

بررسی ارتباط بین نقدشوندگی، حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت‌ها شیرکو هرمزی*، رزگار طالب‌پور اصل**

چکیده

سرمایه‌گذاران برای انجام تصمیمات اقتصادی، بر کمیت، کیفیت و به موقع بودن اطلاعات افشا شده از سوی شرکت‌ها اتکا می‌کنند. حاکمیت شرکتی منسجم و ساختاریافته می‌تواند نقش مهمی در جهت‌دهی به تصمیمات سرمایه‌گذاران و ایجاد بازار سرمایه با نقدشوندگی بالا ایفا کند. بر همین اساس، در پژوهش حاضر ارتباط بین سطح نقدشوندگی، حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای ۹۲ شرکت طی سالهای ۱۳۸۱ لغایت ۱۳۹۰، با استفاده از روش پانل دیتا برای داده‌های مقطعی - سری زمانی، مورد آزمون قرار گرفت. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل نقدشوندگی، حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت نشان می‌دهد افزایش سطح نقدشوندگی منجر به افزایش ارزش شرکت‌ها می‌شود و سطح نقدشوندگی، از طریق تقویت حاکمیت شرکتی، باعث افزایش قیمت بنگاه می‌شود.

واژه‌های کلیدی: حجم معاملات، نقدشوندگی، حاکمیت شرکتی، ارزش شرکت

* دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی - علوم و تحقیقات تهران
** کارشناس ارشد حسابداری، دیوان محاسبات.
تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۳/۱۶
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۲۷
نویسنده مسئول: شیرکو هرمزی
haj_hormozi@yahoo.com

مقدمه

عدم افشای صحیح و به موقع اطلاعات، منجر به افزایش هزینه انتخاب نامطلوب و خطر اخلاقی به عنوان عناصر حاصل از عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود، که در نهایت، افزایش هزینه مبادله در واحدهای تجاری را به همراه خواهد داشت (احمدپور و رسائیان، ۱۳۸۵). افزایش هزینه مبادله، باعث کاهش قیمت سهام، توقف بازار و در نهایت، خروج برخی از سرمایه‌گذاران از چرخه بازار سرمایه می‌شود. هر چه عدم تقارن اطلاعاتی در بازار بیشتر باشد، حجم معاملات، که بیانگر نقدشوندگی اوراق بهادار موجود در آن بازار است، کاهش خواهد یافت. پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهد که کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، کاهش هزینه انتخاب نامطلوب و خطر اخلاقی و افزایش نقدشوندگی بازار را به دنبال خواهد داشت.

نقدشوندگی به عنوان توانایی بازار برای جذب حجم عظیم معاملات، بدون ایجاد نوسان‌های شدید در قیمت، تعریف می‌شود. یکی از ویژگی‌های اصلی بازارهای دارای نقدشوندگی بالا، اندک بودن فاصله بین قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش است؛ بدین معنا که سفارش‌های خرید و فروش معامله‌گران بازار سرمایه، در کمترین زمان ممکن و با مناسبترین قیمت اجرا می‌شوند. (کاشانی و همکاران، ۱۳۸۹).

در تحقیقات مختلف پژوهشگران به بررسی تاثیر ارتباط بین نقدشوندگی و حاکمیت شرکتی پرداخته‌اند تا تاثیر نقدشوندگی به صورت یک تئوری تدوین شود. هارفورد و همکاران (۲۰۰۸) به بررسی این موضوع پرداختند که چگونه مشکلات رابطه نمایندگی بر نقدشوندگی شرکت‌های آمریکایی تأثیر دارد و برای اندازه‌گیری مشکلات رابطه نمایندگی از معیارهای چندگانه حاکمیت شرکتی استفاده کردند. این معیارها عبارت بودند از، تمرکز مالکیت (که معیارهای آن مالکیت مدیریتی و مالکیت نهادی است)، پاداش هیأت مدیره، ترکیب هیأت مدیره (شامل اعضای موظف و غیرموظف هیأت مدیره) و شاخص حمایت از حقوق سهامداران. نتایج تحقیق آنها نشان دهنده تأثیرگذاری مثبت درجه نقدشوندگی بر حاکمیت شرکتی است. برخی از نظریه‌پردازان معتقدند که نقدشوندگی بازار تأثیری منفی بر کارایی حاکمیت شرکتی دارد، زیرا این مسئله باعث تمرکز بیش از حد بخش کوچکی از سرمایه‌گذاران و توانایی آنان برای کنترل سرمایه‌گذاران نهادی می‌شود. از طرف دیگر، ماگک (۱۹۹۸) اشاره می‌کند که بازارهای با

نقدشوندگی بالا، به سرمایه‌گذاران عمده اجازه می‌دهد بازار را آنگاه نموده و مسائل سواری مجانی را کم کند. بر اساس مطالب مطرح شده، در این پژوهش، پژوهشگران به دنبال پاسخگویی به این پرسش است که میزان سهام عرضه شده و تقاضا شده، یا در واقع سطح نقدینگی، تا چه حد بر نظام حاکمیت شرکتی مؤثر است.

مبانی نظری

نقدشوندگی و حاکمیت شرکتی

ادبیات موجود در مورد رابطه نقدشوندگی و حاکمیت شرکتی از همسویی و اجماع کامل برخوردار نیست. به طور کلی دو جریان فکری در این زمینه وجود دارد. گروهی بر این باورند که افزایش نقدشوندگی بازار در شرکت‌هایی که حاکمیت شرکتی اثربخش دارند با هزینه همراه است (بهاید^۱، ۱۹۹۳). در ایالات متحده آمریکا قوانین و مقررات جهت ترویج نقدشوندگی برای سهامداران غیرفعال تدوین شده است و همین قوانین، نقدشوندگی را برای سهامداران فعال محدود می‌کند. با وجود اینکه مالکیت نهادی افزایش یافته و نظارت برون‌سازمانی بر شرکت‌های سهامی عام توسط مالکان نهادی گسترش یافته است، اما مالکان نهادی به عنوان سرمایه‌گذاران فعال در بازار، سطح نظارت مورد نیاز را فراهم نمی‌کنند. افزایش سرمایه‌گذاران فعال و بزرگ، باعث تمرکز و افزایش تمرکز به عنوان هزینه‌ای برای حاکمیت شرکتی به حساب می‌آید. بنابراین، افزایش نقدشوندگی در بازار به هزینه‌ای برای حاکمیت شرکتی تبدیل می‌شود.

گروهی دیگر بر این باورند که تمرکز مالکیت، که نقدشوندگی را کاهش می‌دهد، منافع حاصل از نظارت بر بازار را نیز کاهش می‌دهد. ماگ (۱۹۹۸) بیان می‌کند که توازن بین نقدشوندگی و کنترل وجود ندارد. بازاری که نقدشوندگی بالاتری دارد، به سهامدار عمده اجازه می‌دهد سهام را با سهولت بیشتری به فروش رساند و در مقابل به وی اجازه خرید سهام زیاد را نیز می‌دهد.

تحقیقات تجربی زیادی به بررسی ارتباط بین حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی پرداخته است. یافته اصلی و اولیه این تحقیقات این است که افزایش ساز و کارهای حاکمیت شرکتی باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی افراد درون و برون سازمان می‌شود و لذا نقدشوندگی بهبود می‌یابد. پژوهشگرانی نظیر چن و همکاران (۲۰۰۷)؛ چانگ و همکاران

(۲۰۰۸)، جین (۲۰۰۸) بر این باورند که افزایش سطح حاکمیت شرکتی و شفافیت مالی و محافظت از حقوق سهامداران باعث کاهش پراکندگی قیمت، افزایش نقدشوندگی و در نتیجه افزایش ارزش بنگاه‌ها می‌شود. در این پژوهش نیز هدف اولیه پژوهشگر سنجش تاثیر نقدشوندگی بر سطح حاکمیت شرکتی است و تلاش می‌کند تا تغییرپذیری حاکمیت شرکتی ناشی از نقدشوندگی را مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

نقدشوندگی و ارزش شرکت

ارتباط بین نقدشوندگی و ارزش شرکت بر اساس مدل قیمت‌گذاری دارائی‌های سرمایه‌ای می‌باشد. نتایج تحقیقات تجربی نشان می‌دهد که کاهش رتبه نقدشوندگی باعث افزایش نرخ بازده مورد نیاز می‌شود. یکی از عواملی که باعث افزایش نرخ بازده مورد نیاز سرمایه‌گذاران می‌شود، جبران تحمل ریسک عدم نقدشوندگی^۲ است. در نتیجه، این افزایش نرخ باعث کاهش ارزش بازار سهام شرکت‌هایی می‌شود که با مشکل نقدشوندگی مواجه هستند. امیهود و مندلسون (۲۰۰۸) نشان داد که درجه نقدشوندگی به گونه‌ای قابل ملاحظه بر ارزش شرکت تاثیرگذار است. برخی از تحقیقات اخیر در بررسی تاثیر نقدشوندگی بر ارزش شرکت بدنبال بررسی تاثیر دارندگان بلوکی سهام بنگاه‌ها بر ارزش آنها هستند.

حاکمیت شرکتی و ارزش آفرینی

تا دهه ۱۹۸۰ تعارض نمایندگی بین سهامداران و مدیران، موضوع اصلی در ادبیات حاکمیت شرکتی بود. به طور کلی این موضوع مورد قبول همگان بود که تمرکز مالکیت موجب کاهش مسایل نمایندگی می‌شود و این خود موجب بهبود عملکرد شرکت خواهد شد (جنسن و مک‌لینگ، ۱۹۷۶). پژوهشگران این عامل را این طور توجیه می‌کردند، که افزایش تمرکز مالکیت موجب خواهد شد تا سرمایه‌گذاران بزرگ وارد ساختار مالکیت شرکت‌ها شوند. این سرمایه‌گذاران انگیزه و قدرت کافی برای نظارت بر مدیران دارند. در نتیجه، نظارت آنان موجب خواهد شد تا مدیران در جهت اهداف بلندمدت شرکت گام بردارند (شلیفر و ویشنی، ۱۹۹۷).

حاکمیت شرکتی دربرگیرنده روابط بین سهامداران، مدیران، حساب‌برسان و سایر افراد ذینفع است که متضمن برقراری نظام کنترلی به منظور رعایت حقوق سهامداران خرد،

اجرای صحیح مصوبات مجمع و جلوگیری از سوءاستفاده احتمالی است. استفاده سرمایه‌گذاران نهادی از توانایی‌های خود برای نظارت بر مدیریت تابعی از میزان سرمایه‌گذاری آنها است. هر چه میزان مالکیت نهادی بیشتر باشد، نظارت بر مدیریت بهتر انجام می‌شود و این یک ارتباط مستقیم است. در نتیجه، مالکیت نهادی موجب بهبود عملکرد و افزایش ارزش شرکت می‌شود. حاکمیت شرکتی مناسب، باعث تسهیل مدیریت و کنترل اثربخش واحدهای تجاری می‌شود و از این رو، شرکت‌ها قادر به ارائه بازده بهینه برای کلیه ذینفعان می‌باشند.

تئوری نمایندگی با طرح حاکمیت شرکتی، عملکرد و ارزش بالاتری را برای شرکت خواستار است و همچنین ادعا می‌کند که شرکت‌ها زمانی بهتر اداره و نظارت می‌شوند که دارای تمرکز مالکیت باشند، زیرا سهامداران عمده دارای انگیزه و توانایی کافی برای نظارت مدیر و افزایش کارایی و ارزش شرکت هستند. براون و کایلر (۲۰۰۶) و دیتمار و همکاران (۲۰۰۳) در تحقیقات خود نشان دادند که شرکت‌هایی که دارای ساز و کارهای حاکمیت شرکتی هستند، دارای عملکرد بهتر و ارزش بالاتری هستند. هدف اولیه این پژوهشگران، سنجش تاثیر نقدشوندگی بر حاکمیت شرکتی است. علاوه بر این پژوهشگران بدنبال سنجش تاثیر حاکمیت شرکتی بر ارزش شرکت‌ها می‌باشند. در واقع پژوهشگران می‌خواهند تاثیر بهبود ساز و کارهای حاکمیت شرکتی را بر افزایش ارزش بنگاه‌ها بررسی نموده و حاکمیت شرکتی را به عنوان عامل ارزش آفرین تلقی کنند. اهمیت این مسئله به اندازه‌ای است که می‌توان ادعا نمود که بهبود ساز و کارهای حاکمیت شرکتی باعث بهبود وضعیت بازار، اعتماد سرمایه‌گذاران، کارایی بازار و در نهایت اقتصادی پویاتر می‌شود. لذا حاکمیت شرکتی و شفافیتی که ایجاد خواهد کرد، می‌تواند بازار را سامان داده و به ایجاد ارزش آفرینی منجر شود. در پژوهش حاضر امتیاز شفافیت و افشای شرکت‌ها به عنوان معیار حاکمیت شرکتی و ابزار حفظ منافع ذینفعان در نظر گرفته می‌شود و متغیر فوق بر این اساس فرمول‌بندی می‌شود.

پیشینه

تمر و همکاران^۳ (۲۰۱۵) تاثیر حاکمیت شرکتی بر اصول افشای ریسک در بریتانیا و ایتالیا، و تاثیر این اصول بر نقدینگی بازار را بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که

حاکمیت شرکتی قوی در هر یک از این کشورها بر افشای اطلاعات ریسک شرکتها تاثیر مثبت دارد. همچنین نتایج پژوهش آنها نشان داد که افشای ریسک اختیاری، در مقایسه با افشای ریسک الزامی، نقدینگی بازار را به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌دهد.

مائو و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی تاثیر توزیع نقدی سود سهام بر ارزش شرکت، با در نظر گرفتن وضعیت نقدینگی بازار، با استفاده از یک مدل اقتصادی در دو بورس اوراق بهادار چین پرداختند. نتایج بررسی آنها نشان داد که تفاوت قیمت خرید و فروش سهامی که در بورس اوراق بهادار مبتنی بر واحد پول خارجی^۴ ایجاد می‌شود، در مقایسه با تفاوت قیمت سهامی که در بورس اوراق بهادار مبتنی بر واحد پول داخلی^۵ ایجاد می‌شود، با میزان سود نقدی سهام همبستگی مثبت دارد و این همبستگی در زمانی که نقدینگی بورس اوراق بهادار مبتنی بر واحد پول داخلی پایین است، شدت بیشتری دارد. ضمن اینکه آنها به این نتیجه رسیدند که نقدینگی نسبی و سودآوری تاثیر مثبتی بر صرف قیمت دارند.

بارتلی و همکاران (۲۰۱۳) تاثیر شفافیت مالی، پیچیدگی سازمانی و هزینه سرمایه بر نقدینگی بازار مالی را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که واحدهای تجاری که سرمایه‌گذاری بیشتری در شفافیت مالی داشته‌اند، پاداش نقدشوندگی بیشتر، که با استفاده از تفاوت کمتر قیمت خرید و فروش اندازه‌گیری می‌شود، را از بازار دریافت نموده‌اند.

لنگ و همکاران^۶ (۲۰۱۲) رابطه بین شفافیت شرکت، نقدینگی بازار، و ارزش شرکت را بین ۴۶ شرکت در دوره زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۷ بررسی کردند. یافته‌های آنها نشان داد که شفافیت بیشتر با ارزش شرکت مرتبط است، و نقدینگی عاملی تاثیرگذار بر رابطه مذکور است. البته آنها رابطه بین متغیرها را بررسی کردند و رابطه علی و معلولی را مورد بررسی قرار ندادند.

کانلی و همکاران (۲۰۱۲) از طریق داده‌های نظرسنجی برای سالهای ۲۰۰۲، ۲۰۰۴، و ۲۰۰۵، شاخص جامعی برای حاکمیت شرکتی ارائه کردند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که معیارهای سنتی کیفیت حاکمیت شرکتی رابطه معناداری با ارزش شرکت ندارند. هر چند، آنها نشان دادند که شاخص آنها رابطه مستقیمی با کیوتوبین شرکتهایی دارد که از ساختار کنترل هر می استفاده نمی‌کنند. نتایج آنها همچنین بیانگر این است که شرکتهایی که کنترلهایی را برای افزایش ساختار هر می دنبال می‌کنند، تاثیر مثبت اصول حاکمیت شرکتی خوب را از بین می‌برند.

تنگ و ونگ^۷ (۲۰۱۱) رابطه بین حاکمیت شرکتی و نقدینگی بین بخشی را بررسی کردند. نتایج تحقیق آنها بیانگر رابطه مستقیم و قوی حاکمیت شرکتی و نقدینگی بود. یافته‌های آنها همچنین نشان داد که برقراری اصول حاکمیت شرکتی خوب باعث بهبود ارزشیابی و افزایش نقدینگی می‌شود.

امان و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های شرکتی ۲۲ کشور توسعه یافته، رابطه قوی و مثبتی را بین حاکمیت شرکتی در سطح شرکتها و ارزش شرکت یافت. همچنین نتایج آنها رابطه مثبتی بین مسئولیت اجتماعی شرکت و ارزش شرکت را نشان می‌داد.

سامی و همکاران (۲۰۰۹) در تحقیق خود به بررسی تاثیر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی بر عملکرد شرکت‌های چینی پرداختند. آنها در تحقیق خود از دو رویکرد حاکمیت شرکتی استفاده کردند. ابتدا به بررسی تاثیر هر یک از ویژگی‌های حاکمیت شرکتی بر عملکرد شرکت‌ها پرداختند و سپس به بررسی تاثیر تمام ویژگی‌های حاکمیت شرکتی بر عملکرد شرکت‌ها پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که شرکت‌های با داشتن نظام حاکمیت شرکتی بهتر دارای عملکرد و ارزش بالاتری هستند. همچنین بین تمرکز مالکیت، سرمایه‌گذاران نهادی، مالکیت دولتی با عملکرد و ارزش بازار رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

کانکائیکرام و همکاران^۸ (۲۰۰۶) به بررسی رابطه بین کیفیت حاکمیت شرکتی و تغییرات نقدشوندگی سهام، قبل و بعد از آگهی‌های سود سه ماهه پرداختند. نتایج بررسی آنها نشان داد که اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام با کیفیت حاکمیت شرکتی رابطه منفی و معنی‌دار دارد. به علاوه، بین عمق بازار سهام و کیفیت حاکمیت شرکتی رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد؛ به بیان دیگر، فرضیه رابطه مثبت و معنی‌دار بین کیفیت حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام مورد تأیید قرار گرفت.

کاشانی پور و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی ارتباط برخی از ساز و کارهای نظام حاکمیت شرکتی با نقدشوندگی بازار پرداختند. در این پژوهش، اطلاعات مربوط به نمونه‌ای از ۶۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۸۶ بررسی شد. ملاک انتخاب این ۶۱ شرکت، معامله اوراق بهادار شرکت حداقل در ۱۰۰ روز از سال است. سپس داده‌های قیمت پیشنهادی خرید و فروش و حجم سهام مورد عرضه و تقاضا جمع‌آوری و رابطه آن با کیفیت حاکمیت شرکتی سنجیده شد. نتایج پژوهش نشان داد که شرکت‌های با ساختار هیأت مدیره مستقل‌تر و رویکرد هیأت مدیره اثربخش‌تر،

نقدشوندگی بازار بیشتری نسبت به سایر شرکت‌ها دارند. در واقع، شرکت‌هایی که امتیاز بیشتری از لحاظ کیفیت حاکمیت شرکتی داشتند، اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام کمتر، و اختلاف سهام مورد عرضه و تقاضای بیشتری را دارا بودند.

اعتمادی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی ارتباط بین برخی از ابزارهای حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام پرداختند. هدف اصلی تحقیق فوق بررسی رابطه ابزارهای حاکمیت شرکتی مانند درصد اعضای غیرموظف هیات مدیره و درصد سرمایه‌گذاران نهادی به عنوان متغیرهای مستقل و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام به عنوان متغیر وابسته، در بورس اوراق بهادار تهران است. در راستای هدف فوق اطلاعات پنجساله ۱۳۸۱ لغایت ۱۳۸۵ برای ۱۱۱ شرکت، مورد مطالعه قرار گرفت. برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون چندمتغیره با استفاده از داده‌های مقطعی و داده‌های ترکیبی استفاده شد. نتایج نشان داد که بین ابزارهای حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه معناداری وجود ندارد.

مهرانی و رسائیان (۱۳۸۸) در تحقیقی به بررسی رابطه‌ی بین معیارهای نقدشوندگی سهام و بازده سالانه سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در پژوهش فوق اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، گردش سهام شرکت، حجم ریالی معاملات، تعداد دفعات انجام معامله و درصد روزهای انجام معامله در بورس به عنوان معیارهای نقدشوندگی سهام انتخاب گردیدند. از این رو تعداد ۱۵۶ شرکت در طی دوره زمانی ۱۳۸۱ لغایت ۱۳۸۶ مورد بررسی قرار گرفت. رویکرد انتخابی برای آزمون فرضیه‌ها، رگرسیون داده‌های ترکیبی است. نتایج آزمون فرضیه‌ها بیانگر عدم وجود هرگونه رابطه معنادار بین بازده سهام و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، گردش سهام شرکت، حجم ریالی معاملات و تعداد دفعات انجام معامله در دوره زمانی فوق می‌باشد. به علاوه، نتایج همچنین بیانگر وجود رابطه معنادار بسیار کم اهمیت بین بازده سالانه‌ی سهام و درصد روزهای انجام معامله می‌باشد.

فرضیه‌ها

جهت درک ارتباط همزمان سطح وجه نقد، حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت‌ها، فرضیه‌های تحقیق حاضر بر اساس چارچوب مفهومی دورنف و کیم (۲۰۰۵) و ماگ

(۱۹۹۵) ارائه می‌شود. ماگ (۱۹۹۵) عنوان می‌کند که سهامداران عمده انگیزه تمرکز بر شرکت‌ها را دارند، زیرا بازار با نقدشوندگی بالا امکان کسب بخش عمده سهام را با قیمت پائین به آنها می‌دهد. افزایش تمرکز سهامداران عمده باعث بهبود ساز و کارهای حاکمیت شرکتی می‌شود. بعلاوه دورنف و کیم (۲۰۰۵) به این نتیجه رسیدند که حاکمیت شرکتی بهتر منجر به ارزش بالاتری برای شرکتها می‌شود. بر همین اساس فرضیه‌های زیر در راستای پاسخگویی به سوالات مطرح شده، ارائه می‌شود:

فرضیه اول: حجم معاملات، از طریق بهبود امتیاز افشا^۱، با ارزش بازار سهام رابطه مثبت دارد.
فرضیه دوم: عدم نقدشوندگی سهام، از طریق بهبود امتیاز افشا، با ارزش بازار سهام رابطه منفی دارد.
فرضیه سوم: وقفه معاملاتی سهام، از طریق بهبود امتیاز افشا، با ارزش بازار سهام رابطه منفی دارد.

مدل‌ها و متغیرها

مدل‌های آزمون فرضیه اول

ابتدا از طریق مدل ۱، ارتباط بین حجم معاملات و امتیاز افشاء به عنوان ساز و کار حاکمیت شرکتی ارزیابی می‌شود:

$$\text{LnTD}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{volume})_{it} + \beta_2 \ln \text{TA}_{it} + \beta_3 \text{Lev}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در این مدل، TD امتیاز افشا و شفافیت شرکت‌ها است که از طریق رتبه بندی شرکتها برای کیفیت افشا توسط بورس اوراق بهادار تهران تعیین می‌شود؛ volume عبارت است از ارزش سهام معامله شده در تمام روزهای معاملاتی طی هر سال؛ TA از جمع دارائی‌های مندرج در ترازنامه استخراج می‌شود؛ Lev از نسبت کل بدهی‌ها به کل دارائی‌ها به دست می‌آید. میزان ارتباط بین حجم معاملات با ارزش بازار سهام و امتیاز افشاء از طریق ضریب همبستگی ارزیابی می‌شود. ضریب β_1 نوع ارتباط بین متغیر وابسته و مستقل را نمایان می‌کند. ضرایب β_2 و β_3 نشان دهنده ارتباط متغیرهای کنترل با متغیر وابسته می‌باشد. سپس امتیاز افشاء به عنوان ساز و کار حاکمیت شرکتی (LnTD) با توجه به حجم معاملات از طریق اقلام باقیمانده مدل (۱) ارزیابی می‌شود. با توجه به امتیاز بدست آمده برای افشاء و شفافیت به عنوان ساز و کار حاکمیت شرکتی، مدل زیر جهت آزمون

ارتباط بین حجم معاملات (معیار نقدشوندگی) و ارزش بازار شرکت‌ها استفاده می‌شود:

$$Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{LnTD}_{it} + \beta_2 \text{Insale}_{it} + \beta_3 \text{CAR}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن، Q_{it} معیار کیوتوبین است که از تقسیم حاصل جمع ارزش بازار سهام و بدهیها بر کل داراییها محاسبه می‌شود؛ sale درآمد فروش شرکت i در سال t را نشان می‌دهد؛ CAR عبارت است از میانگین بازده روزانه شرکت i در طول سال t . ضریب β_1 نوع ارتباط بین امتیاز افشاء و ارزش بازار سهام را نمایان می‌کند. ضرایب β_2 و β_3 برای هر صنعت و هر سال نشان دهنده نوع ارتباط متغیرهای کنترل با متغیر وابسته می‌باشد.

مدل‌های مورد استفاده برای آزمون فرضیه دوم

ابتدا از طریق مدل زیر، ارتباط بین نسبت عدم نقدینگی و امتیاز افشاء به عنوان ساز و کار حاکمیت شرکتی ارزیابی می‌شود:

$$\text{LnTD}_{it} = B_0 + B_1 \text{ILQ}_{it} + B_2 \text{LNTA}_{it} + B_3 \text{LEV}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

که در آن ilq بیانگر نسبت عدم نقدشوندگی است و از طریق رابطه زیر بدست می‌آید (وی و همکاران، ۲۰۱۲):

$(1000000 \times (\text{حجم معاملات روزانه/قدر مطلق بازده روزانه}))$ میانگین = نسبت عدم نقدشوندگی

میزان ارتباط بین نسبت عدم نقدشوندگی با ارزش بازار سهام و امتیاز افشاء از طریق ضریب همبستگی ارزیابی می‌شود. ضریب β_1 نوع ارتباط بین متغیر وابسته و مستقل را نمایان می‌کند و ضریب تعیین نشان دهنده میزان تأثیری است که نسبت عدم نقدشوندگی به عنوان متغیر مستقل بر امتیاز افشاء (ساز و کار حاکمیت شرکتی) به عنوان متغیر وابسته دارد. ضرایب β_2 و β_3 نشان دهنده ارتباط متغیرهای کنترل با متغیر وابسته می‌باشد. سپس امتیاز افشاء به عنوان ساز و کار حاکمیت شرکتی (LnTD) با توجه به نسبت عدم نقدشوندگی از طریق اقلام باقیمانده مدل (۳) ارزیابی می‌شود و با توجه به امتیاز بدست آمده برای افشاء و شفافیت به عنوان ساز و کار حاکمیت شرکتی، مدل زیر جهت آزمون ارتباط بین نسبت عدم نقدشوندگی (معیار نقدشوندگی) و ارزش بازار شرکت‌ها صورت می‌پذیرد:

$$Q_{it} = B_0 + B_1 \text{LnTD}_{it} + B_2 \text{LNSALE}_{it} + B_3 \text{CAR}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ضریب β_1 نوع ارتباط بین امتیاز افشاء و ارزش بازار سهام را نمایان می‌کند و ضریب تعیین نشان دهنده میزان تأثیری است که امتیاز افشاء به عنوان متغیر مستقل بر ارزش بازار سهام به عنوان متغیر وابسته دارد. ضرایب β_2 و β_3 برای هر صنعت و هر سال نشان دهنده نوع ارتباط متغیرهای کنترل با متغیر وابسته می‌باشد.

مدل‌های آزمون فرضیه سوم

ابتدا از طریق مدل زیر، ارتباط بین وقفه‌های معاملاتی و امتیاز افشاء به عنوان ساز و کار حاکمیت شرکتی ارزیابی می‌شود:

$$LnTD_{it} = B_0 + B_1PZR_{IT} + B_2LNTA_{IT} + B_3LEV_{IT} + \varepsilon_{IT} \quad (5)$$

که در آن pzr عبارتست از نسبت تعداد روزهای با بازده صفر. میزان ارتباط بین وقفه معاملاتی سهام با ارزش بازار سهام و امتیاز افشاء از طریق ضریب همبستگی ارزیابی می‌شود. ضریب β_1 نوع ارتباط بین متغیر وابسته و مستقل را نمایان می‌کند و ضریب تعیین نشان دهنده میزان تأثیری است که وقفه معاملاتی سهام به عنوان متغیر مستقل بر امتیاز افشاء (سازوکار حاکمیت شرکتی) به عنوان متغیر وابسته دارد. ضرایب β_2 و β_3 نشان دهنده ارتباط متغیرهای کنترل با متغیر وابسته می‌باشد. سپس امتیاز افشاء به عنوان سازوکار حاکمیت شرکتی ($LnTD$) با توجه به وقفه‌های معاملاتی از طریق اقلام باقیمانده مدل (۵) ارزیابی می‌شود و با توجه به امتیاز بدست آمده برای افشاء و شفافیت به عنوان سازوکار حاکمیت شرکتی، مدل زیر جهت آزمون ارتباط بین نسبت تعداد روزهای با بازده صفر (معیار نقدشوندگی) و ارزش بازار شرکت‌ها صورت می‌پذیرد:

$$Q_{IT} = B_0 + B_1LnTD_{IT} + B_2LNSALE_{IT} + B_3CAR_{IT} + \varepsilon_{IT} \quad (6)$$

ضریب β_1 نوع ارتباط بین امتیاز افشاء و ارزش بازار سهام را نمایان می‌کند و ضریب تعیین نشان دهنده میزان تأثیری است که امتیاز افشاء به عنوان متغیر مستقل بر ارزش بازار سهام به عنوان متغیر وابسته دارد. ضرایب β_2 و β_3 برای هر صنعت و هر سال نشان دهنده نوع ارتباط متغیرهای کنترل با متغیر وابسته می‌باشد. برای آزمون فرضیه‌های این تحقیق، تحلیل همبستگی رگرسیون چندمتغیره مورد استفاده قرار می‌گیرد.

روش‌شناسی

روش این پژوهش از نوع پس رویدادی است که در حوزه تحقیقات اثباتی حسابداری قرار می‌گیرد و مبتنی بر اطلاعات واقعی صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. این پژوهش بصورت از نوع همبستگی بوده و با استفاده از داده‌های گردآوری شده میزان ارتباط متغیرهای مستقل (حجم معاملات، نسبت عدم نقدشوندگی و وقفه‌های معاملاتی) و وابسته (نسبت کیوتوبین و امتیاز افشاء) مورد آزمون قرار می‌گیرد. لازم به ذکر است که برای تجزیه و تحلیل داده‌های آماری از

نرم‌افزار Eviews استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش شامل شرکتهای فعال در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. نمونه گروهی از اعضای جامعه تعریف شده است که اطلاعات مورد نیاز پژوهش از آن حاصل می گردد و با استفاده از تجزیه و تحلیل این اطلاعات نتایج استخراج و به جامعه تعمیم داده می شود (منصورفر، ۱۳۸۵). در این روش انتخاب شرکتهای برای آزمون فرضیه‌های تحقیق، حذف سیستماتیک، و با توجه به موارد زیر خواهد بود:

۱. اطلاعات صورتهای مالی برای سالهای ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ موجود باشد.
 ۲. سهام شرکتهای نمونه از سال ۱۳۸۱ لغایت ۱۳۹۰ بطور مداوم در بورس اوراق بهادار تهران معامله شده باشد.
 ۳. طی دوره تحقیق، تغییر سال مالی نداشته باشد.
 ۴. جزء شرکتهای سرمایه گذاری، واسطه‌گری مالی، هلدینگ، بانک و لیزینگ نباشد.
 ۵. شرکتهای در فروش سهام وقفه معاملاتی بیش از چهار ماه نداشته باشند.
- با توجه به موارد حذف سیستماتیک، تعداد شرکتهای نمونه مورد نظر تحقیق به صورت زیر می باشد:

تعداد	شرح
۳۱۸	جمع شرکتهای پذیرفته شده بورس تا ابتدای سال ۱۳۸۱ کسر می شود:
۱۰۹	شرکتهای حذف شده از ابتدای سال ۱۳۸۱ تا کنون
۸	شرکتهایی که جزء صنایع سرمایه گذاری، واسطه‌گری مالی، بانک و لیزینگ می باشد.
۳	شرکتهایی که تغییر سال مالی داشته اند
۶۵	شرکتهایی که دارای وقفه معاملاتی بیشتر از چهار ماه باشند.
۴۱	شرکتهایی که سال مالی منتهی به ۱۲/۲۹ ندارند.
۹۲	جمع نمونه

تجزیه و تحلیل داده‌ها

آمار توصیفی

در این بخش ابتدا آمار توصیفی متغیرهای تحقیق، شامل شاخص‌های مرکزی و پراکندگی، مورد بحث و بررسی قرار می گیرد.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای وابسته و مستقل

نام متغیر	فروش	افشا	کل دارایی	اهرم مالی	کیو تووین	حجم معاملات	بازده	روزهای بازده صفر	عدم نقدشوندگی
نماد	SALE	TD	TA	LEV	QTOBIN	VOLUME	CAR	PZR	ILQ
میانگین	۱۳/۱۳۳	۳/۸۰۳۶	۱۳/۵۶۷	۰/۶۷۰۸	۱/۷۰۴۳	۲۴/۷۱۴	۰/۰۹۲۹	-۲/۳۳۳۸	۰/۰۰۰۹
میانه	۱۳۰۰۳	۰/۹۱۲۰	۱۳/۳۸۹	۰/۶۷۷۹	۱/۲۸۹۴	۲۴/۶۷۲	۰/۰۱۲۵	-۲/۱۷۳۹	۰/۰۰۰۲
ماکزیمم	۱۸/۴۹۲	۴/۵۹۵۱	۱۸/۴۳۷	۲/۷۵۵۳	۱۷/۱۱۰۸	۲۹/۹۷۳۵	۱۸/۶۱۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۲۰۵
مینیمم	۵/۶۸۰۱	۱/۰۹۸۶	۱۰/۴۹۷	۰/۱۰۳۷	۰/۴۹۱۱	۱۵/۴۷۴	-۲/۸۲۱۸	-۵/۴۴۶۷	۰/۰۰۰۰
انحراف معیار	۱/۴۳۰۱	۰/۵۶۰۱	۱/۳۴۸۳	۰/۱۹۲۷	۱/۳۲۷۱	۱/۹۴۲۵	۰/۸۵۲۴	۰/۹۸۴۹	۰/۰۰۲۵
چولگی	۰/۴۴۲۷	-۱/۰۵۴	۰/۷۴۲۴	۱/۹۵۰۳	۴/۵۶۱۴	-۰/۱۷۹۶	۱۱/۵۶۱	-۰/۷۳۶۸	۵/۰۰۱۴
کشیدگی	۴/۸۱۳۳	۴/۱۶۱۹	۳/۷۰۲۳	۲۳/۰۸۳	۳۴/۱۹۲	۳/۶۶۶۷	۲۴۵/۳۶	۳/۴۸۳۶	۳۰/۶۷۲

آماره میانگین، اصلی‌ترین و مورد استفاده‌ترین شاخص مرکزی است. مقدار میانگین دقیقاً در نقطه تعادل و مرکز ثقل داده‌ها قرار می‌گیرد. متغیرهایی دارای کیفیت مناسب می‌باشند که اولاً بین میانگین و میانه آنها اختلاف چندانی وجود نداشته باشد و از طرفی میزان چولگی و کشیدگی آنها با چولگی و کشیدگی توزیع نرمال اختلاف فاحشی نداشته و به ترتیب تقریباً برابر صفر و ۳ باشد. همانطور که مشاهده می‌شود همه متغیرها دارای توزیع‌های چوله و کشیده می‌باشند.

آزمون همبستگی

اساسی‌ترین روشی که در تحقیقات پیش‌بینی بکار می‌رود، تعیین ضریب همبستگی بین متغیرهای پیش‌بینی‌کننده (مستقل) و متغیر وابسته (پیش‌بینی‌شونده) است. با توجه به اینکه مقیاس‌ها فاصله‌ای می‌باشند از آزمون همبستگی پیرسون استفاده شده است و در سطح ۹۵ درصد مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج آزمون همبستگی در جدول ۲ به صورت خلاصه ارائه شده است. سطر اول ضریب همبستگی و سطر دوم مقدار سطح معنی‌داری (p-value) آزمون همبستگی را برای همبستگی هر دو متغیر نشان می‌دهد. همانطور که از نتایج آزمون همبستگی مشخص است بین نسبت کیو تووین با شاخص ارزش شرکت‌ها و امتیاز افشا و شفافیت ارتباط همبستگی مثبت وجود دارد. همچنین بین نسبت کیو تووین با نسبت عدم نقدشوندگی و وقفه معاملاتی ارتباط منفی معنی‌داری وجود دارد به این معنی که عدم نقدشوندگی و وقفه معاملاتی منجر به کاهش ارزش بازار شرکت‌ها می‌شود. ارتباط همبستگی بین نسبت کیو تووین با نسبت عدم نقدشوندگی و وقفه معاملاتی هماهنگ با همبستگی بین بازده و نسبت عدم نقدشوندگی و وقفه معاملاتی می‌باشد، همانطور که از نتایج آزمون همبستگی مشخص است بین بازده با نسبت عدم نقدشوندگی و وقفه معاملاتی نیز همانند نسبت کیو تووین ارتباط منفی معنی‌داری برقرار است.

جدول ۲: ماتریس ضرایب همبستگی پیرسون

ILQ	PZR	CAR	VOLUME	QTOBIN	LEV	TA	TD	SALE	همبستگی
								۱/۰۰۰۰۰	SALE

							۱/۰۰۰۰۰	-۰/۱۱۱۵۴۶	TD
							-----	۰/۰۰۱۰	
						۱/۰۰۰۰۰	-۰/۱۱۴۸۸	۰/۸۲۴۵۵۱	TA
						-----	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۰	
					۱/۰۰۰۰۰	۰/۰۷۴۸۷	-۰/۱۹۲۱۳	۰/۱۴۴۲۵۹	LEV
					-----	۰/۰۲۷۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
				۱/۰۰۰۰۰	۰/۰۶۹۰۸	۰/۲۱۱۴۰	۰/۱۱۲۴۱	-۰/۱۰۹۶۹۰	QTOBIN
				-----	۰/۰۴۱۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۱۲	
			۱/۰۰۰۰۰	۰/۳۸۷۰۰۶	۰/۰۶۰۱۵	۰/۵۴۳۸۰	۰/۰۱۱۷۳	۰/۴۵۱۶۶۰	VOLUME
			-----	۰/۰۰۰۰	۰/۰۷۶۲	۰/۰۰۰۰	۰/۷۲۹۵	۰/۰۰۰۰	
		۱/۰۰۰۰۰	۰/۱۹۸۸۲۳	۰/۲۱۰۲۸۷	۰/۰۱۵۹۴	۰/۰۱۲۵۹	۰/۱۴۴۶۶	۰/۰۸۸۸۷۳	CAR
		-----	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۶۳۸۷	۰/۷۱۰۷	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۸۷	
	۱/۰۰۰۰۰	۱/۸۴۷۴	۰/۴۷۵۱۹۴	۰/۱۴۴۵۴۲	۰/۰۱۹۴۰	۰/۱۶۸۷۹	-۰/۰۹۷۱۲	-۰/۱۳۱۱۵۵	PZR
	-----	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۵۶۷۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۴۱	۰/۰۰۰۱	
۱/۰۰۰۰۰	۰/۲۲۵۱۴	۱/۰۸۹۶۴	۰/۴۲۱۱۰۷	۰/۱۳۰۴۰۰	۰/۰۵۴۵۱	۰/۲۴۴۸۸	-۰/۰۷۱۷۰	-۰/۱۹۴۵۹۳	ILQ
-----	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۸۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۵	۰/۱۰۸۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۳۴۵	۰/۰۰۰۰	

سطر اول ضریب همبستگی و سطر دوم سطح معنی‌داری (p-value) آزمون همبستگی را برای همبستگی هر دو متغیر نشان می‌دهد. همانطور که از نتایج آزمون همبستگی مشخص است بین نسبت کیوتوین با شاخص ارزش بنگاه‌ها و امتیاز افشا و شفافیت ارتباط همبستگی مثبت وجود دارد. همچنین بین نسبت کیوتوین با نسبت عدم نقدشوندگی و وقفه معاملاتی ارتباط منفی معنی‌داری وجود دارد به این معنی که عدم نقدشوندگی و وقفه معاملاتی منجر به کاهش ارزش بازار شرکت‌ها می‌شود. ارتباط همبستگی بین نسبت کیوتوین با نسبت عدم نقدشوندگی و وقفه معاملاتی هماهنگ با همبستگی بین بازده و نسبت عدم نقدشوندگی و وقفه معاملاتی می‌باشد، همانطور که از نتایج آزمون همبستگی مشخص است بین بازده با نسبت عدم نقدشوندگی و وقفه معاملاتی نیز همانند نسبت کیوتوین ارتباط منفی معنی‌داری برقرار است.

تجزیه و تحلیل فرضیه‌ها فرضیه اول:

فرضیه اول به بررسی ارتباط بین حجم معاملات با ارزش بازار شرکتها از طریق امتیاز افشاء شرکتها می‌پردازد. ابتدا از طریق مدل زیر ارتباط بین حجم معاملات و امتیاز افشا و شفافیت مورد سنجش و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. خلاصه نتایج رگرسیون فوق در جدول ۳ ارائه گردیده است.

سطح معنی‌داری F در مدل برابر با ۰/۰۰ است. چون این مقادیر کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. یعنی مدل رگرسیون معنی‌دار است. به عبارتی ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل این مدل از نوع خطی می‌باشد. با توجه به اینکه مقدار t به دست آمده برای متغیرهای حجم معاملات ($\ln(\text{Volume})$) و جمع کل داراییها ($\ln(\text{TA})$)، بزرگتر از مقدار متناظر آن در جدول ($t_{\alpha=0.975}=1/96$) است، لذا می‌توان گفت ارتباط خطی معناداری بین متغیرهای ذکر شده با متغیر امتیاز افشا ($\ln \text{TD}$) از لحاظ آماری وجود دارد. همچنین مقادیر p -value محاسبه شده در این دو متغیر نیز موید این مطلب است، به طوری که P -Value در آنها کمتر از ۵ درصد است.

جدول ۳: نتایج رگرسیون ارتباط بین حجم معاملات و امتیاز افشا

مدل				مدل
$\text{Ln TD} = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln(VOLUME)} + \beta_2 \text{Ln(TA)} + \beta_3 \text{Lev} + \varepsilon$				
نتیجه‌گیری	مقادیر P-Value	مقادیر آماره t	ضرایب متغیر در مدل	متغیرهای توضیحی
عدم معناداری در مدل	۰/۶۳	-۰/۴۹	-۰/۳۲	مقدار ثابت
معنادار	۰/۰۰	۳/۰۲	۰/۰۴	Ln(VOLUME)
معنادار	۰/۰۰	۵/۷۵	۰/۲۴	Ln(TA)
عدم معناداری در مدل	۰/۶۸	-۰/۴۱	-۰/۰۵	Lev
دوربین واتسون		۶/۹۹۵۹۹۶	آماره F	
۲/۲۰۶۵۳۴		۰/۰۰۰۰۰۰		P-Value
ضریب تعیین R ²		۰/۴۸۱۳۹۱		
ضریب تعیین تعدیل شده R ²		۰/۴۱۲۵۸۱		
نتیجه کفایت مدل:				با توجه به مقادیر آماره F و مقدار P-Value که کمتر از ۵ درصد است، رابطه معنادار است.

با توجه به اینکه ضریب متغیر حجم معاملات در مدل معنی دار و مثبت است، بین امتیاز افشا و شفافیت و حجم معاملات ارتباط مثبت و معنی داری وجود دارد، نتایج فوق با نتایج آزمون همبستگی بین این دو متغیر هماهنگ می‌باشد.

مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۲/۲۱ است که مقادیر نزدیک به ۲ حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین باقیمانده‌های مدل است. همچنین ضریب تعیین ۴۸٪ درصد می‌باشد. این ضریب بیانگر این است که متغیرهای مستقل در این مدل توانایی توجیه ۴۸ درصد از تغییرات امتیاز افشا را دارد.

سپس بوسیله امتیاز افشا و شفافیت که بوسیله حجم معاملات شرکت‌ها تبیین گردیده، رگرسیون اصلی فرضیه اول مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد و نسبت به رد یا پذیرش فرضیه مطرح شده پژوهشگر، اقدام می‌شود. خلاصه نتایج آزمون رگرسیون فرضیه اول در جدول ۴ ارائه شده است.

مقدار احتمال (یا سطح معنی داری) F در مدل برابر با ۰/۰۰ است. چون این مقادیر کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. یعنی مدل معنی داری وجود دارد. به عبارتی ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل این مدل از نوع خطی می‌باشد.

با توجه به اینکه مقدار t بدست آمده متغیرهای امتیاز افشا (Ln(TD))، فروش (Ln(SALE)) و جمع بازده شرکت (CAR) بزرگتر از مقدار متناظر آن در جدول

($t_{\alpha=0.975}=1/96$) است، لذا می‌توان گفت، ارتباط خطی معناداری بین متغیرهای ذکر شده با متغیر کیوتوین، از لحاظ آماری وجود دارد. همچنین مقادیر p -value محاسبه شده در این متغیرها نیز موید این مطلب است، به طوری که P -Value در این دو متغیر کمتر از ۵ درصد می‌باشند. ضریب امتیاز افشا در مدل معنادار و مثبت می‌باشد، که نشان از ارتباط مثبت بین ارزش شرکت و حجم معاملات با توجه به امتیاز افشا و شفافیت می‌باشد. نتیجه فوق باعث پذیرش فرضیه اول می‌شود و ارتباط بین ارزش شرکت و حجم معاملات از طریق امتیاز افشا و شفافیت به اثبات می‌رسد. نتایج آزمون رگرسیون فوق با نتایج رگرسیون قبلی که ارتباط بین حجم معاملات و ارزش شرکت‌ها را بصورت مستقیم ارزیابی نمود مطابقت دارد.

جدول ۴: نتایج رگرسیون ارتباط بین حجم معاملات و ارزش شرکت با توجه به امتیاز

افشا و شفافیت

مدل				مدل
$Q = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(\text{TD}) + \beta_2 \text{Ln}(\text{Sale}) + \beta_3 \text{CAR} + \varepsilon$				
متغیرهای توضیحی	ضرایب متغیر در مدل	مقادیر آماره t	مقادیر P-Value	نتیجه گیری
مقدار ثابت	-۰/۳۴	-۰/۳۱	۰/۷۶	عدم معناداری در مدل
Ln(TD)	۰/۲۷	-۸/۰۱	۰/۰۱	معنادار
Ln(Sale)	۰/۰۸	۲/۲۱	۰/۰۳	معنادار
CAR	۰/۱۸	۹/۶۳	۰/۰۰	معنادار
آماره F		۲۰/۴۶۳۱۲	دوربین واتسون	
P-Value		۰/۰۰۰۰۰۰	ضریب تعیین R^2	
			ضریب تعیین تعدیل شده R^2	
نتیجه کفایت مدل:		با توجه به آماره F و مقدار P-Value که کمتر از ۵ درصد است، رابطه معنادار است.		

با توجه به اینکه مقدار t بدست آمده متغیرهای امتیاز افشا ($\text{Ln}(\text{TD})$)، فروش ($\text{Ln}(\text{SALE})$) و مجموع بازده شرکت (CAR) بزرگتر از مقدار متناظر آن در جدول ($t_{\alpha=0.975}=1/96$) است، لذا می‌توان گفت، ارتباط خطی معناداری بین متغیرهای ذکر شده با متغیر کیوتوین، از لحاظ آماری وجود دارد. همچنین مقادیر p -value محاسبه شده در این متغیرها نیز موید این مطلب است، به طوری که P -Value در این دو متغیر کمتر از

۵ درصد می‌باشند. ضریب امتیاز افشا در مدل معنادار و مثبت می‌باشد، که نشان از ارتباط مثبت بین ارزش شرکت و حجم معاملات با توجه به امتیاز افشا و شفافیت می‌باشد. نتیجه فوق باعث پذیرش فرضیه اول می‌شود و ارتباط بین ارزش شرکت و حجم معاملات از طریق امتیاز افشا و شفافیت به اثبات می‌رسد. نتایج آزمون رگرسیون فوق با نتایج رگرسیون قبلی که ارتباط بین حجم معاملات و ارزش شرکت‌ها را بصورت مستقیم ارزیابی نمود مطابقت دارد.

مقدار آماره دورین واتسون برابر با ۱.۹۲ است که مقادیر نزدیک به ۲ حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین باقیمانده‌های مدل است. همچنین ضریب تعیین تقریباً ۷۲٪ درصد می‌باشد. این ضریب بیانگر این است که متغیرهای مستقل در این مدل توانایی توجیه ۷۲ درصد از تغییرات کیو توین را دارا می‌باشند.

فرضیه دوم:

فرضیه دوم به بررسی ارتباط منفی بین نسبت عدم نقدشوندگی سهام با ارزش بازار شرکتها از طریق امتیاز افشاء می‌پردازد. ابتدا از طریق مدل زیر ارتباط بین نسبت عدم نقدشوندگی و امتیاز افشا و شفافیت مورد سنجش و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. خلاصه نتایج رگرسیون فوق در جدول ۵ ارائه گردیده است.

مقدار احتمال (یا سطح معنی داری) F در مدل برابر با ۰/۰۰ است. چون این مقادیر کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. یعنی مدل معنی داری وجود دارد. به عبارتی ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل این مدل از نوع خطی می‌باشد.

با توجه به اینکه مقدار t به دست آمده برای متغیرهای نسبت عدم نقدشوندگی (ILQ) و جمع کل داراییها ($\ln(TA)$)، بزرگتر از مقدار متناظر آن در جدول ($t_{\alpha=0.975}=1/96$) است، لذا می‌توان گفت، ارتباط خطی معناداری بین این متغیرها با متغیر امتیاز افشا از لحاظ آماری وجود دارد. همچنین مقادیر p -value محاسبه شده در این متغیر نیز موید این مطلب است، به طوری که P -Value در آن کمتر از ۵ درصد است. سایر متغیرها در مدل معنادار نمی‌باشند. با توجه به اینکه ضریب متغیر نسبت عدم نقدشوندگی در مدل معنی دار و منفی می‌باشد، بین امتیاز افشا و شفافیت و نسبت عدم نقدشوندگی ارتباط منفی و معنی داری وجود دارد. نتایج فوق با نتایج آزمون همبستگی بین این دو متغیر هماهنگ می‌باشد.

جدول ۵: خلاصه نتایج رگرسیون ارتباط بین نسبت عدم نقدشوندگی و امتیاز افشا

مدل			
$\text{Ln TD} = \beta_0 + \beta_1(\text{ILQ}) + \beta_2 \text{Ln}(\text{TA}) + \beta_3 \text{Lev} + \varepsilon$			
متغیرهای توضیحی	ضرایب متغیر در مدل	مقادیر آماره t	مقادیر P-Value
مقدار ثابت	۰/۶۰	۰/۹۹	۰/۳۲
(ILQ)	-۱۰/۲۵	-۰/۵۲۴	۰/۰۳
Ln(TA)	۰/۲۴	۵/۵۰	۰/۰۰
Lev	-۰/۰۵	-۰/۴۰	۰/۶۹
آماره F		۶/۴۶۸۹۴۴	آزمون دوربین واتسون
P-Value		۰/۰۰۰۰۰۰	ضریب تعیین R ²
			ضریب تعیین تعدیل شده R ²
نتیجه کفایت مدل: با توجه به آماره F و مقدار P-Value که کمتر از ۵ درصد است، رابطه معنادار است.			

مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۲.۲۲ است که مقادیر نزدیک به ۲ حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین باقیمانده‌های مدل است. همچنین ضریب تعیین تقریباً ۴۷٪ درصد می‌باشد. این ضریب بیانگر این است که متغیرهای مستقل در این مدل توانایی توجیه ۴۷ درصد از تغییرات امتیاز افشا را دارا می‌باشند.

سپس بوسیله امتیاز افشا و شفافیت که بوسیله نسبت عدم نقدینگی شرکت‌ها تعیین گردیده، رگرسیون اصلی فرضیه دوم مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد و نسبت به رد یا پذیرش فرضیه مطرح شده پژوهشگر، اقدام می‌شود. خلاصه نتایج آزمون رگرسیون فرضیه دوم در جدول ۶ ارائه شده است.

مقدار احتمال (یا سطح معنی‌داری) F در مدل برابر با ۰/۰۰ است. چون این مقادیر کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. یعنی مدل معنی‌داری وجود دارد. به عبارتی ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل این مدل از نوع خطی می‌باشد.

با توجه به اینکه مقدار t بدست آمده متغیرهای امتیاز افشا، فروش و مجموع بازده شرکت، بزرگتر از مقدار متناظر آن در جدول (t_{α=۰.۹۷۵=۱/۹۶}) است، لذا می‌توان گفت، ارتباط خطی معناداری بین متغیرهای ذکر شده با متغیر کیوتوبین، از لحاظ آماری وجود دارد.

جدول ۶: خلاصه نتایج رگرسیون ارتباط بین نسبت عدم نقدشوندگی و ارزش شرکت

با توجه به امتیاز افشا و شفافیت

مدل			
$Q = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln} + \beta_2 \text{Ln}(\text{Sale}) + \beta_3 \text{CAR} + \varepsilon$			
متغیرهای توضیحی	ضرایب متغیر در مدل	مقادیر آماره t	مقادیر P-Value
مقدار ثابت	۷/۵۰	۶/۵۵	۰/۰۰
Ln(TD)	-۲/۳۰	-۸/۳۷	۰/۰۰
Ln(Sale)	۰/۰۹	۲/۳۴	۰/۰۲
CAR	۰/۳۶	۱۱/۸۰	۰/۰۰
آماره F		۲۳/۰۸۸۴۰	آزمون دوربین واتسون
P-Value		۰/۰۰۰۰۰۰	ضریب تعیین R ²
			ضریب تعیین تعدیل شده R ²
نتیجه کفایت مدل: با توجه به آماره F و مقدار P-Value که کمتر از ۵ درصد است، رابطه معنادار است.			

همچنین مقادیر p -value محاسبه شده در این متغیرها نیز موید این مطلب است، به طوری که P -Value در این متغیرها کمتر از ۵ درصد می‌باشند. ضریب امتیاز افشا در مدل معنادار و منفی می‌باشد، که نشان از ارتباط منفی بین ارزش شرکت و نسبت عدم نقدشوندگی با توجه به امتیاز افشا و شفافیت می‌باشد. نتیجه فوق باعث پذیرش فرضیه دوم می‌شود و ارتباط بین ارزش شرکت و نسبت عدم نقدشوندگی از طریق امتیاز افشا و شفافیت به اثبات می‌رسد. نتایج آزمون رگرسیون فوق با نتایج رگرسیون قبلی که ارتباط بین نسبت عدم نقدشوندگی و ارزش شرکت‌ها را بصورت مستقیم ارزیابی نمود مطابقت دارد.

مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۸۱ است که مقادیر نزدیک به ۲ حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین باقیمانده‌های مدل است. همچنین ضریب تعیین تقریباً ۷۹٪ درصد می‌باشد. این ضریب بیانگر این است که متغیرهای مستقل در این مدل توانایی توجیه ۷۹ درصد از تغییرات کیوتوبین را دارا می‌باشند.

فرضیه سوم:

فرضیه سوم به بررسی ارتباط منفی بین وقفه معاملاتی سهام با ارزش بازار شرکتها از طریق امتیاز افشاء می‌پردازد. ابتدا از طریق مدل زیر ارتباط بین وقفه معاملاتی و امتیاز افشا و شفافیت مورد سنجش و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. خلاصه نتایج رگرسیون فوق در جدول ۷ ارائه گردیده است.

جدول ۷: خلاصه نتایج رگرسیون ارتباط بین وقفه معاملاتی و امتیاز افشا

مدل				مدل
$\text{Ln TD} = \beta_0 + \beta_1(\text{PZR}) + \beta_2 \text{Ln}(\text{TA}) + \beta_3 \text{Lev} + \varepsilon$				
متغیرهای توضیحی	ضرایب متغیر در مدل	مقادیر آماره t	مقادیر P-Value	نتیجه‌گیری
مقدار ثابت	۰/۹۲	۶/۷۴	۰/۰۰	معنادار
(PZR)	-۰/۰۶	-۹/۷۲	۰/۰۰	معنادار
Ln(TA)	۰/۲۱	۲۱/۰۰	۰/۰۰	معنادار
Lev	-۰/۰۵	-۱/۵۲	۰/۱۳	عدم معناداری در مدل
آماره F		۶۳/۵۱۳۱۶	آزمون دوربین واتسون	۲/۱۱۹۲۱۹
P-Value		۰/۰۰۰۰۰۰	ضریب تعیین R ²	۰/۹۰۰۳۲۰
			ضریب تعیین تعدیل شده R ²	۰/۸۸۶۱۴۵
نتیجه کفایت مدل: با توجه به آماره F و مقدار P-Value که کمتر از ۵ درصد است، رابطه معنادار است.				

مقدار احتمال (یا سطح معنی‌داری) F در مدل برابر با ۰/۰۰ است. چون این مقادیر کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. یعنی مدل معنی‌داری وجود دارد. به عبارتی ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل این مدل از نوع خطی می‌باشد.

با توجه به اینکه مقدار t به دست آمده متغیرهای نسبت تعداد روزهای با بازده صفر (PZR) و مجموع داراییها بزرگتر از مقدار متناظر آن در جدول (t_{α=۰.۰۵}=۱/۹۶) بوده لذا می‌توان گفت، ارتباط خطی معناداری بین متغیرهای ذکر شده با متغیر امتیاز افشا از لحاظ آماری وجود دارد. همچنین مقادیر p-value محاسبه شده در این متغیرها نیز موید این مطلب است، به طوری که P-Value در آنها کمتر از ۵ درصد می‌باشند. با توجه به اینکه ضریب متغیر نسبت تعداد روزهای با بازده صفر در مدل معنی‌دار بوده و منفی می‌باشد، بین امتیاز افشا و شفافیت و وقفه معاملاتی ارتباط منفی و معنی‌داری وجود دارد، نتایج فوق با نتایج آزمون همبستگی بین این دو متغیر هماهنگ می‌باشد.

مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۲/۱۲ است که مقادیر نزدیک به ۲ حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین باقیمانده‌های مدل است. همچنین ضریب تعیین تقریباً ۹۰٪ درصد می‌باشد. این ضریب بیانگر این است که متغیرهای مستقل در این مدل توانایی توجیه ۹۰ درصد از تغییرات امتیاز افشا را دارا می‌باشند.

سپس بوسیله امتیاز افشا و شفافیت که بوسیله وقفه‌های معاملاتی شرکت‌ها تبیین گردیده، رگرسیون اصلی فرضیه سوم مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد و نسبت به رد یا پذیرش فرضیه مطرح شده پژوهشگر، اقدام می‌شود. خلاصه نتایج آزمون رگرسیون فرضیه دوم در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸: نتایج رگرسیون ارتباط بین وقفه معاملاتی و ارزش شرکت با توجه به امتیاز افشا و شفافیت

مدل				مدل
$Q = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(\text{TD}) + \beta_2 \text{Ln}(\text{Sale}) + \beta_3 \text{CAR} + \varepsilon$				
متغیرهای توضیحی	ضرایب متغیر در مدل	مقادیر آماره t	مقادیر P-Value	نتیجه‌گیری
مقدار ثابت	۴/۲۴	۳/۱۳	۰/۰۰	معنادار
Ln(TD)	-۱/۴۷	-۴/۴۸	۰/۰۰	معنادار
Ln(Sale)	۰/۰۸	۲/۰۱	۰/۰۴	معنادار
CAR	۰/۳۴	۶/۹۵	۰/۰۰	معنادار
آماره F		۱۷/۹۸۶۳۵	آزمون دوربین واتسون	۲/۰۱۱۴۵۴
P-Value		۰/۰۰۰۰۰۰	ضریب تعیین R ²	۰/۷۴۱۷۰۳
			ضریب تعیین تعدیل شده R ²	۰/۷۰۰۴۶۶
نتیجه کفایت مدل: با توجه به آماره F و مقدار P-Value که کمتر از ۵ درصد است، رابطه معنادار است.				

مقدار احتمال (یا سطح معنی‌داری) F در مدل برابر با ۰/۰۰ است. چون این مقادیر کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. یعنی مدل معنی‌داری وجود دارد. به عبارتی ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل این مدل از نوع خطی می‌باشد. با توجه به اینکه مقدار t بدست آمده متغیرهای امتیاز افشا، فروش و مجموع بازده شرکت، بزرگتر از مقدار متناظر آن در جدول (t_{0.۰۹۷۵}=۱/۹۶) بوده لذا می‌توان گفت، ارتباط خطی معناداری بین متغیرهای ذکر شده با متغیر کیو تو بین از لحاظ آماری وجود دارد. همچنین مقادیر p-value محاسبه شده در این متغیرها نیز موید این مطلب است، به طوری که P-Value در این متغیرها کمتر از ۵ درصد می‌باشند. ضریب امتیاز افشا در مدل معنادار و منفی می‌باشد، که نشان از ارتباط منفی بین ارزش شرکت و وقفه معاملاتی با توجه به امتیاز افشا و شفافیت می‌باشد. نتیجه فوق باعث پذیرش فرضیه سوم می‌شود و ارتباط بین ارزش شرکت و وقفه معاملاتی از طریق امتیاز افشا و شفافیت به اثبات می‌رسد.

نتایج آزمون رگرسیون فوق با نتایج رگرسیون قبلی که ارتباط بین وقفه معاملاتی و ارزش شرکت‌ها را بصورت مستقیم ارزیابی نمود مطابقت دارد.

مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۲/۰۱ است که مقادیر نزدیک به ۲ حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین باقیمانده‌های مدل است. همچنین ضریب تعیین تقریباً ۷۴٪ درصد می‌باشد. این ضریب بیانگر این است که متغیرهای مستقل در این مدل توانایی توجیه ۷۲ درصد از تغییرات کیو توین را دارا می‌باشند.

نتیجه‌گیری

تجزیه و تحلیل نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که افزایش حجم معاملاتی، کاهش نسبت عدم نقدشوندگی و کاهش وقفه‌های معاملاتی منجر به افزایش ارزش بنگاه می‌شود. این تاثیرگذاری به دو دلیل رخ می‌دهد. دلیل اول این است که نقدشوندگی به طور مستقیم بر ریسک و بازده سرمایه‌گذاران تاثیرگذار است، به اینصورت که افزایش حجم معاملات، کاهش نسبت عدم نقدشوندگی و کاهش وقفه‌های معاملاتی منجر به کاهش ریسک نقدشوندگی برای یک سهام خاص می‌شود. این منبع ریسک، که یکی از ریسک‌های شایع در بازارهای سرمایه است، منجر به کاهش بازده مورد انتظار و افزایش ارزش بنگاه‌ها در بازارهای سرمایه می‌شود. دلیل دوم، عدم نقدشوندگی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی موجود در سهام است. عدم تقارن اطلاعاتی باعث ایجاد شکاف قیمتی و یا در واقع باعث ایجاد شکاف در ارزش‌های ارزشیابی شده بوسیله سرمایه‌گذاران از ارزش‌های ذاتی سهام در بازار سرمایه می‌شود. این شکاف قیمتی باعث افزایش ریسک و در نهایت کاهش ارزش بازار سهام شرکت‌ها می‌شود.

نتایج این پژوهش با مطالعه کاشانی‌پور و همکاران (۱۳۸۹) که رابطه مثبتی بین امتیاز بیشتر کیفیت راهبری شرکتی و اختلاف کمتر قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام یافتند، مطابقت دارد. ضمن اینکه، کانکائیکرام و همکاران (۲۰۰۶) در پژوهشی به بررسی رابطه بین کیفیت حاکمیت شرکتی و تغییرات نقدشوندگی سهام، قبل و بعد از آگهی‌های سود سه ماهه پرداختند. نتایج پژوهش آنها نیز بیانگر رابطه مثبت و معنی‌دار بین کیفیت حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام بود. با وجود این، اعتمادی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی ارتباط بین برخی از ابزارهای حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام پرداختند. نتایج

نشان داد که بین ابزارهای حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه معناداری وجود ندارد.

یادداشتها:

- | | |
|--------------------------|----------------------|
| 1. Bhide | 2. Illiquidity |
| 3. Tamer et al. | 4. Tamer et al. |
| 5. Share markets | 6. Lang et al. |
| 7. Thang & Wang | 8. Barbed et al. |
| 9. kanakathigaram et al. | 10. disclosure score |

منابع:

احمدپور، احمد و رسائیان، امیر (۱۳۸۵)، رابطه بین معیارهای ریسک و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۶ صص ۶۱-۳۷.

خاکی، غلامرضا (۱۳۸۴)، روش تحقیق در مدیریت، انتشارات بازتاب.

فخاری، حسین و تقوی، سید روح الله (۱۳۸۸)، کیفیت اقلام تعهدی و مانده وجه نقد، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۵۷، صص ۸۴-۶۹.

کاشانی پور، محمد و نقی نژاد، بیژن (۱۳۸۸)، بررسی اثر محدودیت‌های مالی بر حساسیت جریان نقدی وجه نقد، تحقیقات حسابداری، شماره دوم، صص ۹۳-۷۲.

کاشانی پور، محمد و مهرانی، ساسان و پاشانژاد، یوسف (۱۳۸۹)، بررسی ارتباط برخی از ساز و کارهای نظام حاکمیت شرکتی با نقدشوندگی بازار، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم، شماره دوم، شماره پیاپی (۴)، تابستان، صص ۷۶-۶۱.

منصورفر، کریم (۱۳۸۵)، روش‌های آماری، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ پنجم.

مهرانی، ساسان و رسائیان، امیر (۱۳۸۸)، بررسی رابطه بین معیارهای نقدشوندگی سهام و بازده سالانه سهام در بورس اوراق بهادار تهران، مجله پیشرفت‌های حسابداری، صص ۲۳۰-۲۱۷.

Amihud, Y. & Mendelson, H. (2008). Liquidity, the value of the firm, and corporate governance. *Journal of Applied Corporate Finance*, 20, PP. 32-45.

- Ammann, M., Oesch, D. & Schmid, M.M. (2011). Corporate governance and firm value: international evidence. *Journal of Empirical Finance*, 18, PP. 36–55.
- Bartley R. D., David M. H., Robert A. V. & Richard S. W. (2013). Liquidity, Accounting Transparency and the Cost of Capital: Evidence from Real Estate Investment Trusts. *The Journal of Real Estate Research*, 36, No.2: PP. 221-251
- Bhide, A. (1993). The hidden costs of stock market liquidity. *Journal of Financial Economics*, 34, PP. 31–51.
- Brown, L. & Caylor. M. (2006). Corporate governance and firm operating performance, Working Paper, Georgia State University.
- Chen, W.P., Chung, H., Lee, C. & Liao, W-L. (2007). Corporate Governance and Equity Liquidity: analysis of S&P Transparency and Disclosure ranking, *Corporate Governance: An International Review*, 15, No. 4. PP. 644–660.
- Chung, K., Elder, J. & Kim, J. (2008). Corporate Governance and Liquidity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42, No 2. PP. 265-291.
- Connelly, J.T., Limpaphayom, P. & Nagarajan, N.J. (2012). Form versus substance: the effect of ownership structure and corporate governance on firm value in Thailand. *Journal of Banking & Finance*, 36, PP. 1722–1743.
- Dittmar, A., Mahrt-Smith, J. & H. Servaes. (2003). International Corporate Governance and Corporate Cash Holdings. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, PP. 111–133.
- Durnev, A. & Kim, E.H. (2005). To steal or not to steal: firm attributes, legal environment, and valuation. *Journal of Finance*, Vol. 60. PP. 1461–1493.
- Harford, J., Mansi, A. & William F. M. (2008). Corporate Governance and Firm Cash Holdings, *Journal of Financial Economics*, 87, PP.535-555.
- Jain, P., Kim, J.C. & Rezaee, Z. (2008). The Sarbanes–Oxley Act of 2002 and market liquidity. *Financial Review*, 43, PP. 361–382.
- Jensen. M.C. & Meckling, W.H. (1976). Theory of the Firm Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, 4, PP. 305-360.
- Kanagaretnam K., Gerald J. L. & Dennis J. W. (2007). Does Good Corporate Governance Reduce Information Asymmetry around Quarterly Earnings Announcements. *Journal of Accounting and Public Policy*, 26, PP. 497-522.
- Lang, M., Lins, K.V. & Maffett, M. (2012). Transparency, liquidity, and valuation: international evidence on when transparency matters

- most. *Journal of Accounting Research*, 50 (3), PP. 729–774.
- Mao L. Li., Chin M. Ch. & Chang Q. L. (2014). Dividend, liquidity and firm valuation: evidence from China AB share markets. *Applied Financial Economics*, 24, PP. 587-603.
- Maug, E. (1998). Large shareholders as monitors: Is there a trade-off between liquidity and control? *Journal of Finance*, Vol. 53. PP. 65–98.
- Sami H., Justin T. W. & Haiyan Z. (2009). Corporate governance and operating performance of Chinese listed firms. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 20, PP. 106–114.
- Shleifer, A., Vishny, R. W. (1997). A survey of corporate governance. *Journal of Finance*, 52, PP. 737–83.
- Tamer, E., Lorenzo, N. (2015). Corporate Governance, Risk Disclosure Practices, and Market Liquidity: Comparative Evidence from the UK and Italy. *Corporate Governance: An International Review*, 23, PP. 331–356.
- Tang, K. & Wang, C. (2011). Corporate Governance and Firm Liquidity: Evidence from the Chinese Stock Market. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47, Supplement 1. PP. 47-60.
- Wei-Xuan, L., Clara, C. & Joseph, J. (2012). The relationship between liquidity, corporate governance, and firm valuation. *Markets Review*, 13, PP. 465–477.