

تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر تعامل میان هزینه‌های نمایندگی و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران

علی اصغر انواری رستمی^{۱*}، اژدر کرمی^۲، علی اصغر زمانی^۳، یونس بادآور نهندی^۴
علی سعیدی^۵

- ۱- استاد تمام مالی، گروه برنامه‌ریزی و مدیریت، مرکز مطالعات مدیریت و توسعه فناوری، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
- ۲- دانشیار، گروه بازرگانی و مدیریت، دانشکده بازرگانی، دانشگاه بنگور، انگلستان.
- ۳- استادیار، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، تبریز، ایران.
- ۴- دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، تبریز، ایران.
- ۵- دانشیار گروه مدیریت، دانشکده مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال، تهران، ایران.

پذیرش: ۱۴۰۲/۸/۲۹

دریافت: ۱۴۰۲/۳/۲۴

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی (شامل تخصص مالی و استقلال هیئت مدیره، وجود حسابرس داخلی و میزان سهامداران نهادی) بر تعامل میان هزینه‌های نمایندگی و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران است. این پژوهش از حیث روش‌شناسی پژوهشی کاربردی، توصیفی از نوع همبستگی، پس‌رویدادی، و نیمه‌تجربی است. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، و نمونه آماری پژوهش شامل ۱۳۰



شرکت در بازه زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰ می‌باشد. در این پژوهش از داده‌های آرشیوی گذشته برای آزمون فرضیه‌های پژوهش بهره گرفته شده است. روش تحلیل داده‌ها نیز روش داده‌های پنبلی و رویکرد مدل‌های لاجیت رتبه‌ای است. یافته‌های پژوهش بیانگر آن است که هزینه نمایندگی، که از طریق تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد اندازه‌گیری می‌شود، تأثیر منفی و معنی‌داری بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام، که با سرعت تعدیل قیمت سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران سنجش می‌شود، دارد. همچنین نتایج نقش تعدیل‌کنندگی سهامداران نهادی را بر رابطه مذکور تأیید نموده ولی نقش حسابرسان داخلی، تخصص مالی و استقلال هیئت مدیره را تأیید نمی‌نماید. نتایج این پژوهش، نشان داد که فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد شرکت‌ها از مهمترین متغیرهای موثر بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار ایران به‌شمار می‌آیند.

واژگان کلیدی: هزینه‌های نمایندگی، کارایی اطلاعاتی، قیمت سهام، حاکمیت شرکتی.

۱- مقدمه

با بزرگتر شدن اندازه شرکت‌ها و جدایی مالکیت از مدیریت، مشکلات نمایندگی نمایان شد. طبق تئوری نمایندگی، وجود تضاد منافع بین سهامداران و مدیران عامل اصلی این مشکلات است. مدیران اجرایی شرکت‌های بزرگ، اغلب منافع خود را جایگزین منافع و خواسته‌های مالکان شرکت می‌کنند. این عمل به دلیل دسترسی کافی مدیران به اطلاعات مهم و اساسی شرکت است که سهامداران به نسبت زیادی از آن محروم‌اند. این پدیده «مسأله نمایندگی» نامیده می‌شود.

تئوری نمایندگی در سایه وجود اطلاعات ناقص در بازار سرمایه یا «ناابرابری اطلاعات» به وجود می‌آید. دو فرض تئوری نمایندگی عبارت است از رفتار مدیران در جهت منافع شخصی‌شان و قرار داشتن شرکت در تقاطع ارتباطات قراردادی میان مدیریت، سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و دولت. بسیاری از این ارتباطات توسط ارقام حسابداری تعریف و کنترل می‌گردند. از حیث قراردادی، مدیریت ممکن است با انتخاب روش‌های حسابداری خود سود را دستکاری نماید و بر قراردادهای نمایندگی تأثیر بگذارد.



در یک بازار کارا، اطلاعات توسط افراد حقیقی و حقوقی بسیاری دریافت، ارزیابی و ارزش گذاری می شود، لذا تعدیل قیمت‌ها نیز به سرعت انجام می شود [۲۱]. چگونگی واکنش قیمت نسبت به اطلاعات، جهت، میزان تغییر قیمت و سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات جدید حائز اهمیتی فراوان است [۳]. باتوجه به نقش واکنش سریع بر کارایی تخصیص منابع، پژوهشگران دریافتند که بازار از شرکت‌هایی با تأخیر تعدیل قیمت بیشتر انتظار کسب بازدهی بالاتری دارد و در عمل نیز هزینه نقدشوندگی سهام شرکت‌هایی که تعدیلات قیمت آن‌ها کندتر است، بالاتر است [۴].

در بازارهای سرمایه، هزینه‌های نمایندگی بر عملکرد شرکت‌ها، کارایی اطلاعاتی قیمت سهام آنها و سرعت تعدیل قیمت سهام در انعکاس اطلاعات جدید تأثیرگذار است. لذا، مالکان شرکت‌ها همواره درصددند تا تأثیر نامطلوب هزینه‌های نمایندگی بر عملکرد و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام شرکت‌شان در بازار را به حداقل برسانند. آنها جهت مدیریت و کنترل کارآمد شرکت‌ها، از سازوکارهای متعددی بهره می‌گیرند. از جمله این سازوکارها، سازوکارهای حاکمیت شرکتی است. حاکمیت شرکتی کارآمد سیستمی است که مدیریت و کنترل اثربخش واحدهای تجاری را تسهیل نموده و نیل به بازده بهینه برای کلیه ذی‌نفعان را فراهم می‌نماید. باتوجه به نقش مورد انتظار سازوکارهای حاکمیت شرکتی در کاهش هزینه‌های نمایندگی و افزایش کارایی اطلاعاتی قیمت سهام شرکت‌ها این سوال را می‌توان مطرح کرد که آیا سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر تعامل بین مسائل نمایندگی و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام تأثیر معنی‌داری دارند؟ اگر جواب مثبت است این تأثیرات چگونه است؟ باتوجه به سوالات مذکور، هدف این پژوهش، بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر تعامل بین هزینه‌های نمایندگی و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. جهت نیل به این هدف، در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه پژوهش بررسی خواهد شد. بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش و شیوه سنجش متغیرهای پژوهش پرداخته است. یافته‌های پژوهش در بخش چهارم، و نتیجه‌گیری و پیشنهادها در بخش پنجم ارائه شده است.



۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

تأثیر اطلاعات بر قیمت‌ها موضوع بسیار مهمی در بازار سرمایه است. یک بازار کارا نسبت به اطلاعات جدید حساس است و قیمت سهام شرکت‌ها متناسب و سریع با جهت اطلاعات یاد شده تغییر خواهد کرد چون افراد زیادی در این بازارها حضور دارند که اطلاعات را دریافت، ارزیابی و ارزش‌گذاری می‌کنند و به‌فوریت اقدام به خرید و یا فروش می‌کنند. لذا تعدیل قیمت‌ها به‌سرعت انجام می‌شود [۲۱]. ادبیات مالی، به چگونگی واکنش قیمت سهام نسبت به اطلاعات موجود در سطح بازار و اطلاعات خاص شرکت توجه ویژه‌ای داشته است. علاوه بر جهت و میزان تغییر قیمت سهام، سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات جدید نیز حائز اهمیتی فراوان است. در واقع سرعت انعکاس اطلاعات جدید، اثرات شتاب را اندازه‌گیری می‌کند [۳]. اگر سرعت انعکاس اطلاعات جدید موجب کاهش هزینه‌های معامله شود، تخصیص کارایی اوراق بهادار بین سرمایه‌گذاران نامتجانس به‌عمل آمده و تسهیم ریسک بهینه می‌شود. سرعت انعکاس اطلاعات جدید موجب افزایش کارایی کشف قیمت و بهبود تصمیمات سرمایه‌گذاری و تأمین مالی می‌شود. پژوهش‌های متعددی به اثرات تأخیر انعکاس اطلاعات در قیمت سهام پرداخته‌اند. به‌عنوان مثال، هو و مارکوویتز (۲۰۰۵) دریافتند از شرکت‌هایی که دارای بیشترین تأخیر قیمت هستند، بازار انتظار کسب بازدهی بالاتری دارد. ضمن آنکه فاصله قیمت خرید و فروش سهام یا عدم نقدشوندگی سهام شرکت‌هایی که تعدیلات قیمت آن‌ها دارای تأخیر بیشتری است، بالاتر است [۴].

اطلاعات حسابداری بخش مهمی از اطلاعاتی است که سرمایه‌گذاران برای پیش‌بینی‌ها جریان‌های نقدی و سودهای آتی به‌کار می‌برند. لذا هرگونه تجدیدنظر در پیش‌بینی‌های آتی جریان‌های نقدی بر مبنای اطلاعات بی‌کیفیت منجر به برآوردهای نامشخصی از قیمت سهام می‌شود [۵]. البته با گذر زمان، درک بهتری از محتوای اطلاعات منتشره فراهم می‌شود و نیز یادگیری از ارزیابی‌های سایر سرمایه‌گذاران منجر به بهبود در برآوردها شده و در نهایت تعدیل قیمت سهام با تأخیر روی خواهد داد. تأخیر در تعدیل قیمت برای خریدار و فروشنده مخاطره‌آمیز است و این مخاطره ناشی از عدم انعکاس کامل اطلاعات در قیمت است. انعکاس کامل و بلادرنگ اطلاعات ممکن است اثرات منفی و یا مثبت بر قیمت سهام داشته باشد. کالن



و همکاران (۲۰۱۳) نشان دادند که چگونه کیفیت اطلاعات حسابداری بر تأخیر قیمت و تضمین تأخیر قیمت تأثیر منفی می‌گذارد. لذا دسترسی سرمایه‌گذاران به اطلاعات حسابداری با کیفیت برای تصمیم‌گیری آگاهانه در مورد قیمت سهام بسیار با اهمیت است. تعدیل‌های تأخیری می‌تواند اثرات مثبت و منفی بر قیمت سهام داشته باشد، اما فقدان اطلاعات به‌موقع و دقیق می‌تواند منجر به برآوردهای نادرست و تصمیمات سرمایه‌گذاری پرخطر شود. با بهبود کیفیت و در دسترس بودن اطلاعات حسابداری، سرمایه‌گذاران می‌توانند تصمیمات آگاهانه‌تری بگیرند و خطرات مرتبط با تعدیل‌های تأخیری را کاهش دهند [۶].

پژوهش‌های متعددی اثرات انعکاس تأخیری اطلاعات بر قیمت سهام را بررسی کرده‌اند. به‌عنوان مثال، گوردون و وو (۲۰۱۳) دریافتند که عدم‌تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سهامداران نهادی منجر به تأخیر در واکنش و تعدیل کندتر قیمت سهام نسبت به اطلاعات موجود می‌شود. آنها پیشنهاد می‌کنند که بهبود کیفیت انتشار اطلاعات می‌تواند عدم‌تقارن اطلاعات را کاهش دهد و سرعت بازتاب اطلاعات در قیمت سهام را افزایش دهد [۷].

هزینه‌های نمایندگی می‌تواند بر کارایی اطلاعاتی یا سرعت تعدیل قیمت سهام در انعکاس اطلاعات جدید تأثیرگذار باشد. به همین جهت، مالکان شرکت‌ها همواره درصددند تا تأثیر نامطلوب هزینه‌های نمایندگی را به حداقل ممکنه تقلیل دهند. در این راه از سازوکارهای متعددی نظیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بهره می‌گیرند. حاکمیت شرکتی از موضوعات مهمی است که به‌طورگسترده در سراسر جهان مورد بحث قرار می‌گیرد و در بهبود موفقیت و عملکرد شرکت‌ها موثر است [۸ و ۹]. حاکمیت شرکتی کارآمد سیستمی است که مدیریت و کنترل اثربخش واحدهای تجاری را تسهیل نموده و نیل به بازده بهینه برای کلیه ذی‌نفعان را فراهم می‌نماید. سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، حاکمیت شرکتی را مجموعه‌ای از روابط بین مدیریت، هیئت مدیره، سهامداران و سایر ذی‌نفعان یک شرکت تعریف می‌کند [۱۰]. حاکمیت شرکتی شامل مکانیسم‌های داخلی و خارجی است [۱۱]. از منظر دزیا و همکاران، حاکمیت شرکتی بر کارایی اطلاعاتی و اثربخشی عملکرد شرکت‌ها موثر است [۱۲]. نتایج پژوهش‌های گذشته نشان می‌دهد که افزایش کیفیت حاکمیت شرکتی، از طریق نظارت مؤثر بر عملکرد مدیران، باعث افزایش دقت تصمیم‌گیری سرمایه‌گذار و کسب حداکثر بازدهی می‌شود



[۱۳]. حاکمیت شرکتی با استفاده از سازوکارهای داخلی و خارجی، عملکرد و فعالیت‌های مدیران را راهبری و کنترل می‌کند. لذا، استقرار نظام حاکمیت شرکتی قوی می‌تواند باعث افزایش کارایی شرکت هم در عملیات داخلی و هم در بازار سرمایه شود [۱۲]. اطلاعاتی که با وجود حاکمیت شرکتی مطلوب گزارش می‌شوند، می‌تواند بر کشف به‌موقع قیمت سهام و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام تأثیر گذارد [۱۴]. بررسی‌ها نشان می‌دهد که در زمان‌های بحران، تأثیر حاکمیت شرکتی بر موفقیت شرکت‌ها بارزتر از زمان‌های عادی است [۱۵]. علاوه‌براین، حاکمیت شرکتی نقشی حیاتی در کاهش مشکلات مالی ایفا می‌کند. [۱۶ و ۱۷] حاکمیت شرکتی همچنین نقشی حیاتی در کاهش ریسک شرکت‌ها ایفا می‌کند. به‌عنوان مثال، اکبریان و همکاران (۲۰۱۹) دریافتند که رابطه منفی و معناداری بین کیفیت حاکمیت شرکتی و ریسک اعتباری بانک‌های ایرانی وجود دارد، حاکمیت شرکتی عدم‌تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد، شفافیت و اطمینان ذی‌نفعان را افزایش می‌دهد و در نهایت ریسک اعتباری بانک‌ها را کاهش می‌دهد [۱۸].

برخی از پژوهشگران به بررسی نقش سهامداران نهادی در کاهش نابرابری اطلاعاتی، هزینه نمایندگی و سرعت تعدیل قیمت سهام پرداختند. در شرکت‌هایی که دارای درصد سهامداران نهادی بالاتری هستند و اطلاعات محرمانه آن‌ها در بازار سرمایه سریع‌تر افشاء می‌شود، کشف قیمت به‌موقع‌تر است و اطلاعات در قیمت سهام آن‌ها به‌سرعت تعدیل می‌شود [۱۹]. سان و یو نشان دادند که وجود سهامداران نهادی بر سرعت تعدیل قیمت سهام تأثیر معناداری دارد [۲۰].

فواد رحمان و همکاران (۲۰۱۰) تأثیر مسئله نمایندگی جریان نقد آزاد را بر محتوای اطلاعات سود و ارزش دفتری سهام بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد شرکت‌هایی که با مشکلات نمایندگی جریان نقد آزاد مواجه هستند، محتوای اطلاعاتی سود و ارزش دفتری هر سهم کمتری دارند [۲۱].

جنسن و مک‌لینگ (۱۹۷۶) نشان دادند که حسابرسی می‌تواند تضادهای نمایندگی را کاهش دهد و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام را افزایش دهد و در عین حال احتمال عدم‌تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و مدیران را کاهش دهد [۲۲]. چارلز و همکاران (۲۰۱۳) پیشنهاد می‌کنند



که شرکت‌های دارای کمیته حسابرسی مستقل متشکل از مدیران مستقل، اطلاعات عملکرد و افشای مؤثرتری دارند. بنابراین، می‌توان انتظار داشت که بین تعداد مدیران غیرموظف به‌عنوان شاخص استقلال هیئت مدیره در کمیته حسابرسی و افشای حاکمیت شرکتی رابطه مثبتی وجود داشته باشد. حسابرسی داخلی کیفیت گزارشگری مالی را بهبود می‌بخشد و عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد و لذا انتظار می‌رود که کارایی اطلاعاتی قیمت سهام را افزایش دهد [۲۳].

اقبالی و همکاران (۲۰۲۲) دریافتند که استقلال هیئت مدیره و برخورداری از هیئت مدیره قوی باعث افزایش سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اطلاعات جدید می‌شود و بر نقدینگی سهام و سرعت تعدیل قیمت نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد [۲۴]. استقلال هیئت مدیره و شفافیت اطلاعات مالی می‌تواند باعث افزایش سرعت تعدیل قیمت سهام شود [۲۵]. استقلال هیئت مدیره باعث افزایش کارایی اطلاعاتی در بازار سهام و در نتیجه باعث افزایش بازدهی بازار و نقد شوندگی آن خواهد شد. کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و تضاد منافع بین مدیران و سهامداران، باعث بهبود توانایی سرمایه‌گذاری و افزایش ارزش ذاتی دارایی‌های سرمایه‌ای می‌شود [۱۴]. شرکت‌هایی که هیئت مدیره مستقل‌تری دارند از واکنش تأخیری قیمت سهام کمتر و افزایش بازده بیشتری برخوردارند. نوع مالکیت و استقلال حسابرسی نیز بر سرعت تعدیل قیمت سهام تأثیر معنی‌داری دارد [۲۰]. رشید (۲۰۱۸) نشان داد که استقلال هیئت مدیره و عملکرد اقتصادی شرکت تأثیر مثبتی بر یکدیگر ندارند ولی اندازه هیئت مدیره هم بر استقلال هیئت مدیره و هم بر عملکرد شرکت تأثیر مثبت معناداری دارد. علیرغم پژوهش‌های قابل توجه در مورد رابطه مثبت بین استقلال هیئت مدیره و عملکرد شرکت‌ها، برخی مطالعات گذشته رابطه منفی بین آنها را نیز مستند کرده‌اند [۲۶]. نتایج پژوهش اسپریس و فرینو حاکی از تأثیر معنادار استقلال هیئت مدیره بر سرعت تعدیل قیمت سهام است [۱۳]. اما دالتون و دیلی (۱۹۹۹) نشان دادند که نتایج در مورد اثرات استقلال هیئت مدیره بر عملکرد شرکت متناقض، مختلط و ناسازگار است [۲۷].

تخصص مالی هیئت مدیره یکی از دیگر از ویژگی‌های مؤثر حاکمیت شرکتی است. تخصص مالی، مهارت و دانش مورد نیاز برای مدیریت مؤثر امور مالی است. با وجود این، در



تعداد کمی از کشورها شرکت‌ها موظف هستند که در هیئت مدیره خود دارای متخصصین مالی باشند. کارشناس مالی فردی است که دارای تجربه قابل توجهی در حسابداری یا امور مالی یا دارای تخصص در نظارت مالی است. تخصص مالی یک هیئت را می‌توان با بررسی سوابق تحصیلی و شغلی اعضای آن ارزیابی کرد. عموماً اعتقاد بر این است که هیئت‌های دارای تخصص مالی برای بهبود کیفیت گزارش‌های مالی و حاکمیت شرکت‌ها و همچنین برای ارتقای پاسخگویی قیمت سهام و کارایی بازار مجهزتر هستند. علاوه بر این، تخصص مالی هیئت مدیره به کاهش مسائل مربوط به کنترل داخلی و ارائه مجدد گزارش کمک می‌کند. تخصص مالی هیئت مدیره همچنین می‌تواند بر سرمایه‌گذاری، پوشش ریسک، مدیریت سود و عملکرد کلی شرکت تأثیر بگذارد [۲۸]. نتایج پژوهش‌های جین و استولوی (۲۰۰۹) نشان می‌دهد که میانگین سطح تخصص مالی در هیئت مدیره با نوع هیئت مدیره و فرصت‌های رشد همبستگی منفی و با استقلال هیئت مدیره، تمرکز مالکیت و مالکیت نهادی همبستگی مثبت دارد [۲۹].

چادھاری (۲۰۲۲) تأثیر ساختار هیئت مدیره و سرمایه‌گذاران نهادی را بر مسائل نمایندگی شرکت‌های هندی مورد بررسی قرار داد و دریافت که اندازه هیئت مدیره تأثیر مخرب و مثبتی بر هزینه نمایندگی دارد، چراکه هیئت مدیره بزرگتر ممکن است مشکل هماهنگی ایجاد کند، یا مدیر عامل تصمیمات خود را به هیئت مدیره انتقال دهد و خود را از مسئولیت پاسخگویی تصمیمات مبرا سازد. همچنین دریافت که مالکیت نهادی می‌تواند مسائل مربوط به نمایندگی را کاهش دهد [۳۰]. باتوجه به نتیجه بررسی‌های گوردون و وو (۲۰۱۳) و نقش بهبود کیفیت انتشار اطلاعات بر کاهش عدم تقارن اطلاعات و سرعت بازتاب اطلاعات در قیمت سهام، پهلوان و همکاران (۲۰۲۳) نشان دادند که توجه مدیریت و حاکمیت شرکت‌ها به افشاء و گزارش‌گری پایدار عملکرد می‌تواند واکنش مثبت بازار سرمایه را برانگیخته و موجب شود تا نقدشوندگی سهام این شرکت‌ها بهبود یافته و هم زمان ریسک سقوط قیمت سهام آنها کاهش یابد [۳۱ و ۷].

در ایران نیز پژوهش‌های رهنمای رودپشتی و همکاران نشان داد که قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و زیربخش‌های آن نه تنها در سطح ضعیف کارایی نبود، بلکه جابجایی نیز بوده



است [۳۲]. افلاطونی نشان داد که هر چه کیفیت افلام تعهدی و میزان پایداری سود حسابداری بیشتر باشد، اطلاعات با سرعت بیشتری در قیمت سهام انعکاس می‌یابد. به عبارتی دیگر، با کاهش کیفیت سود، سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام کاهش یافته و بازده مطالبه شده توسط سهامداران افزایش می‌یابد [۳۳]. افلاطونی همچنین نشان داد که افزایش کیفیت گزارشگری مالی و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و کاهش واکنش تأخیری قیمت سهام را در پی خواهد داشت [۳۴].

باتوجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش، به بررسی نقش هزینه‌های نمایندگی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام و همچنین به تحلیل نقش سازوکارهای منتخب حاکمیت شرکتی (تخصص و استقلال هیئت مدیره، جود کمیته حسابرسی و مالکیت نهادی) بر رابطه میان هزینه‌های نمایندگی و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است.

۳- فرضیه‌های پژوهش

این پژوهش پنج فرضیه زیر را مورد بررسی و آزمون قرار می‌دهد.

- **فرضیه اول (H₁):** هزینه‌های نمایندگی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام تأثیر منفی دارند.
- **فرضیه دوم (H₂):** سهامداران نهادی موجب تضعیف اثر منفی هزینه‌های نمایندگی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام می‌شوند.
- **فرضیه سوم (H₃):** وجود حسابرس داخلی موجب تضعیف اثر منفی هزینه‌های نمایندگی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام می‌شود.
- **فرضیه چهارم (H₄):** تخصص مالی هیئت مدیره موجب تضعیف اثر منفی هزینه‌های نمایندگی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام می‌شود.
- **فرضیه پنجم (H₅):** استقلال هیئت مدیره موجب تضعیف اثر منفی هزینه‌های نمایندگی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام می‌شود.



۴- روش شناسی پژوهش

این پژوهش، پژوهشی کاربردی، پس‌رویدادی، نیمه تجربی و توصیفی-همبستگی است. جامعه آماری پژوهش شامل شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰ و نمونه آماری شامل ۱۳۰ شرکت است که براساس معیارهای زیر و به روش حذفی سیستماتیک تعیین شده‌اند. شرکت‌های نمونه شرکت‌هایی هستند که پایان سال مالی آنها منتهی به پایان اسفندماه است، ارزش دفتری سهام آنها منفی نیست، اطلاعات آنها در دسترس است، در طی دوره مطالعه تغییر سال مالی نداشته‌اند و از بورس خارج نشده‌اند. داده‌هایی از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و سایت بورس اوراق بهادار جمع‌آوری شد. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها نیز از صفحه گسترده اکسل استفاده شد.

۵- مدل و متغیرهای پژوهش

در این پژوهش، تعامل بین هزینه نمایندگی و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام و سپس تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر این تعامل در قالب مدل‌های رگرسیونی زیر بررسی می‌شوند:

$$RSpeed_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 AP_{it} + \beta_2 Turn_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Roe_{it} + \beta_5 MBV_{it} + \beta_6 Lose_{it} + \beta_7 Lev_{it} + \beta_8 Ind_{it} + \beta_9 Emp_{it} + \beta_{10} Ato_{it} + \beta_{11} Adv_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$RSpeed_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 AP_{it} + \beta_2 CG_{it} + \beta_3 AP_{it} * CG_{it} + \beta_4 Turn_{it} + \beta_6 Size_{it} + \beta_7 Roe_{it} + \beta_8 MBV_{it} + \beta_9 Lose_{it} + \beta_{10} Lev_{it} + \beta_{11} Ind_{it} + \beta_{12} Emp_{it} + \beta_{13} Ato_{it} + \beta_{14} Adv_{it} + \varepsilon_{it}$$

⊗ متغیر مستقل-هزینه نمایندگی (AP): معیارهای سنجش مختلفی برای ارزیابی هزینه‌های نمایندگی در ادبیات پژوهش ارائه شده است. براساس آنگ و همکاران، و پژوهش‌های هنری و همچنین کیم و همکارانش می‌توان این معیارها را مورد بررسی قرار داد. [۳۶ و ۳۷] در اینجا می‌توان به سه معیار مهم سنجش مسایل نمایندگی اشاره کرد. اول، نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش که معیاری از افراط‌گرایی مدیریت در مخارج اختیاری است. هرچه این نسبت بالاتر باشد، هزینه‌های نمایندگی بالاتر است [۳۵]. دوم، نسبت



گردش دارایی‌ها است که معیاری از کیفیت بهره‌وری و استفاده از دارایی‌ها توسط مدیران برای فروش بیشتر است. این نسبت از تقسیم فروش سالانه به مجموع دارایی‌ها به دست می‌آید. هر چه این نسبت بالاتر باشد، هزینه‌های نمایندگی پایین‌تر خواهد بود [۳۸]. سوم، تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد است. حفظ جریان‌های نقدی آزاد در شرایط وجود فرصت‌های رشد کم منجر به افزایش هزینه‌های نمایندگی می‌شود. هنگامی که جریان‌های نقد آزاد حفظ شود، منابع تحت کنترل و قدرت مدیران افزایش می‌یابد و توانایی بازار برای نظارت بر تصمیمات مدیران کاهش می‌یابد و در نتیجه هزینه‌های نمایندگی افزایش می‌یابد. لذا این تعامل باعث ایجاد هزینه‌های نمایندگی می‌شود. جهت سنجش فرصت‌های رشد معمولاً از شاخص کیوتوبین (Q) استفاده می‌شود. این پژوهش نیز از Q-Tubin برای اندازه‌گیری فرصت‌های رشد و از مدل لن و پولسن (۱۹۸۹) و جورجسنسن (۲۰۱۱) برای محاسبه جریان‌های نقدی آزاد استفاده می‌کند [۴۰ و ۳۹].

$$Q = \frac{\text{ارزش دفتری بدهی‌ها} + \text{ارزش بازار حقوق صاحبان سهام}}{\text{ارزش دفتری دارایی‌ها}}$$

FCF

$$= \frac{\text{سود پرداختی به سهامداران عادی و ممتاز} - \text{هزینه بهره} - \text{مالیات بر درآمد} - \text{سود عملیاتی قبل از کسر هزینه استهلاک}}{\text{ارزش دفتری دارایی‌ها}}$$

جهت برقراری تعامل میان متغیرهای فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد، هر یک از آنها به چارک تبدیل می‌شوند. از ترکیب ۴ حالت (چارک) ممکن برای فرصت‌های رشد و ۴ حالت (چارک) برای جریان‌های نقدی آزاد، مقدار عددی تعامل بین این دو عددی بین ۱ تا ۱۶ خواهد بود. در این پژوهش از معیار سوم یعنی تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد جهت سنجش هزینه‌های نمایندگی استفاده شده است.

⊗ متغیر وابسته: کارایی اطلاعاتی قیمت سهام: برای سنجش کارایی اطلاعاتی قیمت سهام از روش‌ها و موسکویتنز استفاده شده است [۴]. در روش مذکور، ابتدا مدل زیر با استفاده از داده‌های ماهانه برای هر شرکت برآورد و ضریب تعیین مدل استخراج می‌شود:

$$R_{it} = a_1 + B_i R_{mt} + \sum_{n=1}^4 \delta_{in} R_{Mt-n} + \varepsilon_{it}$$



در مدل فوق، R_{it} نشان‌دهنده بازده ماهانه سهام شرکت i ام در ماه t ام و R_{mt} بیانگر بازده ماهانه بازار (درصد تغییرات شاخص قیمت و نقدی) است که با وقفه‌های ۱ تا ۴ در مدل فوق حضور دارد. ضریب تعیین حاصل از برآورد مدل برای هر شرکت، ضریب تعیین نامقید ($R^2_{Unrestricted}$) نامیده می‌شود. سپس مدل زیر که در آن تمامی ضرایب δ_{in} مقید به صفر بودن هستند، برای هر شرکت برآورد می‌گردد:

$$R_{it} = a_1 + B_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

ضرایب تعیین حاصل از برآورد مدل فوق برای هر شرکت، ضرایب تعیین مقید ($R^2_{Restricted}$) نامیده می‌شود. معیار زیر که نشان‌دهنده سرعت تأثیر اطلاعات در قیمت‌های سهام است، با معکوس نمودن معیار واکنش تأخیری قیمت سهام بر مبنای ضریب تعیین، معرفی شده توسط هاو و موسکوویتز برای هر شرکت، محاسبه می‌شود [۴]:

$$RSpeed = \frac{1}{Delay} = \frac{R^2_{Unrestricted}}{R^2_{Unrestricted} - R^2_{Restricted}}$$

هر چه حاصل کسر فوق بزرگتر باشد، سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام بیشتر است.

⊗ متغیرهای تعدیلگر: مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی (CG): شامل ۴ متغیر استقلال هیئت مدیره، تخصص مالی هیئت مدیره، وجود حسابرس داخلی و میزان مالکیت نهادی است. استقلال هیئت مدیره (BI) نسبت تعداد اعضای هیئت مدیره غیرموظف بر تعداد کل اعضای هیئت مدیره است. تخصص مالی اعضای هیئت مدیره (PRF) در صورت وجود تخصص مالی هیئت مدیره عدد یک و در غیراین صورت عدد صفر را می‌پذیرد. در صورت وجود حسابرس داخلی (IA) عدد یک و در غیراین صورت عدد صفر را می‌پذیرد. میزان مالکیت نهادی (INTOWN) از تقسیم مجموع سهام در اختیار شخصیت‌های حقوقی بر کل سهام منتشره شرکت به دست می‌آید. سپس از طریق لگاریتم یک به علاوه درصد مالکیت نهادی به دست آمده برای هر شرکت در هر سال، متغیر موردنظر محاسبه خواهد شد [۴۱].

⊗ متغیرهای کنترلی: گردش معاملات (TURN) که از متوسط تعداد سهام معامله شده تقسیم بر تعداد کل سهام منتشر شده به دست می‌آید [۴۱]. تعداد کارکنان (EMPL) تعداد کارکنان



گزارش شده در یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی است که از طریق لگاریتم یک به‌علاوه تعداد کارکنان متغیر موردنظر محاسبه خواهد شد [۴۱]. هزینه تبلیغات (ADV) که لگاریتم یک به‌علاوه هزینه تبلیغات است. نوع صنعت (IND) که از متغیرهای مصنوعی صفر و یک برای شرکت‌های تولیدی و غیرتولیدی استفاده خواهد شد [۲۰]. اندازه شرکت (SIZE) لگاریتم دارایی‌های شرکت است [۱۹]. بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) که حاصل تقسیم سود خالص بر حقوق صاحبان سهام است. اهرم مالی (LEV) از تقسیم کل بدهی‌ها برکل دارایی‌ها حاصل می‌شود. گردش دارایی‌های سال قبل (ATO_{t-1}) از تقسیم درآمد عملیاتی برخالص دارایی‌های عملیاتی سال قبل به‌دست می‌آید. زیانده بودن شرکت (LOSS) که برای موارد گزارش زیان، مقدار ۱ و در غیراین‌صورت مقدار صفر را اخذ می‌نماید [۳۴]. در نهایت فرصت رشد (MBV) که نسبت ارزش بازار سهام به ارزش دفتری سهام می‌باشد [۴].

۵- یافته‌های پژوهش

جدول ۱، آمار توصیفی متغیرهای پژوهش (شامل میانگین، انحراف معیار، مقادیر کمینه و بیشینه) و جدول ۲ فراوانی و درصد فراوانی شرکت‌های مورد مطالعه را از حیث تخصص مالی هیئت مدیره، استقلال هیئت مدیره، وجود یا عدم‌وجود حسابرس داخلی، زیانده بودن یا نبودن، و نوع صنعت ارائه می‌نماید.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش	علامت متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
کارایی اطلاعاتی قیمت سهام-سرعت تعدیل قیمت سهام	RSpeed	۱۳/۳۹۵	۶/۰۷۹	۱/۰۰۰	۴۳۱
هزینه نمایندگی تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد	MBV.FCF	۳/۸۵۷	۲/۶۷۲	۱/۰۰۰	۱۶/۰۰۰
گردش معاملات	TURN	-۰/۱۷۳	۰/۲۰	-۳/۷۶۹	-۲/۴۶۶
اندازه شرکت	SIZE	۶/۵۵۰	۰/۶۲۹	۴/۳۸۸	۸/۱۳۹
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۰/۳۱۲	۰/۲۴۸	-۰/۳۰۳	۰/۵۳۹



متغیرهای پژوهش	علامت متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمینه	پیشینه
فرصت رشد	MBV	۲/۶۰۴	۰/۶۶۰	۰/۳۸۵	۴/۲۵۶
اهرم مالی	LEV	۰/۶۱۰	۰/۱۶۳	۰/۲۳۹	۰/۸۵۳
تعداد کارکنان	EMPL	۲/۷۰۳	۰/۴۷۴	۴/۳۷۱	۱/۱۷۶
هزینه تبلیغات	ADV	۴/۲۰۹	۱/۰۷۰	۰/۳۰۱	۷/۰۴۲

جدول ۲: تعداد و درصد فراوانی متغیرهای پژوهش

شاخص‌ها	کد	تعداد فراوانی	درصد فراوانی
تخصص مالی هیئت مدیره	۱	۱۰۸	۰/۶۷۴
	۰	۶۷۶	۰/۳۲۶
استقلال هیئت مدیره	۱	۱۰۸	۰/۸۰۱
	۰	۶۷۶	۰/۱۹۹
وجود حسابرس داخلی	۱	۱۰۸	۰/۶۵۳
	۰	۶۷۶	۰/۳۴۷
زیانده بودن	۱	۱۰۸	۰/۱۲۹
	۰	۶۷۶	۰/۸۷۱
نوع صنعت	۱	۱۰۸	۰/۶۶۹
	۰	۶۷۶	۰/۳۳۱

باتوجه به اطلاعات جدول ۲، ۶۷٪ از اعضاء هیئت مدیره دارای تخصص مالی و ۸۰٪ از آنها دارای استقلال هستند. همچنین، ۶۵٪ از شرکت‌های نمونه دارای حسابرس داخلی بوده، حدود ۱۳٪ از شرکت‌های نمونه در صورت‌های مالی خود زیان گزارش نمودند. در نهایت ۶۷٪ از شرکت‌های نمونه از نوع صنایع تولیدی می‌باشند.

- نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش. از آنجایی که در جدول ۳، مقادیر احتمال متغیرهای پژوهش در آزمون مانایی کمتر از ۰/۰۵ است، لذا تمامی متغیرهای پژوهش مانا می‌باشند، بدان معنی که میانگین و واریانس این متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. لذا این شرکت‌ها تغییرات ساختاری نداشته و استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود.



جدول ۳. نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش	نماد متغیر	آماره آزمون	معناداری آزمون
کارایی اطلاعاتی قیمت سهام	RSpeed	-۴۵/۱۷۸	۰/۰۰۰
هزینه نمایندگی - تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد	MBV.FCF	-۲۴/۲۰۰	۰/۰۰۰
گردش معاملات	TURN	-۳۰/۳۴۴	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	-۲۷/۹۵۶	۰/۰۰۰
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۱۶۸/۹۹۵	۰/۰۰۰
فرصت رشد	MBV	-۳۳/۹۳۷	۰/۰۰۰
اهرم مالی	LEV	-۲۶/۵۰۳	۰/۰۰۰
تعداد کارکنان	EMPL	-۲۴/۶۳۸	۰/۰۰۰
گردش دارایی‌های سال قبل	ATO _{t-1}	-۲۸/۶۳۰	۰/۰۰۰
هزینه تبلیغات	ADV	-۲۹/۵۲۸	۰/۰۰۰
زیانده بودن	LOSS	-۱۰/۸۹۵	۰/۰۰۰
نوع صنعت	IND	-۱۹/۰۸۲	۰/۰۰۰
استقلال هیئت مدیره	BI	-۱۵/۰۵۴	۰/۰۰۰
تخصص مالی هیئت مدیره	PRF	-۱۲/۰۴۷	۰/۰۰۰
وجود حسابرسان داخلی	IA	-۱۶/۰۱۵	۰/۰۰۰
سهامداران نهادی	INTOWN	۲۸/۳۲۵	۰/۰۰۰

• نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش:

آزمون فرضیه اول. نتایج آماری فرضیه اول مطابق جدول ۴ است:

جدول ۴. خلاصه نتایج آزمون فرضیه اول (H_1)

متغیرهای مستقل			تعامل فرصت‌های رشد و جریان نقد آزاد
متغیرهای پژوهش	ضریب β	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	-۰/۷۹۸	-۲/۹۷۴	۰/۰۰۳
هزینه نمایندگی - تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد	-۰/۳۱۷	-۲/۶۵۳	۰/۰۰۸
گردش معاملات	۰/۱۱۷	۴/۱۵۹	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	۰/۱۴۷	۲/۹۸۳	۰/۰۰۳



متغیرهای مستقل			تعامل فرصت‌های رشد و جریان نقد آزاد
متغیرهای پژوهش	ضریب β	آماره t	احتمال t
بازده حقوق صاحبان سهام	-۰/۱۵۴	-۰/۷۴۷	۰/۴۵۵
فرصت رشد	۰/۰۲۲	۰/۱۹۴	۰/۸۴۶
زیانده بودن	-۰/۴۸۱	-۰/۷۶۲	۰/۴۴۶
اهرم مالی	-۰/۹۳۴	-۰/۷۴۰	۰/۴۵۹
نوع صنعت	-۰/۸۷۱	-۲/۱۰۶	۰/۰۳۵
تعداد کارکنان	-۰/۲۲۵	-۰/۰۳۷	۰/۹۷۰
گردش دارایی‌های سال قبل	-۰/۲۷۶	-۱/۲۹۸	۰/۲۷۵
هزینه تبلیغات	۰/۵۱۵	۲/۰۰۷	۰/۰۴۵
D-W		۲/۸۰۰	
R ²		۰/۱۹۶	
احتمال F		۰/۰۰۷	
آزمون F لیمر		۰/۲۲۹	
آزمون هاسمن		۰/۰۴۵	

آزمون فرضیه دوم. نتایج آماری فرضیه دوم به شرح جدول ۵ است:

جدول ۵. خلاصه نتایج آزمون فرضیه دوم (H₂)

متغیرهای مستقل			تعامل فرصت‌های رشد و جریان نقد آزاد
متغیرهای پژوهش	ضریب β	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	-۰/۴۱۷	-۱/۲۱۶	۰/۲۲۴
هزینه نمایندگی - تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد	-۰/۰۸۱	-۲/۱۸۳	۰/۰۲۹
سهامداران نهادی	۰/۱۳۵	۰/۶۹۰	۰/۴۹۰
تعامل مسائل نمایندگی و سهامداران نهادی	-۰/۰۸۸	-۱/۹۹۷	۰/۰۴۲
گردش معاملات	۰/۰۹۳	۳/۳۶۵	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	۰/۱۴۶	۳/۲۴۰	۰/۰۰۱
بازده حقوق صاحبان سهام	-۰/۰۰۲	-۰/۵۲۸	۰/۵۹۴
فرصت رشد	۰/۰۰۹	۰/۵۴۲	۰/۵۸۷
زیانده بودن	-۰/۰۵۵	-۰/۷۲۵	۰/۴۶۸
اهرم مالی	-۰/۰۳۲	-۰/۲۷۵	۰/۷۸۲
نوع صنعت	-۰/۱۴۲	-۲/۸۸۸	۰/۰۰۴
تعداد کارکنان	۰/۰۰۶	۰/۱۱۴	۰/۹۰۸



متغیرهای مستقل			تعامل فرصت‌های رشد و جریان نقد آزاد
متغیرهای پژوهش			احتمال t
ضریب β	آماره t	احتمال t	
-۰/۲۶۷	-۱/۹۹۷	۰/۰۴۲	گردش دارایی‌های سال قبل
۰/۰۶۵	۲/۵۹۵	۰/۰۰۹	هزینه تبلیغات
D-W			۲/۳۶۴
R ²			۰/۲۰۴
احتمال F			۰/۰۰۰
آزمون F لیمر			۰/۰۰۲
آزمون هاسمن			۰/۰۵۴

آزمون فرضیه‌های سوم. نتایج آماری فرضیه سوم به شرح جدول ۶ است:

جدول ۶. خلاصه نتایج آزمون فرضیه سوم (H₃)

متغیرهای مستقل			تعامل فرصت‌های رشد و جریان نقد آزاد
متغیرهای پژوهش			احتمال t
ضریب β	آماره t	احتمال t	
-۰/۲۶۷	-۲/۱۸۲	۰/۰۳۳	مقدار ثابت
-۰/۰۱۹	-۲/۱۰۳	۰/۰۳۵	هزینه نمایندگی - تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد
۰/۰۵۶	۰/۸۳۴	۰/۴۰۴	وجود حسابرس داخلی
-۰/۰۶۴	-۱/۰۳۷	۰/۳۰۰	تعامل هزینه نمایندگی و وجود حسابرس داخلی
۰/۰۹۲	۲/۹۴۰	۰/۰۰۳	گردش معاملات
۰/۱۳۷	۲/۷۱۴	۰/۰۰۶	اندازه شرکت
-۰/۰۰۲	-۰/۷۱۴	۰/۴۷۵	بازده حقوق صاحبان سهام
۰/۰۰۹	۰/۶۳۱	۰/۵۲۸	فرصت رشد
-۰/۰۵۸	-۱/۸۳۱	۰/۰۶۴	زیانده بودن
-۰/۰۱۷	-۰/۱۴۲	۰/۸۸۶	اهرم مالی
-۰/۱۴۶	-۳/۰۳۱	۰/۰۰۲	نوع صنعت
۰/۰۰۳	۰/۰۴۹	۰/۹۶۰	تعداد کارکنان
-۰/۲۳۴	-۱/۹۱۵	۰/۰۵۷	گردش دارایی‌های سال قبل
۰/۰۶۳	۲/۷۵۸	۰/۰۰۵	هزینه تبلیغات
D-W			۲/۳۷۸
R ²			۰/۱۹۹
احتمال F			۰/۰۰۰
آزمون F لیمر			۰/۰۰۲
آزمون هاسمن			۰/۰۴۸



آزمون فرضیه چهارم. نتایج آماری فرضیه چهارم به شرح جدول ۷ است:

جدول ۷. خلاصه نتایج آزمون فرضیه چهارم (H₄)

متغیرهای مستقل		تعامل فرصت‌های رشد و جریان نقد آزاد	
متغیرهای پژوهش	ضریب β	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	-۰/۱۴۲	-۰/۴۴۳	۰/۶۵۷
هزینه نمایندگی - تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد	-۰/۰۰۳	-۰/۳۱۹	۰/۷۵۰
تخصیص مالی هیئت مدیره	-۰/۰۷۱	-۱/۹۳۷	۰/۰۵۶
تعامل هزینه نمایندگی و تخصیص مالی هیئت مدیره	۰/۰۳۴	۰/۵۲۹	۰/۵۹۶
گردش معاملات	۰/۰۸۶	۲/۸۳۹	۰/۰۰۵
اندازه شرکت	۰/۱۲۸	۲/۶۶۰	۰/۰۰۷
بازده حقوق صاحبان سهام	-۰/۰۰۳	-۰/۹۳۹	۰/۳۴۷
فرصت رشد	۰/۰۰۶	۰/۳۶۸	۰/۷۱۲
زیانده بودن	-۰/۰۶۲	-۰/۸۰۸	۰/۴۱۹
اهرم مالی	۰/۰۳۹	۰/۳۳۱	۰/۷۴۱
نوع صنعت	-۰/۱۶۵	-۳/۵۴۷	۰/۰۰۰
تعداد کارکنان	۰/۰۴۶	۰/۸۲۸	۰/۴۰۷
گردش دارای‌بهای سال قبل	-۰/۱۶۶	-۱/۰۴۴	۰/۲۹۶
هزینه تبلیغات	۰/۰۳۴	۱/۸۷۳	۰/۰۶۴
D-W		۲/۰۶۰	
R ²		۰/۰۴۵	
احتمال F		۰/۰۰۵	
آزمون F لیمر		۰/۰۰۲	
آزمون هاسمن		۰/۰۵۳	



آزمون فرضیه پنجم. نتایج آماری این فرضیه پنجم به شرح جدول ۸ است:

جدول ۸: خلاصه نتایج آزمون فرضیه پنجم (H5)

متغیرهای مستقل			متغیرهای پژوهش
ت	احتمال t	ضریب β	
۰/۴۱۱	-۰/۸۲۲	-۰/۲۸۵	مقدار ثابت
۰/۱۰۰	-۱/۶۴۵	-۰/۰۲۵	هزینه نمایندگی - تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد
۰/۴۱۳	۰/۸۱۸	-۰/۰۵۹	استقلال هیئت مدیره
۰/۱۴۵	-۱/۴۵۸	-۰/۱۰۲	تعامل هزینه نمایندگی و استقلال هیئت مدیره
۰/۰۰۰	۳/۴۹۲	۰/۱۰۷	گردش معاملات
۰/۰۰۲	۳/۰۲۲	۰/۱۵۱	اندازه شرکت
۰/۴۱۲	-۰/۸۱۹	-۰/۰۰۳	بازده حقوق صاحبان سهام
۰/۷۳۲	۰/۳۴۱	-۰/۰۰۶	فرصت رشد
۰/۶۴۲	-۰/۴۶۴	-۰/۰۳۹	زیانده بودن
۰/۰۹۳	-۰/۷۵۲	-۰/۱۳۸	اهرم مالی
۰/۰۱۵	-۲/۴۳۱	-۰/۱۳۴	نوع صنعت
۰/۷۰۸	-۰/۳۷۴	-۰/۰۲۲	تعداد کارکنان
۰/۰۵۳	-۱/۹۳۸	-۰/۳۲۷	گردش دارایی‌های سال قبل
۰/۰۰۷	۲/۶۹۸	۰/۰۷۶	هزینه تبلیغات
۲/۴۸۱			D-W
۰/۲۲۲			R ²
۰/۰۰۰			احتمال F
۰/۰۰۱			آزمون F لیمر
۰/۰۵۸			آزمون هاسمن

تحلیل جداول آماری: از آنجایی که مقادیر احتمال آماره F در کلیه جداول ۴، ۵، ۶، ۷، و ۸ کمتر از ۵٪ است، لذا الگوی رگرسیون خطی برای تمامی مدل‌های پیشنهادی معنادار است. در جدول ۴، چون احتمال F برای متغیر مستقل (۰/۰۴۵) یعنی کمتر از ۰/۰۵ است، از روش تابلویی استفاده می‌شود. چون مقادیر احتمال آزمون هاسمن برای شاخص متغیر مستقل کمتر



از ۰/۰۵ است از روش اثرات ثابت استفاده می‌شود. در جدول ۵، باتوجه به احتمال F لیمر (۰/۰۰۲) برای شاخص متغیر مستقل، از روش تابلویی استفاده می‌شود. همچنین باتوجه به مقادیر احتمال آزمون هاسمن (۰/۰۵۴)، برای تعامل فرصت‌های رشد و جریان نقد آزاد، از روش اثرات تصادفی استفاده می‌شود. در جدول ۶، احتمال F لیمر (۰/۰۰۲) برای متغیر تعامل فرصت‌های رشد و جریان نقد آزاد کمتر از ۰/۰۵ است، لذا از روش تابلویی استفاده می‌شود. همچنین باتوجه به مقادیر احتمال آزمون هاسمن (۰/۰۴۸) که برای تغییر تعامل فرصت‌های رشد و جریان نقد آزاد کمتر از ۰/۰۵ است، از روش اثرات ثابت استفاده می‌شود. در جدول ۷، باتوجه به احتمال F لیمر (۰/۰۰۲) که در آن برای تعامل فرصت‌های رشد و جریان نقد آزاد کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، از روش تابلویی استفاده می‌شود. مقادیر احتمال آزمون هاسمن (۰/۰۵۳) برای متغیر تعامل فرصت‌های رشد و جریان نقد آزاد بیشتر از ۰/۰۵ است، لذا از روش اثرات تصادفی استفاده می‌شود. در جدول ۸، باتوجه به احتمال F لیمر (۰/۰۰۱) که برای تعامل فرصت‌های رشد و جریان نقد آزاد کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، از روش تابلویی استفاده می‌شود. مقادیر احتمال آزمون هاسمن (۰/۰۵۸) نشانگر این است که این احتمال برای متغیر تعامل فرصت‌های رشد و جریان نقد آزاد بیشتر از ۰/۰۵ است، لذا از روش اثرات تصادفی استفاده می‌شود.

در جدول ۴، باتوجه به اینکه ضریب متغیر مستقل (تعامل فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد) برابر با (-۰/۳۱۷) و احتمال t متغیر مستقل برابر با (۰/۰۰۸) است (که کمتر از ۰/۰۵ است) می‌توان ادعا نمود که متغیر تعامل فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام تأثیر منفی و معناداری دارد. در جدول ۵، از آنجایی که ضریب بتا برای فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد برابر با (-۰/۰۸۸) و احتمال t برای آن برابر با (۰/۰۴۲) یعنی کمتر از ۰/۰۵ است، می‌توان نتیجه گرفت که سهامداران نهادی بر ارتباط بین متغیر تعامل فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام تأثیر منفی و معنی‌دار دارد. در جدول ۶، علیرغم ضریب عددی منفی (-۰/۰۶۴) برای فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد، باتوجه به احتمال t برای متغیر مستقل، (۰/۳۰۰) که بالاتر از ۰/۰۵ است می‌توان گفت که وجود حسابرس داخلی بر ارتباط بین متغیر فرصت‌های رشد و



جریان‌های نقدی آزاد و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام تأثیر منفی و معنی‌دار ندارد. در جداول ۷ و ۸ نیز باتوجه به اینکه احتمال t برای متغیرهای تعامل بین هزینه نمایندگی با تخصص مالی هیئت مدیره و همچنین برای تعامل هزینه نمایندگی با استقلال هیئت مدیره به ترتیب برابر با (۰/۵۹۶) و (۰/۱۴۵) یعنی بالاتر از ۵٪ است، تخصص مالی هیئت مدیره و استقلال هیئت مدیره بر هیچ یک از ارتباطات میان معیارهای مسائل نمایندگی و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام تأثیر معنی‌داری ندارند.

مقادیر ضرایب تعیین (R^2) در جداول ۴، ۵، ۶، ۷ و ۸ به ترتیب عبارت است از (۰/۱۹۶)، (۰/۲۰۴)، (۰/۱۹۹)، (۰/۰۴۵) و (۰/۲۲۲) است به این معنا که متغیرهای مستقل و کنترلی در جداول ۴، ۵، ۶، ۷ و ۸ به ترتیب حدود ۱۹/۶٪، ۲۰/۴٪، ۱۹/۹٪، ۴/۵٪ و ۲۲/۲٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش بیانگر آن است که اولاً هزینه نمایندگی (تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد) تأثیر منفی و معنی‌داری بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام (سرعت تعدیل قیمت سهام) دارد. نتایج همچنین نشانگر آن است که سهامداران نهادی تأثیر مخرب هزینه نمایندگی بر کارایی اطلاعاتی یا سرعت تعدیل قیمت سهام را به نحو معنی‌داری کاهش می‌دهد. یافته نشان داد که سه متغیر دیگر حاکمیت شرکتی یعنی وجود حسابرس داخلی، تخصص مالی هیئت مدیره و استقلال هیئت مدیره، آنگونه که در ادبیات مالی تصور می‌شد، موجب تعدیل معنی‌دار تأثیر هزینه‌های نمایندگی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام نمی‌شوند. جدول ۹ خلاصه نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش را نشان می‌دهد.



جدول ۹. خلاصه نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

نتیجه	فرضیه‌های پژوهش	فرضیه‌ها
تأیید	هزینه‌های نمایندگی (تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد) بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام (سرعت تعدیل قیمت سهام) تأثیر منفی معنی‌داری دارد.	(H ₁)
تأیید	سهامداران نهادی موجب تعدیل تأثیر منفی و معنی‌دار هزینه‌های نمایندگی (تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد) بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام (سرعت تعدیل قیمت سهام) می‌شود.	(H ₂)
عدم تأیید	وجود حسابرسان داخلی موجب تعدیل معنی‌دار تأثیر منفی هزینه‌های نمایندگی (تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد) بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام (سرعت تعدیل قیمت سهام) نمی‌شود.	(H ₃)
عدم تأیید	تخصص مالی هیئت مدیره موجب تعدیل معنی‌دار تأثیر منفی هزینه‌های نمایندگی (تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد) بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام (سرعت تعدیل قیمت سهام) نمی‌شود.	(H ₄)
عدم تأیید	استقلال هیئت مدیره موجب تعدیل معنی‌دار تأثیر منفی هزینه‌های نمایندگی (تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد) بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام (سرعت تعدیل قیمت سهام) نمی‌شود.	(H ₅)

براساس نتیجه آزمون فرضیه اول در جدول ۹، که بیانگر تأیید تأثیر منفی و مخرب هزینه‌های نمایندگی (تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد) بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام (سرعت تعدیل قیمت سهام) است به ذینفعان شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود که به کنترل تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد شرکت به‌عنوان شاخص موثر بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام توجه جدی نشان دهند. باتوجه‌به نتیجه آزمون فرضیه دوم در جدول ۹، تأیید می‌شود که افزایش سهم سهامداران نهادی می‌تواند موجب تعدیل تأثیر منفی و معنی‌دار هزینه‌های نمایندگی (تعامل بین فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی آزاد) بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام (سرعت تعدیل قیمت سهام) شود. لذا به ذی‌نفعان پیشنهاد می‌شود توجه بیشتری به افزایش سهم مالکیت سهامداران نهادی به‌دلیل تأثیر آن بر سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام بنمایند. باتوجه‌به پایین بودن مقادیر ضرایب تعیین (R^2) مدل‌های رگرسیون خطی در این بررسی، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی از مدل‌های رگرسیون غیرخطی نیز برای افزایش (R^2) بهره گرفته شود.



تأیید فرضیه‌های اول و دوم یعنی تأثیر منفی هزینه‌های نمایندگی و تأثیر تعدیل‌کنندگی سهامداران نهادی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام با یافته‌های کیم و همکاران [۳۶]، عبدالدائم و همکاران [۵]، سان و یو [۲۰]، اسپریس و فرینو [۱۳]، و همچنین ژیاو [۱۲] مطابقت دارند. ولی عدم تأیید فرضیه‌های دوم و سوم مغایر با چارچوب نظری پژوهش هستند و با برخی یافته‌های سان و یو [۲۰]، اسپریس و فرینو [۱۳]، ژیاو [۱۲] هم‌خوانی ندارند.

براساس یافته‌های این پژوهش و تأیید فرضیه اول که بر اهمیت توازن و تناسب فرصت‌های رشد و جریان‌های نقدی شرکت‌ها بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام یا سرعت تعدیل قیمت سهام تأکید می‌نماید به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که با مدیریت بهینه جریان‌های نقدی متناسب با فرصت‌های رشد پیش‌روی شرکت، هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهند و بتوانند موجبات افزایش کارایی قیمت سهامشان را فراهم نمایند. همچنین به سیاست‌گذاران بازارهای سرمایه پیشنهاد می‌شود که در تدوین دستورالعمل‌ها و آیین‌نامه‌های مرتبط با حاکمیت شرکتی، بر اهمیت توازن میان جریان‌های نقدی متناسب با فرصت‌های رشد تأکید گردد. باتوجه به تأیید فرضیه دوم و تأکید آن بر نقش تعدیل‌کنندگی سهامداران نهادی بر رابطه میان هزینه‌های نمایندگی و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که با افزایش مالکیت نهادی، از تأثیر مخرب هزینه‌های نمایندگی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهامشان بکاهند. باتوجه به عدم تأیید نقش حسابرس داخلی و تخصص مالی و استقلال هیئت مدیره بر کاهش تأثیر هزینه‌های نمایندگی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام که با یافته‌های غالب در ادبیات پژوهش ناهمسو می‌باشد، محققان آتی را به پژوهش بیشتر درخصوص علل احتمالی آن توصیه می‌نماییم.

۷- منابع

- [۱] جهانخانی، ع. صفاریان، ا. «واکنش بازار سهام نسبت به اعلان سود برآوردی هر سهم در بورس اوراق بهادار تهران» تحقیقات مالی، شماره ۲۰، ۱۳۸۲، ۶۱-۸۲.
- [۲] جهانخانی، ع. عبده تبریزی، ح. «نظریه بازار کارآی سرمایه» تحقیقات مالی، شماره (۱)، ۱۳۷۲، ۷-۲۳.



- [3] Lim, Kian-Ping. “The Speed of Stock Price Adjustment to Market-Wide Information”, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1412231>, 2009.
- [4] Hou, K. Moskowitz, T.J, “Market Friction, Price Delay and the Cross Section of Expected Returns”, *Review of Financial Studies*, 18, 2005, 981-1020.
- [5] Abdeldayem, M. “Examining the Relationship between Agency Costs and Stock Mispricing: Evidence from the Bahrain Stock Exchange”, *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 3(4), 2015, 1-35.
- [6] Callen, J.L., Mozaffar, Kh. Hai, L. “Accounting Quality, Stock Price Delay and Future Stock Returns”, *Contemporary Accounting Research*, 30(1), 2013, 269–295.
- [7] Gordon, N. K., Wu, Q., “Informed trade, uninformed trade and stock price delay”, Proceedings of the 2013 Asian Finance Association (Asian Fa) Annual Meeting, 15-17 July 2013, Nanchang, China, 2013, 1-31.
- [8] Akbar, A. “The role of corporate governance mechanism in optimizing firm performance: A conceptual model for corporate sector of Pakistan”, *Asian Economic and Social Society*, 5(6), 2015, 109–115.
- [9] Musallam, S. R. M., “Effects of board characteristics, audit committee and risk management on corporate performance: evidence from Palestinian listed companies”, *International Journal of Islamic and Middle Eastern, Finance and Management*, 13(4), 2020, 691–706.
- [10] Ajili, H., Bouri, A., “Corporate governance quality of Islamic banks: measurement and effect on financial Performance”, *Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 11(3), 2018, 470–487.
- [11] Khorshidvand, F., Sarlak, A., “Examining the relationship between corporate governance and the corporate performance valuation”, *Advances in Mathematical Finance and Applications*, 2(3), 2017, 29–39.
- [12] Dziao, J. Corporate Governance and Efficiency of a Firm. *Institute of Economics*, (6), 2015, 1-19.
- [13] Aspris, A. Frino, A., “Board Independence, Stock Liquidity and Price Efficiency”, *Journal of Accounting and Economics*, 42(2), 2015, 101-154.
- [14] Beekes, W. & Brown, P., “Do better-governed Australian firms make more informative disclosures? *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(3-4), 2006, 422-450.
- [15] Younas, N., Uddin, S., Awan, T., Khan, M. Y., “Corporate governance and financial distress: Asian Emerging market perspective”, *Corporate Governance*, 21(4), 2021, 702–715.



- [16] Shahwan, T. M., “The effects of corporate governance on financial performance and financial distress: evidence from Egypt”, *Corporate Governance International Journal of Business in Society*, 15(5), 2015, 641-662.
- [17] Bravo, F., Moreno, E., “Does compliance with corporate governance codes help to mitigate financial distress? *Research in International Business and Finance*, 55(C), 2021, 101344.
- [18] Akbarian, S., Anvary Rostamy, A. A., Rezaei, N., Abdi, R., “Corporate governance and credit risk in the Iranian banking industry”, *Journal of Money and Economy*, 14(1), 2019, 85-100.
- [19] Bushman, R.M. & Smith, A.J., “Financial Accounting Information and Corporate Governance”, *Journal of Accounting and Economics*, 32(1-3), 2001, 237-333.
- [20] Sun, P. W. and B. Yu. “Managerial Structure and Stock Price Delay in China”, <http://ssrn.com/abstract=2542534>, 2014.
- [21] Fovad Rehman, R., Rehman, Muhammad Ateeq and Raof, Awais, “Does corporate governance lead to a change in the capital structure? *American Journal of Social and Management Sciences*, 1(2), 2010, 191-195.
- [22] Jensen, M., Meckling, W., “Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure”, *Journal of Financial Economics*, 3, 1976, 305-360.
- [23] Charles W. Bame-Aldred, Duane M. Brandon, William F. Messier, Jr., Larry E. Rittenberg, Chad M. Stefaniak. “A summary of research on external auditor reliance on the internal audit function”, *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 32(1), 2013, 251-286.
- [24] Eghbali, E., Anvary Rostamy, A. A., Hanifi, F., “Moderating effect of managerial ability in the relationship between corporate governance features and financial distress Likelihood: (PLS Approach)”, *Advances in Mathematical Finance and Applications*, 3, 2022, 645-664.
- [25] Green, T.C., “The Value of Client Access to Analyst Recommendations”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41(01), 2006, 1-24.
- [26] Rashid, A. “Board independence and firm performance: evidence from Bangladesh”, *Future Business Journal*, 4(1), 2018, 34-49.
- [27] Dalton, D. R., Daily, C. M., “What wrong with having friends on the board”, *Across the Board*, 36(3), 1999, 28-32.
- [28] Sarwar, B. Xiao, M., Rehana Naheed, M. H., “Board financial expertise and dividend-paying behavior of firms: new insights from the emerging equity markets of China and Pakistan”, *Management Decision*, 56(29), 2018, 1839–1868.



- [29] Jeanjean, T., Stolowy, H., “Determinants of board members' financial expertise — Empirical evidence from France”, *The International Journal of Accounting*, 44(4), 2009, 378-402.
- [30] Chaudhary, P. "Agency costs, board structure and institutional investors: case of India", *Asian Journal of Accounting Research*, 7(1), 2022, 44-58.
- [31] Pahlavan, M. Anvary Rostamy, A.A. Darabi, R. “Impacts of environmental sustainable performance reporting on the stock price crash risk and stock liquidity: The mediating role of predictability and comparability”, *Corporate Accounting & Finance*, 34(3), 2023, 144-157.
- [۳۲] رهنمای رودپشتی. ف، معدنچی‌زاج، م و بابالویان، ش «بررسی کارایی اطلاعاتی و حباب عقلایی قیمت بورس اوراق بهادا تهران و زیربخش‌های آن با استفاده از آزمون نسبت واریانس و آزمون پایایی قیمت- سود» *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، دوره ۵، شماره ۲، پیاپی ۱۴، ۱۳۹۱، ۴۹-۷۵.
- [۳۳] افلاطونی، ع. «بررسی رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و پایداری سود با سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام» *دانش حسابداری*، سال ششم، شماره ۲۲، ۱۳۹۴، ۱۰۷-۱۳۰.
- [۳۴] افلاطونی، ع. بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و متقارن نبودن اطلاعات بر واکنش تأخیری قیمت سهام، *بیشرفت‌های حسابداری*، دوره ششم، شماره ۱، ۱۳۹۵، ۱-۲۴.
- [35] Ang, J., Cole, R., Lin, J., “Agency costs and ownership structure”, *The Journal of Finance*, 55(1), 2000, 81-106.
- [36] Kim, I., Pantzalis, C., Park, J.C. “Corporate Boards’ Political Ideology Diversity and Firm Performance”, *Journal of Empirical Finance*, 21(C), 2013, 223-240.
- [37] Henry, D. “Agency Costs, Ownership Structure and Corporate Governance Compliance: A Private Contracting Perspective”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 18, 2010, 24-46.
- [۳۸] مهدوی، غ و جمالیان‌پور، م «بررسی عوامل موثر بر سرعت گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» *پژوهش‌های حسابداری مالی*، شماره ۴، ۱۳۸۹، ۸۹-۱۰۸.
- [39] Lehn, K. Poulsen, A., “Free cash flow and stockholder gains in going private transactions”, *The Journal of Finance*, 44(3), 1989, 771-787.
- [40] Jorgensen, B. N., Lee, Y. G., Yoo, Y. K., “The valuation accuracy of equity value estimates inferred from conventional empirical



implementations of the abnormal earnings growth model: US evidence”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 4(38). 2011, 446-471.

[۴۱] رحمانی. ع، یوسفی، ف و رباط‌میلی، م «کیفیت اطلاعات حسابداری، تأخیر در تعدیل

قیمت سهم و قابلیت پیش‌بینی بازده‌های آتی» *بورس اوراق بهادار*، سال پنجم، شماره

۲۰، ۱۳۹۱، ۱۳۷-۱۵۸.