

تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی با اثر تعدیل گر محیط های مختلف اطلاعاتی

محمد ایمانی برندق^۱، سهراب عبدی^۲

چکیده: هدف پژوهش حاضر تعیین تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی با در نظر گرفتن اثر محیط اطلاعاتی است. از ضریب واکنش سودهای آتی، به عنوان معیاری برای سنجش محتوای اطلاعاتی قیمت سهام استفاده شده که بیان کننده رابطه بین بازده جاری سهام و سودهای آتی است. معیارهای محیط اطلاعاتی، در بردارنده متغیرهای کیفیت افشا، اندازه شرکت، تعداد و دقت سود پیش بینی شده مدیریت است. برای دستیابی به هدف پژوهش، ۱۱۵ شرکت از بین شرکت های پذیرفته شده در بازار اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۳ برای نمونه آماری انتخاب شدند؛ همچنین، برای آزمون فرضیه ها از رگرسیون چندمتغیره و داده های ترکیبی استفاده شده است. یافته ها حاکی از آن است که هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی تأثیر منفی و معناداری دارد. از معیارهای محیط اطلاعاتی نیز کیفیت افشا، تعداد و دقت سود پیش بینی شده بر ضریب واکنش سودهای آتی اثر مثبت و معناداری می گذارد. از یافته های دیگر اینکه محیط اطلاعاتی قوی موجب می شود هموارسازی سود، ضریب واکنش سودهای آتی را به طور معناداری افزایش دهد.

واژه های کلیدی: ضریب واکنش سودهای آتی، محیط های اطلاعاتی، هموارسازی سود.

۱. استادیار گروه حسابداری و مدیریت، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۴/۰۴/۰۱

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۵/۰۲/۰۹

نویسنده مسئول مقاله: محمد ایمانی برندق

E-mail: imani_barandagh@znu.ac.ir

مقدمه

قیمت‌های جاری سهام (بازده سهام) بر اساس پیش‌بینی‌های سرمایه‌گذاران از سودهای آتی شرکت‌ها شکل می‌گیرند و زمانی محتوای اطلاعاتی دارند که سودهای تحقق‌یافته آتی را بهتر پیش‌بینی کنند (هاو، هو، لی و وو، ۲۰۱۲). در ادبیات حسابداری، رابطه بین بازده جاری سهام و سودهای آتی را ضریب واکنش سودهای آتی می‌نامند که بیان‌کننده اطلاعاتی از سودهای آتی‌ای است که در بازده جاری سهام گنجانده شده است (گلب و زاروئین، ۲۰۰۲). بر اساس مطالعات موجود، ضریب واکنش سودهای آتی متأثر از هموارسازی سود است. یافته‌های تاکر و زاروئین (۲۰۰۶) حاکی از آن است که هموارسازی سود، ضریب واکنش سودهای آتی را افزایش می‌دهد؛ زیرا در وضعیت کم‌نوسان، سود جاری (هموار) روند یکنواختی دارد و می‌تواند به سرمایه‌گذاران در پیش‌بینی سودهای آتی کمک کند (دیچو و تانگ، ۲۰۰۹). از سویی، صرف‌نظر از ارزشمندی اطلاعاتی سود (سود هموارشده)، محیط اطلاعاتی شرکت نیز بر ارزش شرکت تأثیر می‌گذارد؛ به طوری که اگر اطلاعات بیشتری در بازار وجود داشته باشد و بازار از این اطلاعات برای پیش‌بینی سودآوری آتی که در سود فعلی منعکس نشده است استفاده کند، باید شاهد افزایش ضریب واکنش سودهای آتی بود (چنگ، جانستون و لی، ۲۰۱۴). همچنین، چنگ و همکارانش (۲۰۱۴) بیان می‌کنند که ضریب واکنش سودهای آتی بیشتر در اثر سود هموارشده، به دلیل محیط اطلاعاتی بهتری است که سرمایه‌گذاران می‌توانند اطلاعات همزمان بیشتری را برای پیش‌بینی سودهای آتی به کار ببرند؛ به این ترتیب، همواربودن سود، موجب افزایش قابلیت پیش‌بینی می‌شود.

البته مطالعات داخلی نتایج متضادی داشته‌اند؛ به طوری که برخی پژوهش‌ها (حقیقت و رایگان، ۱۳۸۷؛ اعتمادی و سلوری، ۱۳۹۱؛ خدای پور و روستایی، ۱۳۹۳) نشان دادند هموارسازی سود به قصد تحریف اطلاعات (کاهش ضریب واکنش سودهای آتی) است و در برخی دیگر (هاشمی و صمدی، ۱۳۸۸؛ رحمانی و بشیری‌منش، ۱۳۹۰؛ طالب بیدختی، ودیعی و کازرونی، ۱۳۹۰) آن را به قصد انتقال اطلاعات محرمانه مدیریت (افزایش ضریب واکنش سودهای آتی) می‌دانند. از آنجا که در مطالعات یادشده، اثر محیط اطلاعاتی نادیده گرفته شده است، هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر معیارهای مختلف محیط اطلاعاتی بر ضریب واکنش سودهای آتی و نیز، بررسی اثر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی با در نظر گرفتن تأثیر محیط‌های مختلف اطلاعاتی است.

پیشینه پژوهش

پیشینه نظری

زمانی که واحد تجاری سود دوره جاری را شناسایی می‌کند، اطلاعاتی از سودهای آتی خود دارد که به دلیل رعایت اصول حسابداری نمی‌تواند آنها را شناسایی کند، اما این اطلاعات از طریق کانال‌های ارتباطی یا رفتار گزارشگری و نیز، از طریق پیش‌بینی سرمایه‌گذاران در قیمت‌ها منعکس می‌شود؛ بنابراین، بازده جاری سهام، اطلاعاتی از سودهای آتی را در خود دارد (لاندهولم و مایرز، ۲۰۰۲). در این مسیر، کولینز، کوتاری، شانکن و اسلون (۱۹۹۴) نشان دادند بازده جاری سهام شامل اطلاعاتی از سود دوره جاری و سودهای آتی است. زمانی قیمت‌های جاری اطلاعات مفیدی دارند که سودهای آتی را بهتر پیش‌بینی کنند (چوئی، چوئی، مایرز و زایبیرت، ۲۰۱۴). صحت پیش‌بینی سود، می‌تواند در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران برای نگهداری یا واگذاری سهام مؤثر باشد و نتیجه این تصمیم‌گیری‌ها به تغییر قیمت سهام (بازده سهام) منجر می‌شود (دارابی و امام‌جمعه، ۱۳۹۳).

رابطه بین بازده جاری سهام و سودهای آتی، ضریب واکنش سودهای آتی نامیده می‌شود و معیاری است که برای اندازه‌گیری محتوای اطلاعاتی قیمت سهام از سودهای آتی استفاده می‌شود (چنگ و همکاران، ۲۰۱۴؛ هاو و همکاران، ۲۰۱۲؛ تاکر و زاروئین، ۲۰۰۶؛ گلب و زاروئین، ۲۰۰۲). هموارسازی سود یکی از عواملی است که بر این ضریب تأثیر می‌گذارد و عبارت است از تلاش مدیریت واحد تجاری برای کاهش نوسان‌های غیرعادی سود تا اندازه‌ای که اصول حسابداری و صلاح‌دید مدیریت اجازه داده باشند (بیدلمن، ۱۹۷۳). هدف از هموارسازی، ایجاد جریان یکنواختی از رشد سود است؛ به این منظور که بسیاری از سرمایه‌گذاران، شرکت‌هایی را ترجیح می‌دهند که سود کم‌نوسانی دارند (حقیقت و رایگان، ۱۳۸۷). زمانی که واحد تجاری به تدریج درآمدهای خود را شناسایی می‌کند، اطلاعات بااهمیتی درباره درآمدهای آتی خود در اختیار دارد؛ حال، هر چه اطلاعات واحد تجاری درباره آینده بیشتر شود، بهتر می‌تواند روند سودهای خود را هموار سازد. در این رابطه، واحد تجاری سود جاری خود را به گونه‌ای گزارش می‌کند که روند سودها یکنواخت شود و این یکنواختی در آینده ادامه داشته باشد؛ بنابراین، اطلاعاتی از سودهای آتی در فرایند گزارش سود جاری آشکار می‌شوند و این اطلاعات با سایر منابع اطلاعاتی ترکیب شده در قیمت سهام منعکس می‌شود که تغییر در قیمت جاری سهام، تغییر در انتظارات سرمایه‌گذاران درباره سودهای آتی را به دنبال دارد؛ بنابراین، هموارسازی با تغییر در انتظارات سرمایه‌گذاران از سودهای آتی، می‌تواند بر رابطه بین سودهای آتی و بازده سهام تأثیرگذار باشد (تاکر و زاروئین، ۲۰۰۶).

مدیران شرکت‌ها به دلایل و انگیزه‌های گوناگونی به هموارسازی سود اقدام می‌کنند. انتقال اطلاعاتی درباره سود دوره‌های آتی، تحریف سود، افزایش رفاه سهامداران و مدیریت، از جمله این دلایل و انگیزه‌ها است (هاشمی و صمدی، ۱۳۸۸). دیدگاه‌های متضادی در این باره مطرح است، برخی بیان می‌کنند که مدیران به منظور دستیابی به پاداش یا حفظ موقعیت شغلی خود به هموارسازی سود اقدام می‌کنند؛ در نتیجه این عمل تحریف در سود است و اطلاعات گمراه‌کننده‌ای در اختیار استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی و بازار قرار می‌دهد که این حالت، موجب کاهش ضریب واکنش سودهای آتی می‌شود. در مقابل، بر اساس دیدگاه دوم، هموارسازی سود ابزاری برای مدیران به منظور انتقال اثربخش اطلاعات محرمانه است و چنین تصور می‌شود که هموارسازی، محتوای اطلاعاتی سود را در جهت پیش‌بینی سود و جریان‌های نقدی آتی افزایش می‌دهد و موجب افزایش ضریب واکنش سودهای آتی خواهد شد (تاگر و زاروئین، ۲۰۰۶).

صرف نظر از ارزشمندی اطلاعاتی سود، محیط اطلاعاتی شرکت نیز بر ارزش شرکت تأثیرگذار است. این محیط، از عوامل مؤثر بر ضریب واکنش سودهای آتی است که در کانون توجه محققان قرار گرفته است (اتردج، کوئن، اسمیت و زاروئین، ۲۰۰۵؛ چنگ و همکاران، ۲۰۱۴؛ چنگ و لی، ۲۰۱۴؛ هاو و همکاران، ۲۰۱۲؛ چوئی، مایرز، ژانگ و زایبیرت، ۲۰۱۱؛ لاند هولم و مایرز، ۲۰۰۲؛ گلب و زاروئین، ۲۰۰۲). هرچه محیط اطلاعاتی بهتر باشد، اطلاعات مربوطتری در اختیار استفاده‌کنندگان قرار می‌گیرد. بر اساس مطالعات یادشده، محیط اطلاعاتی قوی، اطلاعات باارزش بیشتری به وجود می‌آورد که به سرمایه‌گذاران برای پیش‌بینی عملکرد آتی شرکت کمک خواهد کرد. در این صورت، اطلاعات بیشتری از سودهای آتی در بازده سهام منعکس می‌شود و ضریب واکنش سودهای آتی افزایش خواهد یافت.

محیط اطلاعاتی دربردارنده عناصری همچون اندازه شرکت، تعدادی تحلیلگر علاقه‌مند، خطای پیش‌بینی و پراکندگی‌های پیش‌بینی تحلیلگران (چنگ و همکاران، ۲۰۱۴)، کیفیت افشای اطلاعات توسط شرکت (هاو و همکاران، ۲۰۱۲؛ شروف، وردی و یو، ۲۰۱۳) و سودهای پیش‌بینی‌شده توسط مدیریت شرکت (هانگ، لی، تسی و تاگر، ۲۰۱۴؛ چوئی و همکاران، ۲۰۱۱) است که می‌توان در بررسی تأثیر این محیط بر ضریب واکنش سودهای آتی از آنها بهره برد (چنگ و همکاران، ۲۰۱۴). البته با توجه به وضعیت متفاوت بازار اوراق بهادار تهران با محیط مطالعات یادشده، مشخصه‌ها و معیارهای پژوهش حاضر به کیفیت افشای اطلاعات شرکت، سودهای پیش‌بینی‌شده مدیریت شرکت و اندازه شرکت محدود می‌شود.

کیفیت افشای اطلاعات: افشای اطلاعات از جانب شرکت‌ها، مرکز ثقل محیط اطلاعاتی به‌شمار می‌رود و به صورت «کاهش محدودیت دسترسی افراد برون‌سازمانی به اطلاعات عمومی»

تعریف می‌شود (هاو و همکاران، ۲۰۱۲). هدف اصلی افشا، آگاه کردن تحلیلگران و سرمایه‌گذاران از مبلغ و زمان بندی جریان‌های نقدی آتی است تا آنها بتوانند پیش‌بینی بهتری از سودهای آتی داشته باشند. گلب و زاروئین (۲۰۰۲) و لاند هولم و مایرز (۲۰۰۲) با استفاده از شاخص رتبه‌بندی کیفیت افشا، نشان دادند افشای باکیفیت اطلاعات، توانایی سرمایه‌گذاران را برای پیش‌بینی سودهای آتی افزایش می‌دهد.

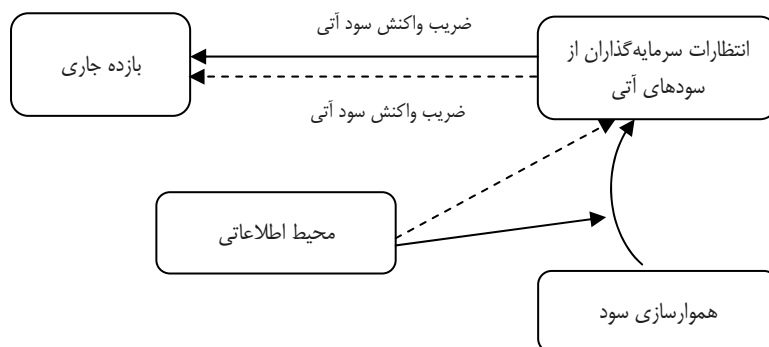
سودهای پیش‌بینی‌شده مدیریت: بازار سهام نسبت به پیش‌بینی سود مدیران واکنش نشان می‌دهد، به طوری که حجم مبادلات سهام پس از آن افزایش می‌یابد (اسکندرلی، دستگیر و قائمی، ۱۳۹۳). پیش‌بینی سود توسط مدیران، نشانه‌ای از ارائه اطلاعات خصوصی مدیران همراه با تأیید ادعاهای آنهاست؛ این مهم به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند رابطه بین پیش‌بینی مدیر و سود آینده را بهتر درک کرده و اوراق بهادار را به درستی قیمت‌گذاری کنند. چوئی و همکارانش (۲۰۱۱) و رحمانی، بشیری‌منش و شاهرخی (۱۳۹۱) نشان دادند انتشار به موقع پیش‌بینی سود، تکرار و دقت آن، به طور مستقیم بر ضریب واکنش سودهای آتی تأثیر دارد و به بهبود محیط اطلاعاتی از نظر کمیت اطلاعاتی منجر می‌شود (هانگ و همکاران، ۲۰۱۴).

اندازه شرکت: اندازه شرکت معمولاً معیاری از محیط اطلاعاتی شرکت‌ها در نظر گرفته می‌شود که بر ضریب واکنش سودهای آتی تأثیر مثبت دارد (چنگ و همکاران، ۲۰۱۴). سهام شرکت‌های بزرگ، توجه معامله‌کنندگان، رسانه‌های خبری و تحلیلگران مالی را بیشتر جلب می‌کند و منابع مالی و زمان زیادی صرف تحصیل اطلاعات این شرکت‌ها می‌شود. به دلیل توجه بیشتر و افزایش حجم معاملات، میزان بیشتری از اطلاعات در قیمت‌های سهام شرکت‌های با اندازه بزرگ منعکس می‌شود (کولینز، کوتاری و ریبرن، ۱۹۸۷).

باید ادعا کرد که تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی در محیط‌های مختلف اطلاعاتی، چندان شناخته شده نیست. در این مسیر، چنگ و همکارانش (۲۰۱۴) بیان کردند که تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی، به طور شایان توجهی به محیط اطلاعاتی شرکت‌ها بستگی دارد. طبق تئوری، چنانچه سود پایدار و بدون نوسان باشد، ضریب واکنش سود جاری حداکثر خواهد بود؛ به این معنا که سود دوره جاری به طور کامل می‌تواند بازده جاری را توضیح دهد و در این صورت ضریب واکنش سودهای آتی، یعنی سهمی از تغییرات بازده که توسط سودهای آتی توضیح داده می‌شود، به صفر میل خواهد کرد. هموارسازی سود تا حدی توزیع سودها را پایدار می‌کند، با این حال، بازهم سود دوره جاری به طور دقیق تحقق سودهای آتی را پیش‌بینی نخواهد کرد. از سویی، در شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی غنی، اطلاعات بیشتری از سودآوری آتی واحد تجاری در اختیار بازار قرار می‌گیرد و بخش عمده‌ای از بازده

جاری سهام در این شرکت‌ها، به وسیله سودهای آتی توضیح داده می‌شود (هاو و همکاران، ۲۰۱۲؛ لاند هولم و مایرز، ۲۰۰۲؛ گلب و زاروئین، ۲۰۰۲). یافته‌های چنگ و همکارانش (۲۰۱۴) نشان داد در شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی ضعیف، هموارسازی سود ضریب واکنش سودهای آتی را افزایش نمی‌دهد؛ در مقابل در شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی قوی، ضریب واکنش سودهای آتی نیز با افزایش هموارسازی سود افزایش می‌یابد؛ زیرا در محیط اطلاعاتی خوب اطلاعات بیشتری در بازار وجود دارد، پس سرمایه‌گذاران می‌توانند از اطلاعات همزمان بیشتری برای پیش‌بینی سودهای آتی استفاده کنند و به این ترتیب، هموار بودن سود موجب افزایش قابلیت پیش‌بینی می‌شود؛ بنابراین، چنین استدلال می‌شود که در شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی قوی، مدیریت به دنبال ارائه اطلاعات بیشتر برای استفاده‌کنندگان است که هموارسازی سود می‌تواند در این راستا با توجه به اهداف مدیریت، استفاده شود.

چارچوب نظری پژوهش حاضر بر مدل مفهومی زیر استوار است:



شکل ۱. مدل مفهومی مرتبط با چارچوب نظری پژوهش

شایان ذکر است، از آنجا که انتظارات سرمایه‌گذاران دیدنی نیست، سودهای تحقق‌یافته آتی جایگزین مناسبی برای آن تلقی می‌شود (کولینز و همکاران، ۱۹۹۴).

پیشینه تجربی

چنگ و همکارانش (۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سود فعلی و سودهای آتی پرداختند؛ همان‌گونه که به وسیله محیط‌های مختلف اطلاعاتی تحت تأثیر قرار می‌گیرند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد در شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی ضعیف،

هموارسازی سود فقط موجب افزایش ضریب واکنش سود جاری می‌شود و ضریب واکنش سودهای آتی افزایش نمی‌یابد و در شرکت‌هایی که محیط اطلاعاتی قوی دارند، ضریب واکنش سودهای آتی نیز با افزایش هموارسازی سود افزایش می‌یابد.

چنگ و لی (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان «آیا هموارسازی سود ارزش اطلاعاتی سود را بهبود می‌بخشد؟ مقایسه‌ای بین بازار ایالات متحده و چین» نشان دادند هموارسازی، ضریب واکنش سودهای آتی را در ایالات متحده بهبود می‌بخشد، اما در بازار چین تأثیر کمی دارد. آنها استدلال می‌کنند که اختلاف سطح بازار در محیط اطلاعاتی می‌تواند عامل این اختلاف باشد.

هاو و همکارانش (۲۰۱۲) در بررسی ارزشمندی اطلاعاتی قیمت سهام از سودهای آتی با شواهدی بین‌المللی از ۳۲ اقتصاد جهان، به این نتیجه رسیدند که افشای مالی بیشتر، سودهای باکیفیت بالاتر و انتشار اطلاعات بیشتر (از معیارهای محیط اطلاعاتی) با قیمت‌های سهام همبسته‌اند و اطلاعات مفید زیادی درباره سودهای آتی در بردارند.

تاگر و زاروئین (۲۰۰۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر هموارسازی سود بر ارزشمندی اطلاعاتی سودها پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد، هموارسازی سود رابطه بین سودهای آتی و بازده جاری را بهبود می‌بخشد؛ به بیانی، هموارسازی به قصد انتقال اطلاعات محرمانه صورت می‌گیرد.

چوئی و همکارانش (۲۰۱۱) در بررسی تأثیر پیش‌بینی سود هر سهم توسط مدیریت بر میزان انعکاس اطلاعات سودهای آتی در بازده‌ها نشان دادند، در شرکت‌هایی که پیش‌بینی سود توسط مدیریت با تکرار و دقت بیشتر ارائه می‌شود، ضریب واکنش سود آتی بالاتر است؛ به بیان دیگر، انعکاس بیشتر اطلاعات سودهای آتی، در بازده سهام شرکت‌هایی است که محیط اطلاعاتی قوی دارند.

اعتمادی و سلوری (۱۳۹۱) اثر هموارسازی سود بر جریان‌های نقدی و سود دوره آتی را با توجه به دو متغیر نوع صنعت و اندازه شرکت بررسی کردند و به این نتیجه دست یافتند که هموارسازی در گروه‌های مختلف تفکیک‌شده، بیشتر به قصد تحریف اطلاعات صورت می‌گیرد.

رحمانی و بشیری‌منش (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان «بررسی اثر هموارسازی سود بر آگاهی بخشی قیمت سهام» نشان دادند، قیمت سهام شرکت‌هایی که بیشتر به هموارسازی سود اقدام کرده‌اند، از اطلاعات بیشتری درباره میزان سودآوری و جریان‌های نقدی آتی برخوردار است.

طالب بیدختی و همکارانش (۱۳۹۰) در پژوهشی به بررسی تأثیر هموارسازی سود بر محتوای اطلاعاتی سود پرداختند. نتایج آنها نشان داد هموارسازی موجب افزایش محتوای اطلاعاتی سود می‌شود.

حقیقت و رایگان (۱۳۸۷) در بررسی نقش هموارسازی سود بر محتوای اطلاعاتی سودها در خصوص پیش‌بینی سودهای آتی، به این نتیجه دست یافتند که قیمت جاری سهام شرکت‌هایی که بیشتر هموارکننده سود هستند، حاوی اطلاعات کمتری درباره سودها و جریان‌های نقدی آتی است؛ بنابراین، هموارسازی سود بیشتر به منظور تحریف اعمال می‌شود. با در نظر گرفتن هدف کلی پژوهش و مبانی نظری بیان شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین شده است:

- فرضیه اول: هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی تأثیر دارد.
- فرضیه دوم: محیط اطلاعاتی بر ضریب واکنش سودهای آتی تأثیر مثبت دارد.
- فرضیه سوم: محیط اطلاعاتی قوی بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی تأثیر مثبت دارد.
- فرضیه چهارم: محیط اطلاعاتی ضعیف بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی تأثیر منفی دارد.

روش‌شناسی پژوهش

داده‌های لازم با مراجعه به صورت‌های مالی شرکت‌ها و بانک اطلاعاتی «ره‌آورد نوین» جمع‌آوری و بررسی شدند. جامعه آماری این پژوهش، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار اوراق بهادار تهران است و قلمرو زمانی این پژوهش، سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ در نظر گرفته شده است. از آنجا که در تخمین مدل‌های پژوهش، اطلاعات سه سال قبل و بعد نیز لازم است، اطلاعات دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۳ جمع‌آوری شد. در این پژوهش، حجم جامعه غربال شده برابر تعداد شرکت‌های موجود در جامعه آماری است که باید به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، سال مالی شرکت‌ها به ۲۹ اسفند منتهی شود، طی بازه زمانی پژوهش سال مالی خود را تغییر نداده باشند، معاملات سهام شرکت‌ها بیش از ۶ ماه توقف نداشته باشد، کلیه داده‌های لازم برای شرکت‌ها موجود و در دسترس باشد و جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی نباشد. با توجه به محدودیت‌های یادشده، جامعه پژوهش به ۱۱۵ شرکت (۶۹۰ سال - شرکت) رسید. به دلیل محدود بودن جامعه غربال شده، کل آن برای بررسی انتخاب شد. به منظور آزمون فرضیه‌ها از مدل رگرسیونی چندمتغیره در نرم‌افزارهای Eviews8 و Stata13 استفاده شده است. با توجه به اینکه برآورد روابط مربوط به آزمون فرضیه‌ها با استفاده از داده‌های ترکیبی انجام گرفته است؛ برای تعیین نوع داده‌های ترکیبی (تابلویی یا تلفیقی)، آزمون F لیمر (چاو) و برای تعیین اثرهای ثابت یا تصادفی داده‌های تابلویی، آزمون هاسمن اجرا شده است.

مدل‌های پژوهش

مدل ضریب واکنش سودهای آتی

برای اندازه‌گیری ضریب واکنش سودهای آتی از مدل تعدیل‌شده کولینز و همکاران (۱۹۴۴) و لاندولم و مایرز (۲۰۰۲) در پژوهش چنگ و همکاران (۲۰۱۴) استفاده شده است (رابطه ۱).

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{i,t} + \beta_2 \Delta X_{i,t3} + \beta_3 R_{i,t3} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه ۱}$$

$R_{i,t}$: بازده سهام شرکت i که به صورت بازده انباشته ناشی از خرید و نگهداری سهام ۱۲ ماهه از ابتدای تیر سال t تا پایان خرداد سال $t + ۱$ محاسبه می‌شود.
 $\Delta X_{i,t}$ و $\Delta X_{i,t3}$ به شرح رابطه‌های ۲ و ۳ اندازه‌گیری می‌شوند.

$$\Delta X_{i,t}: X_{i,t} - X_{i,t-1} \quad \text{رابطه ۲}$$

$X_{i,t}$: سود قبل از اقسام غیرمترقبه در پایان سال t تقسیم بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در ابتدای سال t . $X_{i,t-1}$: سود قبل از اقسام غیرمترقبه در پایان سال $t - ۱$ تقسیم بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در ابتدای سال t .

$$\Delta X_{i,t3}: \frac{X_{i,t3}}{3} - X_{i,t} \quad \text{رابطه ۳}$$

$X_{i,t3}$: مجموع سود سه سال آتی قبل از اقسام غیرمترقبه تقسیم بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در ابتدای سال t . $R_{i,t3}$: بازده‌های آتی که به صورت بازده انباشته ناشی از خرید و نگهداری سهام برای سه سال آتی محاسبه شده است.

در رابطه ۱، ضریب β_1 که نشان‌دهنده میزان تأثیر سودهای آتی بر بازده جاری سهام است، ضریب واکنش سودهای آتی نامیده می‌شود (کولینز و همکاران، ۱۹۹۴؛ گلب و زاروئین، ۲۰۰۲). با استناد به پژوهش‌های تاکر و زاروئین (۲۰۰۶)، هاو و همکاران (۲۰۱۲)، چوئی و همکاران (۲۰۱۴) و چنگ و همکاران (۲۰۱۴) انتظار می‌رود، ضریب واکنش سودهای آتی مثبت باشد.

مدل‌های آزمون فرضیه‌ها

برای بررسی تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی، به پیروی از چنگ و همکارانش (۲۰۱۴) از مدل رگرسیون به شرح رابطه ۴ استفاده شده است.

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{i,t} + \beta_2 \Delta X_{i,t3} + \beta_3 R_{i,t3} + \beta_4 IS_{i,t} + \beta_5 IS_{i,t} \times \Delta X_{i,t} \\ + \beta_6 IS_{i,t} \times \Delta X_{i,t3} + \beta_7 IS_{i,t} \times R_{i,t3} \\ + \text{control variables} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{رابطه ۴})$$

$IS_{i,t}$: معیار هموارسازی سود که به پیروی از فرانسیس، لافوند و اولسون (۲۰۰۴) به شرح رابطه ۵ محاسبه می شود.

$$IS_{i,t} = \frac{\text{stdDev}\left(\frac{CFO_{i,t}}{TA_{i,t-1}}\right)}{\text{StdDev}\left(\frac{NI_{i,t}}{TA_{i,t-1}}\right)} \quad (\text{رابطه ۵})$$

معیار هموارسازی سود ($IS_{i,t}$) از طریق نسبت نوسانات درآمد با توجه به نوسانات جریان های نقدی در طول بازه زمانی سه ساله اخیر اندازه گیری می شود. هرچه حاصل این کسر بزرگ تر باشد هموارسازی سود بیشتر صورت گرفته است. $NI_{i,t}$ سود قبل از اقلام غیر مترقبه در سال t ; $CFO_{i,t}$ جریان های نقدی عملیاتی منهای جریان های نقدی اقلام غیر مترقبه در سال t ; $TA_{i,t-1}$ مجموع دارایی ها در سال $t - 1$.

control variables: متغیرهای کنترلی پژوهش اند که شامل موارد زیر می شوند:

$GROWTH_{i,t}$: رشد در دارایی های شرکت که نسبت به سال قبل محاسبه می شود.

$EARNSTD_{i,t}$: انحراف معیار سود ($X_{i,t}$) شرکت که از سال t تا سال $t + 3$ اندازه گیری می شود.

$LOSS_{i,t}$: زیان شرکت که اگر $\Delta X_{i,t3}$ منفی باشد برابر با یک است، در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می شود.

چنانچه، ضریب β_6 در سطح اطمینان مدنظر معنادار باشد، فرضیه اول مبنی بر تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی رد نخواهد شد. برای بررسی تأثیر محیط اطلاعاتی بر ضریب واکنش سودهای آتی، از مدل رگرسیون به شرح رابطه ۶ استفاده شده است.

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{i,t} + \beta_2 \Delta X_{i,t3} + \beta_3 R_{i,t3} + \beta_4 IE_{i,t} + \beta_5 IE_{i,t} \times \Delta X_{i,t} \\ + \beta_6 IE_{i,t} \times \Delta X_{i,t3} + \beta_7 IE_{i,t} \times R_{i,t3} \\ + \text{control variables} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{رابطه ۶})$$

$IE_{i,t}$: معیار محیط اطلاعاتی (اندازه شرکت؛ امتیاز کیفیت افشا؛ تعداد و دقت سود پیش بینی شده مدیریت) است.

اندازه شرکت ($SIZE_{i,t}$): از طریق لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام عادی در ابتدای سال t اندازه گیری می شود.

امتیاز کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی ($RANK_{i,t}$): از امتیازهای اختصاص داده شده به هر شرکت توسط سازمان بورس اوراق و بهادار تهران استفاده می‌شود (مهرانی و پروائی، ۱۳۹۳).
 فراوانی پیش‌بینی سود ($LNF_{i,t}$): این متغیر از طریق لگاریتم طبیعی ۱ به‌علاوه تعداد پیش‌بینی‌های منتشرشده در یک دوره مالی محاسبه می‌شود.

دقت پیش‌بینی سود ($PREC_{i,t}$): از قدر مطلق، اختلاف میان سود واقعی با سود پیش‌بینی‌شده هر سهم تقسیم بر سود واقعی محاسبه می‌شود. هرچه این رقم بزرگ‌تر باشد، حاکی از دقت کمتر در پیش‌بینی سود است. از مقیاس معکوس دقت سود پیش‌بینی‌شده (ضرب در یک مقیاس منفی) برای ایجاد مقادیر بالاتر که نشان‌دهنده محیط اطلاعاتی بهتر است، استفاده می‌شود (چوئی و همکاران، ۲۰۱۱).

مطابق مبانی نظری بیان شده، انتظار می‌رود محیط اطلاعاتی موجب بهبود ضریب واکنش سودهای آتی شود. چنانچه در رابطه ۶ ضریب β_6 به صورت مثبت معنادار باشد، فرضیه دوم مبنی بر تأثیر مثبت محیط اطلاعاتی بر ضریب واکنش سودهای آتی رد نخواهد شد.
 برای بررسی تأثیر تعدیل‌گر محیط اطلاعاتی قوی و ضعیف بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی، به پیروی از چنگ و همکاران (۲۰۱۴) از مدل رگرسیون به شرح رابطه ۷ استفاده شده است.

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{i,t} + \beta_2 \Delta X_{i,t3} + \beta_3 R_{i,t3} + \beta_4 IS_{i,t} + \beta_5 IS_{i,t} \times \Delta X_{i,t} + \beta_6 IS_{i,t} \times \Delta X_{i,t3} + \beta_7 IS_{i,t} \times R_{i,t3} + \beta_8 IE_{i,t} + \beta_9 IE_{i,t} \times \Delta X_{i,t} + \beta_{10} IE_{i,t} \times \Delta X_{i,t3} + \beta_{11} IE_{i,t} \times R_{i,t3} + \beta_{12} IS_{i,t} \times IE_{i,t} + \beta_{13} IS_{i,t} \times IE_{i,t} \times \Delta X_{i,t} + \beta_{14} IS_{i,t} \times IE_{i,t} \times \Delta X_{i,t3} + \beta_{15} IS_{i,t} \times IE_{i,t} \times R_{i,t3} + control\ variables + \varepsilon_{i,t} \quad (رابطه\ 7)$$

$IE_{i,t}$: متغیر مجازی (صفر و یک) برای بررسی تأثیر تعدیل‌گر محیط اطلاعاتی قوی و ضعیف بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی.

برای آزمون فرضیه سوم (تأثیر تعدیل‌گر محیط اطلاعاتی قوی بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی)، به مشاهدات عضو نمونه آماری بر اساس هر یک از معیارهای محیط اطلاعاتی (معیارهای تأثیرگذار بر ضریب واکنش سودهای آتی) از میانه به بالا عدد یک و به سایر مشاهدات عدد صفر تعلق می‌گیرد؛ سپس به اشتراک این سه معیار عدد یک و برای سایر عدد صفر منظور می‌شود. به بیانی، شرکت - سالی که با هر سه معیار یادشده از میانه به بالا باشد عدد یک و به سایر عدد صفر تعلق می‌گیرد. همچنین برای آزمون فرضیه چهارم (تأثیر تعدیل‌گر محیط اطلاعاتی ضعیف بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی) به شرکت - سالی که با هر سه معیار از میانه به پایین باشد، عدد یک و به بقیه عدد صفر تعلق می‌گیرد.

چنانچه در رابطه ۷ ضریب β_{14} ($IS_{i,t} \times IE_{i,t} \times \Delta X_{i,t3}$) در سطح اطمینان ۹۵ درصد مثبت معنادار باشد، فرض مبنی بر اینکه تعدیل گر محیط اطلاعاتی قوی بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی تأثیر افزایشی دارد، تأیید می شود. همچنین در آزمون فرضیه چهارم، چنانچه ضریب β_{14} ($IS_{i,t} \times IE_{i,t} \times \Delta X_{i,t3}$) منفی و معنادار باشد، فرض مبنی بر اینکه تعدیل گر محیط اطلاعاتی ضعیف بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی تأثیر منفی می گذارد، تأیید خواهد شد.

یافته های پژوهش

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش به صورت خلاصه در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
R_t	۰/۲۱۳	۰/۰۹۴	۲/۵۵۵	-۰/۷۶۵	۰/۴۹۵
R_{t3}	۱/۴۵۷	۰/۹۶	۱۰/۸۷۴	-۰/۹۵۶	۱/۷۹۴
ΔX_t	۰/۰۲۲	-۰/۰۱۳	۱/۵۸۶	-۰/۹۳۸	۰/۱۹۲
ΔX_{t3}	۰/۰۵۸	۰/۰۴	۱/۶۷۲	-۲/۶۱۴	۰/۳۰۸
IS_t	۳/۶۵۴	۱/۹۲۷	۴۳/۱۰۹	۰/۰۴۳	۴/۹۲۴
$SIZE_t$	۲۶/۵۱۹	۲۶/۳۸۴	۳۱/۳۲۷	۲۳/۱۶۹	۱/۴۵
$RANK_t$	۵۵/۸۷۹	۵۸	۹۹/۳۷۴	-۱/۱۵۸	۲۳/۳۱۷
$PREC_t$	-۰/۶۸۶	-۰/۲۳۲	۰	-۲۳/۴۱۱	۱/۹۷۹
$LN F_t$	۱/۲۳۱	۱/۰۹۸	۲/۳۰۲	۰/۶۹۳	۰/۳۵۶
$GROWTH_t$	۰/۱۶۱	-۰/۱۲۶	۱/۶۵۸	-۰/۵۰۵	۰/۲۲۸
$LOSS_t$	۰/۳۷۳	۰	۱	۰	۰/۴۸۴
$EARNSTD_t$	۰/۱۳۶	-۰/۰۹۳	۱/۳۸۷	-۰/۰۰۳	۰/۱۴۸

شایان ذکر است، نتایج اجرای آزمون F لیمر برای مدل های پژوهش نشان می دهد به جز داده های مربوط به مدل تأثیر اندازه شرکت به عنوان معیاری از محیط بر ضریب واکنش سودهای

آتی، سایر داده‌ها تلفیقی است و با توجه به نتایج آزمون LR برای ناهمسان‌بودن واریانس‌ها، مدل‌ها در حالت حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) برآورد شدند. همچنین مقدار آماره دوربین - واتسون در جدول‌های مربوط به نتیجه تخمین‌ها و نتیجه آزمون وولدریج، نشان می‌دهد خودهمبستگی سریالی بین باقی‌مانده‌های مدل وجود ندارد. نتایج آزمون راست‌نمایی (LR) و آزمون وولدریج به صورت خلاصه در جدول ۲ درج شده است. با توجه به معنادار بودن نتیجه آزمون F لیمر برای مدل تأثیر اندازه شرکت، به منظور بررسی الگوی مناسب آزمون هاسمن اجرا شد که نتیجه این آزمون (۲۶۶/۶۴۵) ((۰/۰۰۰) نشان داد الگوی اثرهای ثابت، الگوی مناسبی است و مدل در این حالت برآورد شد.

جدول ۲. نتایج آزمون راست‌نمایی (LR) و آزمون وولدریج

مدل	ناهمسانی (LR)	خودهمبستگی (Wooldridge)
ضریب واکنش سودهای آتی	۳۰۰/۶۹ (۰/۰۰۰)	۱/۶۱۷ (۰/۲۰۶)
فرضیه اول	۳۸۳/۷۵ (۰/۰۰۰)	۲/۲۴۴ (۰/۱۳۶)
فرضیه دوم - معیار کیفیت افشا	۳۰۰/۹۲ (۰/۰۰۰)	۲/۹۰۳ (۰/۰۹۱)
فرضیه دوم - معیار دقت سود پیش‌بینی شده	۳۴۰/۸۹ (۰/۰۰۰)	۲/۴۳۱ (۰/۱۲۱)
فرضیه دوم - معیار تعداد سود پیش‌بینی شده	۲۹۵/۱۳ (۰/۰۰۰)	۲/۲۹۶ (۰/۱۳۲)
فرضیه دوم - معیار اندازه شرکت	۲۷۸/۶۵ (۰/۰۰۰)	۳/۳۳۱ (۰/۰۷)
فرضیه سوم	۳۹۷/۹۹ (۰/۰۰۰)	۲/۰۳۴ (۰/۱۵۶)
فرضیه چهارم	۳۰۲/۹۸ (۰/۰۰۰)	۳/۷۵۸ (۰/۰۵۵)

آزمون فرضیه اول پژوهش

قبل از بررسی فرضیه اول پژوهش، به منظور سنجش اعتبار مدل اصلاح‌شده ضریب واکنش سودهای آتی، رابطه ۱ برآورد شد که نتایج آن همراه با برآورد رابطه ۴ مربوط به فرضیه اول پژوهش به صورت خلاصه در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. ضریب واکنش سودهای آتی؛ تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی

هموارسازی سود			ضریب واکنش سودهای آتی			R_t
معناداری	آماره t	ضریب	معناداری	آماره t	ضریب	متغیرها
-.۰۰۴	۲/۸۵	۰/۱۰۲	۰/۰۰۰	۳/۸۲۸	۰/۱۶	β_t
-.۰۶۱	۱/۸۷۴	۰/۲۰۷	۰/۰۰۰	۵/۱۶۴	۰/۶۳۹	ΔX_t
۰/۰۰۰	۷/۰۳۸	۰/۷۰۳	۰/۰۰۰	۸/۵۸۸	۰/۲۴۹	ΔX_{t3}
۰/۲۰۷	۱/۲۶۳	۰/۰۰۶	۰/۵۹۸	۰/۵۲۷	۰/۰۰۳	R_{t3}
۰/۶۷۴	۰/۴۱۹	۰/۰۰۱				IS_t
۰/۰۰۰	۳/۴۱۸	۰/۱۱				$IS_t \times \Delta X_t$
۰/۰۰۰	-۴/۲۸۵	-۰/۰۱۷				$IS_t \times \Delta X_{t3}$
۰/۹۳۹	۰/۰۷۶	۰/۰۰۱				$IS_t \times R_{t3}$
۰/۰۰۱	۳/۱۴	۰/۳۴۱				$GROWTH_t$
۰/۰۰۰	-۳/۸۴۴	-۰/۴۰۷				$GROWTH_t \times \Delta X_{t3}$
۰/۳۵۶	۰/۹۲۱	۰/۰۴۳				$LOSS_t$
۰/۲۴	-۱/۱۷۴	-۰/۲۸				$LOSS_t \times \Delta X_{t3}$
۰/۰۳۸	-۲/۰۷۵	-۰/۳۶				$EARNSTD_t$
۰/۰۱۱	-۲/۵۲۶	-۰/۴۵۵				$EARNSTD_t \times \Delta X_{t3}$
	۱۳/۰۷۹			۳۰/۰۷		آماره F
	۰/۰۰۰			۰/۰۰۰		معناداری آماره F
	۰/۲			۰/۱۱۶		ضریب تعیین
	۰/۱۸۵			۰/۱۱۲		ضریب تعیین تعدیل شده
	۲/۱۳۱			۲/۰۷۹		آماره دوربین - واتسون
	(۰/۵۲۳) ۰/۹۸۶			(۰/۵۹۲) ۰/۹۶۱		آماره چاو (معناداری)

نتایج برآورد مدل ضریب واکنش سودهای آتی نشان می‌دهد مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل ۱، ۰/۱۱۲ به‌دست آمده است که نشان می‌دهد حدود ۱۱ درصد تغییرات بازده جاری سهام را مجموعه متغیرهای مستقل مدل توضیح می‌دهد. ضریب ΔX_t (ضریب واکنش سود جاری) و ΔX_{t-3} (ضریب واکنش سودهای آتی) مثبت معنادار است (به ترتیب ۰/۶۲۹ و ۰/۲۴۹) که نشان می‌دهد مقدار شایان توجهی از اطلاعات مربوط به سود فعلی و سودهای آتی، در بازده فعلی سهام گنجانده شده است.

نتایج برآورد مدل تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سود آتی نشان می‌دهد مدل در سطح اطمینان مدنظر معنادار است. ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل ۲، ۰/۱۸۵ به‌دست آمده است که نشان می‌دهد حدود ۱۸ درصد تغییرات بازده جاری سهام را مجموعه متغیرهای مستقل مدل توضیح می‌دهد. ضریب برآوردشده مدنظر در این مدل $(IS_t \times \Delta X_{t-3})$ در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است ($P\text{-Value} = 0/000$)؛ بنابراین، فرضیه اول پژوهش مبنی بر تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی تأیید می‌شود، اما ضریب منفی β_6 (۰/۰۱۷-) نشان می‌دهد که هموارسازی سود بیشتر به قصد تحریف انجام شده است.

آزمون فرضیه دوم پژوهش

فرضیه دوم پژوهش به بررسی تأثیر محیط اطلاعاتی بر ضریب واکنش سودهای آتی طبق مدل رگرسیونی (رابطه ۶) می‌پردازد. معیارهای محیط اطلاعاتی شامل کیفیت افشا، اندازه شرکت، دقت و تعداد سود پیش‌بینی شده است که تأثیر هر یک به صورت جداگانه به‌عنوان نماینده محیط اطلاعاتی بر ضریب واکنش سودهای آتی برآورد می‌شود. ضریب برآوردشده مدنظر در این مدل β_6 $(IE_t \times \Delta X_{t-3})$ به‌دست آمد که نشان از تأثیر محیط اطلاعاتی بر ضریب واکنش سودهای آتی دارد. خلاصه برآورد مدل‌های رگرسیونی در جدول ۴ مشاهده می‌شود.

بر اساس نتایج برآورد مدل رگرسیونی (جدول ۴) در سطح اطمینان مدنظر، ضریب β_6 برای معیارهای کیفیت افشا ($P\text{-Value} = 0/000$)، دقت ($P\text{-Value} = 0/019$) یک‌طرفه و تعداد سود پیش‌بینی شده ($P\text{-Value} = 0/000$) مثبت و معنادار است، ولی ضریب β_6 برای معیار اندازه شرکت معنادار نیست ($P\text{-Value} = 0/193$) یک‌طرفه؛ بنابراین، معیارهای کیفیت افشا، دقت و تعداد سود پیش‌بینی شده، به بهبود ضریب واکنش سودهای آتی منجر می‌شوند، اما معیار اندازه شرکت تأثیر معناداری بر ضریب واکنش سودهای آتی ندارد.

آزمون فرضیه سوم و چهارم پژوهش

فرضیه سوم و چهارم به ترتیب به بررسی تأثیر محیط اطلاعاتی قوی و ضعیف بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی می‌پردازند. در جدول ۵ خلاصه نتایج برآورد رابطه ۷ به روش داده‌های تلفیقی مشاهده می‌شود.

جدول ۵. تأثیر تعدیل‌گر محیط اطلاعاتی بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی

تعدیل‌گر محیط ضعیف			تعدیل‌گر محیط قوی			R_t
معناداری	آماره t	ضریب	معناداری	آماره t	ضریب	متغیر
-/۰.۱۲	۲/۵۱۱	-/۱۲۶	-/۰.۱۲	۲/۴۹۸	-/۰.۹۳	β
-/۰.۰۳	۲/۹۳۶	-/۴۸	-/۰.۸۲	۱/۷۴۱	-/۰.۱۸۲	ΔX_t
-/۰.۰۰	۸/۳۸۶	-/۷۰.۸	-/۰.۰۰	۶/۶۵۶	-/۰.۶۴۵	ΔX_{t^*}
-/۴۸۵	-/۰.۶۹۸	-/۰.۰۶	-/۰.۱۳۵	۱/۴۹۶	-/۰.۱۲	R_{t^*}
-/۹۸۸	-/۰.۱۳	-/۰.۰۱	-/۰.۷۳۲	-/۰.۳۴۲	-/۰.۰۱	IS_t
-/۰.۰۰	۳/۸۰۲	-/۱۳۱	-/۰.۰۳	۲/۹۰۷	-/۰.۸۹	$IS_t \times \Delta X_t$
-/۱۵۳	-/۱.۴۲۸	-/۰.۱	-/۰.۰۰	-/۴.۴۱۹	-/۰.۱۶	$IS_t \times \Delta X_{t^*}$
-/۹۵۸	-/۰.۵۱	-/۰.۰۱	-/۰.۸۶۱	-/۰.۱۷۵	-/۰.۰۱	$IS_t \times R_{t^*}$
-/۰.۱۳	-/۲.۴۷۱	-/۰.۱۳۱	-/۰.۶۵۳	-/۰.۴۴۹	-/۰.۳۵	$IE_{i,t}$
-/۰.۰۳	-/۲.۹۳۶	-/۰.۶۲۷	-/۰.۰۰	۳/۷۶۳	۲/۳۱۷	$IE_{i,t} \times \Delta X_t$
-/۰.۷۱۹	-/۰.۳۵۹	-/۰.۰۵۱	-/۰.۱۳۹	۱/۴۸	-/۰.۶۵۵	$IE_{i,t} \times \Delta X_{t^*}$
-/۰.۹۳	۱/۶۸۱	-/۰.۲۹	-/۰.۸۶	-/۱.۷۱۶	-/۰.۴۹	$IE_{i,t} \times R_{t^*}$
-/۰.۰۱	۳/۲	-/۰.۲۶	-/۰.۱۱	۲/۵۳۷	-/۰.۳۳	$IS_t \times IE_{i,t}$
-/۵۸۶	-/۰.۵۴۴	-/۰.۰۳۱	-/۰.۳۴۱	-/۰.۹۵۱	-/۰.۱۱۹	$IS_t \times IE_{i,t} \times \Delta X_t$
-/۳۶۲	-/۰.۳۵۱	-/۰.۰۰۷	-/۰.۴۸	۱/۶۵۹	-/۰.۶۱	$IS_t \times IE_{i,t} \times \Delta X_{t^*}$
-/۰.۸۹	-/۱.۷۰۲	-/۰.۰۱۱	-/۰.۲۱۵	-/۱.۲۳۹	-/۰.۰۰۷	$IS_t \times IE_{i,t} \times R_{t^*}$
-/۰.۰۸	۲/۶۴۳	-/۰.۲۷۲	-/۰.۰۳	۲/۹۷۲	-/۰.۲۸۸	$GROWTH_t$
-/۰.۰۰	-/۴.۸۷	-/۰.۴۲۳	-/۰.۰۰	-/۳.۷۰۹	-/۰.۴۸۷	$GROWTH_t \times \Delta X_{t^*}$
-/۵۵۹	-/۰.۵۸۳	-/۰.۰۲۷	-/۰.۱۳	۱/۵۱۴	-/۰.۵۲	$LOSS_t$
-/۰.۰۵	-/۱.۹۶۳	-/۰.۵۰۴	-/۰.۲۱۱	-/۱.۲۵	-/۰.۲۶	$LOSS_t \times \Delta X_{t^*}$
-/۰.۰۵	-/۲.۷۸۱	-/۰.۴۷۶	-/۰.۱۸	-/۲.۳۶۹	-/۰.۳۶۲	$EARNSTD_t$
-/۰.۵۲	-/۱.۹۴۴	-/۰.۳۸۴	-/۰.۵۵	-/۱.۹۱۷	-/۰.۴۱	$EARNSTD_t \times \Delta X_{t^*}$
۱/۰.۰۵			۱۳/۶۷۹			آماره F
-/۰.۰۰			-/۰.۰۰			معناداری آماره F
-/۲۴			-/۰.۳			ضریب تعیین
-/۲۱۶			-/۰.۲۷۸			ضریب تعیین تعدیل شده
۲/۱۵			۲/۱۷۶			آماره دوربین - واتسون
(-/۵۴) -/۰.۹۸			(-/۰.۶۸۶) -/۰.۹۲۶			آماره جاو (معناداری)

ضریب مدنظر برای آزمون فرضیه سوم و چهارم $\beta_{۱۴}$ $(IS_t \times IE_t \times \Delta X_{i,t+3})$ برآورد شده است که انتظار می‌رود، در آزمون فرضیه سوم این ضریب به صورت مثبت و در آزمون فرضیه چهارم به صورت منفی معنادار باشد. نتایج برآورد مدل رگرسیونی نشان می‌دهد در بررسی اثر محیط اطلاعاتی قوی بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی، ضریب $\beta_{۱۴}$ مثبت و معنادار است ($P\text{-Value} = ۰/۰۴۸$ یک طرفه)، اما نتایج آزمون فرضیه چهارم نشان می‌دهد تأثیر محیط اطلاعاتی ضعیف بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی معنادار نیست ($P\text{-Value} = ۰/۳۶۲$ یک طرفه).

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش حاضر، تأثیر هموارسازی سود بر محتوای اطلاعاتی بازده جاری سهام با رویکرد ضریب واکنش سودهای آتی در محیط‌های گوناگون اطلاعاتی بررسی شد. نتایج آزمون فرضیه اول نشان داد هموارسازی سود در بازار سرمایه ایران بر ضریب واکنش سودهای آتی تأثیر منفی و معناداری می‌گذارد؛ بنابراین، هموارسازی سود بیشتر به قصد تحریف (نه انتقال اطلاعات محرمانه مدیریت) انجام می‌شود که با یافته‌های حقیقت و رایگان (۱۳۸۷)، اعتمادی و سلوری (۱۳۹۱)، خدامی‌پور و روستایی (۱۳۹۳) همخوانی دارد، اما با یافته‌های هاشمی و صمدی (۱۳۸۸)، رحمانی و بشیری‌منش (۱۳۹۰)، طالب بیدختی و همکاران (۱۳۹۰) در تضاد است. این نتیجه نیز همانند پژوهش‌های پیشین بدون توجه به عامل محیط اطلاعاتی به دست آمده است. نتایج آزمون فرضیه دوم نشان داد از معیارهای محیط اطلاعاتی بیان شده، معیارهای کیفیت افشا، دقت و تعداد سود پیش‌بینی شده، موجب بهبود ضریب واکنش سودهای آتی می‌شوند که این نتیجه با یافته‌های گلب و زاروئین (۲۰۰۲)، لاندهلوم و مایرز (۲۰۰۲)، هاو و همکاران (۲۰۱۲)، چوئی و همکاران (۲۰۱۱) و رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) همخوانی دارد و این تئوری را که محیط اطلاعاتی بهتر، موجب ایجاد اطلاعات باارزش بیشتری می‌شود و به سرمایه‌گذاران برای پیش‌بینی عملکرد آتی شرکت کمک می‌کند را در بازار اوراق بهادار تهران تأیید می‌کند، اما معیار اندازه شرکت تأثیر معناداری بر ضریب واکنش سودهای آتی ندارد و با یافته‌های اتردج و همکاران (۲۰۰۵)، چوئی و همکاران (۲۰۱۱)، چنگ و لی (۲۰۱۴) و چنگ و همکاران (۲۰۱۴) که بیان می‌کنند، میزان بیشتری از اطلاعات سودهای آتی در قیمت سهام شرکت‌های با اندازه بزرگ منعکس می‌شود، متضاد است.

بر اساس نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش، محیط اطلاعاتی قوی بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی تأثیر مثبت و معناداری دارد؛ زیرا سرمایه‌گذاران می‌توانند از

اطلاعات همزمان بیشتری برای پیش‌بینی سودهای آتی استفاده کنند و به این ترتیب، همواربودن سود، قابلیت پیش‌بینی را افزایش می‌دهد. به بیانی، شرکت‌های با محیط قوی، انگیزه دارند اطلاعات بیشتری به سرمایه‌گذاران ارائه کنند؛ بنابراین، هموارسازی سود در چنین محیط اطلاعاتی، بیشتر به منظور انتقال اطلاعات محرمانه مدیریت انجام می‌گیرد که این نتیجه با یافته‌های چنگ و لی (۲۰۱۴) و چنگ و همکاران (۲۰۱۴) سازگار است. بر اساس نتایج آزمون فرضیه چهارم پژوهش نیز، اثر محیط اطلاعاتی ضعیف بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی منفی است، اما این تأثیر معنادار نیست.

به‌طور کلی، می‌توان نتیجه گرفت که تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی به‌طور شایان توجهی به محیط اطلاعاتی شرکت‌ها بستگی دارد. هر چه محیط اطلاعاتی غنی‌تر باشد، ضریب واکنش سودهای آتی بیشتر است و هموارسازی سود در این محیط اطلاعاتی موجب بهبود ضریب واکنش سودهای آتی می‌شود و به‌منظور انتقال اطلاعات محرمانه مدیریت انجام می‌گیرد.

با توجه به نتایج پژوهش، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود هنگام تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری، بر شرکت‌های با محیط اطلاعاتی قوی و شرکت‌هایی که ضمن داشتن محیط اطلاعاتی قوی، سود هموارتری دارند، بیشتر توجه کنند. همچنین به مدیران پیشنهاد می‌شود با بهبود محیط اطلاعاتی شرکت‌ها به سرمایه‌گذاران برای پیش‌بینی عملکرد و سودهای آتی کمک کنند؛ زیرا این عمل به کاهش احتمال تخصیص نادرست سرمایه منجر می‌شود.

با توجه به اهمیت گزارشگری مالی و به‌ویژه سود حسابداری در ارزیابی عملکرد و پیش‌بینی سودهای آتی و در نتیجه تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری، پیشنهاد می‌شود تأثیر کیفیت سود و کیفیت گزارشگری مالی بر ضریب واکنش سودهای آتی و همچنین تأثیر این عوامل بر رابطه بین هموارسازی سود و ضریب واکنش سودهای آتی بررسی شود.

با توجه به اینکه در برخی پژوهش‌های مرتبط به ضریب واکنش سودهای آتی، محتوای اطلاعاتی قیمت سهام از سودهای آتی با تجزیه سود به دو جزء نقدی و تعهدی بررسی شده است، پیشنهاد می‌شود تأثیر هموارسازی بر ضریب واکنش سودهای آتی در محیط‌های مختلف اطلاعاتی با تفکیک سود به جزء نقدی و تعهدی، مد نظر قرار گیرد تا مشخص شود این تأثیر مربوط به کدامیک از اجزای سود است.

References

- Beidleman, C. (1973). Income Smoothing: The Role of Management. *The Accounting Review*, 48 (4), 653-667.

- Cheng, C. S. A. & Li, Sh. (2014). Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness? A Comparison between the US and China Markets. *China Accounting and Finance Review*, 16 (2), 128-147.
- Cheng, C. S. A., Johnston, J. & Li, S. (2014). Higher ERC or Higher Future ERC from Income Smoothness? The Role of Information Environment. *American Accounting Association Annual Meeting and Conference on Teaching and Learning in Accounting*, Atlanta, GA, August 2-6, 2014.
- Choi, J. H., Choi, S., Myers, L. A. & Ziebart, D. (2014). Financial Statement Comparability and The Ability of Current Stock Returns to Reflect The Information in Future Earnings. *Working Paper*, Available at <http://www.ssrn.com>.
- Choi, J. H., Myers, L. A., Zang, Y. & Ziebart, D. (2011). Do Management EPS Forecasts Allow Returns to Reflect Future Earnings? Implications for The Continuation of Management's Quarterly Earnings Guidance. *Review of Accounting Studies*, 16 (1), 143-182.
- Collins, D. W., Kothari, S. P. & Rayburn, J. D. (1987). Firm Size and The Information Content of Prices with Respect to Earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 9 (2), 111-138.
- Collins, D. W., Kothari, S. P., Shanken, J. & Sloan, R. G. (1994). Lack of Timeliness and Noise as Explanations for The Low Contemporaneous Return-Earnings Association. *Journal of Accounting & Economics*, 18 (3), 289-324.
- Darabi, R. & Emam Jomeh, S. (2014). Investigate the Effect of ownership structure on the accuracy of profit forecasts. *Accounting Knowledge and Management Auditing*, 3 (10), 55-71. (in Persian)
- Dichev, I. & Tang, V. W. (2009). Earnings Volatility and Earnings Predictability. *Journal of Accounting and Economics*, 47 (2), 160-181.
- Eskandarlee, T. Dastkir, M. & Ghaemi, M. H. (2014). Investigate the Effects of Management Earnings Forecasts. *Accounting Knowledge and Management Auditing*, 3 (10), 117-133. (in Persian)
- Etemadee, H. & Slori, M. (2012). Investigate the Effect of Income Smoothing on Cash Flows and Future Earnings with respect to Two Variables: Industry Type and Firm Size. *Empirical Research in Financial Accounting*, 2 (5), 29-45. (in Persian)
- Ettredge, M. L., Kwon, S. Y., Smith, D. B. & Zarowin, P. A. (2005). The Impact of SFAS No. 131 Business Segment Data on the Market's Ability to Anticipate Future Earnings. *The Accounting Review*, 80 (3), 773-804.

- Francis, J., LaFond, R. & Olsson, P.M. (2004). Cost of Equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review*, 79 (4), 967-1010.
- Gelb, D. S. & Zarowin, P. A. (2002). Corporate Disclosure Policy and The Informativeness Of stock Prices. *Review of Accounting Studies*, 7 (1), 33-52.
- Haghighat, H. & Rayghan, E. (2009). Investigating the effect of Income Smoothing on Information Content of Current Earnings about Predicting Future Earnings. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 15 (54), 33-46. (in Persian)
- Hashemi, S. A. & Samadi, V. (2009). The Effects of Income Smoothing on its Information Content in the Tehran Stock Exchange Listed Firms. *Financial Researches*, 10 (1), 148-167. (in Persian)
- Haw, I. M., Hu, B., Lee, J. J. & Wu, H. (2012). Investor Protection and Price Informativeness About Future Earnings: International Evidence. *Review of Accounting Studies*, 17 (2), 389-419.
- Huang, X., LI, X., Tse, S. & Tucker, J. W. (2014). The Effects of Management Earnings Forecast Mandates: Evidence from China. *Working Paper*, Available at <http://www.ssrn.com>.
- Khodamipour, A. & Rostayi, Sh. (2014). Investigate the Relationship between the Taxable Income Smoothing with Tax Avoidance and its Information Content. *Accounting Knowledge and Management Auditing*, 3 (10), 35-46. (in Persian)
- Lundholm, R. & Myers, L. A. (2002). Bringing the future forward: The effect of disclosure on the returns-earnings relation. *Journal of Accounting Research*, 40(3), 809-839.
- Mehrani, K. & Parvaei, A. (2015). Disclosure Quality in Family Firms Listed in the Tehran Stock Exchange. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 21 (4), 527-540. (in Persian)
- Rahmani, A. & Bashiri Manesh, N. (2011). Investigate the Effect of Income Smoothing on the Informativeness of Stock Price. *Financial Accounting Researches*, 3 (3), 39-54. (in Persian)
- Rahmani, A., Bashiri Manesh, N. & Shahrokhi, S. S. (2012). Investigate the Effect of Earnings Forecast Issuance on the Future Earnings Response Coefficient. *Accounting Knowledge*, 3 (10), 29-50. (in Persian)
- Shroff, N., Verdi, S. R. & Yu, G. (2013). Information Environment and the Investment Decisions of Multinational Corporations. *The Accounting Review*, 89 (2), 759-790.

Taleb Beydokhti, A., Vadiee, M. H. & Kazeroni, A. (2011). The Impact of Income Smoothing on the Information Content of Earnings. *Financial Accounting and Auditing Researches*, 3 (9), 167-191. (in Persian)

Tucker, J. W. & Zarowin, P. A. (2006). Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness? *The Accounting Review*, 81 (1), 251-270.