

نقش رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده در ضریب واکنش سود

محسن تنانی *

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۱/۱۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۶/۱۸

چکیده

یکی از اطلاعاتی که سرمایه‌گذاران به آن اهمیت زیادی می‌دهند، اطلاعات و سیگنال‌هایی است که از ارزش آتی شرکت نشأت می‌گیرد. پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی شرکت‌ها یکی از عوامل مؤثر بر این سیگنال‌ها است. در این پژوهش تأثیر رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده بر ضریب واکنش سود تجزیه و تحلیل می‌شود. در راستای دستیابی به این هدف، اطلاعات ۶۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ مورد مطالعه قرار گرفت. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از رگرسیون چندمتغیره با استفاده از داده‌های ترکیبی استفاده گردیده است. نتایج پژوهش بیانگر آن است که بین رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده و ضریب واکنش سود، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. بنابراین می‌توان استدلال کرد که پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی عامل مهمی در تعیین میزان ضریب واکنش سود و کیفیت سود شرکت‌ها است.

واژه‌های کلیدی: بازده غیرعادی انباشته، خطای پیش‌بینی، رشد بازده غیرعادی، ضریب واکنش سود، کیفیت سود

*استادیار گروه حسابداری، دانشکده علوم مالی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)

Email: m.tanani@khu.ac.ir

۱- مقدمه

سیستم اطلاعاتی معتبر، صحیح و مربوط، یکی از عوامل مؤثر بر کارایی و توسعه بازارهای سرمایه است که با ارائه اطلاعات به موقع و قابل اتکا، از میزان عدم اطمینان می‌کاهد و موجب تصمیم‌گیری بهینه می‌شود. مهم‌ترین اطلاعات در بازار سرمایه، اطلاعات و پیش‌بینی‌هایی است که شرکت‌ها به بازار عرضه می‌کنند. از جمله این پیش‌بینی‌ها، پیش‌بینی سود است که از مهم‌ترین منابع اطلاعاتی مورد استفاده سرمایه‌گذاران است. پیش‌بینی سود در ارزیابی سودآوری، ریسک مرتبط با سود، قضاوت در مورد قیمت سهام و مدل‌های ارزشیابی در سطح گسترده‌ای استفاده می‌شود. پس از رکود اقتصادی سال ۲۰۰۸ میلادی در ایالات متحده آمریکا توجه و نگرانی نسبت به کیفیت سود بیشتر شده است. در این میان برخی پژوهش‌های حسابداری بر ضریب واکنش سود تمرکز کرده‌اند تا سودمندی حسابداری را در توضیح بازده سهام بررسی کنند. پژوهش‌ها در مورد تئوری ارزش‌گذاری سود نشان داده‌اند که رشد سود غیرعادی ارزش‌های شرکت را مدیریت می‌کند. مطالعات نشان می‌دهد شرکت‌هایی که در یک دوره سه‌ساله متوالی رشد غیرعادی مثبت در سود را تجربه کرده‌اند، در گزارش سود در سال بعد بازده‌های بالاتری را کسب نموده‌اند. همچنین پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهد که پیش‌بینی‌های سودهای غیرعادی مثبت / منفی در گذشته با نشانه خطای پیش‌بینی مثبت / منفی در سال جاری سازگار است.

ضمن استفاده از ضریب واکنش سود (ERC) و مدل رشد سود غیرعادی (AEG) برای بررسی اینکه آیا شرکت‌های دارای سود مثبت غیرعادی در سال‌های گذشته، ضریب واکنش سود بالاتری را نشان می‌دهند، از این روش برای شناسایی این که آیا این شرکت‌ها سود باکیفیت بالا گزارش می‌دهند، استفاده نماییم.

پژوهش‌های حسابداری نشان می‌دهد که عدم اطمینان جریان‌های نقدی در آینده موجب واکنش بیشتر قیمت سهام خواهند شد. علاوه بر این، عدم اطمینان با سود بسیار مرتبط است. از آنجا که ضریب واکنش نشان‌دهنده کیفیت کلی سود است، هدف اصلی ما در این مطالعه نشان دادن این است که ضریب واکنش سود تحت تأثیر انتظارات پایه سودهای غیرعادی قرار گرفته شده است. همچنین قیمت‌ها در بازار اوراق بهادار، به اطلاعات حسابداری از جمله پیش‌بینی‌ها واکنش نشان می‌دهد. این واکنش نشان از محتوا و بار اطلاعاتی این پیش‌بینی‌ها است که باعث تغییر رفتار فعالان بازار سرمایه می‌گردد (برزیده و همکاران، ۱۳۸۹). برای شناخت و توضیح علل واکنش‌های مختلف بازار به اطلاعات سود، مفهومی تحت عنوان ضریب واکنش سود

(^۱ERC) مطرح شده است (اسکات^۲، ۲۰۰۳). اسکات معتقد است، اگر اطلاعات حسابداری محتوا و بار اطلاعاتی نداشت، هیچ‌گونه بازنگری (تعدیل) در پیش‌بینی‌ها در اثر دریافت آن‌ها به وجود نمی‌آید و باعث تصمیم‌های خرید و فروش نمی‌شد و بدون تصمیم‌های خرید و فروش هیچ‌گونه تغییری در حجم معاملات و قیمت‌ها وجود نداشت.

بیور (۱۹۷۹)^۳ دریافت که انعکاس اطلاعات حسابداری باعث تغییرات در قیمت سهام شرکت‌ها در بازار بورس می‌شود و درجه مفید بودن اطلاعات، می‌تواند به نسبت تغییرات حجم و یا قیمت به دنبال انتشار اطلاعات، اندازه‌گیری شود.

منظر اطلاعاتی سودمندی تصمیم یک رویکرد گزار شگری مالی است که مسئولیت فردی برای پیش‌بینی آینده عملیاتی شرکت و تمرکز بر تأمین اطلاعات سودمند برای این هدف را مورد توجه قرار می‌دهد. این رویکرد فرض می‌کند که بازار اوراق بهادار کارا، به هر نوع اطلاعات سودمند از هر منبع اطلاعاتی، که شامل صورت‌های مالی نیز هست، واکنش نشان می‌دهد. البته زمانی که سودمندی را با حد و اندازه تغییر قیمت اوراق معادل می‌سازیم باید مراقب باشیم. حسابداران بهتر است که تصمیم‌های خود را در خصوص محتوای صورت‌های مالی، بر اساس واکنش بازار به آن قرار دهند. اما این موضوع لزوماً بدین معنی نیست که جامعه هم برای آن بهتر باشد. به عبارت دیگر، حسابداران نه تنها به صورت‌های مالی بلکه به واکنش‌های بازار نسبت به صورت‌های مالی توجه می‌کنند. از آنجاکه اطلاعات می‌تواند برای هر گروه معنایی متفاوت داشته باشند و واکنش متفاوت از خود نشان دهند لذا لزوماً توجه به واکنش بازار نمی‌تواند درست باشد. اطلاعات یک کالای بسیار پیچیده است و ارزش‌های خصوصی و عمومی (اجتماعی) آن، یکسان نیست. یکی از علل آن هزینه اطلاعات است. زیرا استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی، به‌طور مستقیم هزینه آن را نمی‌پردازند. بنابراین آن‌ها ممکن است اطلاعاتی را سودمند ببینند، که به‌جای افزایش سودمندی جامعه، هزینه بیشتری را بر جامعه تحمیل نماید.

در اکثر پژوهش‌های قبلی از تداوم سود (بازده)، کیفیت اقلام تعهدی و نوسان سود برای اندازه‌گیری کیفیت سود به‌طور مکرر استفاده شده است. در این پژوهش، از رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده به‌عنوان معیاری برای تشخیص کیفیت سود استفاده شده زیرا از آنجاکه بازده غیرعادی سود به علت عدم شفافیت اطلاعات یا وجود اطلاعات ضعیف یا غلط به وجود می‌آید

1 Earnings Response Coefficient

2 Scott

3 Beaver

در نتیجه بازده غیرعادی سود می‌تواند نشان‌دهنده عدم کیفیت سود باشد. همچنین پیش‌بینی‌های رشد بازده غیرعادی، به‌عنوان یک شاخص عمده از فعالیت آینده در نظر گرفته شده است و به کمک آن، اثر مطلوب و یا نامطلوب پیش‌بینی‌های پایدار رشد بازده غیرعادی، بر پیش‌بینی فعالیت آینده برر سی گردید. پژوهش‌های حسابداری در زمینه ضریب واکنش سود نیز بیش‌تر به بررسی سودمندی سود حسابداری در توجیه بازده سهام پرداخته است و از آنجا که ضریب واکنش سود نشان‌دهنده کیفیت کلی سود است، هدف ما در این پژوهش، برر سی این خواهد بود که آیا انتظارات رشد بازده غیرعادی بر ضریب واکنش سود مؤثر است.

در ادامه پژوهش، پس از بیان مبانی نظری و پیشینه پژوهش‌های صورت گرفته در ارتباط با موضوع، فرضیه‌های پژوهش مطرح می‌گردد. سپس نحوه آزمون فرضیه‌ها و روش پژوهش ارائه می‌شود. در نهایت به نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها و پیشنهادهای حاصل از پژوهش پرداخته خواهد شد.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- مبانی نظری

چرا بازار به اخبار خوب^۱ یا به اخبار بد^۲ برخی شرکت‌ها نسبت به برخی دیگر واکنش نشان می‌دهد؟ واکنش بازار سهام به اخبار و اطلاعات متفاوت است. انتظارات افراد تابع پیش‌بینی‌های آن‌ها است که گاهی از ناکارآمدی‌هایی برخوردار است. فهم منبع این ناکارآمدی‌ها، می‌تواند کاربردهای مهمی برای مطالعه در زمینه عقلانیت سرمایه‌گذاران و کارایی بازار داشته باشد.

مطالعات پیشین نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار بد در مقایسه با اخبار خوب حساسیت بیشتری دارند. به گفته دیگر، واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار بد بالا بوده و واکنش به اخبار خوب در زمان وجود شرایط عدم اطمینان در بازار، نزدیک به صفر است.

اگر پاسخ به این سؤال را بتوان پیدا کرد حسابداران می‌توانند فهم و درک خود را در مورد اینکه چطور اطلاعات حسابداری می‌تواند برای سرمایه‌گذاران مفید باشد، بهبود بخشند.

بال و براون (۱۹۶۸)^۳ به بررسی تأثیر اعلام سود غیرمنتظره بر قیمت سهام از داده‌های مربوط به ۲۶۱ شرکت طی سال‌های ۱۹۴۶ تا ۱۹۶۶ استفاده کردند. آن‌ها هر اعلان سود را به‌عنوان "مطلوب (خبر خوب) یا "نامطلوب (خبر بد) " طبقه‌بندی کردند. آن‌ها دریافتند که در واکنش به تغییر سود، بیش‌ترین میزان تعدیل قیمت (۹۰- ۸۵ درصد) پیش از ماه اعلان

1 Good News

2 Bad News

3 Ball & Brown

سود رخ می‌دهد و این را می‌توان به انتشار مستمر اطلاعات حسابداری (مانند سودهای سه‌ماهه) به بازار نسبت داد.

همچنین آن‌ها تفاوت واکنش بازار به محتوای اطلاعاتی سود را در ضریب واکنش سود دانسته‌اند. ضریب واکنش سود، بازده غیرمنتظره بازار را در واکنش به اجزای غیرمنتظره سود گزارش شده توسط شرکتی که اوراق را منتشر کرده است، اندازه‌گیری می‌کند. دلایل واکنش این سود در بازار به شرح زیر است:

دلایل واکنش متفاوت بازار:

اسکات (۲۰۰۳)، دلایلی برای واکنش متفاوت بازار به سود گزارش شده بر مبنای بهای تمام‌شده تاریخی به شرح زیر اعلام کرد:

ریسک: هر چه قدر توالی بازده مورد انتظار آینده شرکت پر ریسک تر باشد ارزش آن برای سرمایه‌گذار ریسک‌پذیر پایین خواهد بود. برای یک سرمایه‌گذاری متنوع (پرتفوی)، بتا معیاری برای محاسبه اثرگذار دارایی است. سرمایه‌گذار به سود سال جاری به‌عنوان یک شاخص قدرت سودآوری و بازدهی آتی نگاه می‌کند. هر چه این بازده آتی پر ریسک تر باشد، واکنش بازار سرمایه‌گذاران به سودهای غیرمنتظره پایین خواهد بود.

ساختار سرمایه: شرکت‌هایی که دارای اهرم مالی (وام) زیاد هستند، افزایش در سود خالص (بیش از بهره) موجب تقویت و افزایش ایمنی اوراق قرضه و سایر بدهی‌های شرکت می‌شود به‌گونه‌ای که خبرهای خوب مربوط به سود خالص مورد استقبال دارندگان اوراق قرضه قرار می‌گیرد. از این رو ضریب واکنش در برابر سود خالص برای شرکت‌هایی که دارنده وام سنگین در مقایسه با شرکت‌هایی که بدون بدهی یا با بدهی کم هستند باعث می‌شود که ضریب واکنش سود آن‌ها کاهش یابد. شواهد تجربی در مورد ضریب واکنش سود پایین برای شرکت‌های با اهرم بالا و همچنین ضریب واکنش سود پایین برای شرکت‌های با نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام بالا توسط لی و فارقر^۱ (۱۹۹۱) گزارش شده است.

تداوم روند سودآوری: هر چه قدر اخبار خوب یا بد در سود سال جاری، در سال‌های آینده نیز پایدار باشد، انتظار داریم ضریب واکنش سود آن شرکت بالا باشد لذا اگر اخبار خوب، GN، سال جاری ناشی از معرفی موفقیت‌آمیز یک محصول جدید یا کاهش شدید هزینه توسط مدیریت باشد یا سخ بازار باید نسبت به زمانی که اخبار خوب متأثر از سود غیرمنتظره فروش تجهیزات است، بیش‌تر باشد. سرمایه‌گذاران انتظار ندارند که سودهای غیرمنتظره‌ای که شناسایی شده است و ناشی از فروش تجهیزات، اموال و ماشین‌آلات است در آینده نیز تکرار شود بنابراین

1 Lee & Fargher

واکنش آن‌ها نسبت به این نوع سودهای غیرعملیاتی کمتر و در نتیجه ضریب واکنش سود پایین‌تر خواهد بود.

کیفیت سود: به ظاهر هر چه کیفیت سود بالا باشد انتظار ضریب واکنش سود بالاتری نیز خواهد رفت زیرا سرمایه‌گذاران بهتر می‌توانند از عملکرد جاری به عملکرد آتی شرکت پی ببرند.

شباهت انتظارات سرمایه‌گذاران: سرمایه‌گذاران مختلف با توجه به اطلاعات پیشین و توانایی خود در ارزیابی اطلاعات صورت‌های مالی نسبت به سود خالص دوره بعد یک شرکت، دارای انتظارات متفاوتی هستند. هر چقدر انتظارات سرمایه‌گذاران در مورد سود خالص و آینده شرکت شباهت بیشتری به هم داشته باشد اثر هر ریال از سود غیرمنتظره بر قیمت سهام بیشتر می‌شود. در نتیجه ضریب واکنش سود خالص بالاتر خواهد بود.

توان آگاهی دهندگی قیمت: با فرض یکسان بودن شرایط هر چه قیمت اطلاعات بیشتری را تبیین کند محتوای اطلاعاتی سود حسابداری کمتر و ضریب واکنش سود پایین‌تر خواهد بود. یکی از علائمی که نشان‌دهنده بار اطلاعاتی قیمت است، اندازه شرکت است. شرکت‌های بزرگ بیش‌تر مطرح هستند و مورد نظر رسانه‌های خبری قرار می‌گیرند. باین‌وجود پژوهشی را ایستن و زمیسکی (۱۹۸۹) انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که اندازه و بزرگی شرکت نمی‌تواند به‌عنوان متغیر عمده ضریب واکنش سود را توجیه کند. خلاصه عوامل مؤثر بر ضریب واکنش سود در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱). عوامل مؤثر بر ضریب واکنش سود

ردیف	عوامل مؤثر	توضیحات
۱	بتا	هر چه بتا بالاتر، ضریب واکنش سود کم‌تر و بالعکس
۲	ساختار سرمایه	هر چه شرکت دارای اهرم مالی بالاتر، ضریب واکنش سود کم‌تر و بالعکس
۳	کیفیت سود	هر چه کیفیت سود بالاتر، ضریب واکنش سود بالاتر و بالعکس
۴	انتظارات سرمایه‌گذاران	هر چه انتظار سرمایه‌گذاران متفاوت‌تر، ضریب واکنش سود پایین‌تر و بالعکس
۵	تداوم روند سودآوری	هر چه انتظار تداوم سودآوری بیش‌تر، ضریب واکنش سود بالاتر و بالعکس
۶	فرصت رشد	هر چه انتظار رشد آتی شرکت بیش‌تر، ضریب واکنش سود بالاتر و بالعکس
۷	توان آگاهی دهندگی قیمت	هر چه توان آگاهی دهندگی قیمت بیش‌تر، ضریب واکنش سود پایین‌تر و بالعکس

۲-۲- پیشینه تجربی

نظریه کیفیت سود برای اولین بار توسط تحلیلگران مالی و کارگزاران بورس مطرح شد زیرا آن‌ها احساس می‌کردند سود گزارش شده قدرت سود شرکت را آن‌گونه نشان نمی‌دهد که در ذهن مجسم می‌کنند و پیش‌بینی سودهای آتی بر مبنای نتایج گزارش شده، کار مشکلی است.

منظور از کیفیت سود، زمینه بالقوه رشد سود و میزان احتمال تحقق سودهای آتی است. محققان عموماً از سود (بازده) گذشته به‌عنوان معیاری برای تعیین بازده غیرمنتظره استفاده می‌کردند. اسناد پژوهش‌های زیادی نشان دهنده به‌کارگیری بازده گذشته، سود صفر و پیش‌بینی سود به‌عنوان معیاری جهت تعیین بازده غیرمنتظره است و همچنین پژوهش‌ها نشان می‌دهند که پیش‌بینی سود (بازده) معیار بهتری برای تعیین بازده غیرمنتظره است (یو و هی^۱، ۲۰۱۳).

مطالعه بارث و الیوت^۲ (۱۹۹۹) نشان می‌دهد که شرکت‌های دارای الگوی افزایش سود (بازده)، ضریب واکنش سود (ERC) بیش‌تری نسبت به شرکت‌های فاقد الگو دارند. با این حال دو امکان برای شرکت‌های با الگوهای مشابه افزایش سود (بازده) وجود دارد: سود یا با نرخ پایین‌تر از هزینه سرمایه شرکت و یا با نرخ بالاتر از آن افزایش می‌یابد. برای شرکت‌های با افزایش سود (بازده) و رشد سود غیرمنتظره منفی در سال جاری، نرخ رشد سود سهام اضافی آن‌ها پایین‌تر از هزینه سرمایه آن‌ها است.

پژوهش دی چاو و اسکرنند^۳ (۲۰۱۰) نشان می‌دهد که در پژوهش‌های قبلی از تداوم سود (بازده)، کیفیت ارقام تعهدی و نوسان سود در اندازه‌گیری کیفیت سود به‌طور مکرر استفاده شده است. ما در این پژوهش، از رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده به‌عنوان معیاری برای تشخیص کیفیت سود استفاده شده است و همچنین پیش‌بینی‌های بازده غیرعادی را به‌عنوان یک شاخص عمده از فعالیت آینده در نظر گرفته و اثر مطلوب و نامطلوب پیش‌بینی‌های پایدار رشد بازده غیرعادی را بر پیش‌بینی فعالیت آینده بررسی شده است.

در پژوهش فلتام و پای^۴ (۲۰۰۰)، به بررسی تأثیر ارقام تعهدی حسابداری بر روی ناپایداری و ضریب واکنش سود پرداخته شده است. در این پژوهش آن‌ها مدل ارزشیابی سود باقیمانده در پژوهش فلتام و اولسان در سال ۱۹۹۶ را به‌عنوان مبنایی برای توسعه یک مدل در خصوص اطلاعات اختصاصی و ارقام تعهدی و چگونگی تأثیر آن‌ها بر مدیریت سود و همین‌طور تأثیر آن‌ها بر سود غیرمنتظره و بالطبع بر ضریب واکنش سود استفاده کردند. تحلیل‌ها نشان داد که واریانس سود غیرمنتظره یک کارکرد مثبت از شلوغی ایجاد شده به وسیله ارقام تعهدی مدیریت شده است. اما بهبود اطلاعات در خصوص مدیریت سود، این واریانس را کاهش نمی‌دهد. البته این موضوع به ماهیت تبادل اطلاعاتی در کل ارقام تعهدی مدیریت شده وابسته است. اگر مدیریت

1 Yu & He

2 Barth & Elliott

3 Dechow & Schrand

4 Feltham & Pae

سود مؤلفه‌های ناپایداری در سود غیرمنتظره را تحت تأثیر قرار ندهد، این واریانس کاهش می‌یابد. اما اگر مدیریت سود تداوم و نه سودآوری آن‌ها را انتقال دهد واریانس سود غیرمنتظره کاهش نمی‌یابد. لذا در مجموع شلوغی ایجاد شده اطراف سود ناشی از اقلام تعهدی مدیریت شده، ضریب واکنش سود را کاهش می‌دهد.

یئو و کیم^۱ (۲۰۰۲)، در دوازدهمین کورساند پژوهشی با عنوان ریسک عدم پرداخت، عاملی مؤثر بر ضریب واکنش سود صورت گرفت، محققین در این مطالعه مبنای اصلی پژوهش، پژوهش لی و فارقر در سال ۱۹۹۱ انجام شده بود. هالیوال، لی و فارقر در پژوهش مذکور به شکلی خاص بر طبق نظریه حق امتیاز خرید در خصوص ریسک بدهی فرضیه خود را ثابت کردند ولی در آزمون تجربی آن‌ها در خصوص فرضیاتشان به این مفهوم که آیا باز پرداخت بدهی که با ریسک عدم پرداخت و کاهش ERC به هم وابسته‌اند یا خیر، اشاره نشده است. به این مفهوم که آیا بازپرداخت بدهی که ریسک عدم پرداخت را کاهش می‌دهد مستقیماً با افزایش ERC مرتبط و بالعکس، انتشار یک بدهی جدید که منجر به افزایش ریسک عدم پرداخت می‌شود، مستقیماً با کاهش ERC ارتباط دارد یا خیر. آن‌ها پژوهش خود را با توجه به این نظریه بر اساس اطلاعات شاخص S&P مربوط به شرکت‌های صنعتی آمریکا آزمون کردند. در مدل برازش شده این پژوهش عوامل مانند بتا، فرصت‌های رشد، تداوم روند سودآوری، نرخ رشد سود و انحراف استاندارد سود در نظر گرفته شد. اما نتایج نشان داد که انتشار و بازپرداخت بدهی با عوامل دیگری به غیر از ریسک عدم پرداخت مرتبط شده‌اند و احتمالاً شاخص‌های غیر قابل اتکای دیگری در این ترکیب دخالت می‌کنند.

قوش و همکاران^۲ (۲۰۰۵) سود پایدار و رشد درآمد، کیفیت سود و ضریب واکنش سود را مورد بررسی قرار داده و ثابت می‌کنند که شرکت‌های با افزایش سود (بازده) مداوم پشتیبانی شده توسط رشد سود (بازده)، ضریب واکنش سود بالاتر، فعالیت آینده بالاتر و مدیریت سود کمتری دارند.

احمدپور و احمدی (۱۳۸۷) به بررسی رابطه بین کیفیت سود و ضریب واکنش سود پرداختند. که در آن از ویژگی‌های کیفی اطلاعات مالی برای ارزیابی کیفیت سود استفاده شده است. با توجه به محدودیت‌ها، ۸۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۸۴ بررسی شده است. نتایج نشان داد ضریب واکنش سود و همچنین قدرت توضیحی رگرسیون (قیمت-سود)، در پرتفوی شرکت‌های با کیفیت بالا نسبت به شرکت‌های

1 Yeo & Kim

2 Ghosh et al

باکیفیت سود پایین به‌طور معناداری بیش‌تر است.

مرادی و همکاران (۱۳۸۹) در یک پژوهش رابطه بین کیفیت سود و ضریب واکنش سود را بررسی نمودند. جامعه آماری شامل شرکت‌های تولیدی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و نمونه آماری تعداد ۹۳ شرکت بوده است. داده‌های پژوهش مربوط به یک دوره زمانی نه ساله (سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۸۶) می‌باشد. روش بررسی داده‌ها مقطعی بوده است. شرکت‌های عضو نمونه آماری برای هر سال به سه گروه (کیفیت بالا، کیفیت متوسط و کیفیت پایین) تقسیم شدند. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که ضریب واکنش سود در شرکت‌های با کیفیت سود مختلف (کیفیت بالا، متوسط و پایین)، تفاوت معنی‌داری با هم ندارد. به عبارت دیگر سرمایه‌گذارها هنگام واکنش به سود کیفیت سود را در نظر نمی‌گیرند.

کرانی (۱۳۹۰) در پژوهش خود به بررسی رابطه بین استراتژی افزایش سود و ضریب واکنش سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. جهت انجام پژوهش ۹۵ شرکت فعال در بورس طی سال‌های ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۷ به‌عنوان نمونه آماری انتخاب شد. نتایج نشان می‌دهد که بین استراتژی افزایش سود و ضریب واکنش سود رابطه معناداری وجود دارد. یعنی شرکت‌های با استراتژی افزایش درآمد، نسبت به شرکت‌های با استراتژی کاهش هزینه، ضریب واکنش سود بزرگ‌تری دارند.

رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه خود اثر انتشار پیش‌بینی سود بر ضریب واکنش سود آینده را مورد بررسی قرار دادند که نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که پیش‌بینی سود مدیریت بر رابطه بین بازده و سود آینده اثر می‌گذارد.

نیکومرام و همکاران (۱۳۹۲) طی پژوهشی به مطالعه پیامدهای اقتصادی کیفیت اطلاعات حسابداری با تأکید بر متغیر ضریب واکنش سود پرداختند که در زمره پژوهش‌های اثباتی حسابداری است. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که ضریب واکنش سود فقط بر نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، تأثیر مثبت و معنی‌دار داشته است.

پیرایش و چغاله (۱۳۹۳) به دو منظور، یکی بررسی تأثیر سود غیرمنتظره بر واکنش سهامداران و دیگری میزان تأثیرگذاری سود غیرمنتظره، بر بازده سرمایه‌گذاران پژوهشی تحت عنوان "تأثیر انگیزه‌های هموارسازی سود بر ضریب واکنش بازده غیرعادی نسبت به سود غیرمنتظره" انجام دادند. نتایج پژوهش بیانگر این بود که سود دارای محتوای اطلاعاتی می‌باشد و اعلان سودهای غیرمنتظره که به واسطه انگیزه‌های هموارسازی سود، توسط مدیریت انجام می‌شود، باعث می‌گردد که سرمایه‌گذاران بتوانند به خوبی اطلاعات مربوط به سود را تفسیر و

معانی مربوط به آن را بفهمند و در نتیجه اطمینان سرمایه‌گذاران به دستیابی به سود اعلامی بالا می‌رود.

همچنین اسکینی و همکاران (۱۳۹۵) تأثیر کیفیت افشاء بر بازده غیرعادی را به روش رویداد پژوهی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از عدم تأثیر معنادار ویژگی‌های شرکت بر رابطه کیفیت افشاء و بازده غیرعادی پیرامون روزهای اعلام سود است.

۳- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری مطرح شده در بخش‌های قبلی، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده بر ضریب واکنش سود مؤثر است.

فرضیه دوم: شاخص‌های عملکرد آینده شرکت‌های دارای الگوی پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی مثبت سه‌ساله، نسبت به سایر شرکت‌ها بالاتر است.

فرضیه سوم: تعدیل پیش‌بینی سود هر سهم برای شرکت‌های دارای الگوی پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی مثبت سه‌ساله، نسبت به سایر شرکت‌ها بیشتر است.

۴- روش و طرح پژوهش

این پژوهش از نظر ماهیت به صورت همبستگی، از لحاظ روش، پژوهشی توصیفی مبتنی بر اطلاعات واقعی مندرج در صورت‌های مالی شرکت‌ها می‌باشد، انجام آن در چارچوب استدلالات قیاسی- استقرائی صورت پذیرفته است. بدین معنی که چارچوب نظری و پیشینه پژوهش از راه مطالعات کتابخانه‌ای، مروری بر مقالات و سایت‌ها به صورت قیاسی و گردآوری اطلاعات برای تأیید و رد فرضیه‌ها از راه استقرایی می‌باشد. همچنین از نظر نوع و هدف، پژوهشی کاربردی بوده و از نظر جمع‌آوری داده‌های پژوهش، توصیفی- رگرسیونی تلقی می‌شود.

۵- جامعه آماری

در پژوهش حاضر به منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق از داده‌های مالی طبقه‌بندی شده و حسابرسی شده شرکت‌های تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ استفاده شده است. شایان ذکر است دلیل عدم استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ عدم تغییر بااهمیت و یا وجود شرایط غیرعادی در اقتصاد کشور در این سال‌ها و همچنین زمان بر بودن فرایند داوری مجله می‌باشد.

۶- نمونه، روش نمونه‌گیری و حجم نمونه

جهت انتخاب نمونه آماری مناسب، در این تحقیق از روش نمونه‌گیری حذفی سیستماتیک استفاده شده است. در این روش ابتدا شرایطی جهت انتخاب نمونه تعریف می‌شود و شرکت‌های فاقد شرایط مذکور از نمونه آماری حذف می‌گردند. این شرایط با توجه به مدل آزمون فرضیات و متغیرهای تحقیق تعیین می‌شود. دلیل استفاده از این روش و تعریف چنین شرایطی، همگون نمودن نمونه آماری با کل جامعه و امکان تعمیم نتایج حاصل از آزمون‌ها به جامعه آماری می‌باشد (آذر و مؤمنی، ۱۳۸۵: ۲۰-۱۶).

نحوه انتخاب و استخراج نمونه آماری مناسب تحقیق با توجه به روش‌های نمونه‌گیری، ملاحظات و شرایط مطرح شده و داده‌ها و اطلاعات موجود در بورس به شرح زیر می‌باشد:

۱. قبل از سال ۸۷ در بورس پذیرفته‌شده باشند (جهت محاسبه رشد بازده غیرعادی سه ساله).

۲. شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری، هلدینگ و لیزینگ نباشند.

۳. شرکت‌هایی که از سال ۸۷ تا ۹۳ در بورس حضور داشته‌اند.

۴. سال مالی آن‌ها مختوم به ۲۹ اسفند باشد.

۵. در دوره زمانی مذکور، دچار وقفه معاملاتی نشده باشند.

در نتیجه اعمال شرایط و ملاحظات در نمونه‌گیری حذفی سیستماتیک ۶۷ شرکت از جامعه آماری جهت انجام آزمون‌ها انتخاب شدند. دوره تحقیق ۵ سال متوالی از ابتدای سال ۱۳۸۹ تا انتهای سال ۱۳۹۳ می‌باشد، بنابراین حجم نهایی نمونه ۳۳۵ سال - شرکت (۶۷٪) می‌باشد.

۷- اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

۷-۱- متغیر مستقل

رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده: رشد بازده غیرعادی متوالی سه‌ساله بر اساس رابطه‌های (۱) تا (۳) به ترتیب با:

$$AEG = X_t^{f.t} - (1 + r_{t-1})X_{t-1} + r_{t-1}d_{t-1} \quad (1)$$

$$AEG_{t-1} = X_{t-1}^{f.t-1} - (1 + r_{t-2})X_{t-2} + r_{t-2}d_{t-2} \quad (2)$$

$$AEG_{t-2} = X_{t-2}^{f.t-2} - (1 + r_{t-3})X_{t-3} + r_{t-3}d_{t-3} \quad (3)$$

محاسبه می‌شود.

t: شاخص زمانی (سال ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ... ۱۳۹۳)

$\hat{X}_t^{f,t}$: اولین پیش‌بینی سود هر سهم برای سال جاری، ایجاد شده در سال جاری، پس از اعلام سود (بازده) سال قبل.

$\hat{X}_{t-1}^{f,t}$: آخرین پیش‌بینی سود هر سهم برای سال جاری، ایجاد شده در سال قبل، قبل از اعلام سود (بازده) سال قبل.

$\hat{X}_{t-1}^{f,t-1}$: اولین پیش‌بینی سود هر سهم برای سال قبل، ایجاد شده در سال قبل، پس از اعلام سود (بازده) سال ماقبل.

$\hat{X}_{t-2}^{f,t-2}$: اولین پیش‌بینی سود هر سهم برای سال ماقبل، ایجاد شده در سال ما پس از اعلام سود (بازده) سال سه سال قبل.

X_{t-1} ، X_{t-2} و X_{t-3} : سود (بازده) سالانه اعلام شده برای سال‌های قبل، ماقبل و سه سال قبل.

d_{t-1} ، d_{t-2} و d_{t-3} : سود تقسیمی سالانه برای سال‌های قبل، ماقبل و سه سال قبل.

r_{t-1} ، r_{t-2} و r_{t-3} : برآورد هزینه سرمایه برای سال‌های قبل، ماقبل و سه سال قبل.

رشد بازده از تقسیم افزایش در سود نسبت به دوره قبل به قیمت اولیه هر سهم به دست آمده است. ضمناً دلیل انتخاب دوره سه ساله برای اندازه‌گیری رشد بازده غیرعادی، وجود مقادیر معتبر مشابه می‌باشد که همگی دوره سه‌ساله را برای بررسی انتخاب کرده‌اند.

۷-۲- متغیر وابسته

۷-۲-۱- ضریب واکنش سود

ضریب واکنش سود، بازده غیرمنتظره بازار را در واکنش به اجزای غیرمنتظره سود گزارش شده اندازه‌گیری می‌کند (کوتاری^۱، ۲۰۰۱). شرکت‌های با افزایش سود (بازده) مداوم پشتیبانی شده توسط رشد سود (بازده)، ضریب واکنش سود بالاتر، فعالیت آینده بالاتر و مدیریت سود کمتری دارند (قوش، گو و جین، ۲۰۰۵). در این پژوهش محاسبه بازده غیرعادی انباشته، جهت سنجش ضریب واکنش سود مورد استفاده قرار گرفته است.

همچنین شش معیار حسابداری زیر برای بررسی فعالیت آینده شرکت‌های دارای الگوی پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی مثبت سه‌ساله، نسبت به سایر شرکت‌ها بکار می‌رود: محاسبه میانگین بازده خالص دارایی عملیاتی (RNOA)، بازده دارایی (ROA)، بازده حقوق صاحبان سهام (ROE)، رشد فروش ($\Delta RENV/REVN_{t-1}$)، رشد سود ($\Delta NI/PRICE_{t-1}$) و حاشیه سود ($PFTM GN$) برای شرکت‌های با پیش‌بینی‌های رشد بازده غیرعادی مثبت سه‌ساله و سایر شرکت‌ها.

میانگین بازده خالص دارایی عملیاتی: از تقسیم سود عملیاتی پس از کسر استهلاک $OIADP$ بر خالص دارایی عملیاتی به دست می‌آید.

خالص دارایی عملیاتی برابر است با دارایی عملیاتی منهای بدهی عملیاتی.

دارایی‌های عملیاتی شامل کلیه دارایی‌ها به جز وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت.

بدهی عملیاتی معادل بدهی جاری است.

نسبت بازده دارایی: از طریق تقسیم سود خالص (NI) به کل دارایی (TA) محاسبه می‌شود.

بازده حقوق صاحبان سهام: معادل نسبت سود خالص به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام.

حاشیه سود: از تقسیم سود خالص به فروش ($NI/REVT$) محاسبه می‌شود.

رشد فروش ($\Delta RENV/REVN_{t-1}$) تغییر درآمدهای فروش نسبت به درآمد فروش سال قبل $REVT_t$ و $REVT_{t-1}$ است.

$REVT_t$: درآمد فروش سال t و

$REVT_{t-1}$: درآمد فروش سال $t-1$ می‌باشد.

رشد سود: افزایش یا کاهش سود بر اساس سود تحقق‌یافته، یا تغییر در سود تحقق‌یافته تقسیم بر قیمت سهام ابتدای دوره.

از مدل زیر بر اساس رابطه (۴) برای بررسی فرضیه سوم مبنی بر اینکه آیا تعدیل سود پیش‌بینی‌شده هر سهم در شرکت‌های دارای الگوی پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی مثبت، نسبت به سایر شرکت‌ها بیشتر است، استفاده می‌شود. بررسی فرضیه اول و دوم نیز مدلی مشابه با مدل زیر دارد که به دلیل پرهیز از اطاله متن، از انعکاس آن در مقاله خودداری شده است.

$$REV = \theta_0 + \theta_1 FE^+ \times DAEG_{-3}^+ + \theta_2 FE^- \times DAEG_{-3}^+ + \theta_3 FE^+ \times DAEG_{-3}^- + \theta_4 FE^- \times DEAG_{-3}^- + \theta_5 FE^+ \times DEAG_{-MIX} + \varepsilon \quad (4)$$

REV : تعدیل پیش‌بینی سود هر سهم است که از اختلاف بین پیش‌بینی سود هر سهم برای سال t ، قبل و بعد از اعلان سود تحقق‌یافته هر سهم سال $t-1$ به دست می‌آید $(\hat{x}_t^{f,t} - \hat{x}_{t-1}^{f,t})$.

FE : سود غیرمنتظره است، که تفاوت سود واقعی اعلام شده (X_{t-1}) و میانگین پیش‌بینی تحلیلگران است که مقادیر قیمت سهام سال قبل را در بر می‌گیرد.

$DAEG_MIX$: متغیر موهومی است که اگر رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده در حداقل

یکی از بازه‌های چرخه‌ای سه‌ساله مثبت باشد برابر ۱ است و در غیر این صورت صفر است.

FE^+ و FE^- : خطای مثبت و خطای منفی پیش‌بینی است.

۸- روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

پس از جمع‌آوری اطلاعات مربوط از نرم‌افزار صفحه گسترده اکسل جهت طبقه‌بندی اطلاعات و محاسبه متغیرها استفاده گردید و در نهایت اطلاعات حاصل با استفاده از نرم‌افزار SPSS ۲۲ و Eviews ۷ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. در ابتدا آزمون‌های پیش‌فرض جهت تخمین مدل انجام و سپس به منظور تحلیل مدل‌های پیش‌بینی‌شده از آزمون‌های آماری رگرسیون چند متغیره و t دو نمونه‌ای استفاده شده است.

۹- آماره‌های توصیفی داده‌ها

آماره‌های توصیفی داده‌های مورد مطالعه در پژوهش حاضر، در جدول (۲) محاسبه و به شرح صفحه بعد ارائه شده است. ستون اول جدول (۲) میانگین متغیرهای جمع‌آوری شده را به تفکیک نشان می‌دهد، که به‌عنوان مثال میانگین بازده غیرعادی انباشته ۰/۹۱۳ است. ستون پنجم انحراف معیار و پراکندگی متغیرها را حول میانگین نمایش می‌دهد که انحراف معیار بازده غیرعادی انباشته ۱/۰۷۱ می‌باشد. ستون‌های ششم و هفتم میزان چولگی و کشیدگی داده‌ها را نسبت به منحنی نرمال زنگوله‌ای شکل نشان می‌دهد که در بین متغیرهای پژوهش رشد بازده غیرعادی سه‌ساله ترکیبی، با عدد ۰/۵۶۵-، دارای بیش‌ترین چولگی به سمت چپ می‌باشد.

جدول (۲). آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	میانگین انباشته	انحراف معیار انباشته	چولگی	کشیدگی
بازده غیرعادی انباشته	۰/۹۱۳	۰/۵۲۳	۲/۰۲	-۲/۲۳	۱/۰۷۱	۲/۲۳
خطای پیش‌بینی	۷۴/۵۵۱	۶/۰۰۰	۳۴۱۸	-۲۹۳۹	۵۵۲/۷۴	۲/۰۱۵
بازده حقوق صاحبان سهام	۱/۳۰۹	۱/۰۴۶	۶/۷	۰/۱	۰/۹۷۹	۱/۹۲۳
بازده خالص دارایی عملیاتی	۱/۴۰۳	۱/۱۱۰	۶/۵۱	۰/۰۲	۱/۰۶۵۳	۱/۷۱۳
بازده دارایی‌ها	۲/۳۶۲	۲/۱۱۶	۷/۹	۰/۰۴	۱/۲۱۷	۱/۴۵۶
حاشیه سود	۲/۱۰۰	۱/۸۱۴	۸/۶۹	۰/۰۱	۱/۳۲۱	۱/۶۳۴
رشد سود	۲/۷۰۸	۲/۶۶۷	۶/۹۵	۰/۰۴	۱/۲۷۵	-/۶۲
رشد فروش	۱/۶۴۲	۱/۵۴۵	۵/۸۲	۰/۰	۱/۰۲۵	۱/۰۹۴
تعدیل پیش‌بینی سود هر سهم	۲/۳۹۲	۰/۰	۵/۵۷	۰/۰	۲/۶۳	-/۴
شرکت‌های دارای رشد بازده غیرعادی مثبت سه‌ساله	۰/۲۳۱	۰/۰	۱	۰/۰	۰/۴۲۲	۱/۲۸۲
شرکت‌های دارای رشد بازده غیرعادی منفی سه‌ساله	۰/۱۳۳	۰/۰	۱	۰/۰	۰/۳۴	۲/۱۷
شرکت‌های دارای رشد بازده غیرعادی ترکیبی	۰/۶۳۵	۱	۱	۰/۰	۰/۴۸۲	۰/۵۶۵-

۱۰- یافته‌های پژوهش

در پژوهش حاضر از تکنیک آماری رگرسیون چند متغیره جهت آزمون فرضیه‌های اول و سوم و از آزمون t دو نمونه‌ای برای آزمون فرضیه دوم استفاده گردیده است. لازم به ذکر است

که اگرچه آزمون t یک آزمون پارامتریک مقطعی است ولی با توجه به اینکه داده‌ها به صورت سال - شرکت تحلیل شده و در فرضیه اول و سوم مشخص شده که اختلاف بین سال‌ها مهم و قابل توجه نیست، لذا مشکل خاصی در تحلیل فرضیه دوم ایجاد نخواهد کرد.

تجزیه و تحلیل فرضیه اول

جهت تعیین معنی‌دار بودن مدل رگرسیون از آماره F فیشر و برای بررسی معنی‌دار بودن ضریب متغیرهای مستقل در هر مدل از آماره t استیودنت در سطح ۹۵٪ استفاده شده است. همچنین از آزمون دوربین واتسون نیز جهت بررسی نبود مشکل خودهمبستگی بین جملات پسماند استفاده گردید. ضمناً با توجه به اینکه در دوره زمانی پژوهش تغییرات و نوسانات عمده‌ای در داده‌های مورد بررسی اتفاق نیفتاده است، لذا مانایی داده‌ها مشهود است. با توجه به مقدار احتمال آماره آزمون لیمر (جدول ۳)، استفاده از مدل پنلی به جای مدل تجمیعی در فرضیه اول مناسب‌تر است.

جدول (۳). نتایج آزمون F لیمر (چاو)

آزمون چاو - مدل ۱		
$RET(-8.4) = \alpha_0 + \alpha_1 FE + \alpha_2 DAEG^{3+} \times FE + \alpha_3 DAEG^{3-} \times FE + \varepsilon$		
احتمال آماره آزمون	مقدار آماره آزمون	نوع آزمون
۰/۰۰۰۰	۴/۷۲	آزمون چاو

قبل از آزمون این فرضیه، به انتخاب الگوی مناسب برای مدل رگرسیونی پرداخته شده است. ابتدا با آزمون چاو به انتخاب مدل داده‌های تلفیقی در برابر مدل داده‌های تصادفی پرداخته شده است. نتیجه آزمون چاو در جدول (۳) ارائه شده است. مقدار احتمال آماره چاو در نگاره آزمون کم‌تر از سطح معنی‌داری ۵٪ بوده و لذا، برای آزمون این فرضیه استفاده از روش داده‌های تلفیقی منفی است و باید از روش اثرات ثابت استفاده نمود.

آزمون بروش - پاگان برای فرضیه اول

با توجه به مقدار آماره آزمون فرضیه صفر، آزمون بروش - پاگان اثرات تصادفی را تأیید نکرده است، لذا نیازی به استفاده از آزمون هاسمن نیست ولی از آنجا که آزمون چاو روش تلفیقی را رد و آزمون بروش - پاگان روش تلفیقی را تأیید کرده است، اولویت با آزمون چاو خواهد بود (بالتاجی، ۲۰۰۵)، بنابراین از روش اثرات ثابت استفاده خواهد شد.

جدول (۴). نتایج آزمون بروش پاکان - مدل ۱

آزمون بروش پاکان - مدل ۱		
$RET(-8.4) = \alpha_0 + \alpha_1 FE + \alpha_2 DAEG^{3+} \times FE + \alpha_3 DAEG^{3-} \times FE + \varepsilon$		
نوع آزمون	مقدار آماره آزمون	احتمال آماره آزمون
آزمون بروش پاکان	۰/۸۵۱	۰/۴۴۵

نتایج بررسی آزمون‌های مربوط به داده‌های پانلی فرضیه سوم مقدار احتمال آماره چاو در جدول ۶ کم‌تر از سطح معنی‌داری ۵٪ بوده و لذا، برای آزمون این فرضیه استفاده از روش داده‌های تلفیقی منتفی است لذا از روش اثرات ثابت استفاده گردید.

جدول (۵). نتایج آزمون F لیمر (چاو)

آزمون چاو - مدل ۳		
$REV = \theta_0 + \theta_1 FE^+ \times DAEG^{3+} + \theta_2 FE^- \times DAEG^{3+} + \theta_3 FE^+ \times DAEG^{3-} + \theta_4 FE^- \times DAEG^{3-} + \theta_5 FE^+ \times DEAG_MIX + \varepsilon$		
نوع آزمون	مقدار آماره آزمون	احتمال آماره آزمون
آزمون چاو	۸ / ۲۶۶	۰/۰۰۱۲

با توجه به مقدار آماره آزمون فرضیه صفر، استفاده از داده‌های تلفیقی و روش تخمین حداقل مربعات معمولی صحیح می‌باشد. چون در این آزمون اثرات تصادفی تأیید نشده است، نیازی به استفاده از آزمون هاسمن نیست.

جدول (۶). نتایج آزمون بروش پاکان - مدل ۳

آزمون بروش پاکان - مدل ۳		
$REV = \theta_0 + \theta_1 FE^+ \times DAEG^{3+} + \theta_2 FE^- \times DAEG^{3+} + \theta_3 FE^+ \times DAEG^{3-} + \theta_4 FE^- \times DAEG^{3-} + \theta_5 FE^+ \times DEAG_MIX + \varepsilon$		
نوع آزمون	مقدار آماره آزمون	احتمال آماره آزمون
آزمون بروش پاکان	۰/۱۷۸۱۴	۰/۹۷۳

از آنجا که آزمون چاو روش تلفیقی را رد و آزمون بروش پاکان روش تلفیقی را تأیید کرده است، اولویت با آزمون چاو خواهد بود، بنابراین از روش اثرات ثابت استفاده خواهد شد.

فرضیه اول: رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده بر ضریب واکنش سود مؤثر است.

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که با توجه به سطح معناداری آماره t (۰/۰۴۴)، برای رابطه بین پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی و ضریب واکنش سود (بازده غیرعادی انباشته)، چون سطح معناداری کم‌تر از سطح معناداری ۰/۰۵ می‌باشد، فرض H_0 رد می‌شود و فرض H_1 تأیید می‌شود در نتیجه بین پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی و ضریب واکنش سود رابطه معناداری وجود دارد. مثبت بودن ضریب بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده مثبت سه‌ساله بیانگر رابطه مثبت بین رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده مثبت و ضریب واکنش سود است.

جدول (۷). نتایج تحلیل معادله رگرسیونی فرضیه اول

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	-۰/۰۱۷۷۳۹۰	۰/۰۸۰۰۱۵	-۱/۲۱۰۴۵۷	۰/۱۴۲۰
خطای پیش‌بینی سود هر سهم (از تقسیم سود هر سهم سال جاری - سود هر سهم سال قبل / سود هر سهم سال قبل)	۰/۰۰۷۲۵۵	۰/۰۰۹۸۱۴	۶/۶۶۷۸۶۹	۰/۰۰۱۰
بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده مثبت سه‌ساله	۰/۰۹۹۶۶۶	۰/۰۱۵۵۳۹	۵/۸۵۰۶۱۲	۰/۰۴۴۵
بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده منفی سه‌ساله	-۱/۲۲۲۲۷۷	۰/۷۱۱۴۴۷	-۱/۷۱۸۰۱۶	۰/۰۸۶۴
آماره F	۲۴/۱۰۶۲۵		احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰
آماره دوربین واتسون	۱/۷۲۳۹۰۱			
ضریب تعدیل	۰/۲۱۷۷۲۱			

بین خطای پیش‌بینی سود هر سهم و ضریب واکنش سود، نیز رابطه معنی‌داری (۰/۰۰۱۰) وجود دارد و جهت این رابطه مثبت می‌باشد. ولی بین بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده منفی سه‌ساله و ضریب واکنش سود رابطه معناداری (۰/۰۸۶) وجود ندارد. مقدار دوربین واتسون (۱/۷۲) نشان می‌دهد که بین باقی مانده خطاهای مدل پدیده خود همبستگی وجود ندارد چون مقدار آن بین ۱/۵ و ۲/۵ است. به علاوه مقدار آماره F (۰,۰۰۰) نشان می‌دهد که کل مدل معنی‌دار است.

فرضیه دوم: شاخص‌های عملکرد آینده شرکت‌های دارای الگوی پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی مثبت سه‌ساله، نسبت به سایر شرکت‌ها بالاتر است.

جدول (۸). نتایج تحلیل آزمون t دو نمونه‌ای در فرضیه دوم

متغیر	شرکت‌های با الگوی مثبت	سایر شرکت‌ها	آماره t	سطح معناداری
ROE	۰/۰۶۴۹	۰/۳۵۷۴	۵/۰۳۱	۰/۰۰۰
RNOA	۰/۰۴۹۶	۰/۳۷۶۳	-۴/۴۰۹	۰/۰۰۰
ROA	۰/۰۲۶۸	۰/۱۶۷۱	-۵/۵۹	۰/۰۰۰
حاشیه سود	۰/۰۴۸۳	۰/۱۸۴۰	-۴/۳۰۷	۰/۰۰۰
رشد سود	-۰/۰۶۱۸	۰/۰۲۱۶	-۲/۲۵۲	۰/۰۲۸
رشد فروش	۰/۰۹۰۰	۰/۱۴۶۹	-۱/۳۲۸	۰/۱۸۹

نتایج جدول (۸) میانگین مقادیر اندازه‌گیری فعالیت آینده را برای زیر گروه شرکت‌های دارای رشد بازده غیرعادی مثبت در طول سه سال متوالی ($DAEG_3^+$) و سایر شرکت‌ها را نشان می‌دهد، مقدار آماره t تفاوت میانگین برای متغیر ROE، $۵/۰۳۱$ می‌باشد که این عدد از مقدار آماره جدول مقادیر بحرانی t، بزرگ‌تر است ($۵/۰۳۱ < ۱/۹۸۴$)، و با توجه به سطح معنی‌داری به دست آمده ($۰/۰۰۰$) که کمتر از ($۰/۰۵$) می‌باشد، تفاوت میانگین محاسبه شده معنی‌دار است.

مقدار آماره t تفاوت میانگین برای متغیر RNOA، $-۴/۴۰۹$ ، مقدار آماره t تفاوت میانگین برای متغیر ROA، $-۵/۵۹$ ، مقدار آماره t برای متغیر حاشیه سود $-۴/۳۰۷$ و مقدار آماره t برای متغیر رشد سود $-۲/۲۵۲$ ، که برای این متغیرها مقدار آماره t بزرگ‌تر از عدد بحرانی جدول می‌باشد و مقدار sig معنی‌دار می‌باشد، به جز متغیر رشد فروش که کوچک‌تر از عدد بحرانی جدول است ($-۱/۳۲۸ > ۱/۹۸۴$)، بنابراین فرض H_0 رد می‌شود و فرض H_1 تأیید می‌گردد، در نتیجه بین شاخص‌های عملکرد آینده و رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده مثبت سه‌ساله، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد، و شرکت‌های دارای پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی مثبت سه‌ساله نسبت به سایر شرکت‌ها دارای فعالیت آتی بالاتری می‌باشد.

فرضیه سوم: تعدیل پیش‌بینی سود هر سهم برای شرکت‌های دارای الگوی پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی مثبت سه‌ساله، نسبت به سایر شرکت‌ها بیشتر است.

جدول (۹). نتایج تحلیل معادله رگرسیونی فرضیه سوم

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
ضریب ثابت	۰/۰۰۰۱۶۱	۰/۰۶۰۱۲۹	۰/۰۰۳۵۳۰	۰/۸۸۲۱
تعدیل مثبت با رشد بازده غیرعادی مثبت	۰/۱۵۶۴۲	۰/۰۹۴۰۰۱	۲/۴۳۰۰۲۲	۰/۰۱۶۲
تعدیل منفی با رشد بازده غیرعادی مثبت	۰/۰۰۵۰۶۰	۰/۰۲۲۲۰۰	۰/۹۰۷۸۹۹	۰/۰۳۲۰
تعدیل مثبت با رشد بازده غیرعادی منفی	۰/۳۶۰۰۷۰	۰/۲۱۷۰۲۱	۰/۵۲۶۹۸۲	۰/۸۳۳۹
تعدیل منفی با رشد بازده غیرعادی منفی	۰/۱۲۱۶۰۲	۰/۰۵۵۵۳۲	۱/۷۵۲۳۴۱	۰/۰۱۱۵
تعدیل مثبت به‌طور میانگین	-۰/۱۱۶۸۹۱	۰/۱۸۰۲۵۶	-۰/۳۱۴۲۰۰	۰/۶۵۰۱
ضریب تعدیل	۰/۱۲۲۰۳۱			
F آماره	۰/۲۱۵۳۵۱		احتمال آماره	۰/۰۰۰۰
دوربین واتسون	۱/۶۵۶۷۵			

نتایج جدول (۹) نشان می‌دهد که با توجه به سطح معناداری آماره t برای رابطه بین رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده مثبت سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی مثبت و تعدیل پیش‌بینی (۰/۰۱۶)، چون سطح معناداری کم‌تر از سطح معناداری (۰/۰۵) می‌باشد، فرض H_0 رد می‌شود و فرض H_1 تأیید می‌شود در نتیجه بین رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده مثبت سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی مثبت و تعدیل پیش‌بینی، رابطه معناداری وجود دارد. ضریب مثبت رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده مثبت سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی مثبت نشان دهنده رابطه مثبت میان رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده مثبت سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی مثبت و تعدیل پیش‌بینی است. از طرفی بین رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده مثبت سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی منفی (۰/۰۳۲) و رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده منفی سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی منفی (۰/۰۱۱۵) و تعدیل پیش‌بینی نیز رابطه معنی‌داری وجود دارد و جهت این رابطه مثبت می‌باشد. همچنین بین رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده منفی سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی مثبت (۰/۸۳۳)، رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده ترکیبی (مثبت در حداقل یک سال از سه سال) همراه با خطای پیش‌بینی مثبت (۰/۶۵۰) و تعدیل پیش‌بینی رابطه معنادار وجود ندارد.

مقدار دوربین واتسون (۱/۶) نشان می‌دهد بین باقی مانده خطاهای مدل پدیده خود

همبستگی وجود ندارد چون مقدار آن بین $1/5$ و $2/5$ است. به علاوه مقدار آماره $F (0/000)$ نشان می‌دهد که کل مدل معنی‌دار است.

۱۱- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

طبق بررسی‌های انجام شده بر روی ۶۷ شرکت عضو بورس بین سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ و با توجه به نتایج فرضیه اول می‌توان نتیجه گرفت که رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده مثبت سه ساله ارتباط مثبت و معنی‌داری با بازده غیرعادی انباشته دارد یعنی بین تغییرات رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده مثبت سه ساله و تغییرات ضریب واکنش سود رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که فعالان بازار برای شرکت‌های دارای رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده مثبت سه ساله، ضریب واکنش سود بیش‌تری پس از کنترل خطای پیش‌بینی، در نظر می‌گیرند. از این نظر نتایج این فرضیه با نتایج حاصله از تحقیق یو و هی (۲۰۱۳) و احمدپور و احمدی (۱۳۸۷) مطابقت دارد.

یافته‌های فرضیه دوم نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معناداری میان پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی مثبت سه ساله و فعالیت آتی وجود دارد. یعنی شرکت‌های دارای الگوی پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی مثبت سه ساله دارای فعالیت آینده بالاتری نسبت به سایر شرکت‌ها می‌باشند. این نتایج با نتایج پژوهش‌های یو (۲۰۱۰) و یو و هی (۲۰۱۳) مطابقت دارد که بیان می‌کند رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده فعالیت آینده را بهتر نشان می‌دهد.

با توجه به نتایج فرضیه سوم می‌توان نتیجه گرفت که رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده مثبت سه ساله و خطای پیش‌بینی مثبت ارتباط مثبت و معنی‌داری با تعدیل پیش‌بینی دارد یعنی با افزایش میزان رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده مثبت سه ساله و خطای پیش‌بینی مثبت، میزان تعدیل پیش‌بینی نیز افزایش می‌یابد. از این حیث نتایج این فرضیه با نتایج حاصله از تحقیق یو و هی (۲۰۱۳) مشابه است که بیان می‌کنند تحلیلگران و سرمایه‌گذاران هنگام تعدیل پیش‌بینی، به خطاهای پیش‌بینی مثبت بیش‌تر از خطاهای پیش‌بینی منفی اهمیت می‌دهند.

۱۲- پیشنهادهایی مبتنی بر یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج تجزیه و تحلیل فرضیه‌ها، پیشنهادهایی مبتنی بر یافته‌های هر فرضیه، به شرح زیر ارائه می‌شود.

۱) با توجه به نتیجه فرضیه اول؛ به سرمایه‌گذاران، سهامداران و مدیران پیشنهاد می‌شود که با مفهوم ضریب واکنش سود بیش‌تر آشنا شده و در تصمیم‌گیری‌ها به آن توجه داشته باشند.

(۲) با توجه به نتیجه فرضیه دوم؛ پیشنهاد می‌شود که به دلیل تأثیر رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده بر فعالیت آتی شرکت‌ها، در تصمیم‌های منطقی و در ارزیابی عملکرد اقتصادی، به تأثیر رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده نیز در کنار سایر معیارها توجه شود.

(۳) با توجه به نتیجه فرضیه سوم؛ به سرمایه‌گذاران، سهامداران و مدیران پیشنهاد می‌شود که با الگوی رشد بازده غیرعادی و خطای پیش‌بینی به‌عنوان عاملی تأثیرگذار بر تعدیل پیش‌بینی، پیش‌بینی بازده و سود غیرعادی شرکت‌ها آشنایی بیش‌تری پیدا کنند و در تصمیم‌های مربوط به سرمایه‌گذاری از آن استفاده کنند. همچنین الزام مدیران شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار برای پاسخگویی در قبال خطای قابل‌ملاحظه در سود پیش‌بینی‌شده هر سهم در مقایسه با سود واقعی.

۱۳- پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

با توجه به اهمیت محتوای اطلاعاتی اعداد حسابداری و پیش‌بینی تحلیلگران و مدیران، و اهمیت پدیده ضریب واکنش سود، به نظر می‌رسد انجام مطالعات بیش‌تر و با در نظر گرفتن جوانب دیگر به روشن شدن عوامل مؤثر بر این پدیده در ایران کمک نماید. با توجه به ادبیات و پیشینه پژوهش موضوعات زیر برای انجام پژوهش توسط سایر محققان پیشنهاد می‌گردد:

- (۱) بررسی میزان واکنش سرمایه‌گذاران در زمان اعلام سود واقعی در مواردی که رشد بازده غیرعادی مثبت بوده و سود واقعی از سود پیش‌بینی‌شده کم‌تر است و مقایسه آن با زمانی که رشد بازده غیرعادی منفی بوده و سود واقعی بیش‌تر از سود پیش‌بینی‌شده است.
- (۲) شناسایی و ارزیابی فاکتورهای مؤثر بر انحراف در پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی سه‌ساله.
- (۳) بررسی تأثیر رشد فروش و رشد سود بر ضریب واکنش سود.
- (۴) بررسی تأثیر نرخ فرصت‌های رشد بر ضریب واکنش سود.
- (۵) بررسی تأثیر اظهارنظرهای حسابرسی بر ضریب واکنش سود.

۱۴- منابع

- آذر، عادل و منصور مؤمنی، (۱۳۸۵). آمار و کاربرد آن در مدیریت، تهران، انتشارات سمت، جلد دوم، چاپ نهم.
- احمدپور، احمد و احمد احمدی. (۱۳۸۷). استفاده از ویژگی‌های کیفی اطلاعات مالی در ارزیابی کیفیت سود. فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی (۵۲): ۱۵-۱۶-۳.

اسکینی، سبحان؛ سید جلال صادقی شریف؛ مهدی رزینی و علیرضا صفری. (۱۳۹۵). رویداد پژوهی تأثیر کیفیت افشاء بر رفتار بازده غیرعادی. **فصلنامه حسابداری مالی** ۸(۲۹): ۷۸-۵۵.

برزیده، فرخ؛ قاسم بولو و عاطفه امینی مطلق. (۱۳۸۹). رابطه بین کیفیت پیش‌بینی سود با ضریب واکنش سود و تمرکز مالکیت. **فصلنامه مطالعات حسابداری** ۲۷: ۱۱۸-۱۰۱.

پیرایش، رضا و مرتضی چغاله. (۱۳۹۳). تأثیر انگیزه‌های هموارسازی سود بر ضریب واکنش بازده غیرعادی نسبت به سود غیرمنتظره. **فصلنامه حسابداری مالی** ۶(۲۱): ۸۳-۱۰۹.

رحمانی، علی؛ نازنین بشیری منش و سیده سمانه شاهرخی. (۱۳۹۱). بررسی اثر انتشار پیش‌بینی سود بر ضریب واکنش سود آینده. **دانش حسابداری** ۳(۱۰): ۲۹-۵۰.

کرانی، کامبیز. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین استراتژی افزایش سود و ضریب واکنش سود، شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. **بررسی‌های حسابداری و حسابرسی** ۱۸(۶۴): ۱۱۳-۱۲۸.

مرادی، مهدی؛ محمدعلی فلاحی و محسن کامی. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین کیفیت سود و ضریب واکنش سود. **دانش و توسعه** ۳(۳۳): ۱۷-۱۶۳.

نیکو مرام، هاشم؛ مهدی تقوی و حمید احمدزاده. (۱۳۹۲). پیامدهای اقتصادی کیفیت اطلاعات حسابداری با تأکید بر متغیر ضریب واکنش سود. **فصلنامه دانش حسابداری و**

حسابرسی مدیریت ۳(۱۱): ۳۱۶-۲۷۹.

Ball, R., and P. Brown. (1968). An Empirical evaluation of Accounting Income Number, **Journal of Accounting Research** 159-178.

Barth, M.E., J.A. Elliott, and M.W. Finn. (1999). Market rewards associated with patterns of increasing earnings. **Journal of Accounting Research** 37: 387-413.

Beaver, W.H., R. CLARK, and W.F. WRIGHT. (1979). The Association between Unsystematic security Returns and the Magnitude of Earnings Forecast Errors, **Journal of Accounting Research** 316- 340.

Dechow, P., W. Ge, and C. Schrand. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. **Journal of Accounting and Economics** 50: 344-401.

Easton, P.D., and M.E. Zmijewski. (1989). Cross-sectional variation in the stock market response to accounting earnings announcements. **Journal of Accounting and Economics** 11: 117-141.

- Feltham, G.A., and J. Pae. (2000). Analysis of accounting accruals on earnings uncertainty and response coefficients. **Journal of Accounting, Auditing and Finance** 15(3): 199-220.
- Ghosh, A., Z. Gu, and P.C. Jain. (2005). Sustained Earnings and Revenue Growth, Earnings Quality, and Earnings Response Coefficients. **Reviews of Accounting Studies** 10: 33-57.
- Kothari, S.P. (2001). An Analysis of International and Cross-Sectional Determinants of Earnings Response Coefficients. **Journal of Accounting and Economics** 1-54.
- Lee, K., and N. Fargher. (1991). The Association Between Unexpected Earning and Abnormal Security Returns in the presence of Financial Leverage. **Contemporary Accounting Research** 20-41.
- Scott, W. (2003). **Financial accounting theory**. Pearson Education. Toronto. Ontario.
- Yeo, H., and Kim. (2002). **Default Risk as a Factor affecting the Earnings Response Coefficient: Evidence from South Korean Stock Market**, M.A Thesis, University of Dankook, Korea, PP: 4-65.
- Yu, Y., and Y. He. (2013). Does the History of Ex-ante Abnormal Earnings Growth Forecasts Affect Earnings Response Coefficient. **International Journal of Finance and Accounting** 2(7): 348-364.
- Yu, Y. (2010). **Future earnings performance and stock value predictability of the expected abnormal earnings growth strategy**. Working paper. Oakland University.

Archives