (۱۳۸۸)، " بررسی رابطه بین مالکیت نهادی سهام و مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۵۵، ص ۹۸-۸۵.
۹. نمازی، م؛ بایزیدی، ا؛ کنگرلویی، س؛ (۱۳۹۰)، " بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"
۱۰. یزدانیان، ن؛ (۱۳۸۶)، " تأثیر حاکمیت شرکتی بر کاهش مدیریت سود" پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی.
11. Ali Shah, S, Z. Butt, S, A. (2009) , "The Impact of Corporate Governance on the Cost of Equity: Empirical Evidence from Pakistani Listed Companies", the Lahore Journal of Economics 14: 1 (summer 2009) : pp. 139-171
12. Degeorge, F., Patel, J., & Zeckhauser, R.(1999). Earnings management to exceed thresholds. *Journal of Business*, 72(1), 1-33
13. Gary Giroux, 2004, "Detecting earnings management", John Wiley and Sons, Ltd. companies, page 27.
14. Gillan, S. (2006). "Recent developments in corporate governance: An overview." *Journal of Corporate Finance*. 12, 381- 402
15. Healy, P. M., and J. Wahlen, 1999. "A Review of the Earnings Management Literature and its Implications for Standard Setting". *Accounting Horizons* 13: 365-383.
16. Park, Y., Shin, H. (2004). " Board composition and earnings management in Canada." *Journal of corporate governance* (10):431-457.
17. Siregar, S.V. and Utama, S. (2008) "Type of earnings management and the effect of ownership structure, firm size and corporate governance practices: Evidence from Indonesia". *The International Journal of Accounting*, 43/1, 1-27.
18. Yan P. E. and Yue Liu, L. (2006), "Institutional Ownership Composition and Accruals Quality," Working Paper, College of Business Administration Fordham University, Harvard University



دهمین همایش ملی حسابداری ایران
۳ و ۴ خرداد ۱۳۹۱

رابطه بین ساز و کارهای نظام راهبری شرکتی بر

هموار سازی سود

نسرین داداشی

دانش آموخته کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی دانشگاه آزاد اسلامی واحد رشت

سید حسین نورحسینی نیاکی*

عضو باشگاه پژوهشگران جوان دانشگاه آزاد اسلامی واحد لاهیجان

چکیده

هدف این پژوهش بررسی برخی از ساز و کارهای نظام راهبری شرکتی بر هموار سازی سود است. در واقع رابطه بین سرمایه گذار نهادی، اعضای غیر موظف هیأت مدیره، حسابرس داخلی با هموار سازی سود را بررسی می کند. برای هر کدام از این گزینه‌ها فرضیه‌ای تدوین و تأثیر آن بر هموار سازی سود آزمون گردید. از مدل رگرسیون برای آزمون فرضیات استفاده شد.

جامعه آماری تحقیق شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از روش نمونه گیری شرطی از سال ۷۸ تا ۸۶ است. نمونه آماری پژوهش شامل ۱۳۸ شرکت است. با استفاده از مدل اقتصادسنجی و حداقل مربعات معمولی (OLS) رابطه‌ها آزمون گردید. روش رگرسیون گام به گام و ضریب همبستگی اسپیرمن نیز برای اولویت بندی استفاده گردید.

نتایج تحقیق بیانگر این است که رابطه معنا دار و مثبتی بین درصد مدیران غیر موظف در هیأت مدیره و ارتباط معنا دار و معکوس بین حسابرس داخلی و درصد مالکیت سهامداران عادی را با هموار سازی سود تایید می کند و با آزمون همبستگی اسپیرمن مشخص شد که درصد اعضای غیر موظف بیشترین تأثیر در هموار سازی سود دارد.

واژه‌های کلیدی: ساختار مالکیت شرکتی، مدیریت سود، هموار سازی سود.

* نویسنده مسئول: s.h.nourhosseini@gmail.com

مقدمه

مهمترین ویژگی شرکت های سهامی تفکیک مالکیت از مدیریت آنهاست. در ۳۰ سال گذشته موارد بسیاری از تضاد منافع بین گروه ها و چگونگی مواجهه شکتها با این گونه تضاد ها از سوی اقتصاد دانان مطرح شده است. این موارد به طور کلی نیز با عنوان تئوری نمایندگی در حسابداری مدیریت مطرح می شود. در تئوری نمایندگی هدف مالکان حداکثر سازی ثروت است بنابراین به منظور دستیابی به این هدف بر کار نماینده نظارت و عموکرد او را ارزیابی می کنند. (استا، ۱۳۹۰، ۳).

سود خالص نیز یکی از اقلام مندرج در صورتهای مالی است که در تصمیم گیری استفاده کنندگان صورتهای مالی مانند سهامداران تاثیر بسزایی دارد و توجه زیادی را معطوف خود ساخته است. از این رو عموماً این گونه تصور می شود که ساختار مالکیت شرکتها ممکن است به تغییر رفتار شرکتها منجر می شود. این امر از فعالیت های نظارتی که سرمایه گذاران مختلف در این ساختار انجام می دهند نشات می گیرد. (Velury, Jenkins, 2006, 1096) از حیث تئوری ها، نهاد ها ممکن است انگیزه هایی برای نظارت فعال بر مدیریت داشته باشد. (shleifer, vishny, 1986, 464) تاثیر ساختار مالکیت بر تصمیمات مدیریت در قبال سود از جمله مدیریت سود از اهمیت بسزایی برخوردار است. (استا، ۱۳۹۰، ۳) و موضوع نظام راهبری شرکتی به شکل کنونی در دهه ۹۰ در پاسخ به مشکلات و اثر بخشی هیات مدیره شرکتها بزرگ مطرح شده است. بررسی نظام راهبری شرکتی نشان می دهد که یک مفهوم چند رشته ای هست و هدف نهایی آن دستیابی به پاسخ گویی عدالت (انصاف) شفافیت، رعایت حقوق ذینفعان است. (جلالی، ۱۳۸۷، ۳)

توجه به ویژگی مختلف نظام راهبردی میتواند به کنترل اختیار مدیران در گزارشگری آنها منجر شود، این نظام از طریق سازگارهای خود بر عملکرد شرکتها، سیاست تقسیم سود قیمت سهام، بازده سهام، هزینه سرمایه شرکتها، هزینه نمایندگی تاثیر گذار و با مفاهیمی چون دستکاری سود، مدیریت سود و هموار سازی سود مرتبط باشد. هموار سازی سود بیانگر تلاش مدیریت برای کاستن نوسانات سود است. تا حدی که در محدوده خطی و مشی حسابداری و مدیریت منطقی و

قابل قبول باشد. در این تحقیق سعی بر این بود رابطه ساز و کارهای نظام راهبردی شرکتی و هموار سازی سود مورد بررسی قرار گیرد.

مروری بر تحقیقات پیشین

تمایل مدیران به اعمال مدیریت سود و سوء استفاده از آن و در نتیجه ارائه اطلاعات نادرست به سهامداران آسیب جدی به اعتماد سهامداران وارد می‌کند تبعات اقتصادی وخیمی به دنبال خواهد داشت. حاکمیت نظام راهبردی با مکانیزم‌های درون سازمانی که بیشتر اختیاری هستند، می‌توانند به اعمال مدیریت خوب، کاهش مشکلات عدم تقارن اطلاعاتی، افزایش اعتماد سهامداران و در نهایت کاهش مدیریت سود منجر شوند. (حساس یگانه، ۱۳۸۵، ۳۲)

حاکمیت خوب، شفافیت مالی و عملیاتی، باعث افزایش نقدینگی بازار سهام می‌شود و بنابراین، عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران داخلی و خارجی را کاهش می‌دهد.

(chung, Elder, kim, 2009)

با بررسی کنترل نهادی و مدیریت سودهای ناشی از فرصت از دست رفته این نتیجه حاصل شد که سرمایه گذاران نهادی برای هموار سازی سود جهت دستیابی به سطح مطلوب سود، از درگیر شدن مدیریت اقلام تعهدی خودداری می‌نمایند. (chung, firth, kim, 2002, 29)

با بررسی ساختار مالکیت شرکتی و عملکرد شرکت و با استفاده از اطلاعات 175 شرکت یونانی این نتیجه حاصل شد که ساختار مالکیت متمرکزتر با سودآوری بالاتر شرکت ارتباط مثبتی دارد و هر چه مالکیت دارای پراکندگی کمتری باشد، سودآوری بالاتر است. (kapopoulos, lazaretou, 2007,145)

با بررسی مدیریت اقلام تعهدی، مهارت سرمایه گذار و ارزیابی حقوق صاحبان سهام این نتیجه حاصل شد که سرمایه گذاران نهادی نسبت به سرمایه گذاران شخصی، توانایی بیشتری در تجزیه و تحلیل اجزای تشکیل دهنده اقلام تعهدی دارند که باعث ارزیابی درست و دقیقی از سود می‌گردد. (balsam, bartov, marquardt, 2000)

با بررسی مدیریت سود جهت افزایش آستانه سود، مدیریت سود را نوعی دستکاری مصنوعی سود برای بعضی تصمیمات خاص تعریف و انگیزه اصلی مدیریت سود، مدیریت تصور سرمایه گذاران در مورد واحد تجاری است. (Zeckhauser, 1999, 2)

با بررسی تجزیه و تحلیل صورت‌های مالی و ارزیابی اوراق بهادار این نتیجه حاصل شد که بین کیفیت سود و بازده سهام رابطه مستقیمی وجود دارد. (penman, 2001)

با بررسی رابطه بین تعداد سرمایه گذاران نهادی و همچنین تمرکز آن‌ها با مدیریت سود این نتیجه حاصل شد که بین مالکیت نهادی سهام و مدیریت سود رابطه منفی معناداری وجود دارد. (مراد زاده، ۱۳۸۸، ۸۶)

در شرکت‌های با سطح سرمایه گذاران نهادی بالا، عدم تقارن اطلاعاتی بیشتری وجود داشته، در حالی که عدم تقارن اطلاعاتی بیشتری در شرکت‌های با سطح سرمایه گذاران شرکتی پایین، وجود دارد. (نوروش، ۱۳۸۸، ۹۷)

با بررسی نوع مالکیت نهادی و حسابداری محافظه کارانه این نتیجه حاصل شد که با افزایش سطح مالکیت نهادی، تمایل شرکت‌ها به استفاده از رویه‌های محافظه کارانه بیشتر می‌گردد. (مهرانی، ۱۳۸۹، ۴۸)

در مفاهیم حاکمیت نظام شرکتی، تاکید ویژه‌ای بر استقرار نظام حسابرسی داخلی به کارگیری اعضای غیر موظف در ترکیب هیأت مدیره و اجرای حسابرسی مستقل شده است. و با اجرای درست حاکمیت شرکتی منجر به افشای به موقع اطلاعات و اجتناب از نوسانات شدید سودهای برآوردی و دست کاری در قیمت‌ها می‌شود. (بگانه، داداشی، ۱۳۸۸، ۴۲)

اهداف و فرضیه‌ها

- در راستای پاسخ و پرسشهای تحقیق فرضیه‌های زیر تدوین شدند.
۱. بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و هموارسازی سود رابطه معنادار وجود دارد.
 ۲. بین درصد اعضای غیر موظف هیأت مدیره و هموارسازی سود رابطه معنادار وجود دارد.
 ۳. بین وجود حسابرسی داخلی در شرکت و هموارسازی سود رابطه معنادار وجود دارد.

روش شناسی تحقیق

روش انجام این تحقیق استقرایی است و از لحاظ هدف، تحقیقی کاربردی است و همچنین این تحقیق توصیفی است. نحوه گردآوری داده‌ها منطقی و روش تحلیل داده‌ها همبستگی بوده که به روش تحلیل رگرسیون انجام شد.

جامعه آماری، نمونه گیری و حجم نمونه

جامعه مورد مطالعه این تحقیق شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار در تهران است. حجم نمونه برابر ۱۳۸ شرکت بوده و روش نمونه گیری در این پژوهش نمونه گیری شرطی جهت همگن نمودن نمونه آماری تعریف شده و از شرکتهای بورس که شرایط زیر را داشته باشند در نظر گرفته شده است.

- شرکتهایی که قبل از سال ۱۳۷۸ در بورس پذیرفته شده و تا پایان ۱۳۸۶ نماد آنها از تابلوی معاملات بورس حذف نشده باشد.
- شرکتهای واسطه گر مالی و سرمایه گذاری جزء نمونه نمی باشند چون ماهیت و کار آنها متفاوت است.
- طی سالهای مذکور، زیان ده نباشند.

داده ها، چگونگی محاسبه و استخراج و الگوی محاسبه آنها

داده های مورد نیاز با استفاده از نرم افزار های ره آورد نوین ، تدوین پرداز و اطلاعات موجود در بورس کشور استخراج شدند که به شرح زیر اندازه گیری شده اند:

محاسبه شاخص هموار سازی (SMTH)

در این تحقیق، هموار سازی سود بر اساس نوسان پذیری (بی ثباتی) سودها نسبت به نوسان جریانهای نقدی ارزیابی شده است. برای این کار انحراف استاندارد سود خالص قبل از اقسام غیر مترقبه بر انحراف استاندارد جریانهای نقد عملیاتی تقسیم شده است. برای استاندارد کردن سود و جریانهای نقدی عملیاتی، آنها بر میانگین مجموع دارایی ها تقسیم شده است. (LaFond, 2004)

محاسبات لازم برای این امر به شرح زیر است:

$$SMTH = \partial NI / \partial CFO$$

که در این رابطه:

SMTH: شاخص هموار سازی سود

∂NI : انحراف استاندارد سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه

∂CFO : انحراف استاندارد جریان های نقدی ناشی از عملیات

سود خالص از صورت سود و زیان و جریانهای نقد ناشی از عملیات از صورت گردش وجوه نقد استخراج شد.

دارایی ها از ترازنامه استخراج و میانگین کل آنها به صورت زیر محاسبه می شود:

$$ATA = TAt / Ta t-1$$

که در این رابطه:

ATA: میانگین کل دارایی ها

TAt: مجموع دارایی های سال t (دارایی های پایان دوره)

TAt-1: مجموع دارایی های سال t-1 (دارایی های پایان دوره)

در پایان برای تفسیر و تفکیک شرکت های هموار ساز از شرکتهای غیر هموار ساز، شاخص هموار سازی در (-1) ضرب می شود. شرکت هایی که دارای شاخص بزرگتر (نزدیک به صفر) هستند، شرکت های هموار ساز سود می باشند و سایر شرکتهای غیر هموار ساز سود می باشند.

متغیر های دیگر عبارتند از: درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی، درصد مدیران غیر موظف در هیات مدیره و وجود حسابرس داخلی که از گزارشهای هیات مدیره و اطلاعیه های صادره قابل استخراج است. در این راستا از اطلاعات موجود در کتابخانه سازمان بورس اوراق بهادار و اسناد و گزارشات مالی شرکتهای بورسی، اطلاعات و داده های نرم افزار حسابداری ره آورد نوین و اطلاعات سایت بورس استفاده شده است.

طرح آزمون فرضیه ها و نتایج آنها

پس از محاسبه هموار سازی سود برای شرکت‌های مورد مطالعه معادله زیر جهت بررسی رابطه متغیر های مستقل و وابسته و تعیین ضرایب سازو کار های راهبری شرکت بر هموار سازی سود استفاده شد:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon$$

که در این رابطه:

Y: هموار سازی سود هر شرکت i در پایان سال t

X1: درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی در شرکت i در پایان سال t

X2: درصد مدیران غیر موظف در هیات مدیره در شرکت i در پایان سال t

X3: وجود حسابر س داخلی در شرکت i در پایان سال t

Bi: ضرایب برآوردی مدل رگرسیون

ε: خطای مدل

با برآورد معادله فوق، تاثیر سازو کارهای نظام راهبری شرکتی بر هموار سازی سود مشخص شد. داشتن یا نداشتن رابطه، نوع رابطه (مستقیم یا معکوس) و اندازه رابطه با برآورد ضرایب β_i ها استخراج شد.

همچنین آزمونهای آماری جهت تعیین میزان اطمینان به مدل توسط نرم افزار انجام شد. معناداری مدل با برآورد آماره F، معناداری رابطه تک تک متغیرهای مستقل با متغیر های وابسته با برآورد آماره های t، وجود یا عدم وجود هم خطی بین متغیر ها با برآورد شاخص R2 و وجود یا عدم وجود واریانس همسانی با برآورد آماره دوربین - واتسون (D.W) انجام شد.

به غیر از روش حداقل مربعات، از ضریب همبستگی اسپیرمن و رگرسیون گام به گام نیز جهت آزمون فرضیه ها استفاده شد. محاسبات این تحقیق، با استفاده از نرم افزارهای صفحه گسترده و ئی ویوز و SPSS انجام شده که بطور خلاصه نتایج حاکی از اثبات وجود ارتباط معنا دار هر سه متغیر مستقل با متغیر وابسته (هموار سازی سود) و تایید سه فرضیه تحقیق با استفاده از هر سه روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی، ضریب همبستگی اسپیرمن و رگرسیون گام به گام می باشد.

نگاره ۱- مشاهدات ، نحوه گردآوری و تعداد آنها

| متغیر مربوطه | نام داده | نحوه گردآوری | تعداد شرکت | تعداد سال | تعداد مشاهدات |
|---------------------------------|------------------------------------|----------------------------|------------|-----------|---------------|
| متغیر وابسته (هموارسازی سود) | سود خالص | نرم افزار ره آورد نوین | ۱۳۸ | ۹ | ۱۲۴۲ |
| | جریان نقد ناشی از عملیات | نرم افزار تدبیر پرداز | ۱۳۸ | ۹ | ۱۲۴۲ |
| | جمع دارایی ها | نرم افزار ره آورد نوین | ۱۳۸ | ۹ | ۱۲۴۲ |
| متغیر های مستقل | درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی | مدارک موجود در سازمان بورس | ۱۳۸ | ۹ | ۱۲۴۲ |
| | درصد مدیران غیر موظف در هیات مدیره | نرم افزار ره آورد نوین | ۱۳۸ | ۹ | ۱۲۴۲ |
| | حسابرسی داخلی | مدارک موجود در سازمان بورس | ۱۳۸ | ۹ | ۱۲۴۲ |

نتایج و بحث

نگاره ۲ حاکی از آن است که ضریب تعیین مدل حدود ۷۳ درصد می باشد. این بدان معنی است که ۷۳ درصد از متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل قابل تبیین است. در سطح اطمینان ۹۵ درصد مقدار آماره T مدل بایستی از ۱.۹۶ بیشتر باشد. آماره T مربوط به تمام متغیرهای مستقل مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. همچنین در سطح اطمینان ۹۵ درصد آماره F مدل بایستی بالای ۳/۸ باشد. در مدل برآوردی آماره F مدل برابر ۲۲ می باشد که حاکی از معنادار بودن کل مدل برازش شده می باشد.

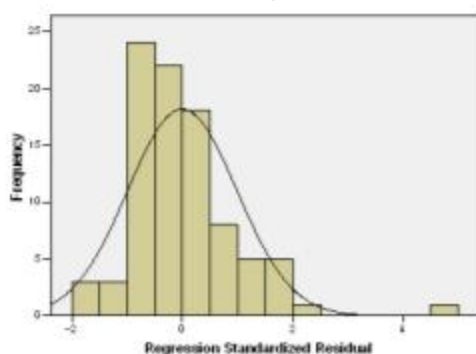
نگاره ۲- مشاهدات خروجی مدل

| مشاهدات خروجی مدل | | | | | | | نام متغیر مستقل |
|-------------------|---------|-------------------|--------------|---------|----------------------------|---------|------------------------------------|
| ضریب تعیین R^2 | آماره F | آماره دورین واتسن | مقدار احتمال | آماره T | نوع ارتباط با متغیر وابسته | β | |
| ۷۳ درصد | ۲۲/۸۸۱ | ۲/۰۳ | ۰/۰۰۳۷ | -۶/۶۸۴ | - | ۱/۴۲ | درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی X1 |
| | | | ۰/۰۰۰۰ | ۴/۶۳۵ | + | ۲/۳۴ | درصد اعضای غیر موظف هیات مدیره X2 |
| | | | ۰/۰۰۹۹ | -۲/۰۳۴ | - | ۰/۴۵ | وجود حسابرسی داخلی X3 |

خطاهای معادله نیز دارای توزیع نرمال با میانگین صفر می باشد. برای بررسی نرمال بودن خطاهای معادله، منحنی اجزای خطا در مدل رگرسیون رسم می گردد. همانطور که در نمودار زیر مشخص است، از آنجا که میانگین توزیع خطاها برابر صفر و انحراف معیار آن نزدیک به یک می باشد در نتیجه توزیع خطاهای مدل رگرسیون نرمال می باشند.

آماره دورین-واتسن مطابق نتایج برآوردی برابر ۲/۰۳ می باشد. چنانچه آماره دورین-واتسن بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار گیرد، میتوان عدم وجود خود همبستگی بین خطاهای مدل را پذیرفت. بنابراین استقلال خطاها در مدل رگرسیون برآوردی تایید می شود.

نگاره ۳- هیستوگرام اجزای خطا



برآورد پارامترها در گام آخر رگرسیونی مورد تایید قرار گرفت که R^2 آن معادل ۰/۶۷۹ برآورد شده که بیانگر این است که ۶۷/۹ درصد تغییرات متغیر هموارسازی سود را از طریق سه متغیر درصد اعضای غیر موظف هیات مدیره، درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و وجود حسابرس داخلی می توتن تبیین نمود.

بنابراین محاسبات روش رگرسیون گام به گام، حاکی از معنی دار بودن متغیرهای توضیحی: درصد اعضای غیرموظف هیات مدیره، درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و وجود حسابرس داخلی در قبال هموارسازی سود می باشد.

نکته قابل توجه اینکه، نتایج روش‌ها و آزمون‌های حداقل مربعات معمولی و رگرسیون گام به گام در تایید و یا رد فرضیه‌های تحقیق و رتبه‌بندی و تعیین ضریب اهمیت متغیرهای سه‌گانه موثر در برابر هموارسازی سود، تا حدود زیادی منطبق برهم بوده و ارتباط معنی‌داری با هم دارد. این، نشانگر اعتبار بالا و دقت نتایج و تفاسیر این تحقیق می‌باشد.

نگاره ۴- آماره‌های رگرسیون گام آخر

| مقدار احتمال | آماره F مدل | آماره دوربین-واتسن | ضریب تعیین تعدیل شده | ضریب تعیین | ضریب همبستگی | مدل |
|--------------|-------------|--------------------|----------------------|------------|--------------|-----|
| ۰/۰۰ | ۱۹/۴۹ | ۱/۷۷۷ | ۰/۶۳۴ | ۰/۶۷۹ | ۰/۸۲۴ | ۱ |

نگاره ۵- برآورد پارامترها برای گام آخر

| عرض از مبدا | برآورد | انحراف استاندارد | آماره T | مقدار احتمال |
|------------------|--------|------------------|---------|--------------|
| عرض از مبدا | ۸/۷۹ | ۵۶۸ | ۱۵۴۸ | ۰/۲۲۰ |
| متغیر مستقل (X2) | ۱۴/۳۰ | ۴/۴۵ | ۳/۲۱۴ | ۰/۰۰۲ |
| متغیر مستقل (X1) | -۶/۶۰ | ۲/۴۱ | -۲/۷۳۳ | ۰/۰۳۴ |
| متغیر مستقل (X3) | -۷/۰۱ | ۳/۸۱ | ۱/۸۳۶ | ۰/۰۱۱ |

نتایج تحقیق‌های خارجی با یافته این تحقیق در تضاد دارند به عنوان مثال بیاگری، والاس داویسون و دادالت در سال ۲۰۰۳ در تحقیقی با عنوان مدیریت سود و نظام راهبری شرکتی، با بررسی اطلاعات ۲۸۰ شرکت، دریافتند مدیریت سود، در شرکت‌هایی که نسبت اعضای غیر موظف آنها به کل اعضا بیشتر است، کمتر اتفاق می‌افتد. (Biao Xie, 2003)

در خصوص اینکه چرا در شرکت‌های مورد مطالعه ایرانی، عکس این موضوع مشاهده شد می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱- نقش پررنگ حاکمیت دولتی بر فضای اقتصادی کشور، از جمله شرکت‌های بورسی مورد مطالعه.

با توجه به حاکمیت سیستم دولتی بر انتصاب مدیران و اعضای هیات مدیره برخی شرکت‌های دولتی و نیمه دولتی، عملاً استقلال مدیران غیرموظف و اعضای هیات مدیره خدشه دار می‌شود.

بسیاری از نمایندگان سهامداران در هیات مدیره، وابستگی به سیستم دولتی دارند. این امر باعث می شود در جریان تصمیمات هیات و نیز در فرایند گزارشگری شرکتهای تابعه، این افراد آن گونه که انتظار می رود استقلال رای نداشته باشند. این امر حتی به شکل دیگری برای شرکتهای غیر دولتی نیز صادق است به طوری که هیات مدیره به صورت تیمی از افراد همسو و هم منفعت انتخاب و به کار گمارده می شوند.

۲- با توجه به حضور فیزیکی اعضای غیر موظف هیات مدیره، در فرایند های عملیاتی شرکتهای تابعه به هنگام گزارشگری مالی، این افراد نسبت به اعضای موظف اشراف کمتری به نتایج فعالیت های شرکت و نیز درستی یا نادرستی گزارش های مالی ارائه شده در پایان سال دارند. در نتیجه نمی توانند آن گونه که انتظار می رود مانع از اعمال متقابلانه میران نظیر هموار کردن سود شوند.

۳- کوتاه بودن دوره انتصاب اعضای غیر موظف هیات مدیره که اغلب از یک سال تجاوز نمی کند باعث می شود تا آنها کمتر با جزییات فرآیند های شرکت آشنایی داشته باشند، این عدم اشراف می تواند باعث شود تا این اعضا به حد مطلوب جلوی اعمال نظر مدیران و دست کاری های احتمالی در سود و هموار کردن آن را نگیرند.

نتیجه گیری و پیشنهاد

به طور کلی نتایج این تحقیق حاکی از آن بود که ارتباط معنادار سه سازو کار مربوط به نظام راهبری شرکتی یعنی درصد مدیران غیر موظف در هیات مدیره، وجود حسابرس داخلی و درصد مالکیت سهامداران نهادی را با هموارسازی سود تایید کرد. بدین ترتیب، متغیر درصد مالکیت سهامداران نهادی را با هموارسازی سود تایید کرد. بدین ترتیب، متغیر درصد مالکیت سهامداران نهادی، بیشترین تاثیر را بر هموارسازی سود می گذارد، پس از آن متغیر درصد اعضای غیر موظف در هیات مدیره و در نهایت متغیر وجود حسابرس داخلی بر هموارسازی سود تاثیر گذارند. ارتباط معنادار و معکوس، بین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی و هموار کردن سود در شرکتهای نمونه تحقیق نشان از نقش پررنگ آنها در شرکت دارد. این یافته با نتیجه تحقیق مراد زاده و دیگران در سال ۸۸ که به ارتباط معنادار منفی سطح مالکیت نهادی و مدیریت سود پی

بردند، همخوانی دارد. قنبری نیز در سال ۸۶ به رابطه معنا دار مثبتی بین وجود سرمایه گذاران نهادی و عملکرد شرکتهای بورسی پی برده بود.

سرمایه گذاران نهادی نسبت به سایر سرمایه گذاران از اطلاعات بیشتری در مورد نتایج فعالیت ، سود آوری و جریانهای نقدی آتی یک شرکت برخوردارند. از این رو، آنها نسبت به هموارسازی یا مدیریت سود شرکت سرمایه پذیر آگاه می باشند، این امر می تواند باعث محدودیت در اعمال هموارسازی سود یا مدیریت آن از سوی مدیران شرکتهای تابعه گردد. نتایج تحقیق حاضر نیز با این نظر همخوانی دارد. این در حالی است که برای سرمایه گذاران جزء چنین امکانی فراهم نیست.

قوانین و مقررات حاکم بر شرکت های یک شرکت باید با محیط قانونی آن سازگار باشد. از آنجا که برخی یافته های این تحقیق که در ایران انجام شد با تحقیقات مشابه خارجی متفاوت بود ، همچنین با توجه به تفاوت هایی که در محیط اقتصادی ، سیاسی و فرهنگی بین کشورهای غربی و ایران وجود دارد، لزوم بومی سازی قوانین مرتبط با راهبری شرکتی احساس می شود. از این رو شایسته است در تدوین آئین نامه راهبری بورس کشور از هر گونه رونویسی و اقتباس عجولانه پرهیز گردد چرا که در غیر این صورت قوانین موضوعه با شکست مواجه خواهد شد. در این راستا توجه بیشتر به نتایج تحقیقات انجام شده در داخل کشور و در محیط اقتصادی ایران (نظیر این تحقیق) مفید است و انتظار می رود به بومی سازی قوانین، کمک کند.

منابع :

۱. حساس یگانه، یحیی و داداشی، ایمان. (۱۳۸۸). « تأثیر حاکمیت شرکتی بر تصمیمات حسابرسان درباره ریسک و برنامه ریزی » پژوهش نامه حسابداری مالی و حسابرسی، ۲(۵): ۳۹-۶۳.
۲. استا، سهراب. (۱۳۹۰). « بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و مدیریت سود » مجله پژوهش های حسابداری مالی، ۳(۲): ۹۳-۱۰۶.

۳. نوروش، ایرج و ابراهیمی کردلر، علی. (۱۳۸۴). «بررسی و تبیین رابطه ترکیب سهامداران با تقارن اطلاعات و سودمندی معیارهای حسابداری عملکرد» مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی دانشگاه تهران، ۴۲: ۹۷-۱۲۴.
۴. جلالی، فاطمه. (۱۳۸۷). «حاکمیت شرکتی و حرفه حسابداری» حسابدار، ۲۳(۱۹۶): ۳-۹.
۵. حساس یگانه، یحیی. (۱۳۸۵). «حاکمیت شرکتی در ایران» حسابرس، ۹(۳۹): ۳۲-۳۲.
۶. نیکومرام، هاشم و محمد زاده سالطه، حیدر. (۱۳۸۹). «رابطه بین حاکمیت شرکتی و مدیریت سود» فراسوی مدیریت، ۴(۱۵): ۱۸۷-۲۰۹.
۷. کرمی، غلامرضا. (۱۳۸۶). «بررسی رابطه بین مالکیت نهادی و محتوای اطلاعاتی سود» بررسی‌های حسابداری و حسابرسی دانشگاه تهران، ۵۴: ۸۱-۱۰۰.
۸. مرادزاده، مهدی و ناظمی، مهدی و غلامی، رضا و فرزانی، حجت اله. (۱۳۸۸). «بررسی رابطه بین مالکیت نهادی سهام و مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی دانشگاه تهران، ۸۵: ۵۵-۸۹.
۹. مهران، ساسان و مرادی، محمد و اسکندر، هدی. (۱۳۸۹). «رابطه نوع مالکیت نهادی و حسابداری محافظه کارانه» مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، ۲(۱): ۴۷-۶۲.
10. Velury, U. and Jenkins, D.S. (2006). «Institutional Ownership and The Quality of Earnings» Journal of Business Research, 59: 1043-1051.
11. lafond, Francis, Olsson and schipper. (2004). «costs of equity and Earnings Attributes» The Accounting Review, 79: 967-1010.
12. Shleifer, A. and Vishny, R. (1986). «Large shareholders and corporate control» Journal of Political Economy, Vol. 94, pp. 461-88.
13. Chung, R. Firth, M. Kim, J-B. (2002). «Institutional monitoring and opportunistic earnings management» Journal of Corporate Finance, 8: 29-48.
14. Chung, K.H. Elder, J. Kim, J. (2009). «Corporate Governance and Liquidity» Journal of financial and Quantitative Analysis; forthcoming.
15. Biao Xie, Wallace N, Davidson. (2003). «Earnings management and corporate governance: the role of the board and the audit committee» Journal of Corporate Finance, 9(3): 295-316.

16. Balsam S, Bartov E, Marquardt C. (2000). Accruals management, investor sophistication, and equity valuation: Evidence from 10Q filings. Working paper.
17. Kapopoulos, P. and S. Lazaretou. (2007). « Corporate Ownership Structure and Firm Performance: Evidence from Greek Firms» Corporate Governance: An Institutional Review. 15(2): 144- 158.
18. Penman, S. (2001). «Financial statement Analysis and security valuation, Newyork» MY: mcgraw- Hill/ Irwin.
19. Degeorge, F., J. Patel and R. Zeckhauser (1999). «Earnings Management to exceed thresholds» Journal of Business. 72: 1-33.
20. Marcia Millon Cornett , Jamie John McNutt , Hassan Tehranian. (2009). «Corporate governance and earnings management at large U.S. bank holding companies» Journal of Corporate Finance. 15: 412-430.