ارتباط بین ساختار مدیریتی و تأخیر قیمت سهام در ایران

شیوا پورمحی آبادی[۱]
حسین بدیعی[۲]
امیر محمودیان[۳]

چکیده:

در این پژوهش به ارتباط بین ساختار مدیریتی و تأخیر قیمت سهام در ایران در بازه زمانی ۱۳۹۱ الی۱۳۹۳، در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می پردازیم که در مجموع با توجه به محدودیت های اعمال شده ۷۰ شرکت به عنوان نمونه انتخاب گردید .

در این تحقیق ساختار مدیریتی به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است و متغیر وابسته در معیار اندازه گیری تأخیر در قیمت سهام است که بر اساس مدل هو و ماسکوویتز اندازه گیری شده

۱- کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد بین الملل قشم، هرمزگان،ایران Shiva_pourmahyabadi@yahoo.com
۲- مربی، عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران.(نویسنده مسئول و طرف مکاتبه) badiei@iau.ac.ir
۳- مربی، عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد سوادکوه، مازندران، ایران. amirmahmoudian@yahoo.com

است . یافته های پژوهش حاکی از آن است که تعداد اعضای هیات مدیره، تعداد مدیران ارشد، مالکیت نهادی و تعداد سهامداران رابطه معناداری با تاخیر در قیمت سهام داشته است.

کلمات کلیدی : ساختار مدیریت ، تأخیر قیمت سهام ، هیئت مدیره ، سهامداران

مقدمه

کیفیت اطلاعات و گزارشگری شفاف یکی از انتظارات در بازار سرمایه به شمار می رود . این اعتقاد به صورت گسترده وجود دارد که کیفیت گزارشگری مالی مستقیماً بر بازارهای سرمایه اثرگذار است . همچنین کیفیت اطلاعات اثر مستقیمی بر عدم تقارن اطلاعاتی دارد و از این طریق نقش مهمی را در تعیین هزینه سرمایه ایفا می کند. از دیگر مزایای گزارشگری مالی با کیفیت و افشای مناسب در بازار اوراق بهادار کشف صحیح قیمت در بازارهای اولیه و ثانویه ، کاهش هزینه سرمایه ، کاهش مدیریت سود ، افزایش نقدشوندگی سهام و کاهش ریسک مشارکت کنندگان است . موفقیت بازار سرمایه تحت تأثیر کیفیت افشا و گزارشگری مالی می باشد. هیئت مدیره و سرمایه گذاران نهادی از اجزای مهم نظارتی در هر شرکت محسوب می شوند که هر یک از آن ها با توجه به ابزارهای لازم اقدام به نظارت و کنترل شرکت می نمایند.

از زمانی که مالکیت از مدیریت تفکیک شده ، نظارت بر مدیران بسیار دشوار گردیده است. بنابراین ، ساز و کارهای نظارتی متعددی پیشنهاد شده است تا بتواند هزینه های نمایندگی را کاهش دهد. استقرار مناسب ساز و کارهای راهبری شرکتی ، اقدامی اساسی برای استفاده بهینه از منابع ، ارتقای پاسخگویی ، شفافیت ، رعایت انصاف و حقوق همه ذی نفعان شرکت است.

اطلاعات فراهم شده توسط سیستم اطلاعاتی حسابداری بخشی از اطلاعاتی است که سرمایه گذاران برای پیش بینی جریان های نقدی آتی به کار می برند، تجدید نظر در پیش بینی جریان های نقد آتی بر مبنای اطلاعات بی کیفیت در مقایسه با تجدید نظر مبتنی بر اطلاعات با کیفیت مطلوب منجر به برآوردهای نامشخصی از قیمت سهام می شود. با توجه به عدم اطمینان حاصل از کیفیت نامطلوب اطلاعات در برآورد قیمت سهام، با گذر زمان درک بهتری از محتوای اطلاعاتی منتشره فراهم می شود و نیز یادگیری از ارزیابی های سایر سرمایه گذاران منجر به بهبود تجدید نظر در برآوردها شده و در نهایت تعدیل قیمت سهم با تاخیر روی خواهد داد.تاخیر در تعدیل قیمت برای خریدار و فروشنده مخاطره آمیز است و این مخاطره ناشی از عدم انعکاس کامل اطلاعات در قیمت است. پژوهش حاضر به بررسی رابطه بین ساختار مدیریتی و تأخیر قیمت سهام در ایران با استفاده از مدلی جامع می پردازد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

واکنش سرمایه گذاران به اطلاعات به صورت مستقیم در تعدیلات قیمت سهام منعکس می گردد (چیانگ ، ۲۰۰۸ ؛ ۲۱۶) . تعدیل قیمت ، فرایند انعکاس اطلاعات در قیمت سهام است . فرآیندی که موجب می شود ، قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی آن نزدیک و در نهایت با آن مساوی گردد (آمی هود ، ۱۹۸۷ ؛ ۴۲) . منظور از سرعت تعدیل قیمت سهام مدت زمانی است که طول می کشد تا اطلاعات در قیمت سهام منعکس گردیده و قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی خود برسد . قیمت های بازار سهام در حقیقت ، راهنما برای جریان یافتن وجوه به داخل شرکت ها است ؛ به این صورت که وجوه بیشتر ، به سمت شرکت هایی که سوددهی بیشتر و ریسک کمتری دارند ، جریان می یابد (نظریه کارایی تخصیصی). لازمه این کار این است که قیمت ها ارزش ذاتی سهم را منعکس کنند ؛ بنابراین ، کارایی قیمت گذاری یعنی برابری قیمت سهام با ارزش ذاتی آن شرط لازم برای کارایی تخصیصی به شمار می آید . تساوی بین قیمت سهام و ارزش ذاتی آن نیز هنگامی پدید می آید که کارایی اطلاعاتی وجود داشته باشد (عبیدالله ، ۲۰۰۲ ؛ ۱۱۳) .[1]

خدادادی و همکاران(۱۳۹۱)، پژوهشی که با عنوان بررسی تأثیرویژگی‌های حاکمیت شرکتیبر عملکرد مالی و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند ؛ در تحلیل‌ها از داده‌های ۸۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی ۱۳۸۴ الی ۱۳۸۷استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان داد که تمرکز مالکیت و مالکیت دولتی با عملکرد و ارزش شرکت‌ها دارای رابطه مثبت و معنی‌داری هستند. سرمایه‌گذار نهادی عمده با ارزش شرکت دارای رابطه مثبت و با عملکرد شرکت دارای رابطه منفی است. دوگانگی وظیفه مدیر عامل با ارزش شرکت دارای

رابطه منفی و معنی‌دار بوده و با عملکرد شرکت‌ها دارای رابطه و معنی‌دار نیست. همچنین ساختار حاکمیت شرکتی که شامل تمام ویژگی‌های ساختاری مورد بررسی در این پژوهش بود با ارزش شرکت و عملکرد آن دارای رابطه مثبت و معنی‌داری است.[3]

تحقیقاتمتعددیدرسالهایاخیربهمستندنمودناثراتتأخیرانعکاساطلاعاتدرقیمتسهامپرداختهاست.هووهم کاران(۲۰۰۵)دریافتندکهشرکتهاییکهدارایبیشترینتأخیرقیمتهستند،انتظار کسب بازدهی بالاتری نیز از آنها می رود.[13]

لی و همکاران (Lee, et al.,2010) در تحقیقی در بورس تایوان به این نتیجه رسیدند ؛ علاوه بر آنکه کیفیت گزارشگری مالی عامل اساسی در سرعت تعدیل قیمت محسوب می شود ، تعدیل قیمت به اخبار خوب سریع تر از اخبار بد است.

رویکردهای متفاوتی در بررسی میان ارتباط ساختار مالکیت و عملکرد شرکت وجود دارد. عده ای از محققین ساختار مالکیت را برونزا و عده ای دیگر آن را درونزا فرض کرده اند. ساختار مالکیت هنگامی برونزا است که به عنوان یک عامل مهم در تعیین عملکرد شرکت در نظر گرفته شود (ساختار مالکیت موثر باشد) و هنگامی درونزا است که توسط برخی از ویژگی های شرکت از جمله عملکرد آن تعیین گردد (ساختار مالکیت متاثر باشد) .[1]

در تحقیق چن و همکاران (Chen, et al.,2005) آمده است که برل و همکاران (Berle, et al.,1932) جزء اولین کسانی بودند که به بررسی رابطه بین ساختار مالکیتی شرکت و عملکرد آن پرداختند. آن ها در تحقیق خود این موضوع را بیان کردند که هرچه پراکندگی مالکیت افزایش یابد ، از قدرت سهامداران در کنترل مدیران حرفه ای کاسته می شود و با فرض این که بین منافع مدیریت و سهامداران تضاد وجود دارد ، منابع شرکت به درستی در بالا بردن بهره وری شرکت مورد استفاده قرار نمی گیرند.بنابراین آنها به این نتیجه رسیدند که رابطه بین پراکندگی مالکیت و عملکرد رابطه ای منفی است.[10]

نمازی و همکاران (۱۳۸۷) در تحقیق خود با عنوان " تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران "، ۶۶ شرکت را در طی سال های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۶ بررسی نمودند. آن ها ساختار مالکیت را به دو طبقه نهادی و خصوصی تقسیم کردند که مالکیت خصوصی را نیز به سه دسته سرمایه گذاران شرکتی ، مدیریتی و خارجی تقسیم نمودند. نتایج بدست آمده از مطالعه آنان نشان داد رابطه معنادار و معکوس بین میزان مالکیت شرکتی و عملکرد رابطه ای معنی دار و مثبت می باشد.[6]

کالن و همکاران (۲۰۱۳)، اقدام به بررسی رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری با تأخیر در تعدیل قیمت سهام و پیش بینی بازده آتی نمودند. کیفیت اطلاعات حسابداری در این تحقیق به عنوان دقت اطلاعات حسابداری منعکس شده به بازار در ارتباط با جریان های نقدی مورد انتظار شرکت تعریف شد. با فرضیه پیش بینی شده، نتایج آزمون بیانگر آن بود که شرکت های دارای کیفیت اقلام تعهدی ضعیف، اقلام ویژه منفی و بزرگ و توالی زیان بیشتر دارای تأخیر در تعدیل قیمت بیشتر و با اهمیت تری می باشند. همچنین نتایج در جهت حمایت از متغیر کیفیت اقلام تعهدی به عنوان تنها معیار کیفیت اطلاعات حسابداری بود.[9]

رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) نیز اثرگذاری کیفیت اطلاعات حسابداری بر سرعت قیمت تعدیل سهام را در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۷ ساله مورد بررسی قرار دادند. کیفیت اقلام تعهدی، سود غیر منتظره و توالی زیان به عنوان متغیرهای شاخص کیفیت اطلاعات حسابداری انتخاب شد. تأخیر در تعدیل قیمت سهام نیز با استفاده از مدل هو و ماسکویتز برای هر سال محاسبه شد. یافته های حاصل از بررسی این تحقیق مستند نمود، سود غیر منتظره و کیفیت اقلام تعهدی با میزان تأخیر در تعدیل قیمت سهام در ارتباط است. به عبارت دیگر، شرکت های دارای قدر مطلق سود غیر منتظره کمتر و کیفیت اقلام تعهدی بیشتر، از میزان تأخیر در تعدیل قیمت بیشتری رنج می برند. [4]

الزاید و واهبا (۲۰۱۳) در پژوهش خود به بررسی رابطه ساختارهای مالکیت و مدیریت موجودی کالا در ۱۰۷۶ شرکتدر طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۴ پرداختند،نتایج پژوهش آنها نشان داد که بین سرمایه گذاری نهادی، مالکیت مدیریتی، ساختار هیئت مدیره و اندازه هیئت مدیره با مدیریت موجودی کالا رابطه معنی دار وجود دارد.[11]

فرضیه‌های تحقیق

۱ – بین تعداد هیئت مدیره با تأخیر قیمت سهام رابطه وجود دارد.
۲– بین تعداد مدیریت ارشد با تأخیر قیمت سهام رابطه وجود دارد.
۳– بین مالکیت نهادی با تأخیر قیمت سهام رابطه وجود دارد.
۴– بین تعداد سهامداران با تأخیر قیمت سهام رابطه وجود دارد.

متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه گیری آن

در این تحقیق ساختار مدیریتی به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است که با چند شاخصاندازه گیری شده است :

الف) درصد مالکیت سهامداران حقیقی : برابر است با مجموع درصد مالکیت سهامداران حقیقی هر شرکت است.

ب) درصد مالکیت سهامداران حقوقی : برابر است با مجموع درصد مالکیت سهامداران حقوقی هر شرکت است.

ج) درصد مالکیت بزرگترین سهامدار : برابر است با درصد بزرگترین سهامدار است.

د) درصد مالکیت دارندگان بیش از ۵٪ سهام شرکت : برابر است با مجموع درصد مالکیت سهامدارانی که بیش از ۵٪ سهام شرکت را در اختیار دارند.

حجم معاملات : حجم معاملات از طریق متوسط تعداد سهام معامله در طی هر سال تقسیم بر کل سهام منتشر شده در آن سال محاسبه و سپس لگاریتم این متغیر در پژوهش منظور می شود . [5]

روزهای معاملاتی : تعداد روزهایی که سهام شرکت در طی سال مورد معامله قرار می گیرد .[5]

روش شناسی تحقیق

دراین پژوهش برای تدوین مبانی نظری پژوهش، از کتاب‌ها ومجله‌های تخصصی فارسی و لاتین استفاده شده است و برای گردآوری داده‌های آن، از لوح‌های فشرده بایگانی تصویری و آماری سازمان بورس اوراق بهادار تهران، پایگاه رسمی شرکت بورس اوراق بهادار تهران و دیگر پایگاه‌های اینترنتی مرتبط، اطلاعات حسابداری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و نرم افزار پارس و دیگر منابع اطلاعاتی استفاده شده است.

دراین پژوهش محقق داده و اطلاعات به‌دست آمده از شرکت‌ها را پس از استخراج وطبقه بندی از طریق نرم افزار SPSS مورد تجزیه تحلیل قرار داده است.

تعدادهیئت مدیره : هر چند بر اساس قانون،شرکت سهامی عام باید حداقل ۵ عضو در هیئت مدیره خود داشته باشد در این مورد برای شرکتهای سهامی خاص هیچگونه محدودیتی وجود ندارد .اما بااین حال از آنجائیکه هیئت مدیره یک شرکت خاص نیز همانند یک شرکت عام میبایستی یک نفر را به عنوان رئیس هیئت مدیره و یک نفر دیگر را به عنوان نائب رئیس هیئت مدیره انتخاب کند پس بنابراین قانوناً هیئت مدیره شرکتهای سهامی خاص نیز باید حداقل ۲ نفر عضو داشته باشند.[2]

مالکیت (سرمایه گذاران) نهادی :شرکت‌های سرمایه‌گذاری مشترک، شرکت‌های سرمایه‌گذاری محدود، شرکت‌هایبیمه عمرکه اندوخته اعضا را به شکل سبد سهامو اوراق قرضهنگهداری می‌کنند، همه از نمونه‌های سرمایه‌گذار نهادی هستند. این دسته از سرمایه‌گذاران به دلیل حجم بالای دادوستدهایی

که انجام می‌دهند، همواره نقش به سزایی در عملکرد بازار به عهده دارند.غیبت سرمایه‌گذاران نهادی در بازار اوراق بهادارپیامدهای جبران‌ناپذیری در پی خواهد داشت.

تعداد سهامداران : اصولا همه سهامداران در شرکت سهامی از تساوی حقوق برخوردارند و این حقوق شامل میزان مشارکت تعهدات و منافع صاحب سهم در شرکت سهامی می باشد و برای استفاده از این حقوق دارنده سهم باید مبلغ اسمی سهمی را که پذیره نویسی نموده در مهلت قانونی پرداخت نماید.[4]

تأخیرقیمت : وقتی یک بی اطمینانی در برآورد قیمت وجود دارد، سرمایه گذارها احتمالا برمبنای درک بهبودیافته ی خود و همچنین اطلاع از تشخیص سایر سرمایه گذارها، به صورت تمام وقت درصدد اصلاح تشخیص قیمت اولیه ی خود برمی آیند، تا اینکه قیمت ها به ارزشهای بنیادی همگرا شود. این همان فرآیندی است که تحت عنوان تعدیل به تأخیرافتاده ی قیمت از آن یاد می شود .[4]

بر مبنای مدل هو وماسکوویتز درسال ۲۰۰۵متوسط تأخیر قیمت نسبت به اطلاعات منتشر شده برای هر شرکت با استفاده از رگرسیونهای زیر محاسبه می‌گردد:[13]

معادله شماره (۱) رگرسیون محدود شده

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_j R_{m,t} + \varepsilon_{j,t} \qquad (1)$$

معادله شماره (۲) رگرسیون محدود نشده

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_j R_{m,t} + \sum_{n=1}^{4} \delta_{j,(-n)} R_{m,t-n} + \varepsilon_{j,t} \qquad (2)$$

r_{jt} : عبارت است از بازده سهم j در زمان t

R_{mt} : عبارت است از بازده بازار در دوره t

در صورتی که قیمت سهم به اطلاعات منتشر شده با تأخیر واکنش نشان دهد ، برخی از δ_{jn} های برآورد شده در رابطه ۲ با صفر اختلاف معنا داری پیدا می کنند. بنابراین بازده های متأخر ، توان تشریح رگرسیون را افزایش می دهند . ولی با فرض آن که کلیه δ_{jn} ها صفر باشند ؛ رابطه ۱ نیز برآورد شد .

سرعت عکس العمل قیمت سهام به اطلاعات بازار می تواند توسط ضرایب رگرسیونی معادلات بالا سنجیده شود. برای مثال برای یک سهم با سرعت عکس‌العمل بالا به اطلاعات بازار ضریب بتا به طورمعنی داریم تفاوت از صفر است (در این حالت تأخیر واکنش قیمت وجود ندارد و اطلاعات به

سرعت بر روی قیمت سهام اثر می‌گذارد)، اما ضرایب تأخیری باید نزدیک به صفر باشند و برای یک سهم با سرعت عکسل العمل پایین نسبت به اطلاعات بازار ضریب بتا بایدکوچک ویا به عبارت دیگر بی اهمیت باشد و یکیا برخی از ضرایب تأخیری باید به طور معنی داری متفاوت از صفر باشد. برای هر سال میزان تأخیر واکنش قیمت هر شرکت با استفاده از مدل‌های ۱ و ۲ محاسبه می شود که بر مبنای ضریب تعیین محاسبه شده با استفاده از بازده‌های هفتگی برمبنای معادلات یاد شده به شرح زیر محاسبه می‌گردد:

$$D1 = 1 - \frac{R^2{}_{restricted}}{R^2{}_{unrestrcted}} \qquad (3)$$

اگر قیمت یک سهم به آرامی به اطلاعات بازار واکنش نشان ندهد Dبزرگتر خواهد بود (یعنی به یک نزدیکتر است)، زیرابخش عمده بازده سهام توسط بازده‌های تأخیری بازار تعریف می‌شود. اگر یک سهم به سرعت به اخبار بازار واکنش نشان دهد D کوچکتر خواهد بود (نزدیک به صفر) زیرا بخش اندکی از بازده سهام توسط بازده های تأخیری بازار تعریف می شود و بخش عمده آن توسط بازده جاری بازار تعریف می شود .

از نسبت عدم نقدینگی آمی هود (۲۰۰۲) ، یکی از متغیرهای نقدینگی را بدست می آوریم :[8]

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{D_T}\sum_{s=1}^{D_T}\frac{|R_{i,s}|}{VOL_{i,s}} \qquad (4)$$

برای بدست آوردن متغیر تاخیر قیمت سهام از ضرایب تعیین این مدلها استفاده شده است.

برای بررسی فرضیه ها ابتدا با استفاده از رگرسیونهای محدود شده و محدود نشده مقادیر تأخیر قیمت و نسبت عدم نقدینگی را بدست می آوریم. سپس با استفاده از ضریب همبستگی اسپیرمن و رگرسیون خطی ساده و رگرسیون لگاریتمی به بررسی فرضیات می پردازیم.

نسبت ویژگی های هیئت مدیره را از فرمول زیر بدست می آوریم :

$$\begin{aligned} Port_D1 = {} & \alpha + \beta_1 * \log(Director_Num) + \beta_2 * Board_independence \\ & + \beta_3 * Board_Ownership + \beta_4 * Ins_Ownership \\ & + \beta_5 * \log(listing_months) + \beta_6 * \log(1 + analyst) \\ & + \beta_7 * \log(employee) + \beta_8 * \log(shareholder) \\ & + \beta_9 * nontradable_percentage + \beta_{10} * ILLIQ \\ & + \beta_{11} * State_Ownership + \varepsilon \end{aligned} \qquad (5)$$

همچنین نسبت های مربوط به مدیران ارشد را از فرمول زیر بدست می آوریم :

$$\begin{aligned} Port_D1 &= \alpha + \beta_1 * \log(TopM_Num) + \beta_2 * TopM_Ownership \\ &+ \beta_3 * \log(TopM_Age) + \beta_4 * CEO - Chair_Separation_dummy \\ &+ \beta_5 * Ins_Ownership + \beta_6 * \log(listing_months) + \beta_7 * \log(1 + analyst) \\ &+ \beta_8 * \log(employee) + \beta_9 * \log(shareholder) \\ &+ \beta_{10} * nontradable_percentage + \beta_{11} * ILLIQ \\ &+ \beta_{12} * State_Ownership + \varepsilon \end{aligned} \quad (6)$$

با استفاده از معادله ۸ ، مدل تک عاملی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای را محاسبه می کنیم :

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha_{pt} + \beta_{MTKRF,pt} * MKTRF_t + \varepsilon_{pt} \quad (8)$$

r_{pt} بازده ماهانه سهام در t+1

r_{ft} بازده بدون ریسک (نرخ سود اوراق مشارکت)

$\beta_{MTKRF,Pt}$ بتا عامل بار در صرف ریسک بازار

$MTKRF_t$ عامل بار در صرف ریسک بازار

ε_{pt} خطا

همچنین از فرمولهای مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)در معادله ۹ و مدل چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷) در معادله ۱۰ و مدل چهار عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) در معادله ۱۱ برای تجزیه و تحلیل رتبه بازده پرتفوی و تأخیر قیمت پرتفوی استفاده می کنیم :

[12]

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha_{pt} + \beta_{MTKRF,pt} * MKTRF_t + \beta_{SMB,pt} * SMB_t + \beta_{HML,pt} * HML_t + \varepsilon_{pt} \quad (9)$$

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha_{pt} + \beta_{MTKRF,pt} * MKTRF_t + \beta_{SMB,pt} * SMB_t + \beta_{HML,pt} * HML_t + \beta_{UMD,pt} * UMD_t + \varepsilon_{pt} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} r_{pt} - r_{ft} &= \alpha_{pt} + \beta_{MTKRF,pt} * MKTRF_t + \beta_{SMB,pt} * SMB_t + \beta_{HML,pt} * HML_t \\ &+ \beta_{RMW,pt} * RMW_t + \beta_{CMA,pt} * CMA_t + \varepsilon_{pt} \end{aligned} \quad (11)$$

همچنین بایستی از فرمولهای سود عملیاتی (تفاوت بین درآمد کل و قیمت کل تقسیم بر کل دارایی) و سرمایه گذاری (تغییر در کل دارایی تقسیم بر کل دارایی) در چند گروه و گرفتن بازگشت متفاوت بین گروههای بالا و پایین برای عوامل ماهانه استفاده کنیم .

بررسی فرضیات

برای تأیید فرضیه ها ابتدا وجود همبستگی بین متغیرهای کنترلی(تعداد هیات مدیره، تعداد مدیریت ارشد، مالکیت نهادی و تعداد سهامداران) و وابسته(تاخیر قیمت سهام) با استفاده از آزمون ضریب همبستگی اسپیرمن تایید می شود و سپس با استفاده از رگرسیون به بررسی فرضیات پرداخته می شود.

فرضیه اول:

بین تعداد هیئت مدیره با تأخیر قیمت سهام رابطه وجود دارد.

برای بررسی رابطه بین تعداد هیات مدیره با تاخیر قیمت سهام از ضریب همبستگی اسپیرمن استفاده شد (متغیرهای کمی غیر نرمال). نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۴-1 آمده است.

جدول ۴-۱ ضریب همبستگی بینتعداد هیات مدیره با تاخیر قیمت سهام

متغیر	تاخیر قیمت سهام			وجود ارتباط	نوع ارتباط
	همبستگی				
	اسپیرمن				
	همبستگی (r)	P	تعداد		
تعداد هیات مدیره	-۰/۱۷۳	۰/۰٤*	۱٤۹	دارد	غیر مستقیم

**در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار

نتایج حاصل از آزمون همبستگی اسپیرمن نشان می‌دهد که بین تعداد هیات مدیره با تاخیر قیمت سهام رابطه معنا داری وجود دارد (P<۰/۰۵، r= -۰/۱۷۳). این رابطه به صورت غیر مستقیم و پایین می‌باشد.

حال که وجود همبستگی بین این دو متغیر تایید شد، با استفاده از رگرسیون لگاریتمی (بدلیل نرمال نبودن متغیر تاخیر قیمت سهام) به بررسی این فرضیه پرداخته می شود.

نتایج رگرسیون بدست آمده بصورت زیر می باشد:

جدول ۴-۲- خلاصه مدل

مدل	مقدار همبستگی	ضریب تعیین	مقدار دوربین واتسون
رگرسیون	۰/۷۴	۰/۵۵	۱/۷۱۸

در جدول ۴-2 مقدار ضریب تعیین برای مدل لگاریتمی آورده شده است. همانطور که ملاحظه می شود این مقدار برابر با ۰/۵۵ می باشد. بنابراین می توان گفت تقریبا ۵۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته(تاخیر قیمت سهام) توسط متغیر کنترلی بیان می شود. مقدار دوربین واتسون برای این مدل برابر با ۱/۷۱۸ می باشد که به دو نزدیک است. بنابراین برای این مدل رگرسیون خود همبستگی بین خطاها وجود ندارد.

طبق محاسبات انجام شده مقدار معناداری متغیر تعداد هیات مدیران کمتر از ۰/۰۵ می باشد. بنابراین ضریب این متغیر در مدل معنادار می باشد. همچنین بر اساس ضرایب استاندارد بتا مشاهده می شود که تعداد هیات مدیران با ضریب استاندارد ۰/۷۴۲- تاثیر را در جهت منفی بر روی تاخیر قیمت سهام دارد. عرض ازمبدا بدلیل غیر معنادار بودن از مدل حذف گردید. مدل لگاریتمی تاخیر قیمت سهام بر اساس این متغیر بصورت زیر می باشد:

Log Delay=-0.742* (تعداد هیات مدیران)

فرضیه دوم:

بین تعداد مدیریت ارشد با تأخیر قیمت سهام رابطه وجود دارد.

برای بررسی رابطه بین تعداد مددیریت ارشد با تاخیر قیمت سهام از ضریب همبستگی اسپیرمن استفاده شد (متغیرهای کمی غیر نرمال). نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۴-3 آمده است.

جدول ۴-۳ ضریب همبستگی بینتعداد مدیریت ارشد با تاخیر قیمت سهام

متغیر	تاخیر قیمت سهام			وجود ارتباط	نوع ارتباط
	همبستگی				
	اسپیرمن				
تعداد مدیریت ارشد	همبستگی (r)	P	تعداد		
	-۰/۱۷۳	۰/۰۴*	۱۴۹	دارد	غیر مستقیم

**در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار

نتایج حاصل از آزمون همبستگی اسپیرمن نشان می‌دهد که بین تعداد مدیریت ارشد با تاخیر قیمت سهام رابطه معنا داری وجود دارد (P<۰/۰۵، r= -۰/۱۷۳). این رابطه به صورت غیر مستقیم و پایین می‌باشد.

حال که وجود همبستگی بین این دو متغیر تایید شد، با استفاده از رگرسیون لگاریتمی (بدلیل نرمال نبودن متغیر تاخیر قیمت سهام) به بررسی این فرضیه پرداخته می شود.

نتایج رگرسیون بدست آمده بصورت زیر می باشد:

جدول ۴-۴- خلاصه مدل

مدل	مقدار همبستگی	ضریب تعیین	مقدار دوربین واتسون
رگرسیون	۰/۷٤	۰/۵۵	۱/۷۱۸

در جدول ۴-4 مقدار ضریب تعیین برای مدل لگاریتمی آورده شده است. همانطور که ملاحظه می شود این مقدار برابر با ۰/۵۵ می باشد. بنابراین می توان گفت تقریبا ۵۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته(تاخیر قیمت سهام) توسط متغیر کنترلی بیان میشود. مقدار دوربین واتسون برای این مدل برابر با ۱/۷۱۸ می باشد که به دو نزدیک است. بنابراین برای این مدل رگرسیون خود همبستگی بین خطاها وجود ندارد.

طبق محاسبات انجام شده مقدار معناداری متغیر تعداد مدیریت ارشد کمتر از ۰/۰۵ می باشد. بنابراین ضریب این متغیر در مدل معنادار می باشد. همچنین بر اساس ضرایب استاندارد بتا مشاهده می شود که تعداد مدیریت ارشد با ضریب استاندارد ۰/۷۴۲- تاثیر را در جهت منفی بر روی تاخیر

قیمت سهام دارد. عرض ازمبدا بدلیل غیر معنادار بودن از مدل حذف گردید. مدل لگاریتمی تاخیر قیمت سهام بر اساس این متغیر بصورت زیر می باشد:

Log Delay=-0.742* (تعداد مدیریت ارشد)

فرضیه سوم :

بین مالکیت نهادی با تأخیر قیمت سهام رابطه وجود دارد.

برای بررسی رابطه بین مالکیت نهادی با تاخیر قیمت سهام از ضریب همبستگی اسپیرمن استفاده شد (متغیرهای کمی غیر نرمال). نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۴-5آمده است.

جدول ۴- ۵ ضریب همبستگی بینمالکیت نهادی با تاخیر قیمت سهام

متغیر	تاخیر قیمت سهام			وجود ارتباط	نوع ارتباط
	همبستگی				
	اسپیرمن				
مالکیت نهادی	همبستگی (r)	p	تعداد	دارد	غیر مستقیم
	-۰/۲۳۱	۰/۰۲۱*	۱۳۳		

**در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار

نتایج حاصل از آزمون همبستگی اسپیرمن نشان می‌دهد که بین مالکیت نهادی با تاخیر قیمت سهام رابطه معنا داری وجود دارد (P<۰/۰۵، r= -۰/۲۳۱). این رابطه به صورت غیر مستقیم و پایین می‌باشد

حال که وجود همبستگی بین این دو متغیر تایید شد، با استفاده از رگرسیون لگاریتمی (بدلیل نرمال نبودن متغیر تاخیر قیمت سهام) به بررسی این فرضیه پرداخته می شود.

نتایج رگرسیون بدست آمده بصورت زیر می باشد:

جدول ۴-۶- خلاصه مدل

مدل	مقدار همبستگی	ضریب تعیین	مقدار دوربین واتسون
رگرسیون	۰/٦٥٦	۰/٤٣	۱/٦٦٩

در جدول ۴-6مقدار ضریب تعیین برای مدل لگاریتمی آورده شده است. همانطور که ملاحظه می شود این مقدار برابر با ۰/۴۳ می باشد. بنابراین می توان گفت تقریبا ۴۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته(تاخیر قیمت سهام) توسط متغیر کنترلی بیان می شود. مقدار دوربین واتسون برای این مدل برابر با ۱/۶۶۹ می باشد که به دو نزدیک است. بنابراین برای این مدل رگرسیون خود همبستگی بین خطاها وجود ندارد.

طبق محاسبات انجام شده مقدار معناداری برابر با صفر و کمتر از ۰/۰۵ است. بنابراین رگرسیون بر روی این متغیرها معنادار می باشد.

که ملاحظه می شود مقدار معناداری متغیر مالکیت نهادی کمتر از ۰/۰۵ می باشد. بنابراین ضریب این متغیر در مدل معنادار می باشد. همچنین بر اساس ضرایب استاندارد بتا مشاهده می شود که مالکیت نهادی با ضریب استاندارد ۰/۶۵۶- تاثیر را در جهت منفی بر روی تاخیر قیمت سهام دارد. عرض ازمبدا بدلیل غیر معنادار بودن از مدل حذف گردید. مدل لگاریتمی تاخیر قیمت سهام بر اساس این متغیر بصورت زیر می باشد:

Log Delay=-0.742* (مالکیت نهادی)

فرضیه چهارم :

بین تعداد سهامداران با تأخیر قیمت سهام رابطه وجود دارد.

برای بررسی رابطه بین تعداد سهامداران با تاخیر قیمت سهام از ضریب همبستگی اسپیرمن استفاده شد (متغیرهای کمی غیر نرمال). نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۴-7آمده است.

جدول ۴- ۷ ضریب همبستگی بینتعداد سهامداران با تاخیر قیمت سهام

متغیر	تاخیر قیمت سهام			وجود ارتباط	نوع ارتباط
	همبستگی				
	اسپیرمن				
تعداد سهامداران	همبستگی (r)	P	تعداد	دارد	غیر مستقیم
	-۰/۴۷۶	۰/۰۱*	۱۶۳		

**در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار

نتایج حاصل از آزمون همبستگی اسپیرمن نشان می‌دهد که بین تعداد سهامداران با تاخیر قیمت سهام رابطه معنا داری وجود دارد (P<۰/۰۵، r= -۰/۴۷۶). این رابطه به صورت غیر مستقیم و متوسط می‌باشد.

حال که وجود همبستگی بین این دو متغیر تایید شد، با استفاده از رگرسیون لگاریتمی (بدلیل نرمال نبودن متغیر تاخیر قیمت سهام) به بررسی این فرضیه پرداخته می شود.

جدول ۴-۸- خلاصه مدل

مدل	مقدار همبستگی	ضریب تعیین	مقدار دوربین واتسون
رگرسیون	۰/٤۳۷	۰/۱۹۱	۱/۳۷۲

در جدول ۴-۸ مقدار ضریب تعیین برای مدل لگاریتمی آورده شده است. همانطور که ملاحظه می شود این مقدار برابر با ۰/۱۹ می باشد. بنابراین می توان گفت تقریبا ۱۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته(تاخیر قیمت سهام) توسط متغیر کنترلی بیان می شود. مقدار دوربین واتسون برای این مدل برابر با ۱/۳۷۲ می باشد که به دو نزدیک است. بنابراین برای این مدل رگرسیون خود همبستگی بین خطاها وجود ندارد.

طبق محاسبات انجام شده مقدار معناداری برابر با صفر و کمتر از ۰/۰۵ است. بنابراین رگرسیون بر روی این متغیرها معنادار می باشد. بنابراین ضریب این متغیر در مدل معنادار می باشد. همچنین بر اساس ضرایب استاندارد بتا مشاهده می شود که تعداد سهامداران با ضریب استاندارد ۰/۴۳۷- تاثیر را در جهت منفی بر روی تاخیر قیمت سهام دارد. عرض ازمبدا بدلیل غیر معنادار بودن از مدل حذف گردید. مدل لگاریتمی تاخیر قیمت سهام بر اساس این متغیر بصورت زیر می باشد:

Log Delay=-0.437* (تعداد سهامداران)

مقایسه یافته ها با سایر پژوهش ها

بر طبق بررسی های انجام شده و نتایج حاصل از آزمون همبستگی اسپیرمن برای فرضیه اول ، نشان می دهد که بین تعداد هیئت مدیره با تأخیر قیمت سهام رابطه معناداری وجود دارد. در تحقیق فاما و همکاران (Fama, et al.,1983) به این نتیجه رسیدند که زمانی که مدیر درصد پایینی از سهام شرکت را در اختیار داشته باشد ، تحت تاثیر نیروهای بازار و اعمال نظارت کارآمد ، در جهت به

حداکثر رساندن ارزش شرکت حرکت می کند (فرضیه همگرایی منافع) . در مقابل فرضیه تثبیت موقعیت مدیران بیان می کند وقتی مالکیت مدیران در یک شرکت از یک حدی بالاتر رود ، افزایش در مالکیت مدیران موقعیت شغلی آن ها را تثبیت کرده و آنان کمتر مطیع نظم و انضباط خواهند بود و ممکن است رفتارهایی از خود نشان دهند که کاملاً مغایر با اهداف شرکت است و بدین گونه عملکرد شرکت کاهش می یابد.

فرضیه دوم یعنی رابطه بین مدیریت ارشد با تأخیر قیمت سهام رابطه معناداری وجود دارد. واعظ و همکاران(۱۳۹۳) ، به بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و ساختار هیئت مدیره با کارایی مدیریت سرمایه در گردش پرداخته است. فرضیه های پژوهش بر اساس اطلاعات ۱۱۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۱ و با استفتده از الگوی داده های تابلویی بررسی و آزمون شدند و نتایج حاکی از این است که سطح تمرکز مالکیت ارتباط منفی و معنی داری با دوره تبدیل موجودی و چرخه تبدیل وجه نقد دارد، اما ارتباط معناداری با دوره وصول مطالبات و دوره پرداخت بدهی ندارد؛ به عبارتی؛ افزایش درصد سهام نگهداری شده توسط پنج سهامدار یزرگ به علت بالا بردن سطح نظارت سهامداران از طریق کاهش در طول دوره تبدیل موجودی و چرخه تبدیل وجه نقد، می تواند به افزایش کارایی مدیریت سرمایه در گردش منجر شود. این در حالی است که ساختار هیئت مدیره به جز با دوره وصول مطالبات ، ارتباط معنا داری با سایر معیارهای مدیریت سرمایه درگردش ندارد. بنابراین، در کل می توان گفت که به علت عدم رابطه معنادار ساختار هئیت مدیره با چرخه تبدیل وجه نقد به عنوان اثر مشترک و توأم سه شاخص دیگر، ساختار هیئت مدیره تأثیر معناداری بر کارایی مدیریت سرمایه در گردش ندارد.

در فرضیه سوم نیز از آزمون همبستگی اسپیرمن برای بررسی استفاده گردید که نشان داد بین تعداد مالکیت نهادی با تأخیر قیمت سهام رابطه معناداری وجود دارد . تحقیق مشابه با این فرضیه صورت گرفته است . هو(Hou,2007) دریافت که اثرات پیشرو-وقفه با اندازه شرکت ،تعداد تحلیل گران ، مالکیت نهادی ، حجم معاملات ، تعداد سهام بازار و انتشار برآوردهای تحلیل گران مرتبط است.هو این موضوع را به فرضیه انتشار تدریجی اطلاعات مرتبط است.بر مبنای این تئوری ها چنین بیان می شود که پیش بینی نهادهای موجود در بازار (سرمایه گذارن نهادی) و هزینه های معاملات می تواند فرآیند تعدیل قیمت را در برابر اطلاعات جدید به تاخیر بیندازد. (Hou,et al.,2005).

فرضیه چهارم نیز به بررسی ارتباط بین تعداد سهامداران با تأخیر قیمت سهام با استفاده از ضریب همبستگی اسپیرمن پرداخته است که نشان می دهد بین آنها رابطه معناداری وجود دارد .

صادقی شریف و همکاران (۱۳۸۷) در تحقیق خود با عنوان " تاثیر ترکیب سهامداران بر بازدهی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران " با مطالعه ۴۱ شرکت در فاصله سالهای ۱۳۸۱ لغایت ۱۳۸۵ به این نتیجه رسیدند که شرکت هایی که درصد کمتری از سهام آن ها در اختیار بزرگترین سهامدار است (ترکیبسهامداران آنهاپراکنده تر است)، برای سرمایه گذاری گزینه های مناسب تری هستند. همچنین شرکت هایی که درصد بیشتری از سهام آنها در اختیار سهامداران حقوقی است ، برای سرمایه گذاری گزینه های مناسب تری هستند.

نتیجه گیری و بحث

به جهت گستردگی مباحث این موضوع ،در این پژوهش تنها به بررسی چند عامل پرداخته شده است و عوامل تأثیرگذار دیگر بر روی تأخیر قیمت سهام نادیده گرفته شده است . چه بسا پرداختن به این عوامل و در نظر گرفتن آن نتایج دیگری را در بر داشته باشد . از جمله بررسی کارایی بازار سرمایه ایران و استفاده از آن در قالب این تحقیق همچنین بررسی رفتار شرکت های سرمایه گذاری در خصوص تعدیل و حفظ قیمت ها در بورس می تواند مورد بررسی قرار گیرد.

از آنجایی که نمونه آماری مورد استفاده در تحقیق حاضر فقط شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را در بر می گیرد ، توصیه می شود در تحقیقات آتی اطلاعات مربوط به شرکت های پذیرفته نشده در بورس اوراق بهادار تهران نیز برای تعیین رابطه بین تورم و بازده واقعی سهام مورد استفاده قرار گیرد .

منابع

۱. پورزمانی،زهرا؛قمری،منا.(۱۳۹۳). " بررسی ارتباط بین گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام "،پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی،سال ششم،شماره ۲۱.

۲. حساس یگانه،یحیی؛امیدی،الهام. (۱۳۹۳). " رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری،تأخیر واکنش قیمت و بازدهی آتی سهام " ،فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی،سال یازدهم،شماره ۴۲،تابستان ۱۳۹۳،ص ۵۸-۳۱ .

۳. خدادادی، ولی؛ تاکر، رضا.(۱۳۹۱)." بررسی تأثیرویژگی‌های حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران "،*مجله تحقیقات حسابداری و حسابرسی*،سال چهارم، شماره ۱۵.

۴. رحمانی،علی؛یوسفی،فرزانه؛رباط میلی،مژگان. (۱۳۹۱). " کیفیت اطلاعات حسابداری،تأخیر در تعدیل قیمت سهم و قابلیت پیش بینی بازده های آتی " ،فصلنامه بورس اوراق بهادار،شماره ۲۰،ص ۱۵۸-۱۳۷.

۵. سعیدی،علی؛شیری قهی،امیر. (۱۳۹۱). " ساختار مالکیت و عملکرد شرکت ها (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران) " ،فصلنامه بورس االوراق بهادار،شماره ۱۸،تابستان ۹۱،سال پنجم،ص ۱۷۲-۱۵۳ .

۶. نمازی،محمد؛کرمانی،احسان.(۱۳۸۷). " تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران "،بررسی های حسابداری و حسابرسی،دوره ۱۵،شماره ۵۳.

7.Amihud,Y and Mendelson,H. (1986) ; Asset pricing and bid-ask spread, Journal of financial economics,vol. 17 No.2,pp.223-49.

8.Amihud, Y.,2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. Journal of Financial Markets 5(1),31-56.

9.Callen,J.K., Khan, M., Lu, H., 2013. Accounting quality, stock price delay, and future stock returns. Contemporary Accounting Research 30(1),269-295 .

10.Chen, Zh., Cheung , Y., Stouraitis , A., and Wong , A.,(2005). Ownership concentration , firm performance and dividend policy in Hong Kong.Pacific Basin Finance Journal,vol.: 13,pp.431-449 .

11.Elsayed,Kh.,Wahba, H.,(2013).Reinvestigating the relationship between ownership syructure and inventory management: a corporate governance perspective,International Journal of production Economics.

12.Fama, E.F., French, K.R., 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. Journal of Financial Economics 33 (1), 3–56.

13.Hou, K., Moskowitz, T.J., 2005. Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns. Review of Financial Studies 18 (3), 981–1020.

فرم اشتراک فصلنامه مطالعات کمّی در مدیریت
دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابهر

الف) اطلاعات فردی

نام خانوادگی: نام: محل فعالیت

رتبهٔ علمی (اختیاری): آخرین مدرک تحصیلی (اختیاری)

ب) اطلاعات مربوط به مؤسسات و کتابخانه‌ها

نام مؤسسه/کتابخانه: وابسته به:

ج) نشانی گیرنده

آدرس:

صندوق یا کدپستی: تلفن:

تلفن همراه: نمابر: پست الکترونیک:

د) شماره مجله درخواستی و نحوه دریافت آن را مشخص نمایید.

شماره درخواستی:

دانلود از سایت نشریات تخصصی ◯ دریافت نسخه چاپی: ◯

استان زنجان، کیلومتر ٤ جاده ترانزیت ابهر، بلوار دانشجو، مجتمع دانشگاهی دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابهر، ساختمان امام علی، دانشکده علوم انسانی، کدپستی ٤٥٦١٩٣٤٣٦٧

تلفن: ۰۲٤-۳۵۲۲٦۰۸۰، نمابر: ۰۲٤-۳۵۲۲٦۹۸۸

http://qrm.abhariau.ac.ir Email : qrm.abhar@gmail.com
mohammadjalilee@yahoo.com