

مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز
دوره‌ی دهم، شماره‌ی اول، بهار و تابستان ۱۳۹۷، پیاپی ۷۴/۳، صفحه‌های ۶۱-۹۴
(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

بررسی واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود سالانه شرکت‌ها، با در نظر گرفتن شرایط عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات شرکت

نرگس حمیدیان* دکتر مهدی عرب‌صالحی** دکتر هادی امیری***
دانشگاه اصفهان

چکیده

در شرایط عدم اطمینان، درباره‌ی وضعیت آتی شرکت‌ها و بازار سرمایه ابهام وجود دارد. در این شرایط ورود علائم اطلاعاتی، مانند اعلام سود، می‌تواند عدم اطمینان را کاهش داده و به تجدیدنظر در باورهای پیشین سرمایه‌گذاران منجر شود. با این حال علائم اطلاعاتی دقیق‌تر، تأثیر قوی‌تری بر واکنش سرمایه‌گذاران دارد. هدف پژوهش حاضر بررسی واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود شرکت‌ها با در نظر گرفتن شرایط عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات شرکت‌ها است. بدین منظور نمونه‌ای شامل ۱۶۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ انتخاب شد. فرضیه‌ها با استفاده از داده‌های ترکیبی و روش رگرسیون بررسی و آزمون شدند. نتایج نشان می‌دهد در شرایط وجود عدم اطمینان زیاد در بازار، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود شرکت‌ها بیشتر است؛ ولی زمانی که عدم اطمینان زیادی در اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد این واکنش کاهش می‌یابد. بررسی هم‌زمان عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات بر واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود نیز نشان می‌دهد اگرچه زمانی که عدم اطمینان زیادی در اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود کاهش می‌یابد، ولی برخلاف انتظار، ضریب سود غیرمنتظره در شرایط عدم اطمینان زیاد بازار کمتر از ضریب مربوطه در شرایط عدم اطمینان اندک بازار است.

کلیدواژه‌ها: سود غیرمنتظره، بازده غیرعادی انباشته، عدم اطمینان بازار، عدم اطمینان اطلاعات شرکت.

* دانشجوی دکتری حسابداری nargeshamidian@yahoo.com

** دانشیار حسابداری، گروه حسابداری، (نویسنده‌ی مسئول) Mehdi_arabsalehi@ase.ui.ac.ir

*** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، h.amiri@ase.ui.ac.ir

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۱/۲۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۸/۶

۱. مقدمه

اعضای بازار سرمایه هرروز مقادیر زیادی اخبار یا علائم اطلاعاتی، نظیر اعلام سود دریافت می‌کنند. پردازش این اطلاعات مستلزم قضاوت درباره کیفیت آن‌ها است. حال اگر سرمایه‌گذاران درباره وضعیت آتی شرکت‌ها و اقتصاد ابهام داشته باشند یا درباره جریان‌های نقد آتی شرکت‌ها اطلاعات کافی نداشته باشند، پردازش این علائم اطلاعاتی و واکنش به آن‌ها به دلیل وجود عدم اطمینان^۱، با دشواری همراه خواهد بود. پیشینه موجود نشان می‌دهد عدم اطمینان در سطح شرکت یا بازار می‌تواند بر واکنش سرمایه‌گذاران در برابر اخبار و اطلاعات، تأثیرگذار باشد (چوی^۲، ۲۰۱۵). هدف پژوهش حاضر بررسی واکنش سرمایه‌گذاران به سود حسابداری تحت شرایط عدم اطمینان در سطح شرکت و بازار است. در شرایط عدم اطمینان، اطلاعات کافی درباره وضعیت شرکت‌ها یا بازار وجود ندارد. در این شرایط دریافت علائم اطلاعاتی^۳ مانند اعلام سود حسابداری می‌تواند به تجدیدنظر در باورهای پیشین سرمایه‌گذاران درباره وضعیت آتی شرکت‌ها و بازار منجر شود. پاستور و ورونسی^۴ (۲۰۰۹) معتقدند عدم اطمینان همیشه در موضوعات مالی و حسابداری وجود دارد. زمانی که افراد درباره بسیاری از موضوعات بازار سرمایه، نظیر سود یا بازده آتی شرکت، ابهام دارند، می‌توانند از طریق مشاهده علائم اطلاعاتی جدید، درباره آن‌ها آگاهی کسب کنند. این کسب آگاهی درباره موضوعاتی که با عدم اطمینان مواجه‌اند اصطلاحاً یادگیری^۵ نامیده می‌شود؛ بنابراین دریافت علائم اطلاعاتی و یادگیری، عدم اطمینان را کاهش می‌دهد. عدم اطمینان از طریق تأثیر بر باورهای سرمایه‌گذار بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد و همچنان که سرمایه‌گذاران اطلاعات بیشتری کسب می‌کنند، بر تغییر قیمت‌ها در طول زمان نیز تأثیرگذار است (چوی، ۲۰۱۵ و پاستور و ورونسی، ۲۰۰۹).

شرایط عدم اطمینان را می‌توان در دو حالت کلی عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات شرکت در نظر گرفت که واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود، در این دو حالت می‌تواند متفاوت باشد. زمانی که عدم اطمینان زیادی در بازار سرمایه وجود دارد، اعلام سود شرکت‌ها به‌عنوان یک علامت اطلاعاتی می‌تواند تأثیر قوی‌تری بر باورهای سرمایه‌گذاران داشته باشد؛ در نتیجه منجر به واکنش شدیدتر سرمایه‌گذاران به اعلام سود شرکت‌ها شود. با این حال هرچه علائم اطلاعاتی مخابره شده به بازار (سود اعلام‌شده) از دقت و اطمینان بیشتری برخوردار باشد، بر باورهای سرمایه‌گذار نسبت به علائم دارای خطا^۶، تأثیر شدیدتری دارند. افزایش سطح خطا در علائم اطلاعاتی سبب می‌شود که سرمایه‌گذاران کمتر بر این قبیل علائم

دارای خطا اتکا کنند. به بیان دیگر اگر سود اعلام شده از سوی شرکت ابهام و عدم اطمینان زیادی داشته باشد، سرمایه‌گذاران به سود اعلام شده واکنش کمتری نشان می‌دهند (چوی، ۲۰۱۵). پژوهش‌های انجام شده در زمینه عدم اطمینان، اغلب بر عدم اطمینان اطلاعات در سطح شرکت تأکید داشته‌اند (برای نمونه رجوع شود به فرانسیس^۷ و همکاران (۲۰۰۷)، زو^۸ (۲۰۱۰)، مرفوع و عدل زاده (۱۳۹۳) و مرادزاده فرد و همکاران (۱۳۹۲)); در حالی که عدم اطمینان بازار (سطح کلان) نیز می‌تواند با اهمیت باشد. برای مثال، زولوتوی^۹ و همکاران (۲۰۱۷) معتقدند شرایط بازارهای مالی و اقتصاد کلان می‌تواند بر دیدگاه سرمایه‌گذاران به محتوای اطلاعاتی سود غیرمنتظره، تأثیرگذار باشد. با توجه به مطالب فوق، هدف پژوهش حاضر این است که ضمن بررسی واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود شرکت‌ها در شرایط عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات شرکت، تأثیر هم‌زمان این دو نوع عدم اطمینان را نیز بر واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود بررسی کند. اهمیت پژوهش حاضر در این است که به‌طور هم‌زمان تأثیر عدم اطمینان در سطح شرکت و بازار را بر واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار سود بررسی می‌کند؛ همچنین در پژوهش حاضر از معیاری جدید برای اندازه‌گیری عدم اطمینان اطلاعات شرکت‌ها استفاده شده که در بخش روش پژوهش توضیحات آن ارائه شده است. در ادامه، ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش بیان شده است، سپس فرضیه‌ها، روش پژوهش و یافته‌ها ارائه شده است؛ در انتها با توجه به این یافته‌ها بحث و نتیجه‌گیری، پیشنهادهای و محدودیت‌های پژوهش ارائه شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

پیش‌بینی سود و اعلام سود از مهم‌ترین معیارهای ارزیابی شرکت‌ها از سوی سرمایه‌گذاران به شمار می‌رود. اعلامیه‌های سود شرکت، اطلاعاتی را در اختیار تحلیل‌گران بازار قرار می‌دهد تا آن‌ها به ارزیابی عملکرد شرکت‌ها بپردازند. بر اساس پژوهش‌های انجام شده در حوزه محتوای اطلاعاتی سود، تغییر قیمت سهام در هنگام اعلام سود حسابداری، نشان‌دهنده محتوای اطلاعاتی سود است. چنانچه اعلام سود شرکت‌ها دارای محتوای اطلاعاتی باشد، می‌تواند بر رفتار استفاده‌کنندگان، به‌ویژه سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه، تأثیر گذاشته و باعث واکنش بازار و ایجاد بازده‌های غیرعادی شود (صالحی و همکاران، ۱۳۹۳). پیشینه موجود نشان می‌دهد عدم اطمینان در سطح شرکت یا بازار می‌تواند بر واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود

تأثیرگذار باشد (فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۷؛ چوی، ۲۰۱۵ و زولتوی و همکاران، ۲۰۱۷). عدم اطمینان به شیوه‌های مختلفی بر تصمیم‌گیری افراد تأثیر می‌گذارد. نابت^{۱۰} (۱۹۲۱) اولین فردی بود که به بیان تفاوت بین ریسک و عدم اطمینان پرداخت. در اقتصاد فرض بر این است که ریسک نقش اصلی در ارزیابی شرکت‌ها ایفا می‌کند. در وضعیتی که ریسک وجود دارد سرمایه‌گذاران به‌طور دقیق قادر به تعیین بازده آتی ناشی از سرمایه‌گذاری در یک شرکت نیستند؛ اما آن‌ها می‌توانند توزیع احتمالی را تعیین کنند که انتظار دارند بازده سرمایه‌گذاری از آن توزیع استخراج شود. به‌طور معمول ریسک از طریق اندازه‌گیری پراکندگی این توزیع محاسبه می‌شود (برد و یئونگ^{۱۱}، ۲۰۱۲)؛ به‌عبارت‌دیگر ریسک زمانی وجود دارد که افراد نتیجه را نمی‌دانند، ولی از احتمالات هر نتیجه آگاهی دارند. در مقابل، عدم اطمینان وضعیتی است که در آن اطلاعات کافی برای آگاهی از احتمالات نتایج ممکن درباره یک پدیده وجود ندارد (ویلیامز^{۱۲}، ۲۰۱۵). در شرایط عدم اطمینان، سرمایه‌گذاران با چندین توزیع احتمال برای بازده‌های آتی روبرو می‌شوند و مطمئن نیستند که کدام‌یک از این توزیع‌ها باید به کار گرفته شود (نایت، ۱۹۲۱ و السبرگ^{۱۳}، ۱۹۶۱)؛ بنابراین سرمایه‌گذاران در حالت عدم اطمینان نمی‌توانند به مجموعه‌ای واحد از احتمالات درباره بازده‌های آتی دست پیدا کنند.

با شروع مطالعه نایت (۱۹۲۱) و سپس السبرگ (۱۹۶۱)، مجموعه درخور توجهی از پژوهش‌ها به بررسی عدم اطمینان و تأثیر آن بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی پرداختند. برای مثال، گیلیوآ و اشمیدلر^{۱۴} (۱۹۸۹) نشان دادند هنگامی که سرمایه‌گذاران با عدم اطمینان روبرو می‌شوند به دنبال اقداماتی هستند که بتوانند تحت بدترین نتیجه ممکن، مطلوبیت مورد انتظار خود را حداکثر کنند. این حداکثر سازی مطلوبیت مورد انتظار به‌طور مؤثری تمایلی (سوگیری) بدبینانه^{۱۵} در فرآیند قیمت‌گذاری ایجاد می‌کند که هرچه عدم اطمینان بیشتر شود، این سوگیری نیز افزایش می‌یابد (برد و یئونگ، ۲۰۱۲). پاستور و ورونسی (۲۰۰۹) بیان می‌کنند که در شرایط عدم اطمینان دریافت هرگونه علامت اطلاعاتی (نظیر اعلام سود) می‌تواند به تجدیدنظر در باورهای پیشین سرمایه‌گذاران درباره وضعیت آتی منجر شود و زمینه یادگیری (کسب آگاهی) را فراهم کند. آن‌ها معتقدند اساس یادگیری، قانون بیز^{۱۶} است. بر اساس این قانون افراد منطقی باورهای خود را پس از دریافت اطلاعات جدید، به‌روز و در آن تجدیدنظر می‌کنند؛ به‌عبارت‌دیگر مخابره علائم اطلاعاتی به بازار باعث یادگیری شده و در نتیجه عدم اطمینان را کاهش می‌دهد.

به‌طور کلی اطلاعات حسابداری، از جمله سود شرکت‌ها نقش مهمی در بازارهای مالی ایفا می‌کند؛ زیرا سرمایه‌گذاران به‌واسطه این اطلاعات می‌توانند بازده فرصت‌های سرمایه‌گذاری را ارزیابی کنند (گیامفی‌بیو^{۱۷} و همکاران، ۲۰۱۲). برنارد^{۱۸} (۱۹۹۲) استدلال می‌کند هیچ معیار عملکردی وجود ندارد که همانند سود حسابداری در سطحی گسترده گزارش شود و تجزیه و تحلیل شود؛ همچنین پژوهش‌های گسترده‌ای وجود دارد که نشان‌دهنده وجود قیمت‌گذاری‌های غیرعادی و خلاف قاعده (ناپهنجاری) پیرامون اعلام سود شرکت‌ها است. یکی از این ناپهنجاری‌ها، حرکت پسا اعلام سود است که چالش‌هایی را در برابر فرضیه بازار کارا ایجاد کرده است (فاما^{۱۹}، ۱۹۹۸). حرکت پسا اعلام سود بدین معنی است که اعلام سودی که در بردارنده سود غیرمنتظره مثبت است، منجر به حرکت قیمت سهام رو به افزایش می‌شود و اعلام سودی که سود غیرمنتظره منفی را به بازار مخابره می‌کند، باعث حرکت قیمت سهام به سمت کاهش می‌شود و بیشتر این حرکت‌ها تا شش ماه پس از اعلام سود ادامه دارد (فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۷؛ چان^{۲۰} و همکاران، ۱۹۹۶؛ برنارد و توماس^{۲۱}، ۱۹۹۰؛ بال و بروان^{۲۲}، ۱۹۶۸). مطالعات تجربی و پیشینه نظری موجود، نتایج و دلایل مختلفی را پیرامون رابطه بین عدم اطمینان اطلاعات شرکت با حرکت پسا اعلام سود بیان کردند (لی^{۲۳}، ۲۰۰۷). دسته‌ای از مطالعات تجربی (نظیر دیسکه^{۲۴} (۲۰۰۲)، لیانگ^{۲۵} (۲۰۰۳) و جیانگ^{۲۶} و همکاران (۲۰۰۵)) با استفاده از تئوری‌های مالی رفتاری و دسته‌ای دیگر از مطالعات (نظیر فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۷) با استفاده از توضیحات عقلایی به بررسی رابطه بین عدم اطمینان اطلاعات با حرکت پسا اعلام سود پرداختند.

بر اساس نتایج مطالعاتی نظیر دیسکه (۲۰۰۲) و لیانگ (۲۰۰۳) بین عدم اطمینان اطلاعات با حرکت پسا اعلام سود ارتباطی منفی وجود دارد که ناشی از سوگیری محافظه‌کاری و واکنش کمتر از حد سرمایه‌گذاران به اطلاعات اتکاپذیر است. در مقابل، ژانگ^{۲۷} (۲۰۰۶) به ارتباطی مثبت بین عدم اطمینان اطلاعات با حرکت پسا اعلام سود دست‌یافت. او این ارتباط مثبت را به سوگیری‌های شناختی^{۲۸}، نظیر اطمینان بیش‌از حد نسبت داد. اطمینان بیش‌از حد بدین مفهوم است که سرمایه‌گذاران دقت و درستی علائم اطلاعاتی خودشان را بیش‌از حد برآورد می‌کنند (دنیل^{۲۹} و همکاران، ۲۰۰۱). ژانگ (۲۰۰۶) استدلال می‌کند که اگر واکنش آرام بازار به اطلاعات در نتیجه سوگیری‌های شناختی، مانند اطمینان بیش‌از حد باشد، در شرایط وجود عدم اطمینان اطلاعات، قیمت‌ها به اطلاعات دیرتر واکنش نشان می‌دهند؛ زیرا در آن

شرایط این سوگیری‌ها بیشتر است؛ به عبارت دیگر عدم اطمینان، جریان اطلاعات به بازار و قیمت‌های سهام را به تأخیر می‌اندازد.

در طرف دیگر، دسته‌ای از پژوهش‌ها از توضیحات عقلایی برای تفسیر نابهنجاری‌ها استفاده می‌کنند. توضیحات عقلایی برای تفسیر نابهنجاری‌ها، بر پردازش ساختارهای اطلاعاتی ناقص^{۳۰} از سوی سرمایه‌گذار منطقی تأکید دارد (نظیر تیمرمن^{۳۱}، ۱۹۹۳؛ لولین و شانکن^{۳۲}، ۲۰۰۲؛ براو و هیتون^{۳۳}، ۲۰۰۲). این مجموعه از مطالعات نشان می‌دهند که عدم اطمینان درباره ساختار اطلاعات (با ناکارایی‌های دیگر نظیر اطلاعات ناقص) می‌تواند به صرف ریسک یا نابهنجاری‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها منجر شود. بدین مفهوم که وقتی سرمایه‌گذاران با عدم اطمینان درباره موضوعات مختلف روبرو می‌شوند، به‌طور منطقی سهام را در جهتی قیمت‌گذاری می‌کنند که به انحراف از کارایی بازار منتج می‌شود. فرانسیس و همکاران (۲۰۰۷) با استفاده از چارچوب عقلایی بیزین استدلال می‌کنند که سرمایه‌گذاران به علائم اطلاعاتی که با عدم اطمینان بیشتری همراه است وزن کمتری اختصاص می‌دهند. زمانی که این عدم اطمینان برطرف می‌شود، سرمایه‌گذاران وزن اختصاص داده شده به اطلاعات موجود در علائم اولیه را افزایش می‌دهند که منجر به تغییر در قیمت دارایی‌ها می‌شود. همچنان که عدم اطمینان برطرف می‌شود، بازده‌های غیرعادی که ناشی از همین تغییر قیمت‌ها است، کاهش می‌یابد. این اثر «یادگیری عقلایی (منطقی)»^{۳۴} نامیده می‌شود به این مفهوم که سرمایه‌گذاران در پرتو اطلاعات جدید، برآوردهای خود را از پارامترهایی که بر اساس آن ساختار بازده را ارزیابی می‌کنند، به‌طور مناسبی تغییر می‌دهند. درحالی‌که پژوهش‌های موجود بر عدم اطمینان در سطح شرکت تأکید کرده‌اند و نتایج ضدونقیضی را درباره تأثیر عدم اطمینان اطلاعات بر حرکت پسا اعلام سود ارائه کرده‌اند، اثر بالقوه عدم اطمینان بازار (سطح کلان) نیز می‌تواند با اهمیت باشد (گیامفی‌یبوآ و همکاران، ۲۰۱۲). در بسیاری از تعاریف، اصطلاح عدم اطمینان بدون در نظر گرفتن نوع (ماهیت) عدم اطمینان تعریف شده است. عدم اطمینان را می‌توان به دودسته کلی طبقه‌بندی کرد: عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات شرکت. این دو عدم اطمینان عوامل مهمی هستند که می‌توانند بر واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود شرکت‌ها تأثیر داشته و پیش‌بینی می‌شود که اثرات متفاوتی بر قیمت سهام داشته باشند (چوی، ۲۰۱۵). ژانگ (۲۰۰۶) عدم اطمینان اطلاعات را این‌گونه تعریف می‌کند: «ابهام در پیامدهای اطلاعات جدید برای ارزش شرکت که این ابهام به‌طور بالقوه از دو منبع ناشی

می‌شود. اول، نوسان در اطلاعات بنیادین و زیربنایی^{۳۵} شرکت و دوم اطلاعات ضعیف». عدم اطمینان بازار نیز عبارت است از فقدان اطلاعات کافی یا هرگونه اطلاعات، درباره مسیر آتی بازاری مشخص، نظیر بازار سرمایه (هاسکیسن و بازینیتز^{۳۶}، ۲۰۰۱).

این امکان وجود دارد که نه تنها عدم اطمینان، بلکه ماهیت آن نیز، بر واکنش سرمایه‌گذار به اعلام سود (یادگیری سرمایه‌گذار) تأثیر می‌گذارد؛ بنابراین تمایز قائل شدن بین انواع عدم اطمینان اهمیت دارد. برای مثال در شرایط نامساعد، زمانی که بازار سهام نوسان دارد (وجود عدم اطمینان در بازار) سرمایه‌گذاران ممکن است برای ارزیابی وضعیت شرکت یا پرتفوی سهامشان، در وضعیت دشواری قرار بگیرند؛ زیرا عدم اطمینان زیادی درباره جریان‌های نقدی آتی شرکت‌ها وجود دارد؛ بنابراین در شرایط وجود عدم اطمینان زیاد در بازار، اعلام سود شرکت‌ها این پتانسیل را دارد که علامت اطلاعاتی ارزشمندی درباره جریان‌های نقدی آتی برای سرمایه‌گذاران باشد. بر اساس مفهوم یادگیری که پاستور و ورونسی (۲۰۰۹) مطرح کرده‌اند، اگر قبل از اعلام سود شرکت‌ها عدم اطمینان زیادی در بازار وجود داشته باشد و باورهای پیشین سرمایه‌گذاران درباره جریان‌های نقد آتی شرکت‌ها دارای ابهام باشد، علائم اطلاعاتی حسابداری، نظیر اعلام سود، تأثیر قوی‌تری بر باورهای سرمایه‌گذاران دارد و یادگیری سرمایه‌گذاران از اخبار سود شرکت‌ها افزایش می‌یابد. به بیان دیگر در شرایط وجود عدم اطمینان زیاد در بازار، سرمایه‌گذاران به اعلام سود شرکت‌ها واکنش بیشتری نشان می‌دهند در مقایسه با حالتی که عدم اطمینان اندکی در بازار وجود دارد؛ همچنین علائم اطلاعاتی دقیق‌تر (اعلام سودی که از دقت و اعتبار زیادی برخوردار است)، بر باورهای سرمایه‌گذاران تأثیر شدیدتری نسبت به علائم دارای خطا دارند؛ بنابراین افزایش سطح خطا در علائم اطلاعاتی سبب می‌شود که سرمایه‌گذاران کمتر بر این قبیل علائم دارای خطا اعتماد کنند. تحت این اثر ثانویه، انتظار می‌رود در صورتی که عدم اطمینان علامت اطلاعاتی اعلام شده از سوی شرکت زیاد باشد، یادگیری سرمایه‌گذار از اعلام سود (واکنش به اعلام سود) کمتر باشد (چوی، ۲۰۱۵)؛ همچنین انتظار بر این است که اگر عدم اطمینان بازار و شرکت هم‌زمان باهم در نظر گرفته شوند، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود تحت شرایط عدم اطمینان بازار، با افزایش سطح عدم اطمینان اطلاعات شرکت کاهش یابد. با توجه به مبانی نظری فوق، هدف پژوهش حاضر بررسی واکنش سرمایه‌گذار به اعلام سود شرکت‌ها، با در نظر گرفتن هم‌زمان عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات شرکت‌ها است. در ادامه به برخی از پژوهش‌های مرتبط با پژوهش حاضر

اشاره شده است.

آناگنوستوپلو و تسکرکاس^{۳۷} (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی رابطه بین کیفیت اطلاعات (به‌عنوان معیاری از عدم اطمینان) و نوسان ضمنی آپشن‌ها پیرامون اعلام سود پرداختند. آن‌ها دریافتند که کیفیت کمتر اطلاعات، با تغییرات بیشتر در نوسان ضمنی آپشن‌ها همراه است و شرکت‌هایی که عملکرد آتی اقتصادی ضعیف‌تری دارند، عدم اطمینان بیشتری خواهند داشت. نیورارر^{۳۸} و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی تغییرات عدم اطمینان پیرامون اعلام سود شرکت‌ها پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد مطابق با مدل یادگیری بیزین، پس از اعلام سودهای فصلی، عدم اطمینان به‌طور متوسط کاهش می‌یابد؛ همچنین اندازه سود غیرمنتظره بر مقدار عدم اطمینانی که برطرف می‌شود، تأثیر می‌گذارد و سودهای غیرمنتظره بزرگ (سودهایی که از مقدار مورد انتظار انحراف زیادی دارند)، سبب افزایش در عدم اطمینان می‌شوند. چوی (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی یادگیری سرمایه‌گذاران از اطلاعات جدید در شرایط عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات شرکت پرداخت. وی اعلام سود فصلی را به‌عنوان معیاری از علامت اطلاعاتی که به بازار مخابره می‌شود در نظر گرفت. نتایج پژوهش وی نشان داد زمانی که عدم اطمینان زیادی در بازار وجود دارد، یادگیری سرمایه‌گذاران از اعلام سود شرکت‌ها بیشتر است، ولی چنانچه علامت اطلاعاتی اعلام‌شده از دقت و درستی زیادی برخوردار نباشد، یادگیری سرمایه‌گذاران از اعلام سود فصلی کاهش می‌یابد. برد و یئونگ (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی واکنش سرمایه‌گذار به اخبار خوب و بد سود، در شرایط عدم اطمینان بازار پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران به اخبار خوب و بد در شرایط عدم اطمینان واکنشی نامتقارن دارند. در شرایطی که عدم اطمینان بازار زیاد است، به اخبار بد واکنش نشان می‌دهند، ولی اخبار خوب را نادیده می‌گیرند که این نتیجه با سوگیری روان‌شناختی بدبینی سازگار است؛ ولی در مقابل زمانی که عدم اطمینان بازار اندک است، سرمایه‌گذاران تصورات خوش‌بینانه‌تری داشته و به اخبار خوب واکنش شدیدتری دارند.

در پژوهش‌های داخلی پژوهشی یافت نشد که به‌طور مستقیم با موضوع پژوهش حاضر مرتبط باشد. در ادامه مرتبط‌ترین پژوهش‌ها و نتایج آن‌ها ارائه شده است. نصیرزاده و موسوی‌گوکی (۱۳۹۶) در پژوهشی واکنش بازار به افشای اطلاعات بااهمیت را بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران به اطلاعیه‌های منفی، در روزهای پیش از انتشار اطلاعیه واکنش مثبت و معنادار نشان می‌دهند، اما پس از تاریخ انتشار واکنش معناداری

نشان نمی‌دهند؛ همچنین سرمایه‌گذاران به اطلاعیه‌های مثبت و شفاف‌ساز، واکنش مثبت و معنادار نشان می‌دهند. مشایخ و اکبری (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر ریسک اطلاعات و هزینه معاملات بر واکنش بازار به اعلام سود پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد در شش ماهه اول سال ریسک اطلاعات رابطه معنادار و معکوسی با واکنش بازار به سود غیرمنتظره دارد، ولیکن در دوره سالانه رابطه‌ای وجود ندارد؛ همچنین در دوره سالانه هزینه معاملات رابطه مستقیم و معناداری با واکنش بازار به سود غیرمنتظره دارد. زنجیردار و مصلحی عراقی (۱۳۹۵) در پژوهشی تأثیر تغییرات عدم اطمینان، سود غیرمنتظره هر سهم، اخبار خوب و بد و پیش‌بینی سود هر سهم در شرایط مختلف اقتصادی بر ریسک سرمایه‌گذاری را بررسی کردند. آن‌ها دریافتند بین تغییرات عدم اطمینان موجود در بازار سهام در شرایط رونق اقتصادی با ریسک سرمایه‌گذاری، رابطه معناداری وجود دارد، ولی این رابطه در شرایط رکود اقتصادی معنادار نیست؛ همچنین در شرایط رونق و رکود اقتصادی، با افزایش سود غیرمنتظره هر سهم، ریسک سرمایه‌گذار کاهش یافته و افزایش اخبار خوب باعث کاهش ریسک سرمایه‌گذاری می‌شود. آقایی و خلیلی (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی حساسیت بازده به تغییرات عدم اطمینان ناشی از سود پرداختند. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان داد بین نسبت عدم اطمینان ناشی از سود حسابداری با بازده سالانه شرکت، رابطه منفی و معناداری وجود دارد. انواری رستمی و کیانی (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی نقش عدم اطمینان محیطی در رفتار هزینه‌ها پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد در صورت افزایش عدم اطمینان در تقاضا و با توجه به افزایش سهم هزینه‌های متغیر، هزینه‌ها ساختار انعطاف‌پذیرتری دارند؛ ولی وجود عدم اطمینان در تقاضا باعث تغییر معنادار در رفتار هزینه‌های عمومی، اداری و فروش نمی‌شود. مرفوع و عدل‌زاده (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی این موضوع پرداختند که آیا عدم اطمینان اطلاعاتی منجر به تشدید واکنش کمتر از حد سرمایه‌گذاران به‌عنوان یکی از ناهنجاری‌های بازار سرمایه کارا می‌شود یا خیر. در این پژوهش برای عدم اطمینان اطلاعاتی از سه معیار نوسان بازده غیرعادی، پراکندگی پیش‌بینی سود شرکت و خطای پیش‌بینی سود شرکت استفاده شد. یافته‌های پژوهش در دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ نشان داد که افزایش عدم اطمینان اطلاعاتی منجر به تقویت واکنش کمتر از حد سرمایه‌گذاران می‌شود.

۳. فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری ذکرشده در بالا، فرضیه‌های پژوهش حاضر به شرح زیر است:

فرضیه اول: در شرایط عدم اطمینان زیاد بازار نسبت به عدم اطمینان اندک، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود بیشتر است.

فرضیه دوم: در شرایط عدم اطمینان زیاد اطلاعات شرکت نسبت به عدم اطمینان اندک، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود کمتر است.

فرضیه سوم: واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود تحت شرایط عدم اطمینان بازار، با افزایش سطح عدم اطمینان اطلاعات شرکت کاهش می‌یابد (بررسی اثر هم‌زمان عدم اطمینان بازار و شرکت).

۴. روش پژوهش

مطالعه حاضر از نوع پژوهش‌های پس‌رویدادی است که در آن به بررسی واکنش سرمایه‌گذاران در دوره‌ای کوتاه، پیرامون تاریخ اعلام سود سالانه پرداخته شده است؛ همچنین با توجه به اینکه نتایج این پژوهش می‌تواند در تصمیم‌گیری افراد استفاده شود، پژوهش حاضر در دسته پژوهش‌های کاربردی دسته‌بندی می‌شود. در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل فرضیه‌ها از مدل‌های رگرسیونی چند متغیره، آماره F ، t و F و آزمون F والد و همچنین نرم‌افزارهای Eviews9 و Stata12 استفاده شده است. جامعه آماری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ است. برای تعیین نمونه از روش حذف نظام‌مند استفاده شده است. نمونه انتخابی شامل شرکت‌هایی خواهد بود که دارای شرایط زیر باشند:

به‌منظور جلوگیری از ناهمگن شدن نمونه، سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند هر سال باشد؛

شرکت‌های واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها به دلیل ماهیت متفاوت عملیات آن‌ها، نباید جزء نمونه انتخابی باشند؛

اطلاعات صورت‌های مالی آن‌ها به‌طور کامل و پیوسته در دسترس باشد؛

معاملات سهام آن‌ها طی دوره پژوهش، بیش از شش ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.

با در نظر گرفتن این شرایط، تعداد ۱۶۲ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ انتخاب شد.

۱-۴- مدل‌های پژوهش

در این بخش ابتدا مدل‌های استفاده‌شده برای آزمون فرضیه‌ها معرفی شده و سپس نحوه محاسبه متغیرهای پژوهش توضیح داده شده است. مدل‌های پژوهش حاضر برگرفته از پژوهش جوی (۲۰۱۵) است؛ همچنین به پیروی از پژوهش مذکور برای اندازه‌گیری میزان واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود (به عبارتی میزان یادگیری)، از ضریب واکنش بازده غیرعادی سهام به اعلام سود ($\beta 1$ و $\beta 2$) استفاده شده است.

برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه اول از رابطه (۱) استفاده شده است.

$$\text{CAR}_{it} = \beta 0 + \beta 1 \text{ SURP}_{it} * \text{High}_{it} + \beta 2 \text{ SURP}_{it} * \text{Low}_{it} + \beta 3 \text{ Liquidity}_{it} + \beta 4 \text{ Size}_{it} + \beta 5 \text{ M/B}_{it} + \beta 6 \text{ CFO Vol}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در الگوی فوق:

CAR بازده غیرعادی انباشته شرکت i در پنجره سه‌روزه اعلام سود، SURP سود غیرمنتظره هر سهم شرکت i در دوره t ، High متغیر مجازی برای عدم اطمینان زیاد بازار که برابر با یک است اگر اعلام سود زمانی انجام شود که بیشترین عدم اطمینان بازار وجود دارد و در غیر این صورت مقدار آن صفر است، Low متغیر مجازی برای عدم اطمینان اندک بازار که برابر با یک است اگر اعلام سود زمانی انجام شود که کمترین عدم اطمینان بازار وجود دارد و در غیر این صورت مقدار آن صفر است. Liquidity برابر با نقدشوندگی سهام شرکت، Size اندازه شرکت، M/B ارزش بازار به ارزش دفتری سهام، CFOVol نوسان جریان‌های نقدی و ε باقیمانده مدل است.

برای محاسبه متغیر High، کل شرکت‌های نمونه بر اساس معیار عدم اطمینان بازار چارک‌بندی شده‌اند. چارک اول دربردارنده کمترین عدم اطمینان بازار و چارک چهارم دربردارنده بیشترین عدم اطمینان بازار است. اگر اعلام سود شرکت‌ها زمانی انجام شود که بیشترین عدم اطمینان بازار وجود دارد (چارک چهارم)، متغیر High مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد؛ همچنین اگر اعلام سود زمانی انجام شود که کمترین عدم اطمینان بازار وجود دارد (چارک اول) متغیر Low عدد یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد. طبق فرضیه اول، انتظار می‌رود در دوره‌ای که عدم اطمینان بازار زیاد است، نسبت به

دوره‌ای که عدم اطمینان اندک است، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود بیشتر باشد، یعنی $\beta_1 > \beta_2$ ؛ همچنین طبق مبانی نظری پیش‌بینی می‌شود این ضرایب مثبت باشند. برای آزمون این فرضیه، پس از تخمین ضرایب β_1 و β_2 از آزمون F والد برای بررسی تفاوت معنی‌داری این ضرایب استفاده شده است.

برای آزمون فرضیه دوم از رابطه (۲) استفاده شده است.

$$\text{CAR}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{SURP}_{it} * \text{High}_{it} + \beta_2 \text{SURP}_{it} * \text{Low}_{it} + \beta_3 \text{Liquidity}_{it} + \beta_4 \text{Size}_{it} + \beta_5 \text{M/B}_{it} + \beta_6 \text{Market Vol}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

در رابطه (۲) Market Vol معیاری برای عدم اطمینان بازار است (نحوه محاسبه در بخش‌های بعدی بیان شده است) و مابقی متغیرها مشابه رابطه (۱) است با این تفاوت که در رابطه (۲) متغیرهای High و Low بر اساس معیارهای عدم اطمینان اطلاعات شرکت محاسبه شده‌اند. بدین صورت که ابتدا شرکت‌های نمونه بر اساس معیارهای عدم اطمینان اطلاعات شرکت چارک‌بندی می‌شوند. چارک اول دربردارنده شرکت‌هایی است که کمترین عدم اطمینان اطلاعات را دارند و چارک چهارم دربردارنده شرکت‌هایی است که بیشترین عدم اطمینان اطلاعات را دارند. اگر اعلام سود را شرکتی انجام داده باشد که بیشترین عدم اطمینان اطلاعات را دارد (چارک چهارم)، متغیر High مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد؛ همچنین اگر اعلام سود را شرکتی انجام داده باشد که کمترین عدم اطمینان اطلاعات را دارد (چارک اول)، متغیر Low مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد.

طبق فرضیه دوم، انتظار می‌رود در شرایط عدم اطمینان زیاد اطلاعات شرکت، نسبت به عدم اطمینان اندک، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود کمتر باشد، یعنی $\beta_1 < \beta_2$. برای آزمون این فرضیه نیز از آزمون F والد به منظور بررسی تفاوت معنی‌داری این ضرایب استفاده شده است.

برای آزمون فرضیه سوم از رابطه (۳) استفاده شده است:

$$\text{CAR}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{SURP}_{it} * \text{High}_{it} + \beta_2 \text{SURP}_{it} * \text{Low}_{it} + \beta_3 \text{Liquidity}_{it} + \beta_4 \text{Size}_{it} + \beta_5 \text{M/B}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

در رابطه (۳)، متغیرهای مجازی High و Low بر اساس معیار عدم اطمینان بازار، مشابه آنچه در رابطه (۱) توضیح داده شد، محاسبه می‌شوند. علاوه بر این، کل شرکت‌های نمونه نیز بر اساس معیار عدم اطمینان اطلاعات شرکت، به طور جداگانه چارک‌بندی می‌شوند؛ سپس رابطه (۳) در چارک اول (شرکت‌هایی با کمترین عدم اطمینان اطلاعات) و در چارک چهارم

(شرکت‌هایی با بیشترین عدم اطمینان اطلاعات) در کل دوره زمانی تخمین زده می‌شود. بر اساس فرضیه سوم انتظار می‌رود واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود تحت شرایط عدم اطمینان بازار، با افزایش سطح عدم اطمینان اطلاعات شرکت کاهش یابد؛ به عبارت دیگر میزان واکنش سرمایه‌گذاران در چارک اول بیشتر از چارک چهارم باشد.

برای آزمون این فرضیه، ابتدا ضرایب β_1 و β_2 با استفاده از رابطه (۳) در چارک اول و چهارم محاسبه شده و تفاوت بین این دو ضریب HML^{۳۶} نامیده می‌شود. حال برای بررسی اینکه آیا بین HML در چارک اول (عدم اطمینان اندک اطلاعات شرکت) و چهارم (عدم اطمینان زیاد اطلاعات شرکت) از نظر آماری تفاوت معنی‌داری وجود دارد، تفاوت بین HML در چارک اول و چهارم محاسبه می‌شود (چارک چهارم منهای چارک اول می‌شود، Q1-Q4)؛ سپس برای بررسی معناداری آن از آزمون F والد استفاده شده است؛ همچنین با توجه به اینکه طبق فرضیه اول این انتظار وجود دارد که در شرایط عدم اطمینان زیاد بازار، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود بیشتر باشد، در فرضیه سوم نیز انتظار بر این است که ضریب β_1 بزرگ‌تر از β_2 باشد و در نتیجه مقدار HML مثبت باشد.

۲-۴- نحوه محاسبه متغیرهای پژوهش

متغیرهای استفاده شده در پژوهش حاضر شامل متغیر وابسته، مستقل، تعدیل‌گر و کنترل است که در ادامه نحوه محاسبه هر یک از آن‌ها توضیح داده شده است.

۱-۲-۴- متغیر وابسته

در پژوهش حاضر از بازده غیرعادی انباشته $CAR^{۴۰}$ در دوره سه‌روزه (روز قبل، اعلام و روز بعد) پیرامون تاریخ اعلام سود، به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. بازده غیرعادی انباشته به پیروی از پژوهش چوی (۲۰۱۵) از مجموع بازده غیرعادی در یک پنجره سه‌روزه اعلام سود به شرح رابطه (۴) محاسبه شده است.

$$CAR = \sum_{i=1}^3 AR_{it} \quad \text{رابطه (۴)}$$

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt} = \frac{I_{mt} - I_{m0}}{I_{m0}}$$

CAR: بازده غیرعادی انباشته در پنجره سه‌روزه اعلام سود؛ AR: بازده غیرعادی؛ R_{it} :

بازده روزانه شرکت i ؛ R_{mt} : بازده روزانه بازار؛ I_{mt} : شاخص بازار در روز t ؛ I_{m0} : شاخص بازار

در روز t-1 (روز قبل).

۴-۲-۲- متغیر مستقل

متغیر مستقل سود غیرمنتظره هر سهم است. به پیروی از پژوهش چوی (۲۰۱۵) و گیامفی‌یبوآ و همکاران (۲۰۱۲) سود غیرمنتظره از تفاوت بین سود اعلام‌شده با سود پیش‌بینی‌شده هر سهم محاسبه می‌شود که از طریق تقسیم بر قیمت سهام در انتهای دوره مقیاس‌زدایی شده است. برای محاسبه سود غیرمنتظره سالانه، از سود پیش‌بینی‌شده از سوی شرکت استفاده شده است.

۴-۲-۳- متغیرهای تعدیل‌گر

در پژوهش حاضر متغیرهای تعدیل‌گر شامل عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات شرکت است. همان‌طور که در مبانی نظری توضیح داده شد، عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات شرکت بر واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود (رابطه سود غیرمنتظره و بازده غیرعادی) تأثیرگذار هستند؛ به بیان دیگر این دو متغیر رابطه بین سود غیرمنتظره با بازده غیرعادی را تعدیل می‌کنند و نقش تعدیل‌گر دارند (چوی، ۲۰۱۵؛ گیامفی‌یبوآ و همکاران، ۲۰۱۲). برای محاسبه عدم اطمینان بازار به پیروی از پژوهش چوی (۲۰۱۵)، از نوسان بازده بازار در ماه قبل از اعلام سود شرکت‌ها استفاده شده است. برای محاسبه نوسان بازده بازار، از انحراف معیار بازده روزانه بازار در طی یک ماه قبل از تاریخ اعلام سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. بازده روزانه بازار نیز از طریق شاخص بورس اوراق بهادار تهران اندازه‌گیری شده است^{۴۱}؛ بنابراین برای محاسبه این معیار، ابتدا تاریخ اعلام سود سالانه شرکت‌های نمونه از سایت مدال استخراج شده، سپس بازده روزانه بازار برای دوره یک‌ماهه قبل از آن تاریخ، محاسبه و در انتها انحراف معیار گرفته شده است؛ در نتیجه برای هر تاریخ اعلام سود شرکت‌ها، یک متغیر عدم اطمینان بازار محاسبه شده است. این متغیر بیانگر عدم اطمینان موجود در بازار در دوره یک‌ماهه قبل از اعلام سود هر شرکت است.

برای محاسبه عدم اطمینان اطلاعات شرکت، از دو معیار عدم اطمینان کیفیت اطلاعات (به پیروی از فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۷؛ لارسون و ریساتک^{۴۲}، ۲۰۱۷) و عدم اطمینان جریان‌های نقدی به روش شرکت همسان‌شده (MF)^{۴۳} (لارسون و ریساتک، ۲۰۱۷) استفاده

شده است که در ادامه نحوه محاسبه هریک از این روش‌ها توضیح داده شده است. معیار اول: عدم اطمینان کیفیت اطلاعات شرکت است که با استفاده از باقیمانده مدل تعدیل‌شده دچو و دیچو^{۴۴} (۲۰۰۲) به شرح رابطه (۵) محاسبه شده است.

$$TCA_{i,t} = \alpha + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} + \beta_4 \Delta AR_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۵)}$$

که در آن:

$TCA_{i,t}$: کل اقلام تعهدی جاری شرکت i در سال t که با استفاده از رویکرد ترازنامه‌ای به شرح رابطه (۶) محاسبه شده است:

$$TCA = \Delta CA - \Delta CL - \Delta Cash + \Delta STDEBT \quad \text{رابطه (۶)}$$

ΔCA : تغییر در دارایی‌های جاری شرکت i بین سال t و $t-1$,

ΔCL : تغییر در بدهی‌های جاری شرکت i بین سال t و $t-1$,

$\Delta Cash$: تغییر در وجوه نقد شرکت i بین سال t و $t-1$,

$\Delta STDEBT$: تغییر در حصة جاری بدهی‌های بلندمدت شرکت i بین سال t و $t-1$,

CFO : جریان‌های نقدی شرکت i ,

$\Delta AR_{i,t}$: تغییر در درآمد فروش شرکت i بین سال t و $t-1$,

$PPE_{i,t}$: ناخالص اموال ماشین‌آلات تجهیزات شرکت i در پایان سال t است.

تمامی متغیرهای فوق از طریق تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها مقیاس‌زدایی می‌شوند. برای محاسبه عدم اطمینان کیفیت اطلاعات شرکت، رابطه (۵) به صورت مقطعی برای سال‌های ۸۶ تا ۹۳ تخمین زده شده است؛ سپس انحراف معیار باقیمانده‌های رابطه (۵) در بازه زمانی ۳ ساله ($t-2$ تا t) محاسبه شده است. هرچه مقدار انحراف معیار باقیمانده‌ها بزرگ‌تر باشد، نشان‌دهنده عدم اطمینان بیشتری است.

معیار دوم: عدم اطمینان جریان‌های نقدی به روش شرکت همسان شده یا Matched-firm

به‌طور سنتی برای محاسبه عدم اطمینان جریان‌های نقدی از نوسان جریان‌های نقدی استفاده می‌شود که برابر با انحراف معیار جریان‌های نقدی در بازه زمانی ۵ ساله ($t-4$ تا t) است (لارسون و ریساتک، ۲۰۱۷)؛ ولی مطالعه مک نیکلز^{۴۵} (۲۰۰۲) نشان می‌دهد که ارتباطی قوی بین معیار کیفیت اطلاعات شرکت و معیار سنتی عدم اطمینان جریان‌های نقدی وجود دارد. معیارهای عدم اطمینان کیفیت اطلاعات شرکت، نظیر معیار مدل دیچو و دچو (۲۰۰۲) یا

هموارسازی سود، به دلیل ساختار نحوه محاسبه، با معیار عدم اطمینان جریان‌های نقدی مرتبط هستند. به بیان دیگر این ارتباط از مشترک بودن برخی از متغیرها در محاسبه معیار کیفیت اطلاعات و عدم اطمینان جریان‌های نقدی ناشی می‌شود. وجود این ارتباط تجزیه و تحلیل این دو نوع معیار عدم اطمینان را با مشکل مواجه می‌کند.

برای مقابله با مشکلات تجربی ایجادشده به واسطه وجود این ارتباط، لارسون و ریساتک (۲۰۱۷) روش تجربی جدیدی معرفی کردند. این روش «شرکت همسان‌شده: Matched-firm» نامیده می‌شود. بر اساس این روش، برای محاسبه عدم اطمینان جریان‌های نقدی آتی یک شرکت، از الگوی جریان‌های نقدی شرکت‌های مشابه آن استفاده می‌شود. استفاده از این روش سبب می‌شود ارتباط بین عدم اطمینان جریان‌های نقدی و کیفیت اطلاعات شرکت به حداقل برسد. مفهوم روش «شرکت همسان‌شده» در پژوهش‌هایی نظیر دونلسون و ریساتک^{۴۶} (۲۰۱۵)، بلوین^{۴۷} و همکاران (۲۰۱۰) و باربر و لیون^{۴۸} (۱۹۹۶) استفاده شده است.

در روش شرکت همسان‌شده (MF)، نوسان (عدم اطمینان) جریان‌های نقدی یک شرکت با استفاده از شرکت‌های مشابه یا همسان آن محاسبه می‌شود. بدین منظور از الگویی که لارسون و ریساتک (۲۰۱۷) و دونلسون و ریساتک (۲۰۱۵) ارائه کرده‌اند، استفاده شده است. در این الگو، شرکت‌های نمونه باید بر اساس یک مبلغ آستانه، به دو پرتفوی کوچک و بزرگ تقسیم شوند. برای تعیین آستانه مدنظر، ابتدا کل شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران بر اساس کل دارایی‌ها از بزرگ به کوچک دهک‌بندی شده‌اند؛ سپس کل دارایی‌های آخرین شرکتی که در دهک دوم قرار می‌گیرد به عنوان مبلغ آستانه انتخاب شده و این عدد ملاک دسته‌بندی شرکت‌های نمونه به دو پرتفوی کوچک و بزرگ قرار می‌گیرد؛ به این صورت که پرتفوی کوچک شامل شرکت‌هایی از نمونه خواهد بود که کل دارایی‌های آن‌ها از آستانه انتخابی کوچک‌تر باشد و شرکت‌هایی که کل دارایی‌های آن‌ها از مبلغ آستانه بزرگ‌تر است در پرتفوی بزرگ دسته‌بندی می‌شوند؛ سپس هر شرکت i در سال t باید با شرکت‌های همسان خود تطبیق داده شود. برای این تطبیق، سه معیار باید وجود داشته باشد:

شرکت‌هایی می‌توانند به عنوان شرکت همسان شرکت i در نظر گرفته شوند که در ۵ سال قبل از سال t ، در همان پرتفوی شرکت i باشند^{۴۹}؛

جریان‌های نقدی شرکت‌ها در دامنه‌ای معقول از جریان‌های نقدی شرکت i در سال t

باشد؛

تغییرات جریان‌های نقدی شرکت‌ها نیز در دامنه‌ای معقول از تغییرات جریان‌های نقدی شرکت I در سال t باشد.

برای تعیین دامنه معقول، باید درصد مشخصی (α %) به جریان‌های نقدی و تغییرات آن اضافه و کسر شود:

$$\text{دامنه معقول} = CF_i \pm \% \alpha$$

$$\text{دامنه معقول} = \Delta CF_i \pm \% \alpha$$

برای تعیین α از روش آزمون و خطا استفاده شده است. بدین منظور بر اساس پژوهش لارسون و ریساتک (۲۰۱۷)، با معیار اولیه ۰/۵ درصد، تعیین دامنه معقول آغاز شده است. به منظور استفاده از روش شرکت همسان شده، بر اساس سه معیار فوق باید برای هر شرکت حداقل پنج شرکت همسان شده وجود داشته باشد. علت انتخاب حداقل تعداد پنج شرکت این است که برای محاسبه انحراف استاندارد (در مرحله بعدی محاسبات)، بتوان برآورد معقولی انجام داد. چنانچه بر اساس معیار اولیه ۰/۵ درصد نتوان به این حداقل شرکت دست پیدا کرد، معیار مربوطه باید افزایش یابد. در شرکت‌های نمونه پژوهش حاضر، معیار اولیه ۰/۵ درصد نتوانست منتهی به پیدا کردن شرکت‌های همسان شده برای هر شرکت I شود. با افزایش α ، نهایتاً معیار ۱۰ درصد انتخاب شد؛ زیرا با این معیار هم در پرتفوی شرکت‌های کوچک و هم بزرگ تقریباً برای ۷۰ درصد از شرکت‌های هر پرتفوی، با توجه به سه شرط فوق، حداقل ۵ شرکت همسان شده شناسایی شد. گفتنی است اگر α کمتر از ۱۰ درصد انتخاب می‌شد، در پرتفوی شرکت‌های بزرگ برای بسیاری از شرکت‌ها امکان شناسایی حداقل پنج شرکت همسان شده وجود نداشت؛ همچنین اگر α بیشتر از ۱۰ درصد انتخاب می‌شد، در پرتفوی شرکت‌های کوچک دامنه معقول بسیار وسیع شده و شرکت‌هایی در دامنه قرار می‌گرفت که با شرکت I چندان همسان نبودند و خطای اندازه‌گیری را افزایش می‌داد. لذا نهایتاً این درصد انتخاب شد و ملاک شناسایی شرکت‌های همسان شده برای هر شرکت I قرار گرفت. در خصوص شرکت‌هایی که با معیار ۱۰ درصد، حداقل ۵ شرکت همسان شده برای آن‌ها شناسایی نشد، درصد مربوطه تا مقداری افزایش یافته است که بتوان برای شرکت مدنظر، به تعداد حداقل ۵ شرکت همسان شده دست یافت. پس از آنکه برای هر شرکت I در سال t ، شرکت‌های همسان شده به دست آمد، برای هر شرکت همسان شده تغییرات در جریان‌های نقدی بین

سال‌های t و $t+1$ محاسبه می‌شود (به عبارت دیگر تغییرات جریان‌های نقدی (ΔCF) با سال بعد). در مرحله بعد میانگین ΔCF شرکت‌های همسان شده محاسبه شده و این میانگین به عنوان تغییرات جریان‌های نقدی مورد انتظار، یعنی $[E(CF)]$ ، برای شرکت i در سال $t+1$ در نظر گرفته شده است؛ همچنین انحراف استاندارد ΔCF شرکت‌های همسان شده به عنوان عدم اطمینان جریان‌های نقدی (CFU) شرکت i در سال $t+1$ در نظر گرفته شد. در پایان به منظور مقیاس زدایی، CFU بر قدر مطلق جریان‌های نقدی آتی مورد انتظار تقسیم شد.

۴-۲-۴- متغیرهای کنترلی

با توجه به مبانی نظری، متغیرهای کنترلی شامل نقدشوندگی، اندازه شرکت ($Size$)، ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (M/B)، عدم اطمینان بازار ($MarketVol$) و عدم اطمینان اطلاعات شرکت ($CFOVol$) است. نقدشوندگی سهام ممکن است با عدم اطمینان بازار یا عدم اطمینان اطلاعات شرکت همبستگی داشته باشد (چوی، ۲۰۱۵) و بر حرکت پسا اعلام سود نیز تأثیر بگذارد (بوشان^{۵۰}، ۱۹۹۴ و انجی^{۵۱} و همکاران، ۲۰۰۸). پژوهش‌های مختلفی نیز نشان داده‌اند که روابط بین سود غیرمنتظره با بازده، می‌تواند تحت تأثیر اندازه شرکت‌ها و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام باشد (فریمن^{۵۲}، ۱۹۸۷؛ رو^{۵۳}، ۱۹۸۸؛ برنارد و توماس، ۱۹۸۹؛ گیامفی بیوا و همکاران، ۲۰۱۲). علاوه بر این در شرکت‌های بزرگ‌تر که مجموعه اطلاعات در دسترس بیشتری برای آن‌ها وجود دارد، سرمایه‌گذاران بهتر می‌توانند اطلاعات را تجزیه و تحلیل کنند که منجر به کاهش عدم اطمینان در این قبیل شرکت‌ها می‌شود (اینورتوری^{۵۴}، ۲۰۱۳)؛ همچنین واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود می‌تواند تحت تأثیر عدم اطمینان بازار و شرکت نیز باشد (چوی، ۲۰۱۵؛ گیامفی بیوا و همکاران، ۲۰۱۲)؛ بنابراین اثر متغیرهای نقدشوندگی، اندازه، ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات شرکت در مدل‌های پژوهش کنترل شده است.

برای محاسبه نقدشوندگی بر اساس پژوهش چای^{۵۵} و همکاران (۲۰۱۰) از شاخص گردش سهام به شرح رابطه (۷) استفاده می‌شود:

$$\text{رابطه (۷)} = \frac{VOL_{it}}{Share_{it}} = \text{گردش سهام}$$

VOL_{it} : حجم معامله سهام؛ $Share_{it}$: تعداد سهام منتشر شده.

اندازه شرکت از طریق لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان هر دوره مالی محاسبه شده است. برای آزمون فرضیه اول، اثر عدم اطمینان اطلاعات شرکت، با استفاده از متغیر نوسان جریان‌های نقدی (CFOVol) کنترل شده است. نوسان جریان‌های نقدی با استفاده از انحراف معیار جریان‌های نقدی در یک بازه زمانی ۵ ساله (t-4 تا t) محاسبه شده است (چوی، ۲۰۱۵ و لارسون و ریساتک، ۲۰۱۷). در آزمون فرضیه دوم، اثر عدم اطمینان بازار (MarketVol) کنترل شده است. برای محاسبه این متغیر، به پیروی از پژوهش چوی (۲۰۱۵) از نوسان بازده بازار در ماه قبل از اعلام سود شرکت‌ها استفاده شده است. برای محاسبه نوسان بازده بازار، از انحراف معیار بازده روزانه بازار در ماه قبل از تاریخ اعلام سود شرکت‌های نمونه استفاده شده است. در فرضیه سوم، چون تأثیر هم‌زمان عدم اطمینان بازار و شرکت مدنظر بوده است، نیازی به کنترل اثر این دو متغیر نبوده است.

۵. یافته‌های پژوهش

پس از گردآوری داده‌ها و محاسبه متغیرهای پژوهش، در این بخش نتایج مربوط به تجزیه و تحلیل فرضیه‌ها ارائه شده است. در ادامه ابتدا آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده در مدل‌های پژوهش در نگاره (۱) ارائه شده است.

نگاره ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
بازده غیرعادی انباشته	-۱/۴۴۱	۳/۳۷۳	۰/۱۲۱	۰/۵۱۴
سود غیرمنتظره	-۲/۹۰۳	۴/۴۲۴	-۰/۰۴۹	۰/۲۹۵
نقدشوندگی	۰/۰۰۰۱	۲/۰۶۸	۰/۲۹۹	۰/۳۸۳
اندازه	۱۰/۳۱۸	۱۴/۰۱۴	۱۱/۸۷۶	۰/۶۵۲
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	-۴/۳۵۹	۱۰/۱۷۸	۲/۲۹۹	۱/۶۳۴
نوسان جریان‌های نقدی	۰/۰۰۶	۰/۲۲۸	۰/۰۸	۰/۰۴۲
عدم اطمینان بازار	۰/۰۰۱۵	۰/۰۲۰۶	۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش

در پژوهش حاضر متغیر وابسته بازده غیرعادی انباشته و متغیر مستقل سود غیرمنتظره

است. در تحلیل توصیفی متغیرها، اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که بیانگر نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها است. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر بازده غیرعادی انباشته، $0/121$ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. انحراف معیار نیز یکی از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی و معیاری است که میزان پراکندگی مشاهدات از میانگین را نشان می‌دهد. این پارامتر برای بازده غیرعادی انباشته، برابر با $0/514$ است. در نگاره (۱) برای متغیر نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، مقدار حداقل، عددی منفی است. منفی شدن این نسبت، به این دلیل است که برخی شرکت‌ها زیان انباشته عمده داشته‌اند؛ در نتیجه ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام برای برخی از شرکت‌ها در برخی سال‌ها منفی شده است. در پژوهش حاضر برای آزمون فرضیه‌ها از داده‌های ترکیبی استفاده شده است. برای انتخاب روش تخمین داده‌های ترکیبی از آزمون F لیمر و هاسمن استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها برای رابطه‌های (۱)، (۲) و (۳) نشان داد احتمال آماره‌های F لیمر و هاسمن هر دو کمتر از ۵ درصد بوده و در نتیجه روابط مذکور به روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت تخمین زده شده است. با توجه به اینکه مدل‌های پژوهش باید به روش اثرات ثابت تخمین زده شود، برای بررسی ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی به ترتیب از آزمون‌های والد تعدیل‌شده و ولدریج استفاده شده است. نتایج آزمون والد تعدیل‌شده نشان داد احتمال آماره این آزمون برای مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد بوده و در نتیجه مشکل ناهمسانی واریانس وجود دارد. احتمال آماره ولدریج برای رابطه (۱) و (۳) بیشتر از ۵ درصد بود که نشان می‌دهد مشکل خودهمبستگی در روابط فوق وجود ندارد. برای رابطه (۲) احتمال آماره ولدریج کمتر از ۵ درصد بوده که بیانگر وجود مشکل خودهمبستگی است. برای رفع خودهمبستگی و تخفیف اثر ناهمسانی واریانس در تخمین مدل‌ها از تصحیح وایت استفاده شده است. در تصحیح وایت (White) از انحراف معیار سازگار شده با ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی استفاده می‌شود (ولدریج^{۵۶}، ۲۰۰۲: فصل ۱۰)؛ همچنین برای بررسی عدم وجود هم‌خطی از معیار عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شد. نتایج این آزمون نشان داد که مقدار VIF برای تمامی متغیرهای پژوهش کمتر از ۲ بوده است که نشان می‌دهد بین متغیرهای توضیحی مشکل هم‌خطی وجود ندارد. در ادامه نتایج تخمین مدل‌های پژوهش و آزمون فرضیه‌ها ارائه شده است.

۱-۵- نتایج آزمون فرضیه اول

در فرضیه اول پژوهش فرض بر این است که واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود در شرایط عدم اطمینان زیاد بازار، نسبت به عدم اطمینان اندک، بیشتر است. برای آزمون این فرضیه از رابطه (۱) استفاده شده است که نتایج تخمین آن به شرح نگاره (۲) است.

نگاره ۲. نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱)

+ β_3 CAR it = β_0 + β_1 SURP it * High it + β_2 SURP it * Low it + β_5 M/B it + β_6 CFO Vol it + ϵ it Liquidity it + β_4 Size it +		
متغیر	ضریب	آماره t (احتمال آماره t)
عرض از مبدأ	۶/۲۹۸	۵/۱۸۶ (۰/۰۰۰)
SURP * High	۰/۷۶۲	۳/۰۵۹ (۰/۰۰۲۳)
SURP * Low	۰/۲۱۸	۲/۱۹۳ (۰/۰۲۸۶)
نقدشوندگی	۰/۱۰۲	۱/۶۴۲ (۰/۱۰۰۹)
اندازه	-۰/۵۲۳	-۵/۰۶۸ (۰/۰۰۰)
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۰۱۵	۱/۱۲۳ (۰/۲۵۷۳)
نوسان جریان‌های نقدی	-۰/۱۸۳	-۰/۳۱۹ (۰/۷۴۹۱)
آماره F فیشر	۲/۰۵۵	
احتمال آماره F فیشر	۰/۰۰۰	
R2 تعدیل شده	۰/۱۶۷	

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در نگاره (۲) مشاهده می‌شود ضریب متغیر سود غیرمنتظره در شرایط عدم اطمینان زیاد، برابر با ۰/۷۶۲ است، در حالی که ضریب مذکور در شرایط عدم اطمینان اندک ۰/۲۱۸ است؛ همچنین احتمال آماره t برای این دو ضریب کمتر از ۵ درصد بوده که نشان می‌دهد این دو ضریب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند. طبق فرضیه اول این انتظار وجود دارد که در شرایط عدم اطمینان زیاد، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود، بیشتر باشد؛ به عبارت دیگر $\beta_1 > \beta_2$ است. برای بررسی تفاوت معناداری این دو ضریب و آزمون این فرضیه از آزمون والد استفاده شده است. نتایج این آزمون در نگاره (۳) نشان داده شده است.

نگاره ۳. نتایج آزمون والد برای فرضیه اول

احتمال آماره والد	۰/۰۱۵۷
نتیجه آزمون	رد نشدن فرضیه اول

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نگاره (۳)، احتمال آماره والد در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. همان‌طور که در نگاره (۲) نشان داده شد، ضریب متغیر سود غیرمنتظره نیز در شرایط عدم اطمینان زیاد، بزرگ‌تر از ضریب مذکور در شرایط عدم اطمینان اندک است؛ بنابراین در شرایط عدم اطمینان زیاد بازار، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود شرکت‌ها بیشتر بوده یا به عبارتی یادگیری سرمایه‌گذار از اعلام سود در شرایط عدم اطمینان زیاد، نسبت به عدم اطمینان اندک بازار، بیشتر بوده است؛ لذا فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود.

۵-۲- نتایج آزمون فرضیه دوم

برای آزمون فرضیه دوم از رابطه (۲) استفاده شده است. با توجه به اینکه برای محاسبه عدم اطمینان اطلاعات شرکت از دو معیار استفاده شده است، نتایج رابطه (۲) برای این دو معیار به‌طور جداگانه در نگاره (۴) نشان داده شده است.

نگاره ۴: نتایج حاصل از برآورد رابطه (۲)

CAR it = $\beta_0 + \beta_1 \text{SURP it} * \text{High it} + \beta_2 \text{SURP it} * \text{Low it} + \beta_3 \text{Liquidity it} + \beta_4 \text{Size it} + \beta_5 \text{M/B it} + \beta_6 \text{Market Vol it} + \varepsilon \text{ it}$				
معیار عدم اطمینان جریان‌های نقدی به روش MF		معیار عدم اطمینان کیفیت اطلاعات		متغیرها
آماره t (احتمال آماره t)	ضریب	آماره t (احتمال آماره t)	ضریب	
۲/۸۱۳ (۰/۰۰۵)	۶/۴۳۸	۲/۸۷۹ (۰/۰۰۴)	۵/۹۱۲	عرض از مبدأ
-۲/۰۸۵ (۰/۰۳۷)	-۰/۳۷۹	۲/۰۶۷ (۰/۰۳۹)	۰/۲۱۰	SURP * High
۲/۲۱۲ (۰/۰۲۷)	۰/۱۶۳	۵/۰۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۴۶۱	SURP * Low

نقدشوندگی	۰/۰۳۹	۱/۵۹۰ (۰/۱۱۲)	۰/۰۴۹	۲/۶۱۰ (۰/۰۰۹)
اندازه	-۰/۴۹۷	-۲/۸۴۴ (۰/۰۰۴)	-۰/۵۴۱	-۲/۷۷۱ (۰/۰۰۵)
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۰۰۶	۰/۹۸۸ (۰/۳۲۳)	-۰/۰۰۵	-۰/۸۲۹ (۰/۴۰۷)
عدم اطمینان بازار	۱۳/۴۸۲	۱/۶۸۰ (۰/۰۹۳)	۱۶/۱۶۲	۱/۷۶۶ (۰/۰۷۷)
آماره F فیشر	۲/۰۶۲	۲/۲۱۹		
احتمال آماره F	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰		
R2 تعدیل شده	۰/۱۶۵	۰/۱۸۳		

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق فرضیه دوم این انتظار وجود دارد که در شرایط عدم اطمینان زیاد اطلاعات، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود کمتر باشد؛ به عبارت دیگر $\beta_2 > \beta_1$ است. با توجه به نگاره (۴) مشاهده می‌شود احتمال آماره t برای متغیرهای (SURP * High) و (SURP * Low) کمتر از ۵ درصد بوده و برای هر دو معیار در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است؛ همچنین ضریب متغیر (SURP * High) کمتر از ضریب متغیر (SURP * Low) است که نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که عدم اطمینان اطلاعات بیشتری وجود دارد، سرمایه‌گذاران به سود غیرمنتظره واکنش کمتری نشان داده‌اند. برای آزمون فرضیه دوم و بررسی وجود تفاوت معنادار بین این دو ضریب، از آزمون والد استفاده شده است. نتایج این آزمون در نگاره (۵) نشان داده شده است.

نگاره ۵. نتایج آزمون والد برای آزمون فرضیه دوم

معیار عدم اطمینان کیفیت اطلاعات	معیار عدم اطمینان جریان‌های نقدی به روش MF	
احتمال آماره والد	۰/۰۳۸۱	۰/۰۰۲۳
نتیجه آزمون	رد نشدن فرضیه دوم	رد نشدن فرضیه دوم

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نگاره (۵)، احتمال آماره والد برای هر دو معیار عدم اطمینان اطلاعات، کمتر از ۵ درصد بوده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. همان‌طور که در نگاره (۵) نشان داده شد، ضریب متغیر سود غیرمنتظره نیز در شرایط عدم اطمینان زیاد، کوچک‌تر از ضریب مذکور در شرایط عدم اطمینان اندک است؛ بنابراین در شرایط عدم اطمینان زیاد اطلاعات، سرمایه‌گذاران به اعلام سود واکنش کمتر نشان داده‌اند؛ در نتیجه فرضیه دوم پژوهش رد نمی‌شود.

۳-۵- نتایج آزمون فرضیه سوم

در فرضیه سوم تأثیر هم‌زمان عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات شرکت بر واکنش (یادگیری) سرمایه‌گذار به اعلام سود شرکت‌ها بررسی شده است. تحت این فرضیه انتظار بر این است که واکنش سرمایه‌گذار به اعلام سود تحت شرایط عدم اطمینان بازار، با افزایش سطح عدم اطمینان اطلاعات شرکت، کاهش یابد؛ به عبارت دیگر واکنش در چارک اول بیشتر از چارک چهارم باشد. برای آزمون این فرضیه از رابطه (۳) استفاده شده که نحوه تخمین آن در بخش روش پژوهش توضیح داده شده است. با توجه به اینکه برای آزمون فرضیه سوم فقط به ضرایب β_1 و β_2 برای محاسبه HML نیاز است، در نگاره (۶) فقط ضرایبی که نیاز است، به همراه سطح معناداری آن‌ها ارائه شده است و از ارائه نتایج کامل تخمین رابطه (۳) در چارک‌های اول و چهارم به دلیل حجم زیاد نتایج خودداری شده است.

نگاره ۶: نتایج برآورد رابطه (۳)

CAR it = $\beta_0 + \beta_1$ SURP it * High it + β_2 SURP it * Low it + β_3 Liquidity it + β_4 Size it + β_5 M/B it + ε it						
معیار عدم اطمینان جریان‌های نقدی به روش MF			معیار عدم اطمینان کیفیت اطلاعات			چارک‌بندی بر اساس معیار عدم اطمینان اطلاعات
HML ($\beta_1 - \beta_2$)	β_2	β_1	HML ($\beta_1 - \beta_2$)	β_2	β_1	
-۰/۸۱۰۹	۱/۱۲۲۸ (۰/۰۱۰)	۰/۳۱۱۹ (۰/۰۴۹)	-۰/۲۱۵۳	۰/۸۰۹۴ (۰/۰۰۰)	۰/۵۹۴۱ (۰/۰۴۰)	Q1
-۰/۱۰۰۶	۰/۵۲۸۵ (۰/۰۰۲)	۰/۴۲۷۸ (۰/۰۲۱)	-۰/۷۵۳۹	۰/۶۵۹۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۹۴۱ (۰/۰۰۱)	Q4

منبع: یافته‌های پژوهش، احتمال آماره t داخل پرانتز ذیل هر ضریب گزارش شده است.

همان‌طور که در نگاره (۶) مشاهده می‌شود، رابطه (۳) در چارک اول و چهارم جداگانه تخمین زده شده است و از تفاوت بین ضرایب β_1 و β_2 ، HML محاسبه گردیده است. طبق نگاره (۵) مشاهده می‌شود که برای معیار عدم اطمینان کیفیت اطلاعات، اثر یادگیری (منظور همان ضرایب β_1 و β_2) از چارک اول به چارک چهارم کاهش یافته است. این بدین مفهوم است که زمانی که عدم اطمینان کیفیت اطلاعات شرکت‌ها بیشتر است (چارک چهارم)، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود شرکت‌ها کاهش یافته است؛ ولی برخلاف انتظار در هر دو چارک، ضریب سود غیرمنتظره در شرایط عدم اطمینان زیاد بازار کوچک‌تر از ضریب مربوطه در شرایط عدم اطمینان اندک بازار است؛ به بیان دیگر $\beta_2 > \beta_1$ در نتیجه نتیجه مقدار HML منفی شده است. برای معیار عدم اطمینان جریان‌های نقدی، به روش شرکت همسان‌شده (MF)، اثر کاهشی از چارک اول به چارک چهارم فقط در شرایط عدم اطمینان اندک بازار (ضریب β_2) مشاهده می‌شود و همانند معیار عدم اطمینان کیفیت اطلاعات، ضریب β_1 کوچک‌تر از ضریب β_2 است که منجر به منفی شدن HML شده است. حال برای بررسی اینکه آیا بین HML در چارک اول (عدم اطمینان اندک اطلاعات شرکت) و چهارم (عدم اطمینان زیاد اطلاعات شرکت) از نظر آماری تفاوت معنی‌داری وجود دارد، تفاوت بین HML در چارک اول و چهارم محاسبه و سپس برای بررسی معناداری آن از آزمون والد استفاده شده است. نتایج حاصل‌شده به شرح نگاره (۷) است.

نگاره ۷: نتایج آزمون والد برای آزمون فرضیه سوم

معیار عدم اطمینان جریان‌های نقدی به روش MF	معیار عدم اطمینان کیفیت اطلاعات	
-۰/۷۱۰۳	۰/۵۳۸۶	تفاوت بین HML در چارک اول و چهارم
۰/۰۸۳	۰/۱۱۰۴	احتمال آماره F والد
رد فرضیه سوم	رد فرضیه سوم	نتیجه آزمون

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نگاره (۷) مشاهده می‌شود که احتمال آماره والد برای معیار عدم اطمینان کیفیت اطلاعات بیش از ۵ درصد بوده است؛ در نتیجه بین HML در چارک اول و چهارم از نظر آماری تفاوت معناداری مشاهده نمی‌شود. برای معیار عدم اطمینان جریان‌های نقدی به روش MF،

اگرچه احتمال آماره والد در سطح خطای ۱۰ درصد معنادار است، ولی تفاوت در HML منفی بوده که برخلاف فرضیه سوم پژوهش است. در نتیجه فرضیه سوم پژوهش تأیید نمی‌شود.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود شرکت‌ها، با در نظر گرفتن شرایط عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات شرکت است. اهمیت پژوهش حاضر بدین جهت است که اکثر مطالعات انجام‌شده در زمینه عدم اطمینان، اغلب یا در سطح شرکت یا در سطح کلان (بازار) انجام شده است و مطالعات اندکی وجود دارد که به بررسی هم‌زمان این دو نوع عدم اطمینان پرداخته باشد.

همان‌طور که در بخش مبانی نظری بیان شد در شرایط وجود عدم اطمینان زیاد در بازار، هرگونه علامت اطلاعاتی (از جمله اعلام سود شرکت‌ها) می‌تواند باورهای قبلی سرمایه‌گذاران را تغییر داده و زمینه کسب آگاهی و یادگیری را فراهم کند و در نتیجه عدم اطمینان را کاهش دهد. با این حال علائم اطلاعاتی دقیق‌تر در مقایسه با علائم دارای خطا، تأثیر بیشتری بر باورهای سرمایه‌گذاران دارند. افزایش سطح خطا در علائم اطلاعاتی سبب می‌شود که سرمایه‌گذاران کمتر بر این قبیل علائم دارای خطا اتکا کنند. در فرضیه اول پژوهش انتظار بر این بود که در شرایط عدم اطمینان زیاد بازار، نسبت به عدم اطمینان اندک، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود بیشتر باشد. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه نشان داد ضریب متغیر سود غیرمنتظره در شرایط عدم اطمینان زیاد بازار بزرگ‌تر از ضریب مذکور در شرایط عدم اطمینان اندک است. برای بررسی وجود تفاوت معناداری بین این دو ضریب، از آزمون F والد استفاده شد. نتایج این آزمون بیانگر وجود تفاوت معناداری بین این دو ضریب در سطح اطمینان ۹۵ درصد است؛ بنابراین فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود. پس می‌توان گفت زمانی که عدم اطمینان زیادی در بازار وجود دارد، سرمایه‌گذاران واکنش بیشتری به اعلام سود نشان داده‌اند. این نتیجه بدین مفهوم است که در شرایط وجود عدم اطمینان زیاد در بازار، اعلام سود شرکت‌ها، به‌عنوان علائم اطلاعاتی، توانسته بر باورهای پیشین سرمایه‌گذاران اثر بگذارد، زمینه یادگیری را فراهم کند و در نتیجه عدم اطمینان را کاهش دهد. نتیجه فرضیه اول با نتایج پژوهش چوی (۲۰۱۵) و رگرز^{۵۷} و همکاران (۲۰۰۹) همخوانی دارد.

در فرضیه دوم پژوهش، تأثیر عدم اطمینان اطلاعات شرکت‌ها، بر واکنش سرمایه‌گذاران

به اعلام سود شرکت‌ها بررسی شد. بدین منظور از دو معیار شامل عدم اطمینان کیفیت اطلاعات و عدم اطمینان جریان‌های نقدی به روش MF برای اندازه‌گیری عدم اطمینان اطلاعات شرکت‌ها استفاده شد. نتایج آزمون فرضیه دوم نشان داد که برای هر دو معیار عدم اطمینان، ضریب واکنش سود غیرمنتظره در شرایط عدم اطمینان زیاد، از ضریب مذکور در شرایط عدم اطمینان اندک کمتر است (مطابق با فرضیه دوم). با این حال برای بررسی وجود تفاوت معناداری بین این دو ضریب، از آزمون F والد استفاده شد. نتایج این آزمون بیانگر وجود تفاوت معنادار بین این دو ضریب در سطح اطمینان ۹۵ درصد است؛ بنابراین فرضیه دوم پژوهش نیز رد نمی‌شود. پس می‌توان گفت در شرایطی که عدم اطمینان زیادی در اطلاعات شرکت‌ها وجود دارد (نسبت به عدم اطمینان اندک)، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود کمتر بوده است. این نتیجه نشان می‌دهد که اگرچه اعلام سود، به‌عنوان علائم اطلاعاتی، می‌تواند عدم اطمینان و ابهام را کاهش دهد، ولی هرچقدر این علائم اطلاعاتی از دقت و اعتبار بیشتری برخوردار باشند (عدم اطمینان کمتر در اطلاعات)، منجر به واکنش بیشتر سرمایه‌گذاران به اعلام سود می‌شود. وجود عدم اطمینان زیاد در علائم اطلاعاتی شرکت می‌تواند بدین مفهوم باشد که اخبار و اطلاعات موجود در سودهای جاری در بردارنده علائم پر خطا درباره آینده است که سبب می‌شود سرمایه‌گذاران بر اطلاعات جاری کمتر اتکا کنند. نتیجه آزمون فرضیه دوم با پژوهش چوی (۲۰۱۵) و فرانسیس و همکاران (۲۰۰۷) و مرفوع و عدل‌زاده (۱۳۹۳) همخوانی دارد.

در فرضیه سوم تأثیر هم‌زمان عدم اطمینان بازار و عدم اطمینان اطلاعات شرکت‌ها بر واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود بررسی شد. تحت این فرضیه، انتظار بر این بود که اگرچه در شرایط عدم اطمینان زیاد بازار، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود بیشتر است، ولی چنانچه سطح عدم اطمینان اطلاعات شرکت‌ها افزایش یابد، این واکنش به دلیل وجود خطا در علامت اطلاعاتی کاهش می‌یابد. نتایج حاصل شده نشان داد اگرچه زمانی که عدم اطمینان اطلاعات شرکت‌ها بیشتر است (از چارک اول به چارک چهارم)، واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود شرکت‌ها کاهش یافته است، ولی برخلاف انتظار، ضریب سود غیرمنتظره در شرایط عدم اطمینان زیاد بازار، کمتر از ضریب مربوطه در شرایط عدم اطمینان اندک بازار بود. با توجه به اینکه در پژوهش حاضر از دو معیار برای اندازه‌گیری عدم اطمینان اطلاعات شرکت‌ها استفاده شده است، فرضیه سوم برای هر دو معیار آزمون شد. برای آزمون این فرضیه، از معیار HML

استفاده شد. نتایج آزمون والد نشان داد که برای معیار عدم اطمینان کیفیت اطلاعات، تفاوت معناداری بین HML در چارک اول و چهارم وجود ندارد؛ همچنین اگرچه برای معیار عدم اطمینان جریان‌های نقدی به روش MF تفاوت معناداری بین HML در چارک اول و چهارم در سطح خطای ۱۰ درصد مشاهده شد، ولی منفی بودن HML خلاف انتظار بود. در نتیجه فرضیه سوم پژوهش تأیید نشد. طبق نتایج فرضیه سوم می‌توان گفت زمانی که عدم اطمینان زیادی در بازار وجود دارد و علائم اطلاعاتی شرکت‌ها، مانند اعلام سود، نیز دارای ابهام و عدم اطمینان است، این احتمال وجود دارد که سرمایه‌گذاران به‌طور کامل نمی‌توانند اخبار سود را تجزیه و تحلیل و در باورهای پیشین خود درباره وضعیت آتی شرکت‌ها و بازار تجدیدنظر کنند و از علائم اطلاعاتی موجود آگاهی کسب کنند؛ همچنین ممکن است به دلایلی نظیر محافظه‌کاری، نداشتن دانش کافی یا سایر سوگیری‌های رفتاری، سرمایه‌گذاران واکنشی خلاف انتظار از خود نشان دهند. نتایج حاصل از فرضیه سوم پژوهش به‌طور غیرمستقیم با پژوهش جوی (۲۰۱۵) همخوانی دارد.

۷. پیشنهادهای مبتنی بر یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج پژوهش حاضر، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در تصمیم‌گیری‌های خود به تمامی علائم اطلاعاتی موجود در بازار توجه لازم و کافی کنند؛ همچنین علاوه بر توجه به علائم اطلاعاتی شرکت‌ها، کیفیت، دقت و اعتبار این علائم را نیز مدنظر قرار دهند. به قانون‌گذاران توصیه می‌شود زمینه افشای اطلاعات بیشتر و باکیفیت‌تر از سوی شرکت‌ها را فراهم کنند تا از این طریق تا حدودی بتوان عدم اطمینان موجود در بازار سرمایه را کاهش داد و به تصمیم‌گیری بهینه‌تر کمک کرد.

۸. پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آینده

در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات، از مدل تعدیل‌شده دیچو و دچو (۲۰۰۲) استفاده شده است. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی از سایر معیارهای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات استفاده شود و نتایج آن‌ها باهم مقایسه شود؛ همچنین در پژوهش‌های بعدی می‌توان برای اندازه‌گیری عدم اطمینان بازار از متغیرهای کلان اقتصادی نیز بهره گرفت.

۹. محدودیت‌های پژوهش

در انجام هر پژوهش محدودیت‌هایی برای دستیابی به اهداف پژوهش وجود دارد. عمده‌ترین محدودیت‌های موجود در پژوهش حاضر به شرح زیر است: داده‌های استفاده‌شده از صورت‌های مالی در این پژوهش، از بابت تورم، تعدیل نشده است. در صورت تعدیل از این بابت، ممکن است نتایج متفاوتی حاصل شود. در این پژوهش از روش حذف نظام مند استفاده شده است و برخی از صنایع به دلیل نداشتن ویژگی‌های مورد انتظار، از نمونه آماری حذف شده‌اند؛ لذا تعمیم نتایج به کل صنایع باید با احتیاط لحاظ شود.

یادداشت‌ها

- | | |
|---------------------------------|--|
| 1. Uncertainty | 2. Choi |
| 3. Information Signals | 4. Pastor & Veronesi |
| 5. Learning | 6. Noise |
| 7. Francis | 8. Xu |
| 9. Zolotoy | 10. Knight |
| 11. Bird & Yeung | 12. Williams |
| 13. Ellsberg | 14. Gilboa & Schmeidler |
| 15. Pessimistic Bias | 16. Bayes' rule |
| 17. Gyamfi-Yeboah | 18. Bernard |
| 19. Fama | 20. Chan |
| 21. Bernard & Thomas | 22. Ball & Brown |
| 23. Lee | 24. Dische |
| 25. Liang | 26. Jiang |
| 27. Zhang | 28. Cognitive Biases |
| 29. Daniel | 30. Incomplete Information Structures |
| 31. Timmerman | 32. Lewellen & Shanken |
| 33. Brav & Heaton | 34. Rational Learning |
| 35. Underlying and Fundamentals | 36. Hoskisson & Busenitz |
| 37. Anagnostopoulou & Tsekrekos | 38. Neururer |
| 39. High minus Low | 40. Cumulative Abnormal Return |
| | ۴۱. فرمول محاسبه در رابطه (۴) اشاره شده است. |
| 42. Larson & Resuttek | 43. Matched- Firm (MF (به‌اختصار |
| 44. Dechow & Dichev | 45. McNichols |
| 46. Donelson & Resuttek | 47. Blouin |

48. Barber & Lyon

۴۹. برای مثال اگر شرکت i در سال t در پرتفوی شرکت‌های کوچک قرار دارد، شرکت‌هایی می‌توانند با شرکت i همسان شوند که در ۵ سال قبل از سال t به‌طور پیوسته در پرتفوی کوچک قرار گرفته باشند.

50. Bhushan

51. Ng

52. Freeman

53. Ro

54. Intorelli

55. Chai

56. Wooldridge

57. Rogers

منابع

الف. فارسی

آقایی، محمدعلی و خلیلی، مهدی (۱۳۹۵)، حساسیت بازده به تغییرات عدم اطمینان ناشی از سود، پیشرفت‌های حسابداری، ۷۱، ۴۱-۶۴.

انواری رستمی، علی اصغر و کیانی، آیدین (۱۳۹۴)، بررسی نقش عدم اطمینان محیطی در رفتار هزینه‌ها: شواهدی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پیشرفت‌های حسابداری، ۶۹، ۳۳-۵۷.

زنجیردار، مجید و مصلحی عراقی، مونا (۱۳۹۵)، تأثیر تغییرات عدم اطمینان، سود غیرمنتظره هر سهم، اخبار خوب و بد و پیش بینی سود هر سهم در شرایط مختلف اقتصادی بر ریسک سرمایه‌گذار، فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۱۳، ص ۷۶-۵۵.

صالحی، مهدی؛ موسوی شیری، سید محمود و ابراهیمی سوزی، محمد (۱۳۹۳)، محتوای اطلاعاتی سود اعلان شده و پیش‌بینی شده هر سهم در تبیین بازده غیرعادی سهام، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۲۱، ۱۴۰-۱۱۷.

مشایخ، شهناز و اکبری، فرزانه (۱۳۹۶)، تأثیر ریسک اطلاعات و هزینه‌های معاملات بر واکنش بازار به اعلان سود، پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۲۳، ۱۵۱-۱۳۱.

مراذزاده فرد، مهدی؛ عدل‌زاده، مرتضی؛ فرج‌زاده، مریم و عظیمی، صدیقه (۱۳۹۲)، عدم اطمینان اطلاعاتی، عدم تقارن اطلاعاتی و فرصت‌های رشد، مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۳۹، ۱۴۵-۱۲۵.

مرفوع، محمد و عدل‌زاده، مرتضی (۱۳۹۳)، عدم اطمینان اطلاعاتی و واکنش کمتر از حد سرمایه‌گذاران، پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۱۳، ۱۸۹-۱۶۹.

نصیرزاده، فرزانه و موسوی گوکی، سید علی (۱۳۹۶)، بررسی واکنش بازار نسبت به افشای

اطلاعات بااهمیت، دانش حسابداری، ۳۰، ۸۰-۵۳.

ب. انگلیسی

- Anagnostopoulou, S. & Tsekrekos, A. (2017). Accounting quality, information risk and the term structure of implied volatility around earnings announcements. *Research in International Business and Finance*, 41, 445-460.
- Ball, R., & Brown, P. (1968). An Empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 6, 159-177.
- Barber, B. M. & Lyon, J. D. (1996). Detecting abnormal operating performance: The empirical power and specification of test statistics. *Journal of Financial Economics*, 41, 359-399.
- Bernard, V. (1992). Stock price reactions to earnings announcements. *Advances in Behavioral Finance*. 1, 303-340.
- Bernard, V. & Thomas, J. (1990). Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 13 (4), 305-40.
- Bhushan, R. (1994). An informational efficiency perspective on the post-earnings announcement drift. *Journal of Accounting & Economics*, 18(1), 45-65.
- Bird, Ron & Yeung, D. (2012). How do investors react under uncertainty? *Pacific-Basin Finance Journal*, 20, 310-327.
- Blouin, J. L., Core, J., & Guay, W. (2010). Have the benefits of debt been overstated? *Journal of Financial Economics*, 98, 195-213.
- Brav, A., & Heaton, J. B. (2002). Competing theories of financial anomalies. *Review of Financial Studies*, 15 (2), 575-606.
- Chai, D., Faff, R., & Gharghori, P. (2010). New evidence on the relation between stock liquidity and measures of trading activity. *International Review of Financial Analysis*, 19, 181-192.
- Chan, K., Jegadeesh, L. & Lakonishok, J. (1996). Momentum strategies. *Journal of Finance*, 51 (5), 1681-713.
- Choi, H. M. (2015). A Tale of two uncertainties. *Journal of Banking and Finance*, 92, 81-99.
- Daniel, K., Hirshleifer, D. & Subrahmanyam, A. (2001). Overconfidence, arbitrage, and equilibrium asset pricing. *The Journal of Finance*, 56, 921-965.
- Dechow, P. M. & Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and

- earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77, 35-59.
- Dische, A. (2002). Dispersion in analyst forecasts and the profitability of earnings momentum strategies. *European Financial Management*, 8, 211-228.
- Donelson, D. C., & Resutec, R. J. (2015). The predictive qualities of earnings volatility and earnings uncertainty. *Review of Accounting Studies*, 20(1), 470-500.
- Ellsberg, D. (1961). Risk, ambiguity, and the savage axioms. *Quarterly Journal of Economics*, 75, 643-669.
- Hoskisson, Robert E. & Busenitz, L. W. (2001). Market uncertainty and learning distance in corporate entrepreneurship entry mode choice. Strategic entrepreneurship: Creating a New Integrated Mindset. Oxford, U.K.: Blackwell Publishers.
- Jiang, G., Lee, C. & Zhang, G. (2005). Information uncertainty and expected returns. *Review of Accounting Studies*, 10(2-3), 185-221. Fama, E. (1998). Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. *Journal of Financial Economics*, 49, 283-306.
- Francis, J., Lafond, R., Olsson, R., & Schipper, K. (2007). Information uncertainty and the post-earnings-announcement drift. *Journal of Business Finance and Accounting*, 34, 403-433.
- Freeman, R. (1987). The association between accounting earnings and security returns for large and small firms. *Journal of Accounting and Economics*, 9(2), 195-228.
- Gilboa, I., & Schmeidler, D. (1989). Maxim expected utility with non-unique prior. *Journal of Mathematical Economics*, 18, 141-153
- Gyamfi-Yeboah, F., Ling, D. C. & Naranjo, A. (2012). Information, uncertainty, and behavioral effects: Evidence from abnormal returns around real estate investment trust earnings announcements. *Journal of International Money and Finance*, 31, 1930-1952.
- Intorelli, A. J. (2013). Anomalies within an anomaly: A five factor model designed for the understanding and exploitation of the post earnings announcement drift. PhD Dissertation, Wilmington University.
- Knight, F. H. (1921). *Risk, Uncertainty, and Profit*. Boston, MA: Hart, Schaffner & Marx.
- Larson, C. & Resutec, R. J. (2017). Types of investor uncertainty and the

- cost of equity capital. *Journal of Business Finance and Accounting*, 44(9-10), 1169-1193.
- Lee, J. (2007). Is Information uncertainty positively or negatively associated with post-earnings announcement drift? PhD Dissertation. The University of Texas at Austin.
- Liang, L. (2003). Post-earnings announcement drift and market participants' information processing Biases. *Review of Accounting Studies*, 8, 321-345.
- Lewellen, J., & Shanken, J. (2002). Learning, asset-pricing tests, and market efficiency. *Journal of Finance*, 57(3), 1113-1145.
- McNichols, M. F. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors: Discussion. *The Accounting Review*, 77, 61-69.
- Neururer, T., Papadakis, G. & Riedl, E. J. (2016). Tests of investor learning models using earnings innovations and implied volatilities. *Review of Accounting Studies*, 21, 400-437.
- Ng, J., Rusticus, T. O., & Verdi, R. S. (2008). Implications of transaction costs for the post-earnings announcement drift. *Journal of Accounting Research*, 46(3), 661-696.
- Pástor, L., & Veronesi, P. (2009). Learning in financial markets. *Annual Review of Financial Economics*, 1, 361-381.
- Ro, B. T. (1988). Firm size and the information content of annual earnings announcements. *Contemporary Accounting Research*, 4(2), 438-449.
- Rogers J. L., Skinner, D. J., & Van Buskirk, A. (2009). Earnings guidance and market uncertainty. *Journal of Accounting and Economics*, 48(1), 90-109.
- Timmerman, A. (1993). How learning in financial markets generates excess volatility and predictability in stock prices. *Quarterly Journal of Economics*, 108 (4), 1135-45.
- Williams, C. D. (2015). Asymmetric responses to earnings news, a case for ambiguity. *The Accounting Review*, 90(2), 785-817.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Xu, Z. (2010). Two essays on information ambiguity and informed traders' trade-size choice. PhD Dissertation. University of South Florida.

- Zhang, X. (2006). Information uncertainty and stock returns. *The Journal of Finance*, 61(1), 105-137.
- Zolotoy, L., Frederickson, J. R. & Lyon, J. D. (2017). Aggregate earnings and stock market returns: The good, the bad, and the state-dependent. *Journal of Banking and Finance*, 77, 157-175.