بررسی‌های حسابداری و حسابرسی Quarterly Journal of The Iranian Accounting and Auditing Review
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۲۳، شمارهٔ ۲
تابستان ۱۳۹۵
ص. ۲۵۲- ۲۳۵

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

محمدحسین قائمی[۱]، مصطفی تقی‌زاده[۲]

چکیده: ریسک اطلاعاتی و هزینه‌های معاملات از جمله عواملی هستند که از طریق آنها می‌توان تأثیر محیط اطلاعاتی شرکت را در کشف قیمت سهام شرکت‌ها بررسی کرد. شرکت‌هایی که اطلاعات عمومی کمتری دارند و سهامداران به‌صورت محرمانه از اخبار شرکت مطلع می‌شوند، ریسک اطلاعاتی بیشتری دارند. این پژوهش به‌دنبال بررسی تأثیر ریسک اطلاعاتی و هزینه‌های معاملات برآمده از محیط اطلاعاتی شرکت بر واکنش سرمایه‌گذاران است. برای این کار، ۲۰۵۰ فصل ـ شرکت طی دورهٔ زمانی نُه‌ساله (۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲) تجزیه و تحلیل شدند. به‌منظور آزمون فرضیه‌ها از مدل‌های 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 فرضیه‌هاست. نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان داد ریسک اطلاعاتی بالاتر، موجب واکنش اولیهٔ بیشتر سرمایه‌گذاران به اعلامیه‌های سودهای فصلی می‌شود، اما در واکنش‌های بعدی تأثیری نمی‌گذارد؛ هزینه‌های معاملات نیز تأثیری در واکنش بازار سهام ندارند.

واژه‌های کلیدی: تحلیل عاملی، ریسک اطلاعاتی، واکنش بازار، هزینه‌های معاملات.

۱. دانشیار حسابداری، دانشکدهٔ علوم اجتماعی دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران
۲. کارشناس‌ارشد حسابداری، دانشکدهٔ علوم اجتماعی دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹٤/۰٤/۱۵
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۵/۰۳/۰۹
نویسندهٔ 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 به‌تبع، 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 به‌صورت محرمانه از اخبار شرکت مطلع می‌شوند. در خصوص هزینه‌های معامله، این توافق نظر وجود دارد که دست‌کم دو دسته هزینهٔ معاملهٔ تشخیص‌پذیر وجود دارد: هزینه‌های معاملهٔ واقعی[1] و هزینه‌های اطلاعاتی[2] (ژانگ، کای و کیسی، ۲۰۱۳). هزینه‌های معاملهٔ واقعی، منعکس‌کنندهٔ هزینه‌های آشکارند و اغلب به‌صورت نسبت ثابتی از مبلغ معاملات سهام، مانند مالیات فروش سهام یا کارمزد کارگزار هستند. هزینه‌های اطلاعاتی دربرگیرندهٔ 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 به‌وجود 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 همهٔ سرمایه‌گذاران به‌دنبال دارد. گلستن و میلگروم (۱۹۸۵) می‌گویند وضعیتی که موجب کسب بازده توسط سرمایه‌گذاران مطلع از اخبار شرکت می‌شود، بیان‌کنندهٔ هزینه‌های معاملهٔ زیاد برای تمام سرمایه‌گذاران است.[3]

هدف این پژوهش، تحلیل تأثیرات ریسک اطلاعات و هزینه‌های معاملات بر کشف قیمت سهام، در بازهٔ 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 معاملهٔ ایجادشده از محیط اطلاعاتی است.

پیشینهٔ پژوهش

پیشینهٔ نظری

عوامل زیادی از جمله نوع اطلاعات ارائه‌شده، ویژگی‌های کیفی اطلاعات، ترکیب سهامداران، وضعیت بازار در لحظهٔ 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 نتیجهٔ ریسک اطلاعاتی شکل می‌گیرد، سبب محافظه‌کارترشدن سرمایه‌گذاران می‌شود و در مقابل محتوای اطلاعاتی اطلاعات، آنها را به واکنش صریح‌تر وادار می‌کند (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۳).

در خصوص معیارهای اندازه‌گیری ریسک اطلاعاتی و هزینهٔ معاملات، استول (۲۰۰۰) نشان داد که متغیرهای بنیادی، مانند میزان حجم سهام، واریانس بازده، قیمت، تعداد معاملات و ارزش بازار (اندازه)، عوامل تعیین‌کنندهٔ 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 نمایندهٔ ریسک اطلاعاتی به‌کار می‌روند.

تحلیل عاملی

گالتون دانشمند اواخر قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم، اولین کسی بود که بنیان‌های اولیهٔ تحلیل عاملی را بنا کرد. هدف تحلیل عاملی، تشخیص عامل‌های مشاهده‌ناپذیر بر پایهٔ 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 این‌گونه ماتریس‌های همبستگی وجود رابطهٔ بین برخی متغیرها و بی‌ارتباط‌بودن آن را با برخی دیگر نشان می‌دهند. در واقع، بررسی همبستگی متغیرها با یکدیگر موجب می‌شود 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 به‌کار بردند.

پیشینهٔ تجربی

ژانگ و همکارانش (۲۰۱۳) طی پژوهشی، چگونگی تأثیرگذاری ریسک اطلاعاتی و هزینه‌های معامله را بر واکنش‌های اولیه و بعدی بازار به اخبار سود آزمون کردند. آنها دریافتند واکنش اولیهٔ بازار برای هر واحد از سود غیرمنتظره[1] در شرکت‌های دارای ریسک اطلاعاتی بالاتر، بیشتر است (تأثیر محتوای اطلاعات). همچنین نشان دادند، این ریسک اطلاعاتی است که هزینه‌های معامله را به‌وجود می‌آورد، هزینه‌های معامله واکنش بازار را محدود می‌کند و به انحراف‌های بعدی منجر می‌شود (اثر هزینه‌های معاملات).

برکمان و همکارانش (۲۰۰۹) نیز معتقدند که اعلان سود، موجب کاهش اختلاف‌نظر و پیش‌بینی سهامداران شرکت می‌شود. آنها به مطالعهٔ اعلان سودها رویدادهایی پرداختند که سبب کاهش اختلاف عقیده میان سرمایه‌گذاران می‌شود و دریافتند که کاهش اختلاف عقیده برای سهام شرکت‌هایی 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 داوجونز برای شرکت‌های آمریکایی طی سال‌های ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۷ مقایسه کرد. او نشان داد تأثیر انتشار اخبار در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی برای سهام شرکت‌های کوچک‌تر و سرمایه‌های غیرنقدی، پررنگ‌تر است.

هونگ، لیم و استین (۲۰۰۰)، نشان دادند با ثابت‌بودن سایر شرایط، هرچه تحلیل‌های بیشتری دربارهٔ شرکت انجام شود، اطلاعات خاص‌تری دربارهٔ شرکت تولید خواهد شد و این اطلاعات با سرعت بیشتری انتقال می‌یابند؛ بنابراین، قیمت سهام شرکت‌های بزرگ و شرکت‌هایی که تحلیلگران بیشتری آنها را دنبال می‌کنند، کارایی اطلاعاتی بیشتری دارند.

---

1. Earnings surprise

آتیاس و بامبر (۱۹۹۴) نشان دادند عدم تقارن اطلاعاتی، عامل تعیین‌کنندهٔ 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.

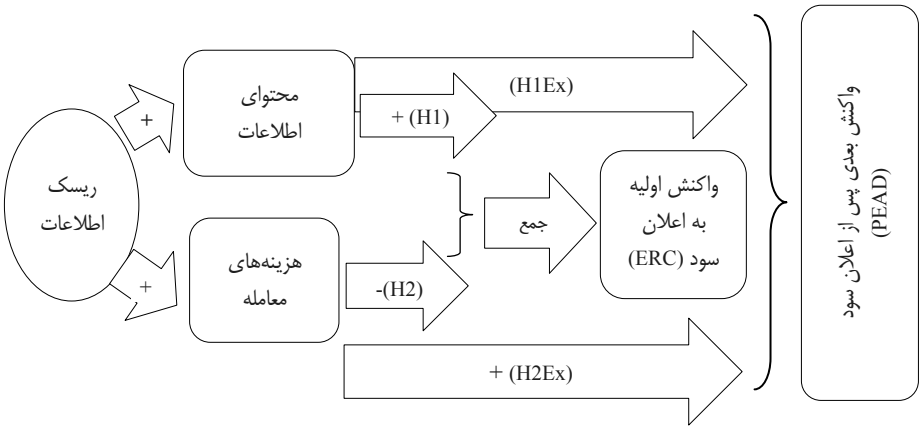
کایل (۱۹۸۵) نشان داد توجه به هزینه‌های معامله موجب می‌شود معامله‌گر مطلع، به نحوی معامله کند که اطلاعات محرمانهٔ وی به‌تدریج با قیمت‌ها ترکیب شود؛ بنابراین هرچه هزینه‌های معامله بیشتر باشد، کشف قیمت کندتر خواهد بود.

قائمی و رحیم‌پور (۱۳۸۹) طی بررسی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران در بازهٔ 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 دورهٔ 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 دورهٔ 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 دورهٔ رونق تجاری، عدم اطمینان زیاد یا کم، تأثیری در واکنش بازار به اخبار بد نمی‌گذارد و هیچ‌گونه محتوای اطلاعاتی‌ای دربرندارد.

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 به‌صورت مثبت با ریسک اطلاعات ارتباط دارند.



شکل ۱. چارچوب تحلیل

پیش‌بینی می‌شود زمانی که اطلاعات بیشتر و شفاف‌تری دربارهٔ 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 اولیهٔ بازار نسبت به اعلان سود، رابطهٔ مستقیمی برقرار باشد؛ بنابراین فرضیهٔ اول به‌صورت زیر مطرح می‌شود:

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

در شرکت‌های با ریسک اطلاعاتی بالا، دارندگان اطلاعات محرمانه بیشتر است و اطلاعات به‌صورت 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 هزینهٔ معاملات، افزایش می‌یابد. از این رو، مطابق شکل ۱، ریسکی‌بودن محیط اطلاعاتی شرکت از بُعد هزینهٔ معاملاتی، می‌تواند بر واکنش سرمایه‌گذاران تأثیر بگذارد. به نظر می‌رسد هزینهٔ 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 فرضیهٔ دوم به‌صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیهٔ دوم: هزینهٔ معاملات، واکنش اولیهٔ بازار نسبت به اعلان سود را کاهش می‌دهد (فرضیهٔ هزینهٔ 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.

فرضیهٔ 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، به‌معنای قیمت‌گذاری هیجانی توسط سهامداران در لحظهٔ اعلان سود است (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۳). بنابراین فرضیهٔ سوم به‌شرح زیر مطرح می‌شود:

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

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

فرضیهٔ چهارم: واکنش بعدی بازار نسبت به اعلان سود، در شرکت‌هایی با هزینهٔ معاملاتی بالاتر، بیشتر است (فرضیهٔ تعمیم‌یافتهٔ هزینهٔ معاملات).

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش به پیروی از ژانگ و همکارانش (۲۰۱۳) با بهره‌مندی از روش تحلیل عاملی تأییدی[1]، عوامل مؤثر بر ریسک اطلاعاتی شناسایی شدند و ضرایب هر یک از عوامل برای شرکت‌ها به‌صورت ماتریس به‌دست آمد. جامعهٔ 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 (به‌دلیل ماهیت متفاوت آنها)؛
۳. شرکت وقفهٔ معاملاتی بیشتر از یک ماه نداشته باشد؛
۴. اطلاعات سود و زیان فصلی برای هشت فصل پیاپی در دسترس باشد؛
۵. سهام شرکت در فاصلهٔ 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، نمونهٔ پژوهش را تشکیل داد.[2]

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:

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 SUE_{it} + \sum_{i=1}^{N} \beta_{2i}\, Factor_{it} \times SUE_{it} + \beta_3 Cost_{it} \times SUE_{it} + \sum_{i=1}^{N} \beta_{4i}\, Control_{it} \times SUE_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{مدل ۱)}$$

1. Confirmatory Factor Analysis

۲. اطلاعات و داده‌های این پژوهش از کتابخانهٔ 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.

$$RQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 SUE_{it} + \sum_{i=1}^{N} \beta_{2i}\, Factor_{it} \times SUE_{it} + \beta_3 Cost_{it} \times SUE_{it} + \sum_{i=1}^{N} \beta_{4i}\, Control_{it} \times SUE_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل ۲)}$$

CAR_{it}[1] بازده تعدیل‌شدهٔ انباشتهٔ شرکت i در دورهٔ t و متغیر وابستهٔ پژوهش در نظر گرفته شده است که مطابق پژوهش ژانگ و همکاران (۲۰۱۳)، مقدار آن از جمع بازده‌های روزانهٔ سهام هر شرکت پس از کسر بازده بازار برای دوره‌های رویداد پژوهش به‌دست می‌آید. برای بررسی فرضیه‌های اول و دوم، بازده انباشته در دو بازهٔ زمانی محاسبه می‌شود؛ در مرحلهٔ اول، این مقدار، از روز اعلان سود فصلی تا هفت روز پس از اعلان سود به‌دست می‌آید و در مرحلهٔ دوم، از بازده انباشتهٔ یک سال قبل از اعلان سود فصلی تا یک هفته پس از اعلان سود فصلی محاسبه می‌شود[2].

RqQ[3] بازده تعدیل‌شدهٔ انباشتهٔ شرکت i پس از اعلان سود در دورهٔ t و متغیر وابستهٔ پژوهش است. برای آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم به بازده بلندمدت نیاز است که اینجا نیز در دو بازهٔ 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 غیرمنتظرهٔ استانداردشدهٔ شرکت i برای دورهٔ t و یکی از متغیرهای مستقل پژوهش است. در این پژوهش فرض می‌شود سرمایه‌گذاران بر اساس تغییرات گذشتهٔ 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 دورهٔ قبل، معیاری برای شدت غیرمنتظره‌بودن 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 نحوهٔ محاسبه، حذف اثر دوره‌های رکود و رونق فصلی برخی از صنایع است. این متغیر از طریق رابطهٔ 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 دامنهٔ نوسان قیمت سهم و تعطیلی دو روز در هفتهٔ بازار بورس اوراق بهادار تهران است. از آنجا که گاهی اعلان سودها در ایام تعطیل روی سامانهٔ کدال قرار می‌گیرد یا فردای اعلان سود تعطیل است، انتخاب بازهٔ زمانی یک هفته پس از اعلان سود، علاوه‌بر خنثی‌کردن اثر وجود دامنهٔ نوسان، شرایط یکسانی برای همه شرکت‌ها فراهم می‌کند.

3. Q-quarter post-earnings announcement return

$$SUE_{i,t} = \frac{e_{i,q} - e_{i,q-4}}{\sigma_{iq}}$$ رابطهٔ ۱)

$e_{i,q}$ سود فصلی شرکت i برای دورهٔ سه‌ماههٔ مالی t؛ $e_{i,q-4}$ سود فصلی شرکت i برای دورهٔ 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 بازهٔ زمانی ۱۳۸۹/۳/۳۱ تا ۱۳۹۱/۳/۳۱.

$Cost_{it}$ متوسط شکاف قیمتی خرید و فروش[1] در تاریخ اعلان سود و یک روز پس از اعلان اعلان سود شرکت i در دورهٔ t است که به‌عنوان معیاری برای هزینهٔ معاملات استفاده می‌شود و متغیر مستقل در نظر گرفته شده است. این مدل که توسط ونکتاش و چیانگ برای تعیین دامنهٔ پیشنهادی قیمت خرید و فروش سهام طراحی‌شده در پژوهش‌های متعددی چون استل (۱۹۷۸) مورس و آشمن (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 نوسان‌پذیری سهام $(SIGMA)$، تغییرات حجم معاملات (DTO) و اندازهٔ شرکت (MV)، پس از تحلیل عاملی انتخاب می‌شوند. برای اینکه مشخص شود کدام‌یک از این متغیرها معیار بهتری برای اندازه‌گیری ریسک اطلاعاتی است و بیشترین تغییرات ریسک اطلاعاتی را توضیح می‌دهد، متغیرهای یادشده با استفاده از تحلیل عاملی طبقه‌بندی می‌شوند و با توجه به ماتریس مقادیر ویژهٔ 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 دارایی‌ها (ROA)، نسبت تغییرات فروش $(S.G)$ و درصد سهام شناور شرکت (EXC)، چهار متغیر کنترلی مدل‌های این پژوهش هستند. نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، نسبت سود خالص به جمع دارایی‌ها و نسبت تغییرات فروش، می‌توانند هزینهٔ معاملات را تحت تأثیر قرار دهند (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۳). تغییرات فروش شرکت همچنین می‌تواند 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 به‌عنوان معیارهای ریسک اطلاعاتی انتخاب شده‌اند، نشان می‌دهد.

---

1. Average bid ask

جدول ۱. معیارهای ریسک اطلاعاتی

نام متغیر	منبع	عامل انتخاب به‌عنوان معیار ریسک اطلاعاتی	نحوهٔ محاسبه
ریسک آربیتراژ یا ریسک نگهداری (ARBI)	مندن هال (۲۰۰۴)	ریسک آربیتراژ (ریسک نگهداری)[1]: 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. $Ri_t - Rf_t = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} \times Rm_t + e_i$ Ri_t: بازده واقعی روزانهٔ سهام شرکت i Rf_t: بازده بدون ریسک روزانه که از نرخ سپردهٔ یک‌سالهٔ بانکی استفاده می‌شود. Rm_tRm بازده روزانهٔ 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[2]: تغییرات قیمتی در بازار به‌دنبال ارائهٔ اطلاعات جدید به‌وقوع می‌پیوندد. چنانچه تغییرات قیمت سهمی در بازار زیاد باشد، به‌دلیل ارائهٔ 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، نمایندهٔ عدم قابلیت اتکای اطلاعات در نظر گرفته می‌شود و از انحراف معیار بازده تعدیل‌شدهٔ هفتگی سهام شرکت برای اندازه‌گیری آن استفاده می‌شود. $Var(Ri) = \sigma^2 = \sum_{i=1}^{N=52} \left(R_{i,t} - Rm,t\right)^2$ N: تعداد مقاطع هفته‌های اندازه‌گیری $R_{i,t}$: بازده شرکت i در هفتهٔ t Rm: بازده بازار در هفتهٔ t که با استفاده از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران محاسبه می‌شود. پس از محاسبهٔ واریانس بازده هفتگی تعدیل‌شده، از طریق رابطهٔ زیر، انحراف معیار آن برای دورهٔ یک‌سالهٔ 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

ادامهٔ جدول ۱

نام متغیر	منبع	عامل انتخاب به‌عنوان معیار ریسک اطلاعاتی	نحوهٔ محاسبه
تغییرات حجم معاملات (DTO)	گرافینکل و سوکوبین (۲۰۰۶)	پراکندگی عقیده[1]: حجم معاملات را می‌توان نماینده‌ای از تعداد معامله‌گران دانست. طبیعی است که معامله‌گران با دستیابی به اطلاعات جدید، به اتخاذ تصمیم در خصوص نگهداری یا فروش سهام اقدام می‌کنند. چنانچه پس از اعلان خبر تغییر عمده‌ای در حجم معاملات ایجاد شود، نشان‌دهندهٔ این است که سهامداران در تصمیم‌گیری یکپارچه نیستند. بنابراین از تغییرات حجم معاملات در بازهٔ زمانی اعلان سود، می‌توان میزان واگرایی عقاید آنها را نسبت به سهام سنجید. برای رفع اثر متغیرهای کلان که کل بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهند، این تغییرات با تغییرات حجم معاملات بازار تعدیل می‌شود.	$DTO = \frac{\left\{\sum_{t=-1}^{0}\left[\left(\frac{Vol_{i,t}}{Shs_{i,t}}\right)_{firm} - \left(\frac{Vol_t}{Shs_t}\right)_{mkt}\right]\right\}}{2} - \frac{\left\{\sum_{t=-54}^{-5}\left[\left(\frac{Vol_{i,t}}{Shs_{i,t}}\right)_{firm} - \left(\frac{Vol_t}{Shs_t}\right)_{mkt}\right]\right\}}{50}$ $Vol_{i,t}$ Vol: حجم معاملات شرکت i (تعداد سهام معامله‌شدهٔ شرکت) در زمان t $Shs_{i,t}$ Shs: حجم کل سهام شرکت i (تعداد سهام منتشرشده) در زمان t Vol_t Vol: حجم معاملات بازار در زمان t Shs_t Shs: حجم کل سهام موجود در بازار در زمان t t : تاریخ اعلان سود فصلی
اندازهٔ شرکت (MV)	ژانگ (۲۰۰۶)	عدم اطمینان اطلاعاتی: به نظر می‌رسد که شرکت‌های بزرگ‌تر و قدیمی‌تر، از سیستم‌های اطلاعاتی کاراتری بهره می‌برند و کنترل‌های داخلی قوی‌تری دارند و اخبار و اطلاعات دربارهٔ این شرکت‌ها بیشتر است. بنابراین، انتظار می‌رود هر چه شرکت بزرگ‌تر باشد، ریسک اطلاعاتی کمتری داشته باشد.	اندازهٔ شرکت از طریق لگاریتم ارزش بازار شرکت در پایان سال مالی قبل محاسبه شده است.

یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی

آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش که شمایِ کلیِ وضعیت داده‌هاست، در جدول ۳ مشاهده می‌شود. میانگین شکاف قیمتی سهام شرکت‌های نمونه ۰/۷ درصد است. متوسط بازده انباشته سالانهٔ پس از اعلان سود به‌طور چشمگیری از متوسط بازده سالانهٔ قبل از اعلان سود، بیشتر است. ۲۳ درصد از سهام شرکت‌های نمونه، سهام شناور است.

1. Opinion divergence

جدول ۲. شاخص‌های آماری متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
ریسک آربیتراژ (درصد)	ARBIT	۱/۹۲۳	۱/۶۳۲	۴/۱۴۸	۰/۰۰۳	۱/۴۴۳	۰/۰۵۱	۴/۴۲۵
تغییرات حجم معاملات	DTO	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۴۸	-۰/۰۳۰	۰/۰۰۳	۰/۴۱۸	۶/۲۰۷
اندازهٔ شرکت	Ln MV	۲۶/۷۸۳	۲۶/۶۰۸	۳۲/۷۴۱	۲۳/۱۵۴	۰/۵۷۷	۰/۸۱۸	۴/۰۱۰
ریسک نوسان‌پذیری	SIGMA	۵/۸۱۶	۵/۰۲۸	۴۳/۴۴۸	۰/۴۶۶	۳/۸۱۳	۰/۹۶۰	۹/۱۲۴
سود غیرمنتظرهٔ استانداردشده	SUE	۰/۲۹۰	۰/۱۲۸	۷/۷۴۹	-۴/۷۶۹	۱/۱۹۷	۰/۹۰۵	۷/۷۵۱
شکاف قیمتی (درصد)	COST	۰/۷۱۳	۰/۳۸۲	۶/۹۵۶	۰/۰۳۱	۰/۸۱۶	۱/۰۳۹	۰/۰۸۶
بازده انباشتهٔ هفت روز پس از اعلان سود	CAR1	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۱	۰/۶۷۳	-۰/۲۵۷	۰/۰۶۵	۰/۷۱۱	۴/۴۴۲
بازده انباشتهٔ یک سال قبل از اعلان سود	CAR2	۰/۱۳۳	۰/۰۴۰	۲/۲۴۳	-۰/۵۹۱	۰/۳۵۶	۰/۲۸۹	۰/۴۷۶
بازده انباشته سه ماه پس از اعلان سود	Rq1	۰/۰۸۴	۰/۰۳۹	۱/۴۱۵	-۰/۵۰۸	۰/۲۲۰	۰/۷۰۱	۵/۵۹۳
بازده انباشتهٔ یک سال پس از اعلان سود	Rq2	۰/۵۹۵	۰/۲۷۹	۷/۴۷۸	-۰/۶۲۹	۱/۰۱۷	۰/۵۸۳	۶/۱۰۷
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MV/BV	۲/۰۷۵	۱/۷۱۴	۱۵/۷۵۴	-۸/۹۰۶	۱/۹۱۳	۰/۶۵۴	۱۰/۳۷۳
نسبت تغییرات فروش	S.G	۰/۲۳۲	۰/۱۷۶	۲/۴۰۳	-۰/۶۱۵	۰/۴۱۴	۰/۶۲۱	۵/۸۷۹
درصد سهام شناور	EXC	۲۳/۳۳۳	۲۰	۹۰	۰/۰۶۳	۱۴/۳۵۲	۰/۹۹۰	۴/۱۸۷
بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۰۹۶	۰/۰۳۱	۰/۴۳۲	-۰/۲۸۹	۰/۱۸۷	۰/۴۸۲	۳/۷۱۴

محاسبهٔ 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 حاصل‌ضرب 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 ویژهٔ مقدماتی			مقادیر ویژهٔ 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			

آزمون‌های پیش‌فرض رگرسیون

پس از اجرای آزمون اف. لیمر (چاو)، اگر مقدار آمارهٔ F کمتر از ۰/۰۵ باشد، روش تابلویی (پنلی) به‌کار می‌رود و در غیر این‌صورت از روش ترکیبی استفاده می‌شود. در آزمون هاسمن برای انتخاب الگوی اثرهای ثابت در برابر الگوی اثرهای تصادفی، چنانچه مقدار آمارهٔ کای‌دو کمتر از ۰/۰۵ باشد، رگرسیون با اثرهای ثابت به‌کار می‌رود و در غیر این‌صورت، از رگرسیون با اثرهای تصادفی استفاده خواهد شد. جدول ۴ نتایج این آزمون‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ٤. آمارهٔ اف. لیمر (چاو) و آمارهٔ هاسمن

مدل	آمارهٔ اف. لیمر (چاو)	مقدار احتمال	نتیجه‌گیری	آمارهٔ هاسمن	درجهٔ آزادی	مقدار احتمال	نتیجه‌گیری
CAR_1	۹/۲۱	۰/۰۰	تابلویی	۹/۴۲	۸	۰/۰۶	اثر تصادفی
CAR_2	۷۹/۱۴	۰/۰۰	تابلویی	۰/۹۲	۸	۰/۶۱	اثر تصادفی
Rq_1	۹۳/۵۸	۰/۰۰	تابلویی	۷۲۹۴/۹۵	۸	۰/۰۰	اثر ثابت
Rq_2	۱/۱۲۵	۰/۲۲	ترکیبی				

نتایج آزمون فرضیه‌ها

ضرایب متغیرهای $(factor1 \times SUE)$ و $(factor2 \times SUE)$ بیان‌کنندهٔ ضرایب عوامل ریسک اطلاعاتی هستند. چنانچه ضرایب این متغیرها در مدل مثبت و معنادار باشد، فرضیهٔ دوم پذیرفته می‌شود. در مدل CAR_1 ضرایب عوامل ریسک اطلاعاتی مثبت است و از لحاظ آماری معنادار به‌شمار می‌روند، پس می‌توان گفت بین ریسک اطلاعاتی شرکت و واکنش اولیهٔ بازار در بازهٔ زمانی هفت روز پس از اعلان سود، رابطهٔ مستقیم وجود دارد و فرضیهٔ اول پذیرفته می‌شود.

جدول۵. نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم

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

متغیرهای توضیحی	CAR_1				CAR_2			
	ضرایب متغیر	مقادیر آمارهٔ t	مقادیر احتمال	تورم واریانس عامل	ضرایب متغیر	مقادیر آمارهٔ t	مقادیر احتمال	تورم واریانس عامل
β_0	۰/۱۵۷	۸/۷۴۷	*۰/۰۰۰		۰/۰۰۷	۴/۵۰۷	*۰/۰۰۰	
SUE	۰/۰۴۴	۴/۴۱۷	*۰/۰۰۰	۱/۳۶	۰/۰۰۱	۳۴/۹۲۴	*۰/۰۰۰	۱/۳۶
$Factor1 \times SUE$	۰/۰۰۱	۲/۰۱۲	۰/۰۴۵	۱/۱۸	۰/۰۰۰	۱/۵۸۷	۰/۱۱۳	۱/۱۸
$Factor2 \times SUE$	۲/۴۴۳	۲/۰۰۲	۰/۰۴۶	۱/۱۷	۰/۱۷۱	۱/۰۲۴	۰/۳۰۶	۱/۱۷
$Cost \times SUE$	−۰/۰۰۳	−۰/۴۳۵	۰/۶۶۳	۱/۰۴	−۰/۰۰۴	−۱/۰۲۸	۰/۳۰۴	۱/۰۴
$MV/BV \times SUE$	۰/۰۰۷	۱/۸۱۰	۰/۰۶۹	۱/۱۰	۰/۰۰۰	−۴/۹۵۹	*۰/۰۰۰	۱/۱۰
$S.G \times SUE$	۰/۰۶۰	۴/۵۲۲	*۰/۰۰۰	۱/۲۷	۰/۰۰۴	−۱/۹۲۱	۰/۰۵۵	۱/۲۶
$Exc \times SUE$	−۰/۰۰۱	−۲/۴۱۷	*۰/۰۱۶	۱/۰۲	۰/۰۰۰	−۴/۹۵۹	*۰/۰۰۰	۱/۰۱
$ROA \times SUE$	۰/۰۱۱	۰/۳۹۷	۰/۶۹۰	۱/۱۴	۰/۰۰۴	۰/۸۸۷	۰/۳۷۵	۱/۱۴
مقادیر آزمون F	۹/۶۶۶				۵/۵۷۸			
P-Value	*۰/۰۰۰				*۰/۰۰۰			
ضریب تعیین	۰/۱۹۴				۰/۲۲۱			
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۷۴				۰/۲۰۸			
دوربین واتسون	۱/۹۰۹				۱/۸۹۴			

*معنادار در سطح ۹۵ درصد

همان‌گونه که جدول ۵ نشان می‌دهد، در مدل CAR_2 ضرایب هر دو عامل در سطح ۹۵ درصد، در بازهٔ زمانی یک‌سالهٔ قبل از اعلان سود تا یک هفته پس از اعلان سود، معنادار نیست. بنابراین، علی‌رغم مثبت‌بودن ضرایب که می‌تواند بیان‌کنندهٔ رابطهٔ 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 بازهٔ زمانی یک سال قبل از اعلان سود تا یک هفته پس از آن، رابطهٔ معناداری وجود ندارد.

ضریب متغیر $(Cost \times SUE)$ بیان‌کنندهٔ هزینهٔ معاملات است. چنانچه ضریب این متغیر در مدل منفی و معنادار باشد، فرضیهٔ 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 فرضیهٔ دوم رد می‌شود.

جدول ٦. نتایج آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم

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

متغیرهای توضیحی	Rq_1				Rq_2			
	ضرایب متغیر	مقادیر آمارهٔ t	مقادیر احتمال	عامل تورم واریانس	ضرایب متغیر	مقادیر آمارهٔ t	مقادیر احتمال	عامل تورم واریانس
β_0	۰/۰۸۷	۱۶/۷۱۴	*۰/۰۰۰		۰/۵۶۴	۲۲/۵۷۰	*۰/۰۰۰	
SUE	۰/۰۲۲	۱/۶۸۴	۰/۰۹۲	۱/۳۵	۰/۱۰۹	۱/۸۸۶	۰/۰۵۹	۱/۳۴
$Factor1 \times SUE$	۰/۰۰۰۱	۰/۵۹۵	۰/۵۵۲	۱/۰۱	۰/۰۰۱	۱/۷۶۲	۰/۰۷۸	۱/۰۲
$Factor2 \times SUE$	۰/۶۵۲	۰/۶۸۲	۰/۴۵۹	۱/۳۰	۰/۷۶۴	۰/۹۰۶	۰/۳۶۴	۱/۳۲
$Cost \times SUE$	۰/۰۰۷	۱/۱۸۱	۰/۲۳۸	۱/۰۷	۰/۰۰۴	۰/۱۹۱	۰/۸۴۸	۱/۰۶
$MV/BV \times SUE$	۰/۰۰۷	۲/۷۲۲	*۰/۰۰۶	۱/۲۸	۰/۰۱۳	۱/۲۹۱	۰/۱۹۶	۱/۳۱
$S.G \times SUE$	۰/۰۲۰	۲/۱۶۵	*۰/۰۳۰	۱/۲۷	۰/۰۲۲	۰/۴۴۸	۰/۶۵۴	۱/۲۶
$Exc \times SUE$	۰/۰۰۰۳	۰/۷۶۹	۰/۴۴۲	۱/۰۳	۰/۰۰۰۲	۰/۱۴۷	۰/۸۸۳	۱/۰۳
$ROA \times SUE$	۰/۰۱۶	۰/۸۳۰	۰/۴۰۶	۱/۲۷	۰/۲۲۸	۱/۸۸۶	۰/۰۵۹	۱/۲۹
مقادیر آزمون F	۳/۹۹۲				۴/۱۵۲			
P-Value	*۰/۰۰۰				*۰/۰۰۰			
ضریب تعیین	۰/۰۷۶				۰/۰۱۹			
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۰۶۲				۰/۰۱۴			
دوربین واتسون	۱/۸۵۸				۲/۰۱۳			

*معنادار در سطح ۹۵ درصد

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

ضریب متغیر ($Cost \times SUE$) بیان‌کنندهٔ هزینهٔ معاملات است. چنانچه ضریب این متغیر در مدل مثبت و معنادار باشد، فرضیهٔ چهارم پذیرفته می‌شود. همان‌طور که جدول ۶ نشان می‌دهد، در هر دو مدل ضریب این متغیر مثبت است؛ اما به‌دلیل اینکه اولاً مقدار احتمال به‌دست‌آمده در هر دو مدل کوچک‌تر از مقدار متناظر آن در جدول ($t_{\alpha=.\/۹۷۵}$=۱/۹۶) است و نیز، مقدار احتمال محاسبه‌شدهٔ این متغیر در هر دو مدل بیش از ۵ درصد است، این متغیر در مدل از لحاظ آماری معنادار نیست و فرضیهٔ 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 اولیهٔ بازار را در بازهٔ زمانی یک هفته پس از اعلان سودهای فصلی افزایش می‌دهد؛ اما تأثیری بر واکنش‌های بعدی بازار در بازه‌های زمانی سه‌ماهه و یک‌سالهٔ پس از اعلان سود ندارد. این نتایج همسو با یافته‌های ژانگ و همکارانش (۲۰۱۳) است.

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

نتیجهٔ دیگر این پژوهش، بی‌تأثیر بودن هزینهٔ معاملات بر واکنش اولیه و واکنش‌های بعدی سرمایه‌گذاران است؛ در هیچ‌یک از چهار دورهٔ رویداد این پژوهش، رابطهٔ معناداری بین واکنش بازار و هزینهٔ معاملاتی مشاهده نشد. این نتیجه مخالف یافته‌های کایل (۱۹۸۵) و ژانگ و همکارانش (۲۰۱۳) است. آنها نشان دادند هرچه هزینهٔ معاملات بیشتر باشد، واکنش اولیهٔ 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 هزینهٔ 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. & Rahimpoor, 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 behavorial 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.