

مجله علمی - پژوهشی دانش حسابداری مالی
دوره سوم، شماره ۲، پیاپی ۹، تابستان ۱۳۹۵، صفحه‌های ۱۳۱-۱۴۸

استفاده از اطلاعات محرمانه در معاملات سهام و تاثیر آن بر هزینه سرمایه سهام عادی

عباس افلاطونی*

استادیار حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا

چکیده

در بازارهای کارا فرض می‌شود که تمام اطلاعات منتشره، بی‌درنگ یا پس از اندک زمانی در دسترس عموم قرار می‌گیرد و بین معامله‌گران به صورتی متقارن توزیع می‌گردد. با این حال، بسیاری از پژوهشگران عقیده دارند که این فرض، بیش از حد خوش‌بینانه است و همواره افرادی وجود دارند که اطلاعات آنان بیش از دیگران است. آنان حتی ممکن است به اخبار و اطلاعات محرمانه شرکت نیز دسترسی داشته باشند و در معاملات سهام از آن اطلاعات استفاده کنند. این پژوهش، تاثیر احتمال انجام معاملات سهام مبتنی بر اطلاعات محرمانه شرکت و میزان اختلاف در قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام را (به عنوان دو مولفه عدم تقارن اطلاعاتی) بر هزینه سرمایه سهام عادی در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا پایان ۱۳۹۲ در ۱۱۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش در احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه شرکت‌ها در معاملات سهام و نیز افزایش در اختلاف قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام شرکت‌ها، هزینه سرمایه سهام عادی آنها افزایش می‌یابد.

واژگان کلیدی: اطلاعات محرمانه، قیمت پیشنهادی خرید و فروش، هزینه سرمایه سهام عادی، عدم تقارن اطلاعاتی.

تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۴/۹/۱۵

* تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۱۲/۱۳

ایمیل نویسنده عهده‌دار مکاتبات: abbasaflatooni@gmail.com

۱- مقدمه

هدف مدیریت شرکت، حداکثر نمودن ثروت سهامداران است و برای نیل به این هدف، تلاش می‌شود تا سیاست‌ها و تصمیم‌های مالی مناسبی اتخاذ گردد (ستایش، غفاری، رستم‌زاده، ۱۳۹۲). در اتخاذ تصمیم‌های مالی، هزینه سرمایه سهام عادی^۱، از عوامل مهم و مؤثر به شمار می‌آید و توجه به این معیار از اهمیت خاصی برخوردار است (کردستانی و مجدی، ۱۳۸۶؛ رضایی و همکاران، ۱۳۸۹). هزینه سرمایه، حداقل نرخ بازدهی است که تحصیل آن برای حفظ ارزش بازار شرکت (یا قیمت سهام آن) ضروری است (ستایش و همکاران، ۱۳۹۲). مدیران باید برای مواردی مانند تصمیم‌های مربوط به بودجه‌بندی سرمایه‌ای، ایجاد ساختار بهینه سرمایه و مدیریت سرمایه در گردش، در خصوص هزینه سرمایه شرکت اطلاعات کافی داشته باشند (استوارت^۲، ۱۹۹۱).

در ادبیات حسابداری و مالی، تاثیر عوامل متعددی (مانند، قابلیت پیش‌بینی سود، پایداری سود، بهنگامی گزارش سود) بر هزینه سرمایه سهام عادی بررسی شده است (کردستانی و مجدی، ۱۳۸۶). از جمله عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه سهام عادی، اطلاعات و ریسک مربوط به آن است. ریسک اطلاعات^۳ به آن معناست که برخی از معامله‌گران از اطلاعاتی (مانند اطلاعات محرمانه^۴ شرکت) برخوردارند که سایرین از آن اطلاعات بی‌بهره‌اند (رحمانی و فلاح نژاد، ۱۳۸۹؛ کاپلند و همکاران^۵، ۲۰۰۰). اگر برخی از سرمایه‌گذاران (مانند مالکان نهادی) که دارای اطلاعات محرمانه درباره شرکت هستند، از اطلاعات مذکور در مبادلات سهام آن استفاده کنند، عدم تقارن اطلاعاتی^۶ شدت می‌یابد (گوردون و وو^۷، ۲۰۱۴) و سرمایه‌گذاران تمایلی به خرید سهم شرکت نشان نمی‌دهند و اگر اقدام به خرید سهم نمایند، در قبال تحمل ریسک معامله، انتظار دریافت بازده بیشتری خواهند داشت. این موضوع بیانگر افزایش هزینه سرمایه سهام عادی است (رحمانی و فلاح نژاد، ۱۳۸۹؛ کاپلند و همکاران، ۲۰۰۰). از آنجا که دسترسی به اطلاعات محرمانه شرکت مشکل بوده و برای همه ممکن نیست، کار بررسی و مطالعه در خصوص آن نیز به طور معمول با مشکلات زیادی همراه است. با این حال، ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) روشی را ارائه کردند که با استفاده از آن می‌توان احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه را در مبادلات سهام^۸ (با بکارگیری مدل‌های ریزساختار^۹ بازار سرمایه) محاسبه نمود. در این پژوهش، ابتدا با استفاده از رویکرد ایزلی و همکاران^{۱۰} (۲۰۰۲)، میزان احتمال بکارگیری اطلاعات محرمانه (درباره وضعیت شرکت) در مبادلات سهام شرکت‌ها محاسبه شده و سپس تاثیر آن و نیز تاثیر اختلاف در قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش^{۱۱} سهام (به عنوان دو مولفه عدم تقارن اطلاعاتی) بر هزینه سرمایه سهام عادی بررسی گردیده است.

۲. مبانی نظری، ادبیات و فرضیه‌ها

در تعریف کارایی بازار^{۱۲} سرمایه بیان می‌شود که اطلاعات باید به سرعت و به طور کامل در دسترس همگان قرار گیرد. با این حال، تعداد زیادی از پژوهشگران عقیده دارند که اطلاعات به تدریج در بازار انتشار یافته و با تاخیر زمانی، قیمت سهام را تحت تاثیر قرار می‌دهد. این موضوع بدان معناست که امکان دارد برخی سرمایه‌گذاران که دارای اطلاعات محرمانه هستند، قبل از سایرین از اطلاعات خود برای خرید و فروش سهام استفاده نمایند و بازده‌های غیرعادی زیادی کسب کنند (کالن و همکاران^{۱۳}، ۲۰۱۲؛ گائو و گرینستین^{۱۴}، ۲۰۱۴).

۲-۱. تاثیر اطلاعات محرمانه

در خصوص استفاده از اطلاعات محرمانه در معاملات سهام و تاثیر آن بر هزینه سرمایه سهام عادی، نظرات متضادی وجود دارد. برخی اعتقاد دارند که استفاده از اطلاعات محرمانه در مبادلات سهام موجب بهره‌مندی دارندگان اطلاعات مذکور از منافع مبادلات شده و سایرین را از سرمایه‌گذاری، دلسرد می‌کند و در نهایت باعث افزایش هزینه سرمایه سهام عادی می‌شود (مانوو^{۱۵}، ۱۹۸۹؛ ایزلی و اوهارا، ۲۰۰۴؛ لمبرت و همکاران^{۱۶}، ۲۰۱۱). همچنین، به عقیده وایانوس و وانگ^{۱۷} (۲۰۱۲)، استفاده از اطلاعات محرمانه در مبادلات سهام موجب کاهش نقدشوندگی سهام شده و از این طریق هزینه سرمایه سهام را افزایش می‌دهد. به عقیده برنمن و همکاران^{۱۸} (۲۰۱۳)، استفاده از اطلاعات محرمانه واحد تجاری در معاملات سهام آن، اثرات متفاوتی بر هزینه سرمایه سهام عادی دارد. با این حال، هاگز و همکاران^{۱۹} (۲۰۰۷) عقیده دارند که ریسک انجام معامله با دارندگان اطلاعات محرمانه، یک ریسک تنوع پذیر^{۲۰} است و به همین دلیل، ریسک مذکور تاثیر خاصی روی هزینه سرمایه سهام عادی ندارد. از سوی دیگر، برخی پژوهشگران اعتقاد دارند که معاملات سهام با استفاده از اطلاعات محرمانه موجب انعکاس اطلاعات نهانی شرکت در قیمت‌های سهام می‌شود و شفافیت قیمت‌ها را بالا می‌برد. به اعتقاد آنان، این موضوع باعث کاهش هزینه سرمایه سهام عادی می‌شود (مان^{۲۱}، ۱۹۶۶؛ کارلتون و دانیل^{۲۲}، ۱۹۸۳ و لاند^{۲۳}، ۱۹۹۲). دلیل گزارش نتایج متناقض توسط پژوهشگران، آن است که در کشورهای مختلف، قوانین متفاوتی برای گزارش اطلاعات و برخورد با معاملات مبتنی بر اطلاعات محرمانه وجود دارد (باتاچاریا و هازم^{۲۴}، ۲۰۰۲؛ لاپورتا و همکاران^{۲۵}، ۲۰۰۶). برای مثال، تا قبل از دهه ۹۰ میلادی، معاملات درون گروهی سهام که در آن از اطلاعات محرمانه شرکت استفاده می‌شد، غیر قانونی نبوده است (چوی و همکاران^{۲۶}، ۲۰۱۴). در پژوهش‌های پیشین، ونکناش و چیانگ^{۲۷} (۱۹۸۶) معیاری برای سنجش عدم تقارن اطلاعاتی ارائه کردند که مبتنی بر اختلاف در قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام بود. بر اساس معیار آنان، هرچه اختلاف بین قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام بالاتر باشد،

میزان عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر است. در ادامه، ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) مدلی برای محاسبه احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه در مبادلات سهام ارائه کردند. روش مذکور، معیار جدیدی برای سنجش عدم تقارن اطلاعاتی یا همان ریسک اطلاعات ارائه نمود، بدین معنی که هرچه احتمال انجام معاملات با استفاده از اطلاعات محرمانه بیشتر باشد، عدم تقارن اطلاعاتی، بالاتر است. آنان نشان دادند که معیار احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات محرمانه با معیار ونکناش و چیانگ (۱۹۸۶) همبستگی زیادی دارد. همچنین، آنان دریافتند که هر دو معیار، تا حد زیادی قادر به تشخیص درجه عدم تقارن اطلاعاتی بین مبادله‌کنندگان سهام بوده و متغیرهای جانشین مناسبی برای سنجش ریسک اطلاعاتی شرکت‌ها هستند و بر هزینه سرمایه شرکت موثرند.

۲-۲. پژوهش‌های پیشین

لاند (۱۹۹۲) دریافت که وجود معامله‌گران آگاه (از اطلاعات محرمانه) باعث ایجاد عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه می‌شود و استفاده از اطلاعات محرمانه در انجام معاملات سهام، موجب افزایش قیمت سهام می‌گردد. با این که وی تحلیل خود را بر اساس هزینه سرمایه سهام عادی انجام نداد ولی می‌توان گفت قیمت‌های بالاتر سهام به معنای کاهش هزینه سرمایه سهام عادی است (پنگ‌هی و همکاران^{۲۸}، ۲۰۱۳). وانگ^{۲۹} (۱۹۹۳) نشان داد که استفاده برخی معامله‌گران از اطلاعات محرمانه، دو اثر متفاوت بر قیمت سهام دارد. اول آنکه معامله‌گران ناآگاه برای جبران ضعف اطلاعاتی خود در انتخاب و خرید ناآگاهانه سهام، صرف ریسک بیشتری مطالبه می‌کنند و این موضوع، به معنای افزایش هزینه سرمایه سهام عادی است. در ثانی، استفاده از اطلاعات محرمانه در مبادلات سهام موجب انعکاس اطلاعات نهانی شرکت در قیمت‌های سهام می‌شود، شفافیت^{۳۰} قیمت‌ها را افزایش می‌دهد و هزینه سرمایه سهام عادی را کم می‌کند.

بوتوسان^{۳۱} (۱۹۹۷) نشان داد در آن گروه از شرکت‌های تولیدی که کیفیت گزارشگری بالاتر است (و به همین دلیل عدم تقارن اطلاعاتی کمتری بین معامله‌گران آگاه و ناآگاه سهام آنها وجود دارد)، هزینه سرمایه سهام عادی، کمتر از سایر شرکتهاست. اوهارا (۲۰۰۳) و ایزلی و اوهارا (۲۰۰۴) دریافتند که عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران آگاه و ناآگاه بر روی هزینه سرمایه سهام عادی تاثیرگذار است. آنان نشان دادند که عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران موجب می‌شود تا معامله‌گر ناآگاه، ریسک اطلاعاتی بیشتری تحمل نماید و برای تحمل ریسک مذکور، بازده بالاتری مطالبه نماید. این موضوع باعث افزایش هزینه سرمایه سهام عادی می‌شود. پنگ‌هی و همکاران (۲۰۱۳) نشان دادند در شرکت‌هایی که عدم تقارن اطلاعاتی و ابهام^{۳۲} اطلاعات بیشتر است، هزینه سرمایه سهام عادی نیز بالاتر از سایر شرکت‌ها است. برنمن و همکاران (۲۰۱۳) دریافتند که استفاده از اخبار و اطلاعات محرمانه مثبت و منفی

مجله علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی، دوره سوم، شماره ۲، پیاپی ۹، تابستان ۱۳۹۵/ ۱۳۵
 (درخصوص وضعیت واحد تجاری) در معاملات سهام، هزینه سرمایه سهام عادی را افزایش می‌دهد و در این رابطه، تاثیر اطلاعات منفی قوی‌تر از اطلاعات مثبت است.

در پژوهش‌های داخلی در زمینه بکارگیری اطلاعات محرمانه در معاملات سهام، عیوض‌لو و همکاران (۱۳۹۱) میزان احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه را در هر یک از ماه‌های سال بررسی کردند و دریافتند که بکارگیری اطلاعات محرمانه برای مبادلات سهام، به طور میانگین در دی ماه افزایش و در اسفندماه کاهش می‌یابد. راعی و همکاران (۱۳۹۲) میزان احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه در معاملات سهام را در بورس اوراق بهادار تهران محاسبه کردند. آنان دریافتند که احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی در بورس اوراق بهادار تهران به طور معناداری متفاوت از صفر است. یافته‌های آنان، وجود معامله‌گران آگاه و انجام معاملات بر اساس اطلاعات محرمانه را در بورس اوراق بهادار تهران تایید می‌کند. راعی و همکاران (۱۳۹۲) نشان دادند که استفاده از اطلاعات محرمانه در معاملات سهام موجب کسب بازده غیرعادی مثبت و معناداری برای دارندگان اطلاعات محرمانه می‌شود.

در خصوص بررسی تاثیر انجام معاملات مبتنی بر اطلاعات محرمانه بر هزینه سرمایه سهام عادی، پژوهش داخلی صورت نگرفته است ولی در زمینه بررسی تاثیر متغیرهای جانشین ریسک اطلاعات بر هزینه سرمایه سهام عادی، رساییان و حسینی (۱۳۸۷) و رحمانی و فلاح نژاد (۱۳۸۹) از کیفیت اقلام تعهدی به عنوان متغیر جانشین ریسک اطلاعاتی استفاده کردند. رساییان و حسینی (۱۳۸۷) رابطه معناداری بین کیفیت اقلام تعهدی و هزینه سرمایه کشف نکردند ولی رحمانی و فلاح نژاد (۱۳۸۹) دریافتند که با افزایش کیفیت اقلام تعهدی و به تبع آن کاهش ریسک اطلاعاتی شرکت، هزینه سرمایه سهام عادی کاهش می‌یابد. ستایش و همکاران (۱۳۹۰) و مهرآذین و عباس‌نژاد (۱۳۹۲) از کیفیت افشا به عنوان معیار ریسک اطلاعاتی بهره بردند و نشان دادند که با افزایش کیفیت گزارشگری مالی (و به تبع آن، کاهش ریسک اطلاعاتی شرکت)، هزینه سرمایه سهام عادی کاهش می‌یابد.

هاشمی و همکاران (۱۳۹۰) دریافتند که با افزایش سطح محافظه‌کاری شرطی (که موجب کاهش ریسک اطلاعاتی می‌شود)، هزینه سرمایه سهام عادی شرکت کاهش می‌یابد. خانی و قجاوند (۱۳۹۱) نشان دادند که سطح رقابت بین معامله‌گران بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه سرمایه سهام عادی موثر است. آنان نشان دادند وقتی رقابت کامل است رابطه معناداری بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه سرمایه سهام عادی وجود ندارد ولی زمانی که رقابت ناقص است، عدم تقارن اطلاعاتی رابطه مثبت و معناداری با هزینه سرمایه سهام عادی دارد. حاجی‌ها و سبحانی (۱۳۹۲) نشان دادند با افزایش کیفیت حسابرسی که باعث افزایش کیفیت اطلاعات و کاهش ریسک آن می‌شود، هزینه سرمایه سهام عادی کاهش می‌یابد. ستایش

و همکاران (۱۳۹۲) نیز نشان دادند که بین اختلاف در قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام و هزینه سرمایه سهام عادی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. در مجموع، نتایج پژوهش‌های پیشین حاکی از آن است که در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران سهام و به تبع آن افزایش ریسک اطلاعاتی، موجب افزایش هزینه سرمایه سهام عادی می‌شود. بر اساس هدف، مبنای نظری و پژوهش‌های پیشین، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر ارائه می‌گردند:

فرضیه اول: با افزایش احتمال انجام معاملات سهام مبتنی بر اطلاعات محرمانه، هزینه سرمایه سهام عادی افزایش می‌یابد.

فرضیه دوم: با افزایش اختلاف در قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام، هزینه سرمایه سهام عادی افزایش می‌یابد.

۳. روش پژوهش

پژوهش حاضر به لحاظ هدف از نوع کاربردی، از نظر فرآیند اجرا از نوع کمی و از بعد زمانی، گذشته‌نگر است. گردآوری داده‌ها به روش کتابخانه‌ای از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین، سایت کدال^۳، سایت سازمان بورس اوراق بهادار^{۳۴} و مراجعه به آرشیوهای آماری آن، صورت گرفته است.

۳-۱. مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش، به ترتیب، مدل‌های (۱) و (۲) برآورد شده‌اند:

$$CoE_{it} = \beta_0 + \beta_1 PIN_{it} + \sum_{j=1}^5 \theta_j Controls_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$CoE_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Ln(Spread_{it}) + \sum_{j=1}^5 \theta_j Controls_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن، PIN_{it} مقدار احتمال انجام معاملات مبتنی بر اطلاعات محرمانه شرکت، $Ln(Spread_{it})$ لگاریتم مقدار اختلاف در قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام و CoE_{it} هزینه سرمایه سهام عادی است. در مدل‌های (۱) و (۲)، نماد $\sum_{j=1}^5 \theta_j Controls_{j,it}$ به پنج متغیر اندازه شرکت $Size_{it}$ (لگاریتم طبیعی مجموع ارزش سهام)، نقدشوندگی Liq_{it} (لگاریتم طبیعی میانگین ماهانه حجم معاملات سهام)، درصد مالکیت نهادی IOW_{it} (درصد سهام تحت تملک مالکان حقوقی)، کیفیت اقلام تعهدی AQ_{it} (منفی انحراف معیار باقیمانده‌های حاصل از مدل فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۵) و متغیر زیان‌ده بودن شرکت $Loss_{it}$ (که برای موارد گزارش زیان

مجله علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی، دوره سوم، شماره ۲، پیاپی ۹، تابستان ۱۳۹۵/ ۱۳۷/ مقدار ۱ و در سایر موارد مقدار صفر خواهد داشت) اشاره دارد که در پژوهش‌های پیشین (مانند کالن و همکاران، ۲۰۱۲؛ گوردون و وو، ۲۰۱۴)، تاثیر آن‌ها بر هزینه سرمایه سهام عادی تایید شده است. کالن و همکاران (۲۰۱۲) دریافتند که کیفیت ارقام تعهدی تاثیر منفی و دو متغیر زیان‌ده بودن شرکت و درصد مالکیت نهادی تاثیر مثبتی بر هزینه سرمایه سهام عادی دارند. به علاوه، یافته‌های گوردون و وو (۲۰۱۴) موید تاثیر منفی اندازه شرکت و میزان نقدشوندگی سهام بر هزینه سرمایه سهام عادی است. بنابراین، لحاظ نمودن متغیرهای ذکر شده در مدل‌های (۱) و (۲) برای کنترل تاثیر آن‌ها بر رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته، ضروری است.

۳-۱-۱. سنجش متغیرهای مستقل

برای اندازه‌گیری میزان احتمال انجام معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه، از رویکرد ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) استفاده شده است. به عقیده ایزلی و همکاران (۲۰۰۲)، ورود معامله‌گران به بازار در هر روز معاملاتی $(L(\theta|B,S))$ از توزیع پواسون^{۳۵} و فرآیند زیر پیروی می‌کند:

$$L(\theta|B,S) = (1-\alpha)e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \alpha \delta e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-(\mu+\varepsilon_s)} \frac{(\mu+\varepsilon_s)^S}{S!} + \alpha(1-\delta)e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} e^{-(\mu+\varepsilon_b)} \frac{(\mu+\varepsilon_b)^B}{B!} \quad (3)$$

که در آن، B و S به ترتیب بیانگر تعداد معاملات خرید و فروش در یک روز و θ بردار پارامترهاست. ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) با فرض استقلال روزهای معاملاتی، ورود معامله‌گران در T روز معاملاتی $(V(\theta|M))$ را به صورت زیر مدل‌سازی می‌کنند:

$$V(\theta|M) = \prod_{t=1}^T L(\theta|B_t, S_t) \quad (4)$$

که در آن، (B_t, S_t) داده‌های معاملاتی روز t و M مجموعه داده‌ها در بازه زمانی T ، و Π نماد حاصلضرب جملات مابعد آن است. در عبارت‌های (۳) و (۴) پارامترهای مجهول که از برآورد مدل (۴) حاصل می‌شوند شامل احتمال وجود اطلاعات جدید (خوب یا بد) در ابتدای روز معاملاتی (α) (اگر قیمت سهام در پایان یک روز نسبت به ابتدای آن، افزایش داشته باشد، اخبار آن روز، خوب و در غیر این صورت بد در نظر گرفته می‌شود)، احتمال انتشار خبر خوب $(1-\delta)$ و احتمال انتشار خبر بد (δ) ، نرخ ورود تعداد سفارش معامله‌گران آگاه (از اخبار محرمانه) μ ، نرخ ورود تعداد سفارش‌های خریداران ناآگاه ε_b و نرخ ورود تعداد سفارش‌های فروشندگان ناآگاه ε_s در بازه زمانی T است.

بنابراین برای محاسبه احتمال انجام معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه شرکت، ابتدا با پیروی از راعی و همکاران (۱۳۹۲)، مدل (۴) که در واقع حاصلضرب مدل (۳) در T روز

معاملاتی است برای هر شرکت در هر سال به صورت مجزا و با استفاده از روش حداکثر درستی^{۳۶} برآورد شده و پارامترهای مورد نیاز استخراج گردیده‌اند. سپس، احتمال انجام معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه (PIN_{it}) با استفاده از رابطه (۵) و پارامترهای به دست آمده در مرحله قبل، محاسبه شده است:

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_s + \varepsilon_b} \quad (5)$$

که در آن، $\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s$ نرخ ورود تمام سفارش‌ها و $\alpha\mu$ نرخ ورود سفارش‌های مبتنی بر اطلاعات محرمانه است. هر چه عبارت (۵) بزرگتر باشد، احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه در معاملات سهام (و به تبع آن عدم تقارن اطلاعاتی) بیشتر می‌شود. برای سنجش اختلاف در قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام، معیار ونکتاش و چیانگ (۱۹۸۰) به شکل زیر محاسبه شده است:

$$Spread_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{d=1}^{D_{it}} \frac{|ASK_{it} - BID_{it}|}{(ASK_{it} + BID_{it})/2} \quad (6)$$

که در آن، ASK_{it} بهترین (کمترین) قیمت پیشنهادی فروش سهام شرکت i در دوره t ، BID_{it} بهترین (بیشترین) قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت i در دوره t ، D_{it} تعداد روزهایی از سال t که در آن روزها قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش موجود باشند و $Spread_{it}$ میانگین دامنه تفاوت در قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام شرکت i در سال t است که با لگاریتم گرفتن از آن، معیار سنجش میزان عدم تقارن اطلاعاتی محاسبه شده است. هر چه تفاوت در قیمت‌های پیشنهادی فروش و خرید بیشتر باشد، مقدار عبارت (۶) بزرگ‌تر می‌شود و میزان عدم تقارن اطلاعاتی افزایش می‌یابد. برای استخراج داده‌های مورد نیاز جهت محاسبه متغیرهای PIN و $Spread$ از آرشیوهای آماری بورس، نرم افزار TseClient 2.0 به کار گرفته شده است.

۳-۱-۲. سنجش متغیر وابسته

با پیروی از تحقیقات پیشین (مانند ستایش و همکاران، ۱۳۹۰) برای اندازه‌گیری هزینه سرمایه سهام عادی، از مدل رشد گوردون استفاده شده است:

$$COE_{it} = \frac{D_{it+1}}{P_{it}} + g_i \quad (7)$$

که در آن، D_{it+1} سود نقدی شرکت i در پایان سال $t+1$ ، P_{it} قیمت بازار هر سهم شرکت i در پایان سال t و g_i میانگین نرخ رشد سود نقدی شرکت i در بازه زمانی پژوهش است.

مجله علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی، دوره سوم، شماره ۲، پیاپی ۹، تابستان ۱۳۹۵/ ۱۳۹۹

۳-۲. جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۶ ساله ۱۳۸۷ تا پایان ۱۳۹۲ است. در انتخاب نمونه آماری، شرایط زیر اعمال شده است:

۱. پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه بوده و در طول دوره مطالعه، تغییر سال مالی نداشته باشند. این کار برای کنترل اثر چرخه‌های تجاری بر نتایج تحقیق انجام می‌شود.
 ۲. واحدهای تجاری مورد بررسی، از شرکت‌های فعال در صنایع بیمه‌ای، بانکی و سرمایه‌گذاری مالی نباشند. علت آن است که ماهیت فعالیت این صنایع، با سایر صنایع به طور کلی متفاوت است.

۳. همچنین با پیروی از راعی و همکاران (۱۳۹۲) جهت محاسبه مقادیر قابل اتکا برای متغیر احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه (و اختلاف در قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام)، شرکت‌هایی انتخاب شدند که سهام آنها حداقل در ۶۰ درصد روزهای معاملاتی، معامله شده باشند و روزهایی در نظر گرفته شده است که حداقل ۱۰ معامله در آن روز انجام شده باشد.

۴. داده‌های مورد نیاز جهت محاسبه متغیرهای پژوهش، در دسترس باشد.
 با اعمال شرایط فوق، حجم نمونه آماری برابر ۱۱۲ شرکت شده که برای آزمون فرضیه‌ها، از داده‌های آنها استفاده شده است.

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. آماره‌های توصیفی

آماره‌های توصیفی پژوهش که شمایی کلی از وضعیت توزیع مشاهده‌ها را ارائه می‌کنند در جدول (۱) ارائه شده‌اند. نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که هزینه سرمایه سهام عادی شرکت‌های مورد بررسی به طور متوسط ۰/۱۱ و احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه برای معاملات سهام به طور میانگین حدود ۲۴ درصد است.

جدول (۱): آماره‌های توصیفی

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
COE	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۲۶	۰/۰۳	۰/۰۴
PIN	۰/۲۴	۰/۲۳	۰/۴۱	۰/۰۲	۰/۰۴
Ln(Spread)	-۲/۶۳	-۲/۷۴	۰/۵۳	-۴/۳۵	۰/۸۱

۱/۱۳	۷/۲۸	۱۴/۷۳	۱۱/۶۷	۱۱/۶۴	Size
۱/۰۲	۶/۵۴	۱۳/۱۲	۹/۵۷	۹/۲۹	Liq
۰/۰۶	۰/۰۰	۰/۸۶	۰/۲۳	۰/۲۵	IOwn
۰/۰۴	-۰/۵۱	-۰/۰۷	-۰/۲۹	-۰/۳۲	AQ
۰/۰۹	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۲۶	Loss

مقدار متوسط لگاریتم اختلاف بین قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام نیز ۲/۶۳- است. میانگین (انحراف معیار) متغیرهای کنترلی اندازه شرکت ۱۱/۶۴ (۱/۱۳)، نقدشوندگی سهام ۹/۲۹ (۱/۰۲)، درصد مالکیت نهادی ۰/۲۵ (۰/۰۶) و کیفیت اقلام تعهدی ۰/۳۲- (۰/۰۴) است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که ۲۶ درصد شرکت‌های نمونه در بازه زمانی مورد بررسی، زیان‌ده بوده‌اند.

۴-۲. تحلیل همبستگی متغیرها

به منظور بررسی شدت و جهت همبستگی بین متغیرهای پژوهش (به جز متغیر دو ارزشی Loss) از آزمون ضرایب همبستگی پیرسون استفاده شده و نتایج آن در جدول (۲) ارائه گردیده است. نتایج نشان می‌دهد که بین هزینه سرمایه سهام عادی و متغیرهای احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه (۰/۳۲) و لگاریتم اختلاف در قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش (۰/۲۶) همبستگی مستقیم و معناداری در سطح ۱ درصد وجود دارد. این موضوع نشان می‌دهد که با افزایش در احتمال انجام معاملات سهام بر اساس اطلاعات محرمانه و زیاد شدن تفاوت بین قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام، هزینه تامین مالی از طریق اوراق مالکانه نیز زیاد می‌شود. نتایج حاصله، شواهد اولیه از عدم رد فرضیه‌های پژوهش را ارائه می‌نماید ولی جهت نتیجه‌گیری دقیق‌تر و لحاظ نمودن تاثیر متغیرهای کنترلی، در قسمت‌های آتی از تحلیل رگرسیون استفاده می‌شود.

جدول (۲): ضرایب همبستگی پیرسون

متغیرها	COE	PIN	Ln(Spread)	Size	Liq	IOwn	AQ
COE	۱						
PIN	۰/۳۲**	۱					
Ln(Spread)	۰/۲۶**	۰/۱۶*	۱				
Size	-۰/۱۴**	-۰/۱۷**	-۰/۰۲*	۱			
Liq	-۰/۶۲***	-۰/۳۳**	-۰/۰۳**	-۰/۱۶**	۱		
IOwn	۰/۴۴**	۰/۴۱**	-۰/۰۳	-۰/۰۴	۰/۰۵**	۱	
AQ	-۰/۲۵*	۰/۰۹	-۰/۰۲**	۰/۱۶***	-۰/۰۲	۰/۰۳*	۱

ضریب همبستگی بین هزینه سرمایه سهام عادی و متغیرهای اندازه شرکت (۰/۱۴-) و درصد مالکیت نهادی (۰/۴۴) در سطح ۵ درصد و ضریب همبستگی بین هزینه سرمایه سهام عادی و متغیرهای نقدشوندگی سهام (۰/۶۲-) و کیفیت ارقام تعهدی (۰/۲۵-) به ترتیب در سطح ادرصد و ۱۰ درصد معنادار است. بین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه و اختلاف در قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام نیز همبستگی مثبت و معناداری در سطح ۱۰ درصد وجود دارد.

وجود همبستگی منفی و معنادار بین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه و متغیرهای اندازه شرکت (۰/۱۷-) و نقدشوندگی سهام (۰/۳۳-) نشان می‌دهد، میزان احتمال معامله سهام مبتنی بر اطلاعات محرمانه در شرکت‌های بزرگ‌تر و شرکت‌هایی با درجه نقدشوندگی بالاتر سهام، کمتر است. همبستگی مثبت و معنادار بین درصد مالکیت نهادی و احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه (۰/۴۱) نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که مالکان نهادی درصد مالکیت بیشتری دارند، احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه در معاملات سهام، بیشتر است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که اندازه (۰/۰۲-)، درجه نقدشوندگی سهام (۰/۰۳-) و کیفیت ارقام تعهدی (۰/۰۲-)، همبستگی منفی و معناداری با اختلاف بین قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام (و به تبع آن، درجه عدم تقارن اطلاعاتی)، دارند.

۳-۴. تحلیل پایایی متغیرها

قبل از برآورد مدل‌ها و آزمون فرضیه‌های پژوهش، باید پایایی^{۳۷} متغیرها بررسی شود. وجود متغیرهای ناپایا در مدل رگرسیون، سبب می‌شود تا آزمون‌های تی‌استیوندت و فیشر از اعتبار لازم برخوردار نباشند و کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط توزیع‌های مذکور، مقادیر صحیحی برای انجام آزمون‌های آماری نباشند (نوفرستی، ۱۳۸۷). برای بررسی پایایی متغیرهای پژوهش از آزمون ریشه واحد^{۳۸} ایم و همکاران^{۳۹} (۲۰۰۳)، دیکی فولر^{۴۰} تعمیم یافته (۱۹۷۹) و فیلیپس-پرون^{۴۱} (۱۹۸۸) استفاده شده است. نتایج آزمون‌ها در جدول (۳) ارائه شده‌اند.

جدول (۳): نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیرها	ایم، پسران و شین	دیکی فولر تعمیم یافته	فیلیپس-پرون
CEO	-۱۲/۵۴***	۱۰۰۸/۷۶***	۸۰۴/۰۹***
PIN	-۱۴/۳۲***	۷۵۶/۲۳***	۸۸۱/۳۵***
Ln(Spread)	-۱۶/۲۱***	۸۱۳/۹۳***	۹۲۱/۷۳***
Size	-۵۲/۴۹***	۷۲۲/۸۸***	۹۲۷/۷۷***
Liq	-۱۶/۰۰***	۶۰۷/۶۵***	۶۸۵/۷۲***
IOwn	-۱۹/۸۹***	۱۶۹۶/۶۵***	۱۶۰۶/۱۹***
AQ	-۱۵/۸۴***	۸۲۷/۶۴***	۹۶۹/۹۱***

*** معناداری در سطح ۱٪

نتیجه آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی نشان می‌دهد که تمام متغیرهای مورد بررسی در سطح ۱ درصد، ریشه واحد نداشته و پایا هستند. این موضوع نشان می‌دهد که برآورد مدل‌های رگرسیونی جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از متغیرهای مذکور، خالی از اشکال بوده و منجر به نتایج کاذب نمی‌شود.

۴-۴. نتایج تحلیل رگرسیون

۴-۴-۱. نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

برای آزمون فرضیه اول پژوهش، مدل (۱) با رویکرد داده‌های ترکیبی^{۴۲} برآورد شده است. در برآورد مدل (۱)، عدم معناداری آماره‌های چاو^{۴۳} (۱/۱۱) و بروش-پاگان^{۴۴} (۰/۲۸) نشان می‌دهند که الگوی داده‌های تلفیقی^{۴۵} به ترتیب بر الگوهای اثرات ثابت^{۴۶} و اثرات تصادفی^{۴۷} ارجحیت دارد. نتایج برآورد مدل (۱) با روش مذکور در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول (۴): نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

متغیرها	ضریب	آماره تی استیودنت	معناداری	تورم واریانس
عرض از مبدا	۲/۷۸*	۱/۷۵	۰/۰۹	---
PIN	۰/۳۴***	۲/۹۳	۰/۰۰	۱/۲۱
Size	-۰/۱۶	-۰/۳۶	۰/۴۱	۱/۱۱
Liq	-۰/۴۱**	-۲/۱۱	۰/۰۳	۱/۰۱
IOwn	۱/۲۴**	۱/۹۹	۰/۰۵	۱/۰۵
AQ	-۲/۴۳**	-۲/۱۵	۰/۰۴	۱/۰۱
Loss	-۰/۶۱	-۰/۸۷	۰/۳۲	۱/۱۶
ضریب تعیین تعدیل شده	۵۲/۸۷٪	آماره چاو (معناداری)	۱/۱۱ (۰/۲۹)	
آماره فیشر (معناداری)	۱۵۶/۳۲*** (۰/۰۰)	آماره بروش-پاگان (معناداری)	۰/۲۸ (۰/۵۳)	
دوربین-واتسون	۱/۷۶	آماره هاسمن (معناداری)	---	

***، **، * و * به ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪

مجله علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی، دوره سوم، شماره ۲، پیاپی ۹، تابستان ۱۳۹۵/ ۱۴۳

نتایج نشان می‌دهد که عرض از مبدا (۲/۷۸) در سطح ۱۰ درصد، ضریب متغیر احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه (۰/۳۴) در سطح ۱ درصد و ضریب متغیرهای نقدشوندگی سهام (۰/۴۱-)، درصد مالکیت نهادی (۱/۲۴) و کیفیت اقلام تعهدی (۲/۴۳-) در سطح ۵ درصد، معنادارند. مقادیر عامل تورم واریانس نشان می‌دهند که بین متغیرهای مستقل مدل (۱) هم‌خطی وجود ندارد.

معناداری آماره فیشر (۱۵۶/۳۲) نشان می‌دهد که مدل (۱) معنادار است. ضریب تعیین تعدیل شده بیانگر می‌کند که متغیرهای مستقل مدل (۱) حدود ۵۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. مقدار آماره دوربین-واتسون (۱/۷۶) نیز نشان می‌دهد که بین باقیمانده‌های مدل (۱) مشکل خودهمبستگی سریالی وجود ندارد. بنابراین، برای آزمون فرضیه اول پژوهش می‌توان به نتایج برآورد مدل (۱) اتکا نمود. مثبت و معنادار بودن ضریب متغیر احتمال معامله سهام مبتنی بر اطلاعات محرمانه (۰/۳۴) نشان می‌دهد که با افزایش احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه در مبادلات سهام شرکت‌ها، هزینه سرمایه سهام عادی آن‌ها افزایش می‌یابد. این موضوع موید فرضیه اول پژوهش است.

۴-۲. نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

برای آزمون فرضیه دوم پژوهش، مدل (۲) با روش داده‌های ترکیبی برآورد شده است. معناداری آماره چاو (۱/۳۷) در سطح ۵ درصد نشان می‌دهد که در برآورد مدل (۲)، الگوی اثرات ثابت نسبت به الگوی تلفیقی اولویت دارد. همچنین، معناداری آماره بروش-پاگان (۴/۲۱) در سطح ۵ درصد بیان می‌کند که برای برآورد مدل (۲)، استفاده از الگوی اثرات تصادفی نیز بر بکارگیری الگوی داده‌های تلفیقی برتری دارد.

جدول (۵): نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

متغیرها	ضریب	آماره تی استیودنت	معناداری	تورم واریانس
عرض از مبدا	۱/۰۹	۱/۲۱	۰/۱۸	---
Ln(Spread)	۰/۲۱**	۲/۱۵	۰/۰۴	۱/۱۱
Size	-۰/۲۱*	-۱/۷۱	۰/۰۹	۱/۰۶
Liq	-۰/۲۳**	-۲/۲۳	۰/۰۲	۱/۰۸
IOwn	۱/۴۴**	۲/۰۱	۰/۰۵	۱/۱۲
AQ	-۲/۰۸*	-۲/۳۱	۰/۰۳	۱/۰۵
Loss	۱/۲۶***	۲/۷۳	۰/۰۰	۱/۲۱
ضریب تعیین تعدیل شده	۴۹/۸۸%	آماره چاو (معناداری)	۱/۳۷** (۰/۰۲)	
آماره فیشر (معناداری)	۱۸۳/۲۱*** (۰/۰۰)	آماره بروش-پاگان (معناداری)	۴/۲۱** (۰/۰۴)	
دوربین-واتسون	۲/۱۱	آماره هاسمن (معناداری)	۱۸/۲۱** (۰/۰۳)	

***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪

در نهایت، معناداری آماره هاسمن^{۴۸} (۱۸/۲۱) نشان می‌دهد که برای برآورد مدل (۲)، الگوی اثرات ثابت نسبت به الگوی اثرات تصادفی، برتر است. بنابراین، مدل (۲) با استفاده از الگوی اثرات ثابت برآورد شده و نتایج آن در جدول (۵) ارائه گردیده است. نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای لگاریتم اختلاف بین قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام (۰/۲۱)، نقدشوندگی سهام (۰/۲۳-)، درصد مالکیت نهادی (۱/۴۴) در سطح ۵ درصد، ضریب متغیرهای اندازه شرکت (۰/۲۱-) و کیفیت اقلام تعهدی (۲/۰۸-) در سطح ۱۰ درصد و ضریب متغیر دو ارزشی زیان (۱/۲۶) در سطح ۱ درصد، معنادارند. مقادیر آماره عامل تورم واریانس نیز بیانگر عدم وجود مشکل هم‌خطی در بین متغیرهای مستقل مدل (۲) هستند. معنادار بودن آماره فیشر (۱۸۳/۲۱) نشان می‌دهد که مدل (۲) در کل، معنادار است. ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل (۲) حدود ۵۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. آماره دوربین-واتسون (۲/۱۱) نیز نشان می‌دهد که بین پسماندهای مدل (۲۱) خودهمبستگی سریالی وجود ندارد. بنابراین، برای آزمون فرضیه دوم پژوهش می‌توان به نتایج برآورد مدل (۲) اتکا کرد.

مثبت و معنادار بودن ضریب متغیر لگاریتم اختلاف بین قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام (۰/۲۱) نشان می‌دهد که هرچه اختلاف بین قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام افزایش یابد، هزینه تامین مالی از طریق صدور سهام عادی نیز افزایش می‌یابد. این نتیجه، بیانگر عدم رد فرضیه دوم پژوهش است.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، تاثیر میزان احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه بر هزینه سرمایه سهام عادی بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که وقتی احتمال انجام معاملات سهام توسط دارندگان اطلاعات محرمانه افزایش می‌یابد، به دلیل افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین دارندگان اطلاعات محرمانه و سایر معامله‌گران، سرمایه‌گذاران ناآگاه برای اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری، با درجات بالاتری از ابهام و مخاطره روبرو هستند. در این شرایط، آنان در قبال سرمایه‌گذاری در سهام شرکت، انتظار دریافت بازده‌های بالاتری دارند. این موضوع باعث افزایش هزینه سرمایه سهام عادی می‌گردد. نتایج حاصله، با یافته‌های پژوهشگران خارجی (مانند اوهارا، ۲۰۰۳؛ ایزلی و اوهارا، ۲۰۰۴؛ پنگ‌هی و همکاران، ۲۰۱۳) و داخلی (ستایش و همکاران، ۱۳۹۲) سازگار است.

همچنین، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که افزایش در اختلاف قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام، موجب افزایش هزینه سرمایه سهام عادی می‌شود. اختلاف معنادار بین

مجله علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی، دوره سوم، شماره ۲، پیاپی ۹، تابستان ۱۳۹۵/ ۱۴۵

قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام نیز بیانگر وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین مبادله‌کنندگان سهام و ابهام در شرایط معاملات است. در این حالت نیز، سرمایه‌گذاران ناآگاه برای جبران ضعف اطلاعاتی خود و پوشش ریسک مترتب بر آن، بازده بالاتری مطالبه می‌کنند. این موضوع باعث افزایش هزینه‌های تامین مالی شرکت از طریق اوراق مالکانه می‌شود. این نتیجه نیز با یافته‌های وایانوس و وانگ (۲۰۱۲) و برنمن و همکاران (۲۰۱۳) سازگاری دارد.

افزایش در هزینه سرمایه سهام عادی بدان معناست که واحد تجاری، در تامین مالی از طریق اوراق سهام و به تبع آن تامین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود دچار مشکل می‌شود. بنابراین، به مدیران و دست‌اندرکاران بازار سرمایه پیشنهاد می‌گردد تا با اتخاذ سیاست‌های مناسب در جهت شفاف‌سازی فضای اطلاعاتی بازار و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران و نیز کاهش احتمال انجام معاملات با استفاده از اطلاعات محرمانه، قدم‌های جدی بردارند و بستر لازم را برای انجام معاملات در فضای شفاف و متقارن اطلاعاتی فراهم نمایند، چرا که این امر، کارایی اطلاعاتی و به تبع آن کارایی تخصیصی بازار سرمایه را در پی خواهد داشت. در ادامه این مسیر، به پژوهشگران آتی توصیه می‌شود تا با استفاده از مدل‌های ارزشگذاری (مانند مدل سه عاملی فاما و فرنچ، ۱۹۹۳) بررسی کنند که آیا دو متغیر احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات محرمانه و اختلاف در قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام، می‌توانند به عنوان عوامل جدید ریسک تلقی شده و در تعمیم و تقویت مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) نقش ایفا نمایند یا خیر؟ پاسخ به این سوال می‌تواند شواهد ارزشمندی برای پژوهش‌های مرتبط به ارزشگذاری سهام فراهم نماید.

یادداشت‌ها

1. Cost of Equity (CoE)
2. Stewart
3. Information risk
4. Private information
5. Copeland, Koller & Murrin
6. Information asymmetry
7. Gordon and Wu
8. Probability of informed trading (PIN)
9. Microstructure models
10. Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara
11. Bid and Ask spread
12. Market efficiency
13. Callen, Khan, & Lu
14. Gao and Grinstein
15. Manove
16. Lambert, Leuz & Verrecchia
17. Vayanos and Wang
18. Brennan, Huh & Subrahmanyam
19. Hughes, Liu & Liu
20. Diversifiable risk
21. Manne

22. Carlton and Daniel
23. Leland
24. Bhattacharya and Hazem
25. La Porta, Silanes & Shleifer
26. Choi, Jin & Yan
27. Venkatesh and Chiang
28. Peng He, Lepone & Leung
29. Wang
30. Transparency
31. Botosan
32. Uncertainty
33. www.Codal.ir
24. www.Irbourse.ir
35. Poisson
36. Maximum likelihood
37. Stationarity
38. Unit root test
39. Im, Pesaran & Shin
40. Dickey and Fuller
41. Phillips and Perron
42. Panel data
43. Chow
44. Breusch & Pagan
45. Pooled data
46. Fixed effects model
47. Random effects model
48. Hausman

کتابنامه

۱. حاجی‌ها، زهره؛ سبحانی، ندا، (۱۳۹۲)، بررسی تاثیر کیفیت حسابرسی بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *دانش حسابداری*، ۴(۱۴): ۱۲۹-۱۴۶.
۲. خانی، عبدالله؛ قجاوند، زیبا، (۱۳۹۱)، تاثیر طیف رقابتی بازار بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه سرمایه سهام عادی، *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۴(۴): ۶۷-۸۸.
۳. راعی، رضا؛ عیوض‌لو، رضا؛ محمدی، شاپور، (۱۳۹۲)، بررسی ریسک اطلاعات با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار، *پژوهش‌های مدیریت در ایران*، ۱۷(۳): ۷۱-۸۵.
۴. راعی، رضا؛ محمدی، شاپور؛ عیوض‌لو، رضا، (۱۳۹۲)، تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار، *تحقیقات مالی*، ۱۵(۱): ۱۷-۲۸.
۵. رحمانی، علی؛ فلاح نژاد، فرهاد، (۱۳۸۹)، تاثیر کیفیت اقلام تعهدی بر هزینه سرمایه سهام عادی، *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۲(۳): ۱۷-۳۰.
۶. رساییان، امیر؛ حسینی، وحید، (۱۳۸۷)، رابطه کیفیت اقلام تعهدی و هزینه سرمایه در ایران، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵(۴): ۶۷-۸۲.
۷. رضایی، فرزین؛ قادری، حسین؛ محمدی، تقی، (۱۳۸۹)، بررسی متغیرهای حسابداری موثر بر هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهشگر (مدیریت)*، ۷(ویژه‌نامه): ۱۴-۲۹.
۸. ستایش، محمد حسین؛ غفاری، محمد جواد؛ رستم زاده، ناصر، (۱۳۹۲)، بررسی تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینه سرمایه، *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۲(۸): ۱۲۵-۱۴۶.

- مجله علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی، دوره سوم، شماره ۲، پیاپی ۹، تابستان ۱۳۹۵/ ۱۴۷
۹. ستایش، محمد حسین؛ کاظم نژاد، مصطفی؛ ذوالفقاری، مهدی، (۱۳۹۰)، بررسی تاثیر کیفیت افشاء بر نقدشوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳(۳): ۵۵-۷۴.
 ۱۰. عیوض‌لو، رضا؛ راعی، رضا؛ محمدی، شاپور، (۱۳۹۱)، اثرات تقویمی در احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۵(۱۸): ۵-۱۷.
 ۱۱. کردستانی، غلامرضا؛ مجدی، ضیاء‌الدین، (۱۳۸۶)، بررسی رابطه بین ویژگی‌های کیفی سود و هزینه سرمایه سهام عادی، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۴(۲): ۸۵-۱۰۴.
 ۱۲. مهرآذین، علیرضا؛ عباس نژاد، فاطمه، (۱۳۹۲)، اثر محافظه کاری و افشاء بر هزینه سرمایه سهام عادی، *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۳(۹): ۹۳-۱۱۰.
 ۱۳. نوفرستی، محمد، (۱۳۸۷)، ریشه واحد و همجمعی، تهران: انتشارات درسا.
 ۱۴. هاشمی، سیدعباس؛ فرهمند، شکوفه؛ شامیرزایی جشوقانی، ناصر، (۱۳۹۰)، تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر هزینه سرمایه سهام عادی، *دانش حسابداری*، ۲(۷): ۴۷-۶۷.
15. Bhattacharya, U., & Hazem D, (2002), The world price of insider trading, *Journal of Finance*, 57(1), 75-108.
 16. Botosan, C.A, (1997), Disclosure level and the cost of equity capital, *Accounting Review*, 72(3), 323-349.
 17. Brennan, M., Huh, S., & Subrahmanyam, A, (2013), An analysis of the Amihud illiquidity premium, *Review of Asset Pricing Studies*, 3(1), 133-176.
 18. Callen, J., Khan, M., & Lu, H, (2012), Accounting quality, stock price delay, and future stock returns, *Contemporary Accounting Research*, 30(1), 269-295.
 19. Carlton, D.W., & Daniel R.F, (1983), The regulation of insider trading, *Stanford Law Review*, 35(5), 857-895.
 20. Choi, J.J., Jin, L., & Yan, H, (2014), Informed trading and the cost of capital, Retrieved from <http://ssrn.com/abstract=2193733>.
 21. Copeland, T., Koller, T., & Murrin, J, (2000), *Valuation - Measuring & Managing the Value of Companies* (3th), Chicago: Mckinsey & Company Inc.
 22. Dickey, D.A. & Fuller, W.A, (1979), Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
 23. Easley, D., & O'Hara, M, (2004), Information and the cost of capital, *Journal of Finance*, 59(4), 1553-1584.
 24. Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M, (2002), Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance*, 57(5), 2185-2221.
 25. Fama, E.F., & French. K.R, (1993), Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.

26. Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., & Schipper, K, (2005), The market pricing of accruals quality, *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295-327.
27. Gao, R., and Grinstein, Y, (2014), Firms' cash holdings, precautionary motives, and systematic uncertainty, Retrieved from <http://ssrn.com/abstract=2478349>.
28. Gordon, N., and Q, Wu, (2014), Informed trade, uninformed trade, and stock price delay, Retrieved from <http://ssrn.com/abstract=2209073>.
29. Hughes, J.S., Liu, J., & Liu, J, (2007), Information asymmetry, diversification, and cost of capital, *Accounting Review*, 82(3), 702-729.
30. Im, K.S., Pesaran, M.H., & Shin, Y, (2003), Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
31. La Porta, R., Silanes, F.L., & Shleifer, A, (2006), What works insecurities laws? *Journal of Finance*, 61(1), 1-32.
32. Lambert, R.A., Leuz, C., & Verrecchia, R.E, (2011), Information asymmetry, information precision, and the cost of capital, *Review of Finance*, 16(1), 1-29.
33. Leland, H, (1992), Insider trading: should it be prohibited? *Journal of Political Economy*, 100(4), 859-887.
34. Manne, H, (1966), *Insider Trading and the Stock Market*, New York: Free Press.
35. Manove, M, (1989), The harm from insider trading and informed speculation, *Quarterly Journal of Economics*, 104(4), 823-845.
36. O'Hara, M, (2003), Presidential address: liquidity and price discovery, *Journal of Finance*, 58(4): 1335-1354.
37. Peng He, W., Lepone, A., & Leung, H, (2013), Information asymmetry and the cost of equity capital, *International Review of Economics and Finance*, 27(1): 611-620.
38. Phillips, P.C.B., & Perron, P, (1988), Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75(2): 335-346.
39. Stewart, G.B, (1991), *The Quest for Value*, New York: Harper Collins.
40. Vayanos, D., & Wang, J, (2012), Liquidity and asset returns under asymmetric information and imperfect competition, *Review of Financial Studies*, 25(5): 1339-1365.
41. Venkatesh, P.C. & Chiang, R, (1986), Information asymmetry and the dealer's bid-ask spread: a case study of earnings and dividend announcements, *The Journal of Finance*, 41(5): 1089-1102.
42. Wang, J, (1993), A model of intertemporal asset pricing under asymmetric information, *The Review of Economic Studies*, 60(2): 249-282.