

بررسی تأثیر ریسک اطلاعاتی و هزینه های معاملات بر واکنش بازار سهام به اخبار سود

محمدحسین قائمی^۱، مصطفی تقی زاده^۲

چکیده: ریسک اطلاعاتی و هزینه های معاملات از جمله عواملی هستند که از طریق آنها می توان تأثیر محیط اطلاعاتی شرکت را در کشف قیمت سهام شرکت ها بررسی کرد. شرکت هایی که اطلاعات عمومی کمتری دارند و سهامداران به صورت محرمانه از اخبار شرکت مطلع می شوند، ریسک اطلاعاتی بیشتری دارند. این پژوهش به دنبال بررسی تأثیر ریسک اطلاعاتی و هزینه های معاملات برآمده از محیط اطلاعاتی شرکت بر واکنش سرمایه گذاران است. برای این کار، ۲۰۵۰ فصل - شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ (تجزیه و تحلیل شدند. به منظور آزمون فرضیه ها از مدل های پژوهش ژانگ، کای و کیسی (۲۰۱۳) استفاده شد که شامل تحلیل عاملی تأییدی برای تعیین متغیرهای ریسک اطلاعاتی و تجزیه و تحلیل رگرسیون خطی چندمتغیره برای آزمون فرضیه هاست. نتایج آزمون فرضیه ها نشان داد ریسک اطلاعاتی بالاتر، موجب واکنش اولیه بیشتر سرمایه گذاران به اعلامیه های سودهای فصلی می شود، اما در واکنش های بعدی تأثیری نمی گذارد؛ هزینه های معاملات نیز تأثیری در واکنش بازار سهام ندارند.

واژه های کلیدی: تحلیل عاملی، ریسک اطلاعاتی، واکنش بازار، هزینه های معاملات.

۱. دانشیار حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه بین المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران

۲. کارشناس ارشد حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه بین المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۴/۰۴/۱۵

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۵/۰۳/۰۹

نویسنده مسئول مقاله: محمدحسین قائمی

E-mail: ghaemi_d@yahoo.com

مقدمه

بنیان تصمیم‌گیری آگاهانه بر اطلاعات قرار دارد و هرچه اطلاعات مربوطتر و قابل اتکاتر باشند، تصمیم بهینه‌تری اتخاذ خواهد شد. چنانچه اطلاعات مربوط نباشد یا به هر دلیلی تصمیم‌گیرندگان اقتصادی نسبت به صحت آن اطمینان نداشته باشند، محیط تصمیم‌گیری مبهم‌شده و تصمیم‌ها بر اساس حدس و گمان و محتاطانه گرفته می‌شود و به تبع، نتایج آن اثر دلخواه را نخواهد داشت. از این رو، محیط اطلاعاتی حاکم بر تصمیم‌گیری تأثیر بسزایی در کیفیت نتایج می‌گذارد و بررسی آن بسیار اهمیت دارد.

دو عاملی که از طریق آنها می‌توان تأثیر محیط اطلاعاتی در کشف قیمت سهام شرکت‌ها را بررسی کرد، ریسک اطلاعاتی و هزینه‌های معامله است. شرکت‌های با ریسک اطلاعاتی بالا، شرکت‌هایی هستند که اطلاعات عمومی کمتری دارند و سهامداران مطلع به صورت محرمانه از اخبار شرکت مطلع می‌شوند. در خصوص هزینه‌های معامله، این توافق نظر وجود دارد که دست کم دو دسته هزینه معامله تشخیص‌پذیر وجود دارد: هزینه‌های معامله واقعی^۱ و هزینه‌های اطلاعاتی^۲ (ژانگ، کای و کیسی، ۲۰۱۳). هزینه‌های معامله واقعی، منعکس‌کننده هزینه‌های آشکارند و اغلب به صورت نسبت ثابتی از مبلغ معاملات سهام، مانند مالیات فروش سهام یا کارمزد کارگزار هستند. هزینه‌های اطلاعاتی دربرگیرنده مجموعه‌ای از هزینه‌های ایجادشده از محیط اطلاعاتی شرکت است که سرمایه‌گذاران با آن مواجه‌اند، مانند ریسک معامله با سرمایه‌گذاران مطلع. اگر محیط اطلاعاتی شرکت موقعیتی ایجاد کند که اخبار محرمانه و عدم تقارن اطلاعاتی به وجود آید، بین خریداران و فروشندگان، شکاف قیمتی و پراکندگی سفارش‌های خرید و فروش ایجاد می‌شود. این شکاف قیمتی و پراکندگی، ریسک معامله با سرمایه‌گذاران مطلع را برای همه سرمایه‌گذاران به دنبال دارد. گلستن و میلگروم (۱۹۸۵) می‌گویند وضعیتی که موجب کسب بازده توسط سرمایه‌گذاران مطلع از اخبار شرکت می‌شود، بیان‌کننده هزینه‌های معامله زیاد برای تمام سرمایه‌گذاران است.^۳

هدف این پژوهش، تحلیل تأثیرات ریسک اطلاعات و هزینه‌های معاملات بر کشف قیمت سهام، در بازه زمانی قبل، حین و پس از اعلان سودهای فصلی است و از این طریق، تأثیر محیط اطلاعاتی شرکت در واکنش سرمایه‌گذاران به اعلان سودهای فصلی را بررسی می‌کند.

1. Real transaction costs

2. Information costs

۳. این پژوهش بر این جنبه از هزینه‌های معامله (هزینه‌های اطلاعاتی) متمرکز است و هر جا که عبارت هزینه‌های معامله آورده شده است، منظور هزینه‌های معامله ایجادشده از محیط اطلاعاتی است.

پیشینه پژوهش

پیشینه نظری

عوامل زیادی از جمله نوع اطلاعات ارائه‌شده، ویژگی‌های کیفی اطلاعات، ترکیب سهامداران، وضعیت بازار در لحظه انتشار خبر و اوضاع صنعت، بر چگونگی واکنش سرمایه‌گذاران به اعلان سودهای فصلی مؤثرند. این عوامل در قالب هزینه‌هایی بر سرمایه‌گذاران اثر می‌گذارند و از آنجا که این هزینه‌ها احتمالی هستند، ریسک تعریف می‌شوند. ریسک اطلاعاتی یکی از انواع ریسک است که بسیاری از عوامل یادشده در قالب آن، سرمایه‌گذاران را متأثر می‌کند.

واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات را می‌توان از دو جنبه بررسی کرد؛ اول اینکه اطلاعات انتشاریافته اطلاعاتی را دربردارد که هنوز اثر آن در قیمت لحاظ نشده است؛ بنابراین بر اساس تئوری بازار کارا، قیمت باید به سمت ارزش ذاتی خود حرکت کند و تغییر یابد (برکمن، دیمیترو، جین، کچ و تیس، ۲۰۰۹). دوم اینکه در وضعیتی که ریسک اطلاعاتی وجود دارد، برخی از سرمایه‌گذاران احتمال می‌دهند که گروه دیگری از سرمایه‌گذاران قبلاً از این اطلاعات آگاه شده‌اند و اطلاعات قبلاً اثر خود را در قیمت‌ها گذاشته است؛ بنابراین آنها نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان نمی‌دهند (کایل، ۱۹۸۵). در وضعیتی که ریسک اطلاعاتی وجود دارد، دو عامل محتوای اطلاعاتی و هزینه‌های معامله که در تقابل با یکدیگر قرار دارند، می‌توانند همزمان بر واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات تأثیر بگذارند. عامل هزینه‌های معامله که در نتیجه ریسک اطلاعاتی شکل می‌گیرد، سبب محافظه‌کارتر شدن سرمایه‌گذاران می‌شود و در مقابل محتوای اطلاعاتی اطلاعاتی، آنها را به واکنش صریح‌تر وادار می‌کند (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۳).

در خصوص معیارهای اندازه‌گیری ریسک اطلاعاتی و هزینه معاملات، استول (۲۰۰۰) نشان داد که متغیرهای بنیادی، مانند میزان حجم سهام، واریانس بازده، قیمت، تعداد معاملات و ارزش بازار (اندازه)، عوامل تعیین‌کننده مهمی برای هزینه‌های معامله‌اند. بین این متغیرها و جایگزین‌های ریسک اطلاعاتی هم‌پوشانی‌های آشکاری وجود دارد. در واقع معیارهای هزینه‌های معامله مانند شکاف قیمتی خرید و فروش، اغلب در ادبیات حسابداری و مالی به‌عنوان نماینده ریسک اطلاعاتی به کار می‌روند.

تحلیل عاملی

گالتون دانشمند اواخر قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم، اولین کسی بود که بنیان‌های اولیه تحلیل عاملی را بنا کرد. هدف تحلیل عاملی، تشخیص عامل‌های مشاهده‌ناپذیر بر پایه مجموعه‌ای از متغیرهای مشاهده‌پذیر است (هومن، ۱۳۸۰: ۳۷۲). یکی از روش‌های انتخاب متغیرهای مناسب

برای تحلیل عاملی، استفاده از ماتریس همبستگی است. در استفاده از این روش، باید ماتریس همبستگی بین متغیرها نیز محاسبه شود. معمولاً این گونه ماتریس های همبستگی وجود رابطه بین برخی متغیرها و بی ارتباط بودن آن را با برخی دیگر نشان می دهند. در واقع، بررسی همبستگی متغیرها با یکدیگر موجب می شود متغیرهایی که با سایر متغیرها ارتباط چندانی ندارند، از همان ابتدا کنار گذاشته شوند (غیاثوند، ۱۳۹۰: ۲۱۲).

ژانگ و همکارانش (۲۰۱۳)، از بین هشت معیار برای انتخاب متغیرهای ریسک اطلاعاتی، روش تحلیل عاملی را به کار بردند.

پیشینه تجربی

ژانگ و همکارانش (۲۰۱۳) طی پژوهشی، چگونگی تأثیرگذاری ریسک اطلاعاتی و هزینه های معامله را بر واکنش های اولیه و بعدی بازار به اخبار سود آزمون کردند. آنها دریافتند واکنش اولیه بازار برای هر واحد از سود غیرمنتظره^۱ در شرکت های دارای ریسک اطلاعاتی بالاتر، بیشتر است (تأثیر محتوای اطلاعات). همچنین نشان دادند، این ریسک اطلاعاتی است که هزینه های معامله را به وجود می آورد، هزینه های معامله واکنش بازار را محدود می کند و به انحراف های بعدی منجر می شود (اثر هزینه های معاملات).

برکمان و همکارانش (۲۰۰۹) نیز معتقدند که اعلان سود، موجب کاهش اختلاف نظر و پیش بینی سهامداران شرکت می شود. آنها به مطالعه اعلان سودها رویدادهایی پرداختند که سبب کاهش اختلاف عقیده میان سرمایه گذاران می شود و دریافتند که کاهش اختلاف عقیده برای سهام شرکت هایی که اختلاف نظر روی آنها قبل از اعلان سود زیاد بود، بیشتر است.

تتلوک (۲۰۱۰) بازده سهام و فعالیت تجاری در روزهای خبری و روزهای غیرخبری را با استفاده از رویدادهای خبری در آرشیو داو جونز برای شرکت های آمریکایی طی سال های ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۷ مقایسه کرد. او نشان داد تأثیر انتشار اخبار در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی برای سهام شرکت های کوچک تر و سرمایه های غیرنقدی، پررنگ تر است.

هونگ، لیم و استین (۲۰۰۰)، نشان دادند با ثابت بودن سایر شرایط، هرچه تحلیل های بیشتری درباره شرکت انجام شود، اطلاعات خاص تری درباره شرکت تولید خواهد شد و این اطلاعات با سرعت بیشتری انتقال می یابند؛ بنابراین، قیمت سهام شرکت های بزرگ و شرکت هایی که تحلیلگران بیشتری آنها را دنبال می کنند، کارایی اطلاعاتی بیشتری دارند.

1. Earnings surprise

آتیاس و بامبر (۱۹۹۴) نشان دادند عدم تقارن اطلاعاتی، عامل تعیین‌کننده واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اعلان سود است. در سال ۱۹۸۵ آتیاس در همین زمینه پژوهشی اجرا کرد و به این نتیجه رسید که عدم تقارن اطلاعاتی و ریسک اطلاعاتی با بزرگ‌تر شدن شرکت افزایش می‌یابد. همچنین شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد سهامداران نسبت به اعلان سود در شرکت‌های کوچک‌تر نسبت به شرکت‌های بزرگ‌تر، واکنش قیمتی و حجمی بیشتری نشان می‌دهند.

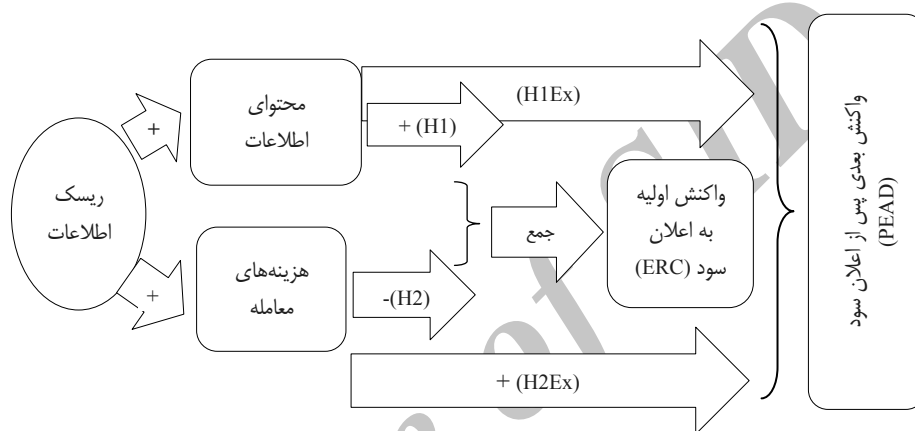
کایل (۱۹۸۵) نشان داد توجه به هزینه‌های معامله موجب می‌شود معامله‌گر مطلع، به نحوی معامله کند که اطلاعات محرمانه وی به تدریج با قیمت‌ها ترکیب شود؛ بنابراین هرچه هزینه‌های معامله بیشتر باشد، کشف قیمت کندتر خواهد بود.

قائمی و رحیم‌پور (۱۳۸۹) طی بررسی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷، به این نتیجه رسیدند که اعلان سودهای فصلی در مقایسه با اعلان سودهای سالانه، تأثیر چندانی در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی ندارد، اما زمانی که قائمی، بیات و اسکندری (۱۳۹۰) به بررسی عوامل مؤثر بر محتوای اطلاعاتی اعلان سودهای فصلی پرداختند، به این نتیجه رسیدند که هرچه سودهای فصلی زودتر اعلام شود، محتوای اطلاعاتی بیشتری دارند. همچنین نوع صنعت و تعداد سایر اطلاعیه‌ها در دوره ۲۰ روز قبل از اعلان سود تا ۲۰ روز پس از اعلان سود فصلی، بر محتوای اطلاعاتی اعلان سودهای فصلی مؤثر است. آنها نشان دادند هرچه تعداد اعلان‌های سود شرکت‌ها کمتر باشد، بار اطلاعاتی اعلان سودهای فصلی کمتر خواهد بود.

نیکبخت و مرادی (۱۳۸۴) واکنش بیش از حد انتظار در بورس اوراق بهادار را ارزیابی کردند و به این نتیجه رسیدند که سهامداران عادی در بورس اوراق بهادار تهران، واکنش بیش از اندازه نشان داده‌اند. در طرف مقابل، مهرانی و نونهال‌نهر (۱۳۸۷) واکنش کمتر از حد مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران را بین سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۵ ارزیابی کردند و واکنش کمتر از حد انتظاری از سرمایه‌گذاران در دوره‌های زمانی شش‌ماهه مشاهده نکردند.

در خصوص واکنش قیمت سهام به اخبار خوب و بد در وضعیت رونق و رکود تجاری، مشکی میاوقی و اشرفی (۱۳۹۳) به این نتیجه رسیدند که در دوره رکود تجاری، واکنش بازار به اخبار خوب در وضعیت عدم اطمینان زیاد، ضعیف‌تر و در وضعیت عدم اطمینان کم، شدیدتر است. همچنین، نتایج پژوهش آنها نشان داد در دوره رونق تجاری، عدم اطمینان زیاد یا کم، تأثیری در واکنش بازار به اخبار بد نمی‌گذارد و هیچ‌گونه محتوای اطلاعاتی‌ای دربر ندارد.

شکل ۱ چارچوب تحلیل این پژوهش را به همراه فرضیه‌های آن نشان می‌دهد. این شکل، جریان ارتباطی میان معیارهای ریسک اطلاعات و واکنش بازار به اخبار سود را خلاصه می‌کند. جریان با معیارهای ریسک اطلاعات که دارای دو مسیر برای تأثیرگذاری است، آغاز می‌شود و عبارت‌اند از: محتوای اطلاعاتی و هزینه‌های معامله که هر دو به صورت مثبت با ریسک اطلاعات ارتباط دارند.



شکل ۱. چارچوب تحلیل

پیش‌بینی می‌شود زمانی که اطلاعات بیشتر و شفاف‌تری درباره برخی شرکت‌ها نسبت به برخی دیگر وجود داشته باشد؛ یعنی ریسک اطلاعاتی شرکت پایین باشد، هر خبر اطلاعات کمتری به سرمایه‌گذاران انتقال می‌دهد و واکنش کمتری ایجاد می‌کند. به همین ترتیب، برای شرکت‌هایی که ریسک اطلاعاتی بالاتری دارند، یعنی اطلاعات کمتری در اختیار سرمایه‌گذاران قرار دارد، خبر اطلاعات بیشتری به سرمایه‌گذاران منتقل می‌کند. بنابراین، همان‌طور که شکل ۱ نشان می‌دهد، انتظار می‌رود بین ریسک اطلاعاتی و واکنش اولیه بازار نسبت به اعلان سود، رابطه مستقیمی برقرار باشد؛ بنابراین فرضیه اول به صورت زیر مطرح می‌شود:

فرضیه اول: ریسک اطلاعاتی، واکنش اولیه بازار سهام به اعلان سودهای فصلی را افزایش می‌دهد (فرضیه محتوای اطلاعاتی).

در شرکت‌های با ریسک اطلاعاتی بالا، دارندگان اطلاعات محرمانه بیشتر است و اطلاعات به صورت یکسان در اختیار سرمایه‌گذاران قرار نمی‌گیرد، بین قیمت سفارش خریدار و فروشنده

فاصله ایجاد می‌شود و پراکندگی قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش افزایش می‌یابد؛ نتیجه اینکه ریسک معامله با معامله‌گران مطلع افزایش می‌یابد. بنابراین، احتمال وقوع هزینه‌های ایجادشده از عدم تقارن اطلاعاتی، یعنی هزینه معاملات، افزایش می‌یابد. از این رو، مطابق شکل ۱، ریسکی بودن محیط اطلاعاتی شرکت از بُعد هزینه معاملاتی، می‌تواند بر واکنش سرمایه‌گذاران تأثیر بگذارد. به نظر می‌رسد هزینه معاملات، کشف قیمت را محدود می‌کند و موجب می‌شود سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات جدید واکنش کمتری نشان دهند و در قبال اطلاعات جدید به‌صورت محتاطانه معامله کنند (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۳)؛ بنابراین فرضیه دوم به‌صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه دوم: هزینه معاملات، واکنش اولیه بازار نسبت به اعلان سود را کاهش می‌دهد (فرضیه هزینه معاملات).

هیچ‌یک از این فرضیه‌ها نمی‌تواند نشان دهد که واکنش افراد متأثر از فضای روانی است یا بر اساس رفتار منطقی رخ می‌دهد. برای این منظور باید رفتار سرمایه‌گذاران در بلندمدت مطالعه شود.

فرضیه محتوای اطلاعاتی که بر مبنای فرضیه‌های بازار کارا شکل گرفته است، تنها در زمان افشای عمومی اطلاعات مؤثر است؛ یعنی زمانی که اطلاعات جدید منتشر می‌شود به تجدیدنظر در قیمت سهام کمک می‌کند و اثر خود را بر قیمت می‌گذارد. از این رو، ارتباطی بین ریسک اطلاعات و واکنش‌های بعدی بازار پیش‌بینی نمی‌شود. چنانچه هر گونه ارتباط معناداری مشاهده شود، به معنای قیمت‌گذاری هیجانی توسط سهامداران در لحظه اعلان سود است (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۳). بنابراین فرضیه سوم به‌شرح زیر مطرح می‌شود:

فرضیه سوم: ریسک اطلاعاتی شرکت، تأثیری بر واکنش‌های بعدی بازار نسبت به اعلان سود ندارد (فرضیه تعمیم‌یافته محتوای اطلاعاتی).

فرضیه هزینه معاملات بیان کرد که هزینه معاملات به دلیل احتیاط سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات جدید، سبب کاهش واکنش اولیه بازار می‌شود. انتظار می‌رود با گذشت زمان و تثبیت و تأیید اطلاعات و اطمینان سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات، شکاف قیمتی به‌وجودآمده از هزینه معاملات، کاهش یابد و اطلاعات به‌تدریج با قیمت ترکیب شود (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۳). بنابراین، پیش‌بینی می‌شود رابطه مثبتی بین هزینه معاملات و واکنش بازار به اعلان سودهای فصلی در بلندمدت وجود داشته باشد.

فرضیه چهارم: واکنش بعدی بازار نسبت به اعلان سود، در شرکت‌هایی با هزینه معاملات بالاتر، بیشتر است (فرضیه تعمیم‌یافته هزینه معاملات).

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش به پیروی از ژانگ و همکارانش (۲۰۱۳) با بهره‌مندی از روش تحلیل عاملی تأییدی^۱، عوامل مؤثر بر ریسک اطلاعاتی شناسایی شدند و ضرایب هر یک از عوامل برای شرکت‌ها به صورت ماتریس به دست آمد. جامعه آماری پژوهش حاضر، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ است. شرکت‌هایی که هر یک از شرایط زیر را نداشتند، از جامعه خارج شدند:

۱. سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند هر سال باشد؛
 ۲. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و مؤسسه‌های مالی نباشد (به دلیل ماهیت متفاوت آنها)؛
 ۳. شرکت وقفه معاملاتی بیشتر از یک ماه نداشته باشد؛
 ۴. اطلاعات سود و زیان فصلی برای هشت فصل پیاپی در دسترس باشد؛
 ۵. سهام شرکت در فاصله سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار تهران معامله شده باشد.
- در نهایت با توجه به شرایط یادشده، ۲۰۵۰ اعلان سود فصلی از ۱۹۱ شرکت، نمونه پژوهش را تشکیل داد.^۲

مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

مطابق با پژوهش ژانگ و همکارانش (۲۰۱۳)، برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم از مدل ۱ و برای آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم از مدل ۲ به شرح زیر استفاده شده است:

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 SUE_{it} + \sum_{i=1}^N \beta_{2i} Factor_{it} \times SUE_{it} + \beta_3 Cost_{it} \quad (1)$$

$$\times SUE_{it} + \sum_{i=1}^N \beta_{4i} Control_{it} \times SUE_{it} + \varepsilon_{it}$$

1. Confirmatory Factor Analysis

۲. اطلاعات و داده‌های این پژوهش از کتابخانه سازمان بورس و اوراق بهادار، نرم‌افزار ره‌آورد نوین، پایگاه اینترنتی کدال و سایت مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی جمع‌آوری شدند. از نرم‌افزار SPSS برای تحلیل عاملی تأییدی و از نرم‌افزار Eviews برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است.

$$RQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 SUE_{it} + \sum_{i=1}^N \beta_{2i} Factor_{it} \times SUE_{it} + \beta_3 Cost_{it} \quad (\text{مدل ۲})$$

$$\times SUE_{it} + \sum_{i=1}^N \beta_{4i} Control_{it} \times SUE_{it} + \varepsilon_{it}$$

$^1CAR_{it}$ بازده تعدیل‌شده انباشته شرکت i در دوره t و متغیر وابسته پژوهش در نظر گرفته شده است که مطابق پژوهش ژانگ و همکاران (۲۰۱۳)، مقدار آن از جمع بازده‌های روزانه سهام هر شرکت پس از کسر بازده بازار برای دوره‌های رویداد پژوهش به دست می‌آید. برای بررسی فرضیه‌های اول و دوم، بازده انباشته در دو بازه زمانی محاسبه می‌شود؛ در مرحله اول، این مقدار، از روز اعلان سود فصلی تا هفت روز پس از اعلان سود به دست می‌آید و در مرحله دوم، از بازده انباشته یک سال قبل از اعلان سود فصلی تا یک هفته پس از اعلان سود فصلی محاسبه می‌شود.^۲

3RqQ بازده تعدیل‌شده انباشته شرکت i پس از اعلان سود در دوره t و متغیر وابسته پژوهش است. برای آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم به بازده بلندمدت نیاز است که اینجا نیز در دو بازه زمانی بررسی می‌شود؛ ۱. از یک هفته پس از اعلان سود تا سه ماه پس از اعلان سود و ۲. از یک هفته تا یک سال پس از اعلان سود.

SUE_{it} سود غیرمنتظره استاندارد شده شرکت i برای دوره t و یکی از متغیرهای مستقل پژوهش است. در این پژوهش فرض می‌شود سرمایه‌گذاران بر اساس تغییرات گذشته سود به پیش‌بینی آینده می‌پردازند. بنابراین، مطابق پژوهش ژانگ و همکارانش (۲۰۱۳) نسبت تغییرات سود فصلی در یک سال گذشته به انحراف معیار سودهای فصلی هشت دوره قبل، معیاری برای شدت غیرمنتظره بودن سود در نظر گرفته می‌شود. به بیان بهتر، این نسبت نشان می‌دهد تغییرات سود فصلی نسبت به سال قبل، چند برابر نوسان‌های سودهای فصلی هشت فصل قبل بوده است. علت این نحوه محاسبه، حذف اثر دوره‌های رکود و رونق فصلی برخی از صنایع است. این متغیر از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

1. Cumulative adjusted return

۲. دوره‌های رویداد این پژوهش، مطابق پژوهش ژانگ و همکاران (۲۰۱۳) است، با این تفاوت که یک روز پس از اعلان سود، به یک هفته پس از اعلان سود تعدیل شده است. علت این تعدیل، وضعیت بازار بورس اوراق بهادار تهران، از جمله دامنه نوسان قیمت سهم و تعطیلی دو روز در هفته بازار بورس اوراق بهادار تهران است. از آنجا که گاهی اعلان سودها در ایام تعطیل روی سامانه کدال قرار می‌گیرد یا فردای اعلان سود تعطیل است، انتخاب بازه زمانی یک هفته پس از اعلان سود، علاوه بر خنثی کردن اثر وجود دامنه نوسان، شرایط یکسانی برای همه شرکتها فراهم می‌کند.

3. Q-quarter post-earnings announcement return

$$SUE_{i,t} = \frac{e_{i,q} - e_{i,q-4}}{\sigma_{iq}} \quad \text{رابطه (۱)}$$

$e_{i,q}$ سود فصلی شرکت i برای دوره سه ماهه مالی t ; $e_{i,q-4}$ سود فصلی شرکت i برای دوره مشابه در سال قبل؛ σ_{iq} انحراف معیار تغییرات سود فصلی برای هشت فصل گذشته؛ به این صورت که اگر سود در تاریخ ۱۳۹۱/۳/۳۱ مدنظر است، مخرج کسر عبارتست از انحراف معیار تغییرات سودهای فصلی برای هشت فصل در بازه زمانی ۱۳۸۹/۳/۳۱ تا ۱۳۹۱/۳/۳۱.

$Cost_{it}$ متوسط شکاف قیمتی خرید و فروش^۱ در تاریخ اعلان سود و یک روز پس از اعلان سود شرکت i در دوره t است که به عنوان معیاری برای هزینه معاملات استفاده می شود و متغیر مستقل در نظر گرفته شده است. این مدل که توسط ونکناش و چیانگ برای تعیین دامنه پیشنهادی قیمت خرید و فروش سهام طراحی شده در پژوهش های متعددی چون استل (۱۹۷۸) مورس و آسمن (۱۹۸۳)، استل (۱۹۸۹)، ریان (۱۹۹۶)، بون (۱۹۹۸) استفاده شده است (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۳).

$Factor$ معیارهای ریسک اطلاعاتی است که از بین چهار متغیر ریسک آربیتراژ ($ARBIT$)، ریسک نوسان پذیری سهام ($SIGMA$)، تغییرات حجم معاملات (DTO) و اندازه شرکت (MV)، پس از تحلیل عاملی انتخاب می شوند. برای اینکه مشخص شود کدام یک از این متغیرها معیار بهتری برای اندازه گیری ریسک اطلاعاتی است و بیشترین تغییرات ریسک اطلاعاتی را توضیح می دهد، متغیرهای یادشده با استفاده از تحلیل عاملی طبقه بندی می شوند و با توجه به ماتریس مقادیر ویژه همبستگی با شرط همبستگی بالاتر از یک انتخاب خواهند شد. $Control$ متغیرهای کنترلی پژوهش هستند. نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (MV/BV)، نسبت سود خالص به جمع دارایی ها (ROA)، نسبت تغییرات فروش ($S.G$) و درصد سهام شناور شرکت (EXC)، چهار متغیر کنترلی مدل های این پژوهش هستند. نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، نسبت سود خالص به جمع دارایی ها و نسبت تغییرات فروش، می توانند هزینه معاملات را تحت تأثیر قرار دهند (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۳). تغییرات فروش شرکت همچنین می تواند بازده قیمت سهام شرکت را تحت تأثیر قرار دهد. درصد سهام شناور نیز برای کنترل متغیر تغییرات حجم معاملات (DTO) استفاده شده است.

جدول ۱ چهار متغیری را که به عنوان معیارهای ریسک اطلاعاتی انتخاب شده اند، نشان می دهد.

1. Average bid ask

جدول ۱. معیارهای ریسک اطلاعاتی

نام متغیر	منبع	عامل انتخاب به‌عنوان معیار ریسک اطلاعاتی	نحوه محاسبه
ریسک آربیتراژ یا ریسک نگهداری (ARBI)	مندن هال (۲۰۰۴)	ریسک آربیتراژ (ریسک نگهداری): در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، چنانچه قیمت کشف‌شده بر اساس اطلاعات با قیمت واقعی اختلاف چندانی نداشته باشد، صحت اطلاعات و مربوط‌بودن آنها را نشان می‌دهد و هرچه خطای مدل بیشتر باشد، گویای ریسکی‌بودن اطلاعات است.	مدل بازار که در آن متغیر وابسته، بازده شرکت پس از کسر بازده بدون ریسک است، از ۵ روز قبل از اعلان سود تا ۲۵۲ روز قبل از آن برآورد می‌شود. ریسک آربیتراژ، واریانس باقی‌مانده‌های این مدل است. $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} \times R_{m,t} + e_i$ $R_{i,t}$: بازده واقعی روزانه سهام شرکت i $R_{f,t}$: بازده بدون ریسک روزانه که از نرخ سپرده یک‌ساله بانکی استفاده می‌شود. $R_{m,t}$: بازده روزانه بازار که با استفاده از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران محاسبه می‌شود. $var(e_i) = \sigma^2 = \sum_{i=1}^N (e_i - \bar{e}_i)^2$ نتایج برای انجام آزمون‌های رگرسیون در ۱۰۰ ضرب شدند.
ریسک نوسان‌پذیری سهام (SIGMA)	ژانگ (۲۰۰۶)	عدم اطمینان اطلاعاتی: تغییرات قیمتی در بازار به‌دلیل ارائه اطلاعات جدید به‌وقوع می‌پیوندد. چنانچه تغییرات قیمت سهمی در بازار زیاد باشد، به‌دلیل ارائه زیاد اطلاعات تصحیحی یا نبود اطلاعات قابل اتکا به‌عنوان مبنای قیمت‌گذاری صحیح است. بنابراین نوسان قیمت سهام در محدوده‌ای خارج از تغییرات بازار را می‌توان معیاری برای عدم اطمینان اطلاعاتی در نظر گرفت.	میزان نوسان هفتگی قیمت سهام یا همان بازده هفتگی سهام نسبت به بازار، نماینده عدم قابلیت اتکای اطلاعات در نظر گرفته می‌شود و از انحراف معیار بازده تعدیل‌شده هفتگی سهام شرکت برای اندازه‌گیری آن استفاده می‌شود. $Var(R_i) = \sigma^2 = \sum_{i=1}^{N=52} (R_{i,t} - R_{m,t})^2$ N : تعداد مقاطع هفته‌های اندازه‌گیری $R_{i,t}$: بازده شرکت i در هفته t $R_{m,t}$: بازده بازار در هفته t که با استفاده از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران محاسبه می‌شود. پس از محاسبه واریانس بازده هفتگی تعدیل‌شده، از طریق رابطه زیر، انحراف معیار آن برای دوره یک‌ساله منتهی به تاریخ اعلان سود (۵۲ هفته) محاسبه می‌شود (از یک اعلان سود تا اعلان سود بعدی).

1. Arbitrage risk (holding risk)
2. Information uncertainty

ادامه جدول ۱

نام متغیر	منبع	عامل انتخاب به عنوان معیار ریسک اطلاعاتی	نحوه محاسبه
تغییرات حجم معاملات (DTO)	گرافینکل و سوکوبین (۲۰۰۶)	پراکندگی عقیده: حجم معاملات را می توان نماینده ای از تعداد معامله گران دانست. طبیعی است که معامله گران با دستیابی به اطلاعات جدید، به اتخاذ تصمیم در خصوص نگهداری یا فروش سهام اقدام می کنند. چنانچه پس از اعلان خیر تغییر عمده ای در حجم معاملات ایجاد شود، نشان دهنده این است که سهامداران در تصمیم گیری یکپارچه نیستند. بنابراین از تغییرات حجم معاملات در بازه زمانی اعلان سود، می توان میزان واگرایی عقاید آنها را نسبت به سهام سنجید. برای رفع اثر متغیرهای کلان که کل بازار را تحت تأثیر قرار می دهند، این تغییرات با تغییرات حجم معاملات بازار تعدیل می شود.	$DTO = \frac{\left\{ \sum_{t=-1}^0 \left[\frac{Vol_{i,t}}{Shs_{i,t}} \right]_{firm} - \left(\frac{Vol_t}{Shs_t} \right)_{mkt} \right\}}{2} - \frac{\left\{ \sum_{t=-54}^{-5} \left[\frac{Vol_{i,t}}{Shs_{i,t}} \right]_{firm} - \left(\frac{Vol_t}{Shs_t} \right)_{mkt} \right\}}{50}$ <p> $Vol_{i,t}$: حجم معاملات شرکت i (تعداد سهام معامله شده شرکت) در زمان t $Shs_{i,t}$: حجم کل سهام شرکت i (تعداد سهام منتشر شده) در زمان t Vol_t: حجم معاملات بازار در زمان t Shs_t: حجم کل سهام موجود در بازار در زمان t t: تاریخ اعلان سود فصلی </p>
اندازه شرکت (MV)	ژانگ (۲۰۰۶)	عدم اطمینان اطلاعاتی: به نظر می رسد که شرکت های بزرگ تر و قدیمی تر، از سیستم های اطلاعاتی کاراتری بهره می برند و کنترل های داخلی قوی تری دارند و اخبار و اطلاعات درباره این شرکت ها بیشتر است. بنابراین، انتظار می رود هر چه شرکت بزرگ تر باشد، ریسک اطلاعاتی کمتری داشته باشد.	اندازه شرکت از طریق لگاریتم ارزش بازار شرکت در پایان سال مالی قبل محاسبه شده است.

یافته های پژوهش

آماره های توصیفی

آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش که شمای کلی وضعیت داده هاست، در جدول ۳ مشاهده می شود. میانگین شکاف قیمتی سهام شرکت های نمونه ۰/۷ درصد است. متوسط بازده انباشته سالانه پس از اعلان سود به طور چشمگیری از متوسط بازده سالانه قبل از اعلان سود، بیشتر است. ۲۳ درصد از سهام شرکت های نمونه، سهام شناور است.

1. Opinion divergence

جدول ۲. شاخص‌های آماری متغیرهای پژوهش

شناسه	نوع	میانگین	پهنای	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	ضریب همبستگی	تفسیر
۴/۴۲۵	ریسک آربیتراژ (درصد)	۱/۹۲۳	۱/۶۳۲	۴/۱۴۸	-۰/۰۰۳	۱/۴۴۳	-۰/۰۵۱	
۶/۲۰۷	تغییرات حجم معاملات	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۴۸	-۰/۰۳۰	-۰/۰۰۳	-۰/۴۱۸	
۴/۰۱۰	اندازه شرکت	۲۶/۷۸۳	۲۶/۶۰۸	۳۲/۷۴۱	۲۳/۱۵۴	-۰/۵۷۷	-۰/۸۱۸	
۹/۱۳۴	ریسک نوسان‌پذیری	۵/۸۱۶	۵/۰۲۸	۴۳/۴۴۸	۰/۴۶۶	۳/۸۱۳	-۰/۹۶۰	
۷/۷۵۱	سود غیرمنتظره استاندارد شده	۰/۲۹۰	۰/۱۲۸	۷/۷۴۹	-۴/۷۶۹	۱/۱۹۷	-۰/۹۰۵	
-۰/۰۸۶	شکاف قیمتی (درصد)	۰/۷۱۳	۰/۳۸۲	۶/۹۵۶	-۰/۰۳۱	-۰/۸۱۶	۱/۰۳۹	
۴/۴۴۲	بازده انباشته هفت روز پس از اعلان سود	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۱	-۰/۶۷۳	-۰/۲۵۷	-۰/۰۶۵	-۰/۷۱۱	
-۰/۴۷۶	بازده انباشته یک سال قبل از اعلان سود	۰/۱۳۳	۰/۰۴۰	۲/۲۴۳	-۰/۵۹۱	-۰/۳۵۶	-۰/۲۸۹	
۵/۵۹۳	بازده انباشته سه ماه پس از اعلان سود	۰/۰۸۴	۰/۰۳۹	۱/۴۱۵	-۰/۵۰۸	-۰/۲۲۰	-۰/۷۰۱	
۶/۱۰۷	بازده انباشته یک سال پس از اعلان سود	۰/۵۹۵	۰/۲۷۹	۷/۴۷۸	-۰/۶۲۹	۱/۰۱۷	-۰/۵۸۳	
۱۰/۳۷۳	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	۲/۰۷۵	۱/۷۱۴	۱۵/۷۵۴	-۸/۹۰۶	۱/۹۱۳	-۰/۶۵۴	
۵/۸۷۹	نسبت تغییرات فروش	۰/۲۳۲	۰/۱۷۶	۲/۴۰۳	-۰/۶۱۵	-۰/۴۱۴	-۰/۶۲۱	
۴/۱۸۷	درصد سهام شناور	۲۳/۲۳۳	۲۰	۹۰	۰/۰۶۳	۱۴/۳۵۲	-۰/۹۹۰	
۳/۷۱۴	بازده دارایی‌ها	۰/۰۹۶	۰/۰۳۱	-۰/۴۳۲	-۰/۲۸۹	-۰/۱۸۷	-۰/۴۸۲	

محاسبه عوامل ریسک اطلاعاتی

از بین چهار متغیری که برای معیارهای ریسک اطلاعاتی انتخاب شده بودند، نتایج تحلیل عاملی، دو عامل را برای تخمین مدل انتخاب کرد؛ عامل اول، وجود همزمان دو متغیر ترکیب ریسک آربیتراژ و ریسک نوسان‌پذیری است که حاصل ضرب این دو متغیر عامل اول را تشکیل می‌دهد و عامل دوم هم تغییرات حجم معاملات است.

جدول ۳. نتایج آزمون مقادیر ویژه تحلیل عاملی

اجزا	مقادیر ویژه مقدماتی			مقادیر ویژه استخراجی چرخشی		
	مجموع مقادیر ویژه	درصد تغییرات واریانس	درصد تغییرات واریانس	مجموع مقادیر ویژه	درصد تغییرات واریانس	درصد تغییرات واریانس
عامل ۱	۱/۸۲۸	۴۵/۷۰۵	۴۵/۷۰۵	۱/۸۲۸	۴۵/۶۸۰	۴۵/۶۸۸
عامل ۲	۱	۲۵/۰۰۹	۷۰/۷۱۴	۱/۰۰۱	۵/۰۲۶	۷۰/۷۱۴
عامل ۳	۰/۹۶۰	۲۳/۹۹۵	۹۴/۷۰۹			
عامل ۴	۰/۲۱۲	۵/۲۹۱	۱۰۰			

آزمون های پیش فرض رگرسیون

پس از اجرای آزمون اف. لیمر (چاو)، اگر مقدار آماره F کمتر از ۰/۰۵ باشد، روش تابلویی (پنلی) به کار می رود و در غیر این صورت از روش ترکیبی استفاده می شود. در آزمون هاسمن برای انتخاب الگوی اثرهای ثابت در برابر الگوی اثرهای تصادفی، چنانچه مقدار آماره کای دو کمتر از ۰/۰۵ باشد، رگرسیون با اثرهای ثابت به کار می رود و در غیر این صورت، از رگرسیون با اثرهای تصادفی استفاده خواهد شد. جدول ۴ نتایج این آزمون ها را نشان می دهد.

جدول ۴. آماره اف. لیمر (چاو) و آماره هاسمن

مدل	آماره اف. لیمر (چاو)	مقدار احتمال	نتیجه گیری	آماره هاسمن	درجه آزادی	مقدار احتمال	نتیجه گیری
CAR _۱	۹/۲۱	۰/۰۰	تابلویی	۹/۴۲	۸	۰/۰۶	اثر تصادفی
CAR _۲	۷۹/۱۴	۰/۰۰	تابلویی	۰/۹۲	۸	۰/۶۱	اثر تصادفی
Rq _۱	۹۳/۵۸	۰/۰۰	تابلویی	۷۲۹۴/۹۵	۸	۰/۰۰	اثر ثابت
Rq _۲	۱/۱۲۵	۰/۲۲	ترکیبی				

نتایج آزمون فرضیه ها

ضرایب متغیرهای $(factor1 \times SUE)$ و $(factor2 \times SUE)$ بیان کننده ضرایب عوامل ریسک اطلاعاتی هستند. چنانچه ضرایب این متغیرها در مدل مثبت و معنادار باشد، فرضیه دوم پذیرفته می شود. در مدل CAR_۱ ضرایب عوامل ریسک اطلاعاتی مثبت است و از لحاظ آماری معنادار به شمار می روند، پس می توان گفت بین ریسک اطلاعاتی شرکت و واکنش اولیه بازار در بازه زمانی هفت روز پس از اعلان سود، رابطه مستقیم وجود دارد و فرضیه اول پذیرفته می شود.

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 SUE_{it} + \sum_{i=1}^N \beta_{2i} Factor_{it} \times SUE_{it} + \beta_3 Cost_{it} \times SUE_{it} + \sum_{i=1}^N \beta_{4i} Control_{it} \times SUE_{it} + \varepsilon_{it}$$

CAR ₂				CAR ₁				متغیرهای توضیحی
عامل تورم و ریانس	مقادیر احتمال	مقادیر اماره t	ضرایب متغیر	عامل تورم و ریانس	مقادیر احتمال	مقادیر اماره t	ضرایب متغیر	
	*./...	۴/۵۰۷	./۰۰۷		*./...	۸/۷۴۷	./۱۵۷	β ₀
۱/۳۶	*./...	۳۴/۹۲۴	./۰۰۱	۱/۳۶	*./...	۴/۴۱۷	./۰۴۴	SUE
۱/۱۸	./۱۱۳	۱/۵۸۷	./۰۰۰	۱/۱۸	./۰۴۵	۲/۰۱۲	./۰۰۱	Factor1 × SUE
۱/۱۷	./۳۰۶	۱/۰۲۴	./۱۷۱	۱/۱۷	./۰۴۶	۲/۰۰۲	۲/۴۴۳	Factor2 × SUE
۱/۰۴	./۳۰۴	-۱/۰۲۸	./۰۰۴	۱/۰۴	./۶۶۳	-۰/۴۳۵	./۰۰۳	Cost × SUE
۱/۱۰	*./...	-۴/۹۵۹	./۰۰۰	۱/۱۰	./۰۶۹	۱/۸۱۰	./۰۰۷	MV/BV × SUE
۱/۲۶	./۰۵۵	-۱/۹۲۱	./۰۰۴	۱/۲۷	*./...	۴/۵۲۲	./۰۶۰	S.G × SUE
۱/۰۱	*./...	-۴/۹۵۹	./۰۰۰	۱/۰۲	*./۰۱۶	-۲/۴۱۷	./۰۰۱	Exc × SUE
۱/۱۴	./۳۷۵	./۰۸۸۷	./۰۰۴	۱/۱۴	./۶۹۰	./۳۹۷	./۰۱۱	ROA × SUE
۵/۵۷۸				۹/۶۶۶				مقادیر آزمون F
*./...				*./...				P-Value
./۲۲۱				./۱۹۴				ضریب تعیین
./۲۰۸				./۱۷۴				ضریب تعیین تعدیل شده
۱/۸۹۴				۱/۹۰۹				دوربین واتسون

*معدادار در سطح ۹۵ درصد

همان‌گونه که جدول ۵ نشان می‌دهد، در مدل CAR_۲ ضرایب هر دو عامل در سطح ۹۵ درصد، در بازه زمانی یک‌ساله قبل از اعلان سود تا یک هفته پس از اعلان سود، معنادار نیست. بنابراین، علی‌رغم مثبت بودن ضرایب که می‌تواند بیان‌کننده رابطه مثبت بین ریسک اطلاعاتی و واکنش بازار سهام به اعلان سود فصلی باشد، هیچ‌یک از ضرایب در سطح ۹۵ درصد معنادار نیست. از این رو، بین ریسک اطلاعاتی و واکنش بازار در بازه زمانی یک سال قبل از اعلان سود تا یک هفته پس از آن، رابطه معناداری وجود ندارد.

ضریب متغیر (Cost × SUE) بیان‌کننده هزینه معاملات است. چنانچه ضریب این متغیر در مدل منفی و معنادار باشد، فرضیه دوم پذیرفته می‌شود. همان‌گونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، ضریب این متغیر در هر دو مدل، منفی است، اما از لحاظ آماری معنادار نیست؛ پس فرضیه دوم رد می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم

$$R_{qit} = \beta_0 + \beta_1 SUE_{it} + \sum_{i=1}^N \beta_{2i} \text{Factor}_{it} \times SUE_{it} + \beta_3 \text{Cost}_{it} \times SUE_{it} + \sum_{i=1}^N \beta_{4i} \text{Control}_{it} \times SUE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیرهای توضیحی	Rq_2			Rq_1			تورم واریانس
	ضرایب متغیر	مقادیر آماره t	مقادیر احتمال	ضرایب متغیر	مقادیر آماره t	مقادیر احتمال	
β_0	-۰/۰۸۷	۱۶/۷۱۴	*-۰/۰۰۰				
SUE	-۰/۰۲۲	۱/۶۸۴	-۰/۰۹۲	۱/۳۵	-۰/۰۹۲	۱/۶۸۴	-۰/۰۲۲
$Factor1 \times SUE$	-۰/۰۰۰۱	-۰/۵۹۵	-۰/۵۵۲	۱/۰۱	-۰/۵۵۲	-۰/۵۹۵	-۰/۰۰۰۱
$Factor2 \times SUE$	-۰/۶۵۲	-۰/۶۸۲	-۰/۴۵۹	۱/۳۰	-۰/۴۵۹	-۰/۶۸۲	-۰/۶۵۲
$Cost \times SUE$	-۰/۰۰۷	۱/۱۸۱	-۰/۲۳۸	۱/۰۷	-۰/۲۳۸	۱/۱۸۱	-۰/۰۰۷
$MV/BV \times SUE$	-۰/۰۰۷	۲/۷۲۲	*-۰/۰۰۶	۱/۲۸	*-۰/۰۰۶	۲/۷۲۲	-۰/۰۰۷
$S.G \times SUE$	-۰/۰۲۰	۲/۱۶۵	*-۰/۰۳۰	۱/۲۷	*-۰/۰۳۰	۲/۱۶۵	-۰/۰۲۰
$Exc \times SUE$	-۰/۰۰۰۳	-۰/۷۶۹	-۰/۴۴۲	۱/۰۳	-۰/۴۴۲	-۰/۷۶۹	-۰/۰۰۰۳
$ROA \times SUE$	-۰/۰۱۶	-۰/۸۳۰	-۰/۴۰۶	۱/۲۷	-۰/۴۰۶	-۰/۸۳۰	-۰/۰۱۶
مقادیر آزمون F		۳/۹۹۲				۴/۱۵۲	
P-Value		*-۰/۰۰۰				*-۰/۰۰۰	
ضریب تعیین		-۰/۰۷۶				-۰/۰۱۹	
ضریب تعیین تعدیل شده		-۰/۰۶۲				-۰/۰۱۴	
دوربین واتسون		۱/۸۵۸				۲/۰۱۳	

*معنادار در سطح ۹۵ درصد

در مدل‌های رگرسیون ضریب متغیر ($SUE \times factor$) بیان‌کننده ریسک اطلاعاتی است. چنانچه ضریب این عامل‌ها در مدل معنادار نباشد، فرضیه چهارم پذیرفته می‌شود. همان‌گونه که جدول ۶ نشان می‌دهد، در هر دو مدل ضرایب این عوامل در مدل از لحاظ آماری معنادار نیست؛ بنابراین فرضیه سوم تأیید می‌شود.

ضریب متغیر ($Cost \times SUE$) بیان‌کننده هزینه معاملات است. چنانچه ضریب این متغیر در مدل مثبت و معنادار باشد، فرضیه چهارم پذیرفته می‌شود. همان‌طور که جدول ۶ نشان می‌دهد، در هر دو مدل ضریب این متغیر مثبت است؛ اما به دلیل اینکه اولاً مقدار احتمال به دست آمده در هر دو مدل کوچک‌تر از مقدار متناظر آن در جدول ($t_{\alpha=0.05}=1.96$) است و نیز، مقدار احتمال محاسبه شده این متغیر در هر دو مدل بیش از ۵ درصد است، این متغیر در مدل از لحاظ آماری معنادار نیست و فرضیه چهارم تأیید نمی‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اینکه اطلاعات مالی منتشرشده از سوی شرکت‌ها یکی از مهم‌ترین ابزار تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران است، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد ریسکی‌بودن محیط اطلاعاتی شرکت می‌تواند واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اعلان سود را تحت تأثیر قرار دهد.

نتایج این پژوهش نشان داد ریسک اطلاعاتی شرکت، واکنش اولیه بازار را در بازه زمانی یک هفته پس از اعلان سودهای فصلی افزایش می‌دهد؛ اما تأثیری بر واکنش‌های بعدی بازار در بازه‌های زمانی سه‌ماهه و یک‌ساله پس از اعلان سود ندارد. این نتایج همسو با یافته‌های ژانگ و همکارانش (۲۰۱۳) است.

ژانگ و همکارانش (۲۰۱۳) رابطه مثبت بین ریسک اطلاعاتی و واکنش بازار در بازه زمانی یک سال قبل از اعلان سود را تأیید کردند، در حالیکه در این پژوهش، چنین رابطه‌ای در این بازه زمانی، معنادار نبود.

نتیجه دیگر این پژوهش، بی‌تأثیر بودن هزینه معاملات بر واکنش اولیه و واکنش‌های بعدی سرمایه‌گذاران است؛ در هیچ‌یک از چهار دوره رویداد این پژوهش، رابطه معناداری بین واکنش بازار و هزینه معاملات مشاهده نشد. این نتیجه مخالف یافته‌های کایل (۱۹۸۵) و ژانگ و همکارانش (۲۰۱۳) است. آنها نشان دادند هرچه هزینه معاملات بیشتر باشد، واکنش اولیه بازار کمتر خواهد بود و کشف قیمت کندتر انجام می‌شود.

از آنجا که یکی از مهم‌ترین اطلاعات منتشرشده از سوی شرکت‌ها، پیش‌بینی سود آتی شرکت است، پیشنهاد می‌شود تأثیر ریسک اطلاعاتی و هزینه معاملات بر واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اعلان سودهای برآوردی بررسی شود. همچنین اجرای پژوهش فعلی در دوره‌های رویدادی متفاوت نیز، می‌تواند اطلاعات مفیدی در اختیار فعالان بازار سرمایه قرار دهد.

References

- Atiase, R.K. & Bamber, L.S. (1994). Trading Volume reactions to annual accounting earnings announcements: the incremental role of Predisclosure information asymmetry. *Journal of Accounting and Economics*, 17(3): 309-329.
- Atiase, R.K. (1985). Predisclosure information, firm capitalization, and security price behavior around earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 23(1): 21-36.
- Berkman, H., Dimitrov, V., Jain, P.C., Koch, P.D. & Tice, S. (2009). Sell on the news: differences of opinion, short-sales constraints, and returns around earnings announcements. *Journal of Financial Economics*, 92 (3): 376-399.

- Garfinkel, J. & Sokobin, J. (2006). Volume, opinion divergence, and returns: a study of post-earnings announcement drift. *Journal of Accounting Research*, 44 (1): 85-112.
- Ghaemi, M. & Rahimpour, M. (2010). Quarterly earnings announcements and information asymmetry. *Journal of Accounting Developments*, 2 (2): 31-50. (in Persian)
- Ghaemi, M., Bayat, A. & Eskandari, T. (2011). Studying factors affecting the information content of quarterly earnings announcements. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 18 (65): 115-130. (in Persian)
- Ghiasvand, A. (2011). *Statistics and SPSS application in data analysis*. Tehran: Motafakkeran publication. (in Persian)
- Glosten, L.R. & Milgrom, P. (1985). Bid, ask and transactions prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics*, 14 (1): 71-100.
- Hong, H., Lim, T. & Stein, J. (2000). Bad news travels slowly: size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies. *Journal of Finance*, 55 (1): 256-292.
- Hooman, H. (2001). *Analysing multivariable data in behavioral researches*. Tehran: Parsa publication. (in Persian)
- Kyle, A.S. (1985). Continuous auctions and insider trading. *Econometrica*, 53 (6): 1315-1335.
- Mehrani, S. & Nonahal Nahr, A. (2008). The Evaluation Investor's Underreaction in the Tehran Stock Exchange. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 12 (2): 117 -136. (in Persian)
- Mendenhall, R. (2004). Arbitrage risk and post-earnings-announcement drift. *Journal of Business*, 77 (4): 875-894.
- Meshki Miavaghi, M. & Ashrafi, H. (2014). The impact of uncertainty level on the stock price reactions to the good news and the bad news over the business cycles. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 21 (1): 89-108. (in Persian)
- Nikbakht, M. & Moradi, M. (2005). The Evaluation Stockholders's overreaction in the Tehran Stock Exchange. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 16 (1): 97-122. (in Persian)
- Stoll, R. (2000). Friction. *Journal of Finance*, 55 (4): 1478-1514.
- Tetlock, P.C. (2010). Does public financial news resolve asymmetric information? *Review of Financial Studies*, 23 (9): 3520-3557.
- Zhang, Q., Cai, X.Ch. & Keasey, K. (2013). Market reaction to earnings news: A unified test of information risk and transaction costs. *Journal of Accounting and Economics*, 56 (2): 251-266.
- Zhang, X. (2006). Information uncertainty and analyst forecast behavior. *Journal of Finance*, 61 (1): 105-136.