بررسی تاثیر تغییر حسابرس بر نقدشوندگی سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

حسن همتی [۱]

غلامحسن تقی زاد [۲]

محمدرضا طهماسبیان [۳]

چکیده

نقش عامل نقدشوندگی در ارز شگذاری دارایی ها بسیار مهم است، زیرا سرمایه گذاران به این موضوع توجه دارند که اگر بخواهند دارایی خود را به فروش برسانند، آیا بازار مناسبی برای آن ها وجود دارد یا خیر؟ تغییر حسابرسان و قابلیت اتکای متفاوتی که آنها نسبت به صورتهای مالی ایجاد می کنند انتظار می رود که روی دیدگاه استفاده کنندگان و در نتیجه نقدشوندگی سهام تاثیرگذار باشد. بدین منظور و برای بررسی فرضیه‌ی فوق ۱۱۰ شرکت در بازه ی زمانی سالهای ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ مورد بررسی

۱ عضو هیات علمی(استاد یار) دانشگاه آزاد اسلامی واحد کاشان

۲ دانشجوی دکتری دانشگاه آزاد اسلامی واحد کاشان

۳ .عضو هیات علمی (مربی) دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابهر mrt_acc7@yahoo.com

قرار گرفتند. یافته ها نشان می دهد که تغییر حسابرس از رتبه پایین تر به برتر و برتر به هم ردیف خود دارای رابطه‌ی مثبت و معنادار با نقدشونگی سهام دارد. هم‌چنین تغییر از رتبه‌ی برتر به پایین تر دارای رابطه‌ی منفی و معنادار با نقد شوندگی سهام دارد. از سوی دیگر تغییر حسابرس از رتبه ی پایین به هم رتبه ی خود، در این پژوهش دارای رابطه ی معنادار با نقدشوندگی سهام نمی باشد.

واژه های کلیدی: تغییر حسابرس، دوره تصدی حسابرس، نقد شوندگی سهام

مقدمه

رشد و گسترش بازارهای مالی فرصت های مختلف سرمایه گذاری را پیش روی بازیگران بازار قرار می دهد که آنها متناسب با ریسک و بازده هر دارایی در بازار و شرایط پیرامون آن اقدام به خرید و فروش آن دارایی می‌کنند. نرخ بازده مورد انتظار هر دارایی، نشانگر بازده از دست رفته تحت شرایط ریسک مساوی ناشی از تحصیل آن دارایی است. یکی از عوامل مؤثر بر ریسک دارایی ها قابلیت نقدشوندگی آن هاست . نقش عامل نقدشوندگی در ارز شگذاری دارایی ها ناشی از تبلور مفهوم ریسک عدم نقدشوندگی دارایی در ذهن خریدار است که می تواند باعث انصراف سرمایه گذار از سرمایه گذاری شود .هر چه ریسک ناشی از یک دارایی افزایش یابد، سرمایه گذار انتظار دریافت بازده بیشتری خواهد داشت و یکی از عوامل مهم مؤثر بر ریسک دارایی قابلیت نقدشوندگی آن است . با آنکه این عامل در تصمیم گیری ها نقش مهمی را ایفا می کند، ولی با وجود این تبدیل آن به عاملی عینی و کمی و اندازه گیری آن قدمت چندانی ندارد. موضوع نقدشوندگی به عنوان یک عامل تعیین کننده بازده سهام از اواسط دهه ۱۹۸۰ مطرح شده است .برخی از سرمایه گذاران ممکن است به سرعت به منابع مالی سرمایه گذاری خود نیاز داشته باشند که در چنین مواردی قدرت نقدشوندگی دارایی ها می تواند

اهمیت زیادی داشته باشد. اوراق بهاداری که در بورس اوراق بهادار با استقبال انجام معامله روبه رو می شوند می توانند بیانگر سرعت نقد شوندگی آن ها باشد.

از سوی دیگر قابلیت اعتماد و اتکای صورتها مالی وابسته به گزارش حسابرس و تاییدکنندگی آن می باشد. یکی از مواردی که کیفیت حسابرسی را تحت تاثیر قرار می‌دهد، دوره تصدی حسابرس است. دوره تصدی حسابرسی شرکت‌ها یک هدف روشن دارد و آن حفظ استقلال حسابرسان و در نهایت اعتبار بخشیدن به صورت‌های مالی منتشر شده از سوی شرکت‌ها است، لذا به منظور بهبود کیفیت حسابرسی و اتخاذ راهبردهایی برای افزایش آن ، تبصره ۲ بند ۱۰ دستورالعمل موسسات حسابرسی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار که در تاریخ ۸ مردادماه سال ۱۳۸۶ به تصویب شورای عالی بورس اوراق بهادار رسید، تغییر حسابرس مستقل را در فاصله زمانی ۴ ساله الزامی نموده است. در این میان و با در نظر گرفتن موسسات حسابرسی با دو درجه ی کیفی مختلف تغییر حسابرسان شرکتها می تواند چهار حالت مختلف داشته باشد که ارائه‌ی نظر هر یک از انواع مختلف حسابرسان می تواند قابلیت تایید و اتکای متفاوتی را ایجاد کند بنابراین انتظار می رود تغیر حسابرس شرکتها در میان موسسات حسابرسی مختلف و با درجه ی کیفیت متفاوت می تواند قابلیت اتکای گوناگونی را ایجاد کرده و دیدگاه استفاده کنندگان نسبت به توانایی و قابلیت اتکای آن اطلاعات و در نتیجه قدرت نقد شوندگی سهام شرکتها را تحت تاثیر قرار دهد.

مبانی نظری و پیشینه تجربی پژوهش

یکی از موضوع های اساسی در سرمایه گذاری میزان نقدشوندگی دارایی هاست . نقش عامل نقدشوندگی در ارز شگذاری دارایی ها بسیار مهم است؛ زیرا سرمایه گذاران به این موضوع توجه دارند که اگر بخواهند دارایی خود را به فروش برسانند، آیا بازار مناسبی برای آن ها وجود دارد یا خیر؟ قابلیت نقدشوندگی یک ورقه سهام به معنای امکان فروش سر یع آن است . هر چقدر سهمی را بتوان سریع تر و با هزینه کم تری به فروش رساند، می توان گفت که آن سهم ازنقد شوندگی بیشتری بر خوردار است .اوراق بهاداری که به طور روزانه و به دفعات مکرر معامله می شوند، نسبت به اوراق بهاداری که به دفعات محدود و یا دفعات کم معامله می شوند، قابلیت نقدشوندگی بیشتر و درنهایت ریسک کم تری دارند. نقش عامل نقدشوندگی در ارز شگذاری دارایی ها حایز اهمیت است، زیرا سرمایه گذاران به این موضوع توجه دارند که اگر بخواهند دارایی ها ی خود را به فروش رسانند، آیا بازار مناسبی برای آن ها وجود دارد یا خیر؟

هر چقدر قابلیت نقدشوندگی یک سهم کمتر باشد،آن سهم برای سرمایه گذاران جذابیت کم تری خواهد داشت، مگر این که بازده بیشتری عاید دارنده آن شود. نقدشوندگی تابعی از توانایی انجام معامله سریع با حجم بالایی از اوراق بهادار و هزینه پایین است. به این معنی که قیمت دارایی در فاصله زمانی میان سفارش تا خرید، تغییر چندانی نداشته باشد .درجه نقدشوندگی یک سرمایه گذاری وقتی پایین است که قیمت منصفانه آن به سرعت به دست نیاید .میزان

نقدشوندگی سهام بر تصمیمات سرمایه گذاران در تشکیل پرتفوی سرمایه گذار ی مؤثر است .به عبارت دیگر، سرمایه گذاران منطقی برای سهامی که نقدشوندگی کمتری دارد، صرف ریسک بیشتری را مطالبه می کنند و بازده مورد انتظار آنها بیشتر خواهد بود.

از آنجایی که در تهیه اطلاعات این احتمال وجود دارد که اهداف تهیه کننده اطلاعات با استفاده کنندگان از آن همسو نبوده و هر یک اهداف متفاوتی را داشته باشند، لذا نیاز به وجود حسابرس مستقلی که صحت اطلاعات ارائه شده را بررسی و نسبت به آن اظهار نظر نماید، احساس می‌گردد. بنابراین انتظار می‌رود که سرمایه‌گذاران و تصمیم‌گیرندگان، گزارش حسابرس و نوع گزارش وی را به عنوان مدرکی بر صحت اطلاعات و در نتیجه قابلیت اتکای آن اطلاعات در تصمیم گیری لحاظ کرده و گزارش حسابرس را در تصمیمات خود مدنظر قرار دهند.

به تدریج و با افزایش همکاری حسابرس با صاحبکار و در نتیجه افزایش دوره تصدی حسابرس بر یک سازمان، به خاطر آشنایی شرکت حسابرسی با سیستم‌های اطلاعاتی حسابداری ،تولیدات شرکت، سیاست‌های شرکت، فعالیت‌های صنعتی و غیره، صاحبکاران تمایل به حفظ همکاری با حسابرس دارند. دوره تصدی حسابرسی شرکت‌ها یک هدف روشن دارد و آن حفظ استقلال حسابرسان و در نهایت اعتبار بخشیدن به صورت‌های مالی منتشر شده از سوی شرکت‌ها است، لذا به منظور بهبود کیفیت حسابرسی و اتخاذ راهبردهایی برای افزایش آن ، تبصره ۲ بند ۱۰ دستورالعمل موسسات حسابرسی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار که در تاریخ ۸ مردادماه سال ۱۳۸۶ به تصویب شورای عالی بورس اوراق بهادار رسید، تغییر حسابرس مستقل را در فاصله زمانی ۴ ساله الزامی نموده است. با توجه به اینکه شروع این مهلت از تاریخ تصویب این دستورالعمل خواهد بود لذا الزام قانونی شورای بورس و اوراق بهادار در سال مالی ۱۳۹۰ برای شرکت ها قابل اجرا می‌باشد. در این بین برخی مجموعه شرکت-ها، بازه چرخش حسابرس را کمتر از ۴ سال تعیین نموده‌اند و تغییر حسابرس در زمانی کمتر از بازه تعیین شده صورت پذیرفته است.

در تحقیق حاضر به بررسی شرکت‌هایی که بر اساس الزام مفاد قانونی شورای عالی بورس اوراق بهادار اقدام به تغییر حسابرس نموده اند و همچنین شرکتهایی که در بازه زمانی کمتر از ۴ سال به

صورت اختیاری حسابرسان خود را تغییر داده‌اند پرداخته شده است. لذا با توجه به مطالب مطرح شده، در این تحقیق سعی شده است تا با اندازه‌گیری شاخص نقدینگی سهام در بازه زمانی مشخص، رابطه تغییر حسابرسان شرکت‌ها بر نقدشونگی سهام، به تفکیک شرکتهایی که چرخش حسابرسی را تجربه کرده‌اند، بررسی شود.

پیشینه تجربی پژوهش

داتار ، نایک و رادکلیف (۱۹۹۸) نسبت گردش را که آمیهود و مندلسون در ۱۹۸۶ پیشنهاد نموده اند، به عنوان شاخصی برای نقدشوندگی استفاده کرده اند .آن ها دریافتند، نقدشوندگی نقش معن ا داری در توضیح تغییرات مقطعی بازده سهام دارد .آن ها از عوامل کنترلی مانند اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده بازار استفاده کرده اند .

چوردیا (۲۰۰۱) معتقد است که یکی از فرضیه های منطقی این است که ریسک به تغییرات نقدشوندگی مربوط است و سطح نقدشوندگی بر بازده دارایی مؤثر است . در این پژوهش رابطه بین بازده مورد انتظار سهام و نوسانات فعالیت های معاملاتی به عنوان شاخصی برای نقدشوندگی مورد بررسی قرار گرفته است .همچنین رابطه بین بازده سهام و نوسانات حجم معاملات و با کنترل عواملی از قبیل اندازه و نسبت دفتری به بازار مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این پژوهش نشان می دهد که یک رابطه منفی بین بازده سهام و نوسانات حجم معاملات وجود دارد.

آمیهود (۲۰۰۲) اعلام نمود که عدم نقدشوندگی مورد انتظار بازار دارای رابطه مثبت با مازاد بازده پی شبینی شده سهام است .او در پژوهش خود ادعا نموده است که بخشی از مازاد بازده مورد انتظار را می توان به وسیله ی صرف عدم نقدشوندگی بیان نمود .معیار عدم نقدشوندگی دراین پژوهش نسبت قدر مطلق بازده سهام به حجم معاملات بر حسب دلار است .همچنین او ادعا نموده است که عدم نقدشوندگی تأثیر بیشتری بر صرف سهام شرکت های کوچک دارد.

مارشال و یوانگ (۲۰۰۳) رابطه بین نقدشوندگی و بازده سهام را مورد بررسی قرار داده اند . معیارهای نقدشوندگی مورد استفاده در این پژوهش شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش و نرخ گردش است . در مدل مورد استفاده این پژوهش از عوامل بازده بازار و اندازه نیز استفاده شده است که در نهایت به تأثیر منفی عامل اندازه نیز دست یافته اند.

آون و فاف (۲۰۰۳) تأثیر نقدشوندگی دارایی ها را در بازار استرالیا با استفاده از معیار نرخ گردش سهام در قیمت گذاری دارایی ها به صورت مقطعی مورد استفاده قرار داده اند. آن ها در این پژوهش

از داده های ماهانه و عوامل کنترلی نظیر نسبت ارزش دفتری به بازار و اندازه شرکت و مازاد بازده بازار استفاده کرده اند .با استفاده از چارچوب رگرسیون مقطعی به بررسی تأثیر نقدشوندگی (با معیار نرخ گردش سهام) در قیمت گذاری دارایی ها در بازار استرالیا با استفاده از داده های ماهانه و عوامل کنترلی همچون نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازه و مازاد بازده بازار پرداخته اند .

بیکرواستین (۲۰۰۳) مدلی برای توضیح افزایش نقدشوندگی هنگام کاهش شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش و یا کاهش تأثیر قیمت بر مبادلات و یا افزایش نرخ گردش ارایه دادند، نتایج بیانگر آن است که معیار نقدشوندگی آن ها با بازده سهام همبستگی مثبت بالایی دارد.

جینگ چن (۲۰۰۵) به بررسی صرف ریسک در قیمت گذاری. دارایی ها در بازار آمریکا پرداخته است .ابتدا در این پژوهش به توضیح صرف نقدشوندگی با متغیرهای اقتصاد کلان با دیدگاهی طولانی مدت پرداخته و سپس به تأثیر این عامل در قیمت گذاری دارایی ها توجه شده است .همچنین رویکرد این پژوهش، بررسی پرتفو یهای ساختگی در مدل سه عاملی با متغیرهای کنترلی اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است.

لانگستاف (۲۰۰۵) نشان داد، گروه های بسیار مهمی از دارایی ها نقدشوندگی کمی دارند و همیشه نمی توان آن ها را فوری معامله کرد . او در این پژوهش نقش عامل عدم نقدشوندگی در قیم تگذاری دارایی ها بررسی کرده است .در بازار برخی دارایی ها نقدشونده هستند، اما برخی دیگر در دوره های به نسبت طولانی مورد معامله قرار می گیرند .عدم نقدشوندگی یک تأثیر بسیار چشمگیر بر تصمی مگیری پرتفوی بهینه دارد. در این پژوهش بیان شده که یک دارایی نقدشونده می تواند ۲۵ درصد بیش از یک دارایی غیر نقدشونده ارزش داشته باشد .در شرایط جریان وجوه نقدی مساوی نشان داده شده ، بازده مورد انتظار و نوسانات قیمت یک دارایی می تواند به طور معنا داری باعث نقدشوندگی بیشتر دارایی شود.

.مارتینز ، نیتو و تاپیا (۲۰۰۵) به بررسی سه معیار مهم نقدشوندگی و میانگین بازده در بازار اسپانیا پرداخته اند .آن ها در این پژوهش از معیارهای نقدشوندگی مختلفی استفاده کرده اند اولین معیار نقدشوندگی معیار پاستور (۲۰۰۳) است که مبتنی بر رابطه عکس بین نوسانات قیمت و جریان سفارشات است معیار دوم نقدشوندگی معیار عمل بازار است که به صورت حساسیت بازده به تغییرات قیمت پیشنهاد خرید و فروش تعریف می شود و سرانجام معیار ارایه شده توسط آمیهود که قدر مطلق بازده سهام بر حجم معاملات بر حسب یورو است .نتیجه این پژوهش تجربی نشان می دهد ، معیار ارایه شده توسط آمیهود به طور معناداری باعث بهبود مدل قیمت گذار ی دارایی ها شده و بر سایر معیارهای نقدشوندگی ارجحیت دارد.

در سال ۲۰۰۵ جکسون و همکارانش در مقاله خود بیان کردند هرچند چرخش اجباری حسابرسان باعث افزایش هزینه‌های سهامداران می‌گردد, اما اما این هزینه در برابر زیان سرمایه گذاران بسیار ناچیز است. در واقع طی نتایج تحقیقات انجام شده هزینه چرخش اجباری حسابرسان درهر سال معادل ۱.۲ میلیارد دلار است در حالی که زیان وارد شده بر بازار سرمایه فقط بخاطر ورشکست شدن سه شرکت انرون , ورلدکام , تایکو معادل ۴۶۰ میلیارد دلار بود.

مارشال (۲۰۰۶) به معیارهای نقدشوندگی که بر اساس مبادلات شکل گرفته اند ، مانند نرخ گردش و قیمت پیشنهادی خرید و قیمت پیشنهادی فروش توجه کرده و متوجه تعارض بین معیارهای سنتی نقدشوندگی و معیارهای جدید نقدشوندگی شده است . او با جمع بندی پژوهش های پیشین به ارایه معیار جدیدی برای نقد شوندگی پرداخت و آن را مقدار وزنی سفارش نامید .

حساس یگانه و جعفری در سال ۱۳۸۹ در مقاله ای تحت عنوان" بررسی تاثیر چرخش موسسات حسابرسی بر کیفیت گزارش حسابرسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی تاثیرچرخش موسسات حسابرسی برکیفیت گزارش حسابرسی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادارتهران پرداختند. منظورایشان از چرخش موسسات حسابرسی جابجایی و تعویض حسابرسان در دوره های زمانی حداکثر چهارساله و کیفیت حسابرسی نیز حاصل جمع شایستگی(توانایی کشف اشتباهات) و استقلال حسابرسان (انگیزه گزارش مواردکشف شده) بود. نتیجه تحقیق ایشان نشان داد که چرخش موسسات حسابرسی موجب افزایش کیفیت حسابرسی نمی گردد.

یحیی زاده فر و همپژوهان (۱۳۸۹) به بررسی رابطه نقدشوندگی با بازده سهام در شرکتهای بورس اوراق بهادار پرداختند. یافته های آنها با بررسی در بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ نشانگر رابطه ی مثبت و معنادار بین ضریب نرخ گردش و بازده سهام است. این امر می تواند به دلیل افزایش جذابیت سهام نقد شونده و افزایش تقاضا برای آن سهام است.

دارابی و مرادلو (۱۳۹۰) به بررسی رابطه بین شفافیت اطلاعات و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند .از نظر آنها سود حسابداری در صورتی بر تصمیمات اثربخش بوده و دارای محتوای اطلاعاتی است که دارای کیفیت و شفافیت باشد .به عبارت دیگر شفافیت بیشتر منجر به افزایش محتوای اطلاعاتی سود حسابداری می شود .یافته های آنها طی دوره زمانی ۱۳۸۲ الی ۱۳۸۸ در ۱۰۷ شرکت نمونه پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نشا ن دهنده عدم وجود رابطه مثبت بین شفافیت اطلاعات با محتوای اطلاعاتی سود حسابداری است.

ستایش و همکاران (۱۳۹۰) به برر سی تأثیر کیفیت افشا بر نقد شوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. برای سنجش نقد شوندگی نیز از معیارهای نرخ گردش سهام، تعداد سهام مبادله شده و حجم ریالی مبادلات استفاده گردید . یافته های آنها با بررسی ۱۰۵ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ بیانگر آن است که بین اندازه شرکت و نقدشوندگی جاری و آتی آن رابطه مثبت و معناداری وجود دارد، اما رابطه معناداری بین کیفیت افشا و نقدشوندگی جاری و آتی شرکت وجود ندارد .در مجموع یافته های حاصل از پژوهش‌های ذکر شده نشان دهنده این بوده است که شفافیت اطلاعات مالی میتواند بر بازده مورد انتظار سهامداران و نقدشوندگی سهام تاثیرگذار باشد.

حقیقت و همپژوهان (۱۳۹۲) شفافیت اطلاعات و نقد شوندگی سهام را مورد بررسی قرار دادند. آنها با بررسی ۶۴۰ سال - شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ به این نتیجه رسیدند که بین شفافیت اطلاعات و نقد شوندگی سهام رابطه ی مثبت و معنادار وجود دارد. علاوه بر این یافته های آنها نشانگر ان است که بین معیار شفافیت و بازده مورد انتظار سهامداران رابطه ی معناداری وجود ندارد.

سوال و فرضیه تحقیق

با توجه به مبانی نظری و پیشینه ی تجربی پژوهش سوال تحقیق به صورت زیر مطرح می‌شود:

آیا بین تغییر حسابرس و نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه وجود دارد؟

برای دستیابی به پاسخ سوال تحقیق و در راستای دستیابی به هدف تحقیق فرضیه‌ی آن بدین صورت طراحی می گردد:

بین تغییر حسابرس و نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.

قلمرو تحقیق

قلمرو زمانی: قلمرو زمانی این تحقیق، بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ را شامل می‌شود.

قلمرو مکانی: قلمرو مکانی تحقیق حاضر شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می-باشد که با توجه به معیارهای زیر انتخاب شده اند:

۱- سال مالی منتهی به پایان اسفندماه هر سال باشد.

۲- شرکت طی سال های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ تغییر سال مالی نداده باشد.

۳- اطلاعات مالی لازم به منظور استخراج داده های مورد نیاز در دسترس باشد.
۴- تا پایان سال مالی ۱۳۸۸ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.
۵- جزء شرکت های تخصصی سرمایه گذاری و بانکی نباشند، زیرا این شرکت ها ماهیت و طبقه بندی اقلام صورت‌های مالی متفاوتی دارند.

مدل تحقیق

تحقیق حاضر بر آن است که رابطه بین تغییر حسابرس و نقد شوندگی سهام را آزمون نماید. بنابراین تحقیق حاضر از نوع همبستگی بوده و برای تجزیه و تحلیل از مفهوم رگرسیون چندگانه استفاده می‌نماید. بدین منظور می‌توان از مدل زیر استفاده نمود:

$$T_{i.t} = \alpha_{.} + \alpha_{۱} Switch_{i,t} + \alpha_{۲} Size_{i,t} + \alpha_{۳} Lev_{i,t} + \alpha_{٤} ROA_{i,t} + \alpha_{۵} SGROW_{i,t} + \alpha_{٦} Quick_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۱)

T: نقدشوندگی سهام
Switch: تغییر حسابرس
Size: اندازه شرکت
Lev: اهرم مالی
ROA: نرخ بازده دارایی‌ها
SGROW: رشد فروش
Quick: نسبت آنی

متغیرهای تحقیق

- **متغیر مستقل**

برای بررسی تاثیر تغییر حسابرسی مستقل بر این مدل و حسابرس جانشین بعدی رتبه موسسات حسابرسی را به عنوان متغیر نماینده در نظر گرفته می‌شود که به شرح ذیل می‌باشد:

۱. تغییر حسابرس از رتبه برتر (الف) به رتبه پایین‌تر (ب)
۲. تغییرحسابرس از رتبه پایین‌تر (ب) به رتبه بالاتر (الف)
۳. تغییرحسابرس از رتبه برتر (الف) به رتبه هم ردیف دیگر (الف)
۴. تغییر حسابرس از رتبه پایین‌تر (ب) به رتبه هم ردیف دیگر (ب)

با جایگذاری اقلام مدل ذکر شده میزان نقدینگی سهام شرکت‌ها مشخص می‌شود که از طریق فرمول فوق برای شرکت i در زمان t حاصل می‌گردد.

- **متغیر وابسته**

فدراسیون بین‌المللی بورس (WFE) اطلاعات مربوط به شاخص سرعت گردش سهام اعضای خود را سالانه با استفاده از فرمول زیر محاسبه و منتشر می‌کند:

مدل (۲)

$$\mathbf{T = \frac{V}{N}}$$

که در آن V بیانگر حجم معاملات و N تعداد سهام شرکت است. گفتنی است، در محاسبه حجم معاملات برای جلوگیری از تورش ناشی از معاملات عمده، حجم معاملات بلوکی از کل حجم معاملات کم شده است.

- **متغیرهای کنترل**

متغیرهای کنترلی تحقیق به شرح زیر هستند:

۱- **اندازه شرکت (Size)**: لگاریتم طبیعی ارزش کل دارایی‌های شرکت در پایان سال جاری.

۲- **اهرم مالی (Lev)**: نسبت جمع بدهی‌ها بر جمع دارایی‌های شرکت در پایان سال جاری.

۳- **نرخ بازده دارایی‌ها (ROA)**: نسبت نرخ بازده دارایی‌ها که از تقسیم سود خالص بر کل دارایی‌ها محاسبه می‌گردد.

۴- **رشد فروش (SGrowth)**: رشد فروش که از تقسیم (تفاوت مبلغ فروش سالی جاری و سال گذشته) بر فروش سال گذشته محاسبه می‌گردد.

۵- **نسبت آنی (Quick)**: نسبت آنی از تقسیم دارایی‌های جاری بر بدهی‌های جاری به دست می‌آید.

یافته های آماری پژوهش

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیرهای تحقیق	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	کشیدگی	چولگی	انحراف معیار
تغییر اجباری حسابرس	۲/۲۲۴	۲/۰۰۰	۴/۰۰۰	۰/۰۰۰	۴/۳۲۸	۵۵/۳۳	۰/۴۸۹
تغییر اختیاری حسابرس	۱/۷۵۴	۳/۰۰۰	۳/۰۰۰	۰/۰۰۰	۳/۷۲۱	۳۹/۶۲	۰/۳۲۵
حجم معاملات سهام	۴/۳۸۷	۴/۲۱۴	۹/۰۱۰	۲/۳۵۶	-۸/۰۳	۶۵/۳۹	۲/۲۳۵
اندازه شرکت	۵/۹۰۲	۵/۸۶۲	۸/۰۷۸	۴/۳۸۸	۰/۶۵۸	۴/۳۲	۰/۶۱۷
اهرم مالی	۰/۶۸۵	۰/۶۶۱	۲/۷۵۵	۰/۰۹۶	۰/۵۴۶	۵/۱۱	۰/۲۶۹
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۱۲۷	۰/۱۰۹	۱/۵۴۹	-۰/۴۳۹	۰/۲۲۸	۳/۰۳	۰/۱۶۹
رشد فروش	۰/۲۱۸	۰/۱۲۰	۲۰/۹۷۶	-۰/۸۹۹	۰/۵۴۶	۵/۱۱	۰/۹۶۹
نسبت آنی	۰/۵۳۲	۰/۴۸۱	۰/۸۵۵	۰/۰۱۲	۰/۷۲۳	۸/۶۵	۰/۲۳۰

تعداد مشاهدات مورد بررسی برای برآورد مدل فرضیه ۵۵۰ مشاهده از ۱۱۰ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۳ است. نتایج حاصل از نرمال بودن در ادامه با توجه به نتایج حاصل از آزمون جاکوبرا تحلیل شده است؛ ولی با توجه به جدول فوق نیز می‌توان تا حدودی تشخیص داد که داده‌ها نرمال هستند یا خیر. همانطور که در جدول بالا نیز می‌بینیم داده‌های میانگین و میانه در یک رنج و نزدیک

به هم هستند. بر اساس پیش‌فرض‌های آمار در صورتی که داده‌های میانگین و میانه نزدیک بهم باشند نشان از نرمال بودن داده‌ها است که در جدول فوق این فرض به اثبات رسیده است.

برای بررسی نرمال بودن متغیرهای تحقیق از آزمون جاکوبرا استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون نرمال بودن (جارکوبرا) متغیرهای مدل مرتبط با فرضیه تحقیق در جدول ۲ ارائه شده است:

H_0: داده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌کنند

H_1: داده‌ها از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند

جدول ۲: نتایج آزمون نرمال بودن (جارکوبرا) متغیرهای مدل تحقیق

متغیرهای تحقیق	جارکوبرا	
	آماره آزمون	معناداری
تغییر اجباری حسابرس	۲/۰۹۹	۰/۵۷۳
تغییر اختیاری	۱/۸۵۵	۰/۶۲۰
حجم معاملات سهام	۱/۸۵۹	۰/۶۱۵
اندازه شرکت	۲/۹۳۳	۰/۳۴۹
اهرم مالی	۲/۱۱۸	۰/۵۵۷
نرخ بازده دارایی‌ها	۱/۵۳۲	۰/۶۸۲
رشد فروش	۲/۶۴۵	۰/۴۹۸
نسبت آنی	۱/۳۴۲	۰/۷۴۴

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، برای کلیه متغیرهای مدل‌های تحقیق، سطح معناداری در آزمون نرمال بودن (جارکوبرا) بالاتر از ۰/۰۵ است که این نشان‌دهنده این است که همه متغیرهای تحقیق نرمال هستند و فرض نرمال بودن متغیرهای تحقیق پذیرفته می‌شود.

۱. بین تغییر حسابرس (تغییر حسابرس از رتبه برتر به رتبه پایین‌تر) و نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.

برای برآورد مدل، ابتدا به منظور گزینش یکی از روش‌های داده‌های تابلوئی و داده‌های تلفیقی، از آزمون قابلیت ادغام استفاده شده است. جدول شماره ۳ نتایج حاصل از آزمون قابلیت ادغام برای مدل برآورد شده برای فرضیه تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۳: نتایج حاصل از آزمون قابلیت ادغام

آماره آزمون	درجه آزادی	معناداری
۲/۷۲۳	(۱۰۹, ۴۳۶)	۰/۰۰۰

چنانچه جدول شماره ۳ نشان می‌دهد، مقدار معناداری آماره F کوچک‌تر از ۰/۰۵ است که برتری استفاده از روش داده‌های تابلوئی در برابر روش داده‌های ادغام شده را نشان می‌دهد. از آنجا که فرضیه صفر آزمون قابلیت ادغام پذیرفته نشده است، بنابراین برای انتخاب یکی از روش‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده شده است. جدول شماره ۴ نتایج حاصل از آزمون هاسمن برای مدل مربوط به فرضیه تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۴: نتایج حاصل از آزمون هاسمن

آماره کای‌مربع	درجه آزادی	معناداری
۹/۰۵۶	۶	۰/۰۷۹

همان‌طور که جدول شماره ۴ نشان می‌دهد، مقدار معناداری آماره کای‌مربع بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است که نشان‌دهنده مرجح بودن استفاده از روش داده‌های تابلوئی اثرات تصادفی در مقابل اثرات ثابت است. بنابراین، برای برآورد مدل مربوط به فرضیه اول از روش داده‌های تابلوئی اثرات تصادفی استفاده شده است که نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیون، در جدول‌های شماره ۵ و ۶ ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج حاصل از بررسی کلی مدل

ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین- واتسون
۰/۶۴۱	۰/۶۱۵	۱۶/۴۳۴	۰/۰۰۰	۱/۸۹۵

همان‌طور که در جدول شماره ۵ ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر این است که فرضیه صفر آماری که همان بی‌معنا بودن کل مدل (صفر بودن تمام ضرایب) است، رد می‌شود و مدل رگرسیون برآورد شده، در کل معنادار است. در این مدل، ضریب تعیین برابر با ۰/۶۴۱ است. یعنی ۶۴/۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است. همچنین، مقدار آماره دوربین- واتسون مدل که برابر با ۱/۸۹۵ است، در فاصله بین ۱/۵۰۰ و ۲/۵۰۰ قرار دارد و نشان‌دهنده این است که بین خطاهای مدل خودهمبستگی وجود ندارد. در ادامه نتایج حاصل از بررسی ضرایب متغیرهای مدل که در جدول شماره ۴-۷ ارائه شده است، توضیح داده می‌شود.

جدول ۶: نتایج حاصل از بررسی ضرایب جزئی مدل

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
تغییر حسابرس	-۰/۹۲۹	۰/۰۴۸	-۲/۸۹۳	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	۰/۵۵۵	۰/۰۷۵	۷/۳۳۱	۰/۰۰۰
اهرم مالی	۰/٤٦٤	۰/۲۲۵	۲/۰۵۹	۰/۰۳۲
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۵۳۹	۰/۲۸۳	۲/۲۰۵	۰/۰۳۰
رشد فروش	۲/۲۲۵	۰/٤۷٦	٤/٦٦۷	۰/۰۰۰
نسبت آنی	۱/۳٦۵	۰/۲۲۱	۳/۱۵۹	۰/۰۰۰
مقدار ثابت	۲/۲۲۵	۰/٤۷٦	٤/٦٦۷	۰/۰۰۰

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضریب منفی متغیر مستقل مورد بررسی، بیانگر این است که در صورت تغییر حسابرس از رتبه برتر به رتبه پایین‌تر میزان نقدشوندگی سهام کاهش می‌یابد. سطح معناداری مربوط به آماره t متغیر مستقل نیز بیانگر این است که این رابطه از لحاظ آماری معنادار است. بنابراین، فرضیه تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. ضریب و سطح معناداری آماره t مربوط به متغیرهای کنترلی نیز بیانگر این است که اندازه شرکت، اهرم مالی، نرخ بازده دارایی-ها، رشد فروش و نسبت آنی دارای رابطه مثبت و معنادار با میزان نقدشوندگی سهام است.

۲. بین تغییر حسابرس (تغییر حسابرس از رتبه پایین‌تر به رتبه بالاتر) و نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.

برای برآورد مدل، ابتدا به منظور گزینش یکی از روش‌های داده‌های تابلوئی و داده‌های تلفیقی، از آزمون قابلیت ادغام استفاده شده است. جدول شماره ۷ نتایج حاصل از آزمون قابلیت ادغام برای مدل برآورد شده برای فرضیه تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۷: نتایج حاصل از آزمون قابلیت ادغام

آماره آزمون	درجه آزادی	معناداری
٦/٨٢٦	(١٠٩, ٤٣٩)	٠/٠٠٠

چنانچه جدول شماره ۷ نشان می‌دهد، مقدار معناداری آماره F کوچک‌تر از ۰/۰۵ است که برتری استفاده از روش داده‌های تابلوئی در برابر روش داده‌های ادغام شده را نشان می‌دهد. از آنجا که فرضیه صفر آزمون قابلیت ادغام پذیرفته نشده است، بنابراین برای انتخاب یکی از روش‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده شده است. جدول شماره ۸ نتایج حاصل از آزمون هاسمن برای مدل مربوط به فرضیه تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۸: نتایج حاصل از آزمون هاسمن

آماره کای‌مربع	درجه آزادی	معناداری
١٩/٢٦٦	٦	٠/٠٠٠

همان‌طور که جدول شماره ۸ نشان می‌دهد، مقدار معناداری آماره کای‌مربع بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است که نشان‌دهنده مرجح بودن استفاده از روش داده‌های تابلوئی اثرات تصادفی در مقابل اثرات ثابت است. بنابراین، برای برآورد مدل مربوط به فرضیه دوم از روش داده‌های تابلوئی اثرات تصادفی استفاده شده است که نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیون، در جدول‌های شماره ۹ و ۱۰ ارائه شده است.

جدول ۹: نتایج حاصل از بررسی کلی مدل

ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین- واتسون
٠/٦١٧	٠/٦٠٨	١٨/٨١٥	٠/٠٠٠	١/٨٣٣

همان‌طور که در جدول شماره ۹ ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر این است که فرضیه صفر آماری که همان بی‌معنا بودن کل مدل (صفر بودن تمام ضرایب) است، رد می‌شود و مدل رگرسیون برآورد شده، در کل معنادار است. در این مدل، ضریب تعیین برابر با ۰/۶۱۷ است. یعنی ۶۱/۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است. همچنین، مقدار آماره دوربین- واتسون مدل که برابر با ۱/۸۳۳ است، در فاصله بین ۱/۵۰۰ و ۲/۵۰۰ قرار دارد و نشان‌دهنده این است که بین خطاهای مدل خودهمبستگی وجود ندارد.

جدول ۱۰: نتایج حاصل از بررسی ضرایب جزئی مدل

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
تغییر اختیاری حسابرس	۰/۹۲۹	۰/۰۴۸	۲/۰۲۴	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	۰/۵۵۵	۰/۰۷۵	۷/۳۳۱	۰/۰۰۰
اهرم مالی	۰/۴۶۴	۰/۲۲۵	۲/۰۵۹	۰/۰۰۳
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۵۳۹	۰/۲۸۳	۲/۲۱۱	۰/۰۰۶
رشد فروش	۰/۵۷۴	۰/۲۷۵	۲/۰۸۴	۰/۰۳۷
نسبت آنی	۵/۹۳۳	۰/۰۲۷	۲/۱۶۹	۰/۰۰۰
مقدار ثابت	۰/۲۲۵	۰/۴۷۶	۴/۶۶۷	۰/۰۰۰

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضریب مثبت متغیر مستقل مورد بررسی، بیانگر آن است که در صورت تغییر حسابرس از رتبه پایین‌تر به رتبه بالاتر میزان نقدشوندگی سهام افزایش می‌یابد. سطح معناداری مربوط به آماره t متغیر مستقل نیز بیانگر این است که این رابطه از لحاظ آماری معنادار است. بنابراین، فرضیه تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. ضریب و سطح معناداری

آماره t مربوط به متغیرهای کنترلی نیز بیانگر این است که اندازه شرکت، اهرم مالی، نرخ بازده دارایی-ها، رشد فروش و نسبت آنی دارای رابطه مثبت و معنادار با میزان نقدشوندگی سهام است.

بین تغییر حسابرس (تغییر حسابرس از رتبه برتر به رتبه هم ردیف دیگر) و نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.

برای برآورد مدل، ابتدا به منظور گزینش یکی از روش‌های داده‌های تابلوئی و داده‌های تلفیقی، از آزمون قابلیت ادغام استفاده شده است. جدول شماره ۱۱ نتایج حاصل از آزمون قابلیت ادغام برای مدل برآورد شده برای فرضیه تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۱۱: نتایج حاصل از آزمون قابلیت ادغام

آماره آزمون	درجه آزادی	معناداری
۵/۳۲۶	(۱۰۹, ۴۳۸)	۰/۰۰۰

چنانچه جدول شماره ۱۱ نشان می‌دهد، مقدار معناداری آماره F کوچک‌تر از ۰/۰۵ است که برتری استفاده از روش داده‌های تابلوئی در برابر روش داده‌های ادغام شده را نشان می‌دهد. از آنجا که فرضیه صفر آزمون قابلیت ادغام پذیرفته نشده است، بنابراین برای انتخاب یکی از روش‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده شده است. جدول شماره ۱۲ نتایج حاصل از آزمون هاسمن برای مدل مربوط به فرضیه تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۱۲: نتایج حاصل از آزمون هاسمن

آماره کای‌مربع	درجه آزادی	معناداری
۱۵/۱۳۶	۶	۰/۰۲۰

همان‌طور که جدول شماره ۱۲ نشان می‌دهد، مقدار معناداری آماره کای‌مربع کوچک‌تر از ۰/۰۵ است که نشان‌دهنده مرجح بودن استفاده از روش داده‌های تابلوئی اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی

است. بنابراین، برای برآورد مدل مربوط به فرضیه سوم از روش داده‌های تابلوئی اثرات ثابت استفاده شده است که نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیون، در جدول‌های شماره ۱۳ و ۱۴ ارائه شده است.

جدول ۱۳: نتایج حاصل از بررسی کلی مدل

ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین- واتسون
۰/۷۳۲	۰/۷۱۷	۱۳/۵۷۴	۰/۰۰۰	۱/۹۵۷

همان‌طور که در جدول شماره ۱۳ ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر این است که فرضیه صفر آماری که همان بی‌معنا بودن کل مدل (صفر بودن تمام ضرایب) است، رد می‌شود و مدل رگرسیون برآورد شده، در کل معنادار است. در این مدل، ضریب تعیین برابر با ۰/۷۳۲ است. یعنی ۷۳/۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است. همچنین، مقدار آماره دوربین- واتسون مدل که برابر با ۱/۹۵۷ است، در فاصله بین ۱/۵۰۰ و ۲/۵۰۰ قرار دارد و نشان‌دهنده این است که بین خطاهای مدل خودهمبستگی وجود ندارد. در ادامه نتایج حاصل از بررسی ضرایب متغیرهای مدل که در جدول شماره ۴-۱۵ ارائه شده است، توضیح داده می‌شود.

جدول ۱۴: نتایج حاصل از بررسی ضرایب جزئی مدل

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
تغییر اجباری حسابرس	۰/۵۶۲	۰/۰۲۵	۳/۹۲۱	۰/۰۳۲
اندازه شرکت	۰/۵۶۶	۰/۰۶۹	۹/۳۰۱	۰/۰۲۵
اهرم مالی	۰/۲۵۳	۰/۱۷۱	۲/۳۰۶	۰/۰۳۰
نرخ بازده دارایی‌ها	-۰/۱۱۳	۰/۲۲۳	-۳/۱۴۱	۰/۰۰۰
رشد فروش	۰/۶۵۲	۰/۲۱۱	۳/۵۲۴	۰/۰۰۰
نسبت آنی	۴/۲۵۱	۰/۰۸۵	۳/۷۵۲	۰/۰۳۰
مقدار ثابت	۰/۵۳۶	۰/۱۲۵	۳/۳۱۸	۰/۰۲۱

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضریب مثبت متغیر مستقل مورد بررسی، بیانگر آن است که در صورت تغییر حسابرس از رتبه برتر به رتبه هم ردیف دیگر میزان نقدشوندگی سهام افزایش می‌یابد. سطح معناداری مربوط به آماره t متغیر مستقل نیز بیانگر این است که این رابطه از لحاظ آماری معنادار است. بنابراین، فرضیه تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. ضریب و سطح معناداری آماره t مربوط به متغیرهای کنترلی نیز بیانگر این است که اندازه شرکت، اهرم مالی، رشد فروش و نسبت آنی دارای رابطه مثبت و معنادار با میزان نقدشوندگی سهام است. در حالیکه نرخ بازده دارایی‌ها دارای رابطه منفی و معنادار با با میزان نقدشوندگی سهام است.

۳. بین تغییر حسابرس (تغییر حسابرس از رتبه پایین‌تر به رتبه هم ردیف دیگر) و نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.

برای برآورد مدل، ابتدا به منظور گزینش یکی از روش‌های داده‌های تابلوئی و داده‌های تلفیقی، از آزمون قابلیت ادغام استفاده شده است. جدول شماره ۱۵ نتایج حاصل از آزمون قابلیت ادغام برای مدل برآورد شده برای فرضیه تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۱۵: نتایج حاصل از آزمون قابلیت ادغام

آماره آزمون	درجه آزادی	معناداری
۷/۳۱۸	(۱۰۹, ۴۳۵)	۰/۰۰۱

چنانچه جدول شماره ۱۵ نشان می‌دهد، مقدار معناداری آماره F کوچک‌تر از ۰/۰۵ است که برتری استفاده از روش داده‌های تابلوئی در برابر روش داده‌های ادغام شده را نشان می‌دهد. از آنجا که فرضیه صفر آزمون قابلیت ادغام پذیرفته نشده است، بنابراین برای انتخاب یکی از روش‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده شده است. جدول شماره ۱۶ نتایج حاصل از آزمون هاسمن برای مدل مربوط به فرضیه تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول ۱۶: نتایج حاصل از آزمون هاسمن

آماره کای‌مربع	درجه آزادی	معناداری
۱۰/۵۲۴	۶	۰/۰۰۰

همان‌طور که جدول شماره ۱۶ نشان می‌دهد، مقدار معناداری آماره کای‌مربع کوچک‌تر از ۰/۰۵ است که نشان‌دهنده مرجح بودن استفاده از روش داده‌های تابلوئی اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی است. بنابراین، برای برآورد مدل مربوط به فرضیه چهارم از روش داده‌های تابلوئی اثرات ثابت استفاده شده است که نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیون، در جدول‌های شماره ۱۷ و ۱۸ ارائه شده است.

جدول ۱۷: نتایج حاصل از بررسی کلی مدل

ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره F	معناداری آماره F	آماره دوربین- واتسون
۰/۶۵۵	۰/۶۳۲	۱۰/۱۸۴	۰/۰۰۰	۱/۷۲۴

همان‌طور که در جدول شماره ۱۷ ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر این است که فرضیه صفر آماری که همان بی‌معنا بودن کل مدل (صفر بودن تمام ضرایب) است، رد می‌شود و مدل رگرسیون برآورد شده، در کل معنادار است. در این مدل، ضریب تعیین برابر با ۰/۶۵۵ است. یعنی ۶۵/۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است. همچنین، مقدار آماره دوربین- واتسون مدل که برابر با ۱/۷۲۴ است، در فاصله بین ۱/۵۰۰ و ۲/۵۰۰ قرار دارد و نشان‌دهنده این است که بین خطاهای مدل خودهمبستگی وجود ندارد. در ادامه نتایج حاصل از بررسی ضرایب متغیرهای مدل که در جدول شماره ۴-۱۵ ارائه شده است، توضیح داده می‌شود.

جدول ۱۸: نتایج حاصل از بررسی ضرایب جزئی مدل

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
تغییر اختیاری حسابرس	-۰/۹۰۵	۰/۰۴۹	-۴/۳۸۰	-۰/۱۷۵
اندازه شرکت	۰/۱۱۱	۰/۰۴۳	۲/۵۷۴	۰/۰۱۹
اهرم مالی	-۰/۱۰۴	۰/۰۴۹	-۲/۱۱۳	۰/۰۰۳۵
نرخ بازده دارایی‌ها	-۰/۱۰۷	۰/۰۴۸	-۲/۲۵۰	۰/۰۲۵
رشد فروش	۰/۰۸۵	۰/۰۱۵	۵/۵۶۲	۰/۰۰۰
نسبت آنی	-۳/۰۳۵	۰/۰۲۴	-۲/۵۲۵	۰/۰۱۲
مقدار ثابت	۰/۰۳۸	۰/۰۱۶	۲/۳۰۱	۰/۰۳۵

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، فرضیه تغییر حسابرس از رتبه پایین‌تر به رتبه هم ردیف دیگر مورد پذیرش واقع نشد و دارای رابطه‌ی معنادار با نقدشوندگی سهام نمی باشد. ضریب و سطح معناداری آماره t مربوط به متغیرهای کنترلی نیز بیانگر این است که اندازه شرکت و رشد فروش دارای رابطه مثبت و معنادار با میزان نقدشوندگی سهام است. در حالیکه اهرم مالی، نرخ بازده دارایی‌ها و نسبت آنی دارای رابطه منفی و معنادار با با میزان نقدشوندگی سهام است.

نتیجه گیری

هدف از پژوهش بررسی تاثیرتغییر حسابرس بر نقدشوندگی سهام است. از آنجایی که تغییر حسابرسان می تواند بر اساس الزام به تغییرحسابرس در بازه‌ی زمانی ۴ ساله باشد و یا اینکه این تغییر به صورت اختیاری و قبل از بازه ی زمانی مذکور انجام گیرد. در این پژوهش هز دو نوع تغییردر نظر گرفته شده است و تاثیر آن بر نقدشوندگی سهام مورد بررسی قرار گرفته است. براساس تجزیه و تحلیل انجام شده و یافته های آماری این پژوهش می توان اینگونه نتیجه گیری کرد که تغییر حسابرس از رتبه‌ی پایین تر به بالاتر و رتبه ی برتر به رتبه ی هم ردیف تاثیر مثبت روی نقدشوندگی سهام دارند و تغییراز رتبه‌ی برتر به پایین تر تاثیر منفی روی نقدشوندگی سهام دارد. همچنین تغییراز رتبه ی پایین تر به هم رتبه ی خود روی نقدشوندگی سهام تاثیر معنادار ندارد.

منابع

۱- حساس یگانه، یحیی؛ جعفری، ولی الله (۱۳۸۹)؛ بررسی تاثیر چرخش موسسات حسابرسی بر کیفیت گزارش حسابرسی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران؛ فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۹، بهار۸۹، سال سوم، صص ۴۲-۲۵

۲- دارابی، رویا، مرادلو، حسین (۱۳۹۰)؛ بررسی رابطه بین شفافیت اطلاعات و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری در شرکتهای پذیرفته شده در بوس اوراق بهادار تهران .فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت، شماره یازدهم، صص ۴۱-۵۱

۳- ستایش، محمد حسین، کاظم نژاد، مصطفی، ذوالفقاری، مهدی(۱۳۹۰)؛ .بررسی تأثیر کیفیت افشا برنقدشوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران . مجله پژوهش های حسابداری مالی، سال سوم، شماره سوم، صص۷۴-۵۵

4-Acharya V, Pedersen L (2005). Asset pricing with liquidity risk, Journal of Financial Economics, 77: 375–410.

5-Damodaran Aswath (2005). Marketability and Value: Measuring the Illiquidity Discount, Stern School of Business.

6- Baker M. Stein J (2003). Market Liquidity as a Sentiment Indicator, Journal of Financial Markets 7 (3).

7- Bortolotti B, De Jong F, Nicodano G, Ibolya S (2006). Privatization and Stock Market Liquidity, Journal of Banking and Finance, Social Scien Electronic Publishing.

8-Marshall Ben R, Martin Young (2003). Liquidity and stock returns in pure order-driven markets: evidence from the Australian stock market,International Review of Financial Analysis, 12 Extrapolative Expectations: Implications for Volatility and Liquidity: 173–188.

9-Datar V, naik, Radkluiffe R (1998). Liquidity and Stock Return: An Alternative Test, Journal of Financial Market 1: 203-219.

10-Francis A. Longstaff (2005). Asset Pricing In Markets With Illiquid AssetsUniversity of California, Los Angeles - Finance Area; National Bureau of Economic Research (NBER).

11-Jing Chen (2005). Pervasive Liquidity Risk and Asset Pricing, Job Market Paper.
12-Liu, Weimin (2006). A liquidity-augmented capital asset pricing model, Journal of financial Economics, 82: 631–671.
13-Marshal B, Martin Y (2006). Liquidity and Stock Return in Pure Order-Driven Market: Evidence From The Australian Stock Market, International Review of Financial Analysis.
14-Miguel A, Martı´nez, Bele´n Nieto, Gonzalo Rubio, Mikel Tapia(2005). Asset pricing and systematic liquidity risk: An Empirical Investigation of the Spanish Stock Market, International Review of Economics and Finance, 14: 81–103.