

## نقش رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده 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 نشات می‌گیرد. پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی شرکت‌ها یکی از عوامل مؤثر بر این سیگنال‌ها است. در این پژوهش تأثیر رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده بر ضریب واکنش سود تجزیه و تحلیل می‌شود. در راستای دستیابی به این هدف، اطلاعات ۶۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۹۳ تا ۱۳۸۹ 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 پیش‌بینی شده 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

## ۱- مقدمه

سیستم اطلاعاتی معتبر، صحیح و مربوط، یکی از عوامل مؤثر بر کارایی و توسعه بازارهای سرمایه است که با ارائه اطلاعات بهموقع و قابل‌اتکا، 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، قضاؤت 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 ثابت در سود را تجربه کرده‌اند، در گزارش سود در سال بعد بازده‌های بالاتری را کسب نموده‌اند. همچنین پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهد که پیش‌بینی‌های سودهای غیرعادی ثابت / منفی در گذشته با نشانه خطای پیش‌بینی ثابت / 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 ثابت 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 خواهد شد. علاوه بر این، عدم اطمینان با سود بسیار مرتبط است. از آنجاکه 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 فعلان بازار سرمایه می‌گردد (برزیده و همکاران، ۱۳۸۹). برای شناخت و توضیح علل واکنش‌های مختلف بازار به اطلاعات سود، مفهومی تحت عنوان ضریب واکنش سود

(ERC<sup>1</sup>) مطرح شده است (اسکات، ۲۰۰۳). اسکات معتقد است، اگر اطلاعات حسابداری محتوا و بار اطلاعاتی نداشت، هیچ‌گونه بازنگری (تعديل) در پیش‌بینی‌ها در اثر دریافت آن‌ها به وجود نمی‌آمد و باعث تصمیم‌های خرید و فروش نمی‌شد و بدون تصمیم‌های خرید و فروش هیچ‌گونه تغییری در حجم معاملات و قیمت‌ها وجود نداشت.

ببور (۱۹۷۹)<sup>۲</sup> 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 موردن توجه قرار می‌دهد. این رویکرد فرض می‌کند که بازار اوراق بهادار کاره، 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. ازانجاكه اطلاعات می‌تواند برای هر گروه معنایی متفاوت داشته باشند و واکنش متفاوت از خود نشان دهدند 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، به طور مستقیم هزینه آن را نمی‌پردازند. بنابراین آن‌ها ممکن است اطلاعاتی را سودمند بیابند، که به جای افزایش سودمندی جامعه، هزینه بیشتری را بر جامعه تحمیل نمایند.

در اکثر پژوهش‌های قبلی از تداوم سود (بازده)، کیفیت اقلام تعهدی و نوسان سود برای اندازه‌گیری کیفیت سود به طور مکرر استفاده شده است. در این پژوهش، از رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده به عنوان معیاری برای تشخیص کیفیت سود استفاده شده زیرا ازانجاكه 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

درنتیجه بازده غیرعادی سود می تواند نشان دهنده عدم کیفیت سود باشد. همچنین پیش‌بینی‌های رشد بازده غیرعادی، به عنوان یک شاخص عمدۀ 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 برسی گردید. پژوهش‌های حسابداری در زمینه ضریب واکنش سود نیز بیشتر به بررسی سودمندی سود حسابداری در توجیه بازده سهام پرداخته است و ازانجاهه ضریب واکنش سود نشان دهنده کیفیت کلی سود است، هدف ما در این پژوهش، بررسی 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. درنهایت به نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها و پیشنهادهای حاصل از پژوهش پرداخته خواهد شد.

## ۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

### ۱-۱- مبانی نظری

چرا بازار به اخبار خوب<sup>۱</sup> یا به اخبار بد<sup>۲</sup> 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 بخشدند.

بال و براون (۱۹۶۸)<sup>۳</sup> 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 به عنوان "مطلوب (خبر خوب) یا "نامطلوب (خبر بد)" طبقه‌بندی کردند. آن‌ها دریافتند که در واکنش به تغییر سود، بیشترین میزان تعديل قیمت (۹۰ - ۸۵ درصد) پیش از ماه اعلان

1 Good News

2 Bad News

3 Ball & Brown

## نقش رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده در ضریب واکنش سود

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 داشته‌اند. ضریب واکنش سود، بازده غیرمنتظره بازار را در واکنش به اجزای غیرمنتظره سود گزارش شده تو سط 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 برمبنای 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 به عنوان 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.

ساختمار سرمایه: شرکت‌هایی که دارای اهرم مالی (وام) زیاد هستند، افزایش در سود خالص (بیش از برهه) موجب تقویت و افزایش ایمنی اوراق قرضه و سایر بدھی‌های شرکت می‌شود به‌گونه‌ای که خبرهای خوب مربوط به سود خالص مورد استقبال دارندگان اوراق قرضه قرار می‌گیرد. ازین‌رو ضریب واکنش در برابر سود خالص برای شرکت‌هایی که دارندۀ وام سنگین در مقایسه با شرکت‌هایی که بدون بدھی یا با بدھی 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 بدھی به حقوق صاحبان سهام بالا توسط لی و فارقر<sup>۱</sup> (۱۹۹۱) گزارش شده است.

تداووم 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 نا شی از معرفی موفقیت‌آمیز یک محصول جدید یا کاهش شدید هزینه تو سط مدیریت باشد پا 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 شنا سایی شده است و ناشی از فروش تجهیزات، اموال و ماشین‌آلات است در آینده نیز تکرار شود بنابراین

واکنش آن‌ها نسبت به این نوع سودهای غیرعملیاتی کمتر و درنتیجه 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. هرچقدر 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. درنتیجه ضریب واکنش سود خالص بالاتر خواهد بود.

**توان آگاهی دهنده‌گی قیمت:** با فرض یکسان بودن شرایط هرچه 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. با این وجود پژوهشی را ایستان و زمیسکی (۱۹۸۹) انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که اندازه و بزرگی شرکت نمی‌تواند به عنوان 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	بنا	هر چه بتا بالاتر، ضریب واکنش سود کمتر و بالعکس
۲	ساختمان 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	تداوی 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 دهنده‌گی قیمت	هر چه توان آگاهی دهنده‌گی 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 به عنوان معیاری برای تعیین بازده غیرمنتظره استفاده می‌کردند. اسناد پژوهش‌های زیادی نشان دهنده به کارگیری بازده گذشته، سود صفر و پیش‌بینی سود به عنوان 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<sup>۱</sup>). (۲۰۱۳).

مطالعه بارت و الیوت<sup>۲</sup> (۱۹۹۹) نشان می‌دهد که شرکت‌های دارای الگویی از 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 نرخی پایین‌تر از هزینه سرمایه شرکت و یا با نرخی 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<sup>۳</sup> (۲۰۱۰) نشان می‌دهد که در پژوهش‌های قبلی از تداوم سود (بازده)، کیفیت اقلام تعهدی و نوسان سود در اندازه‌گیری کیفیت سود به طور مکرر استفاده شده است. ما در این پژوهش، از رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی‌شده به عنوان معیاری برای تشخیص کیفیت سود استفاده شده است و همچنین پیش‌بینی‌های بازده غیرعادی را به عنوان یک شاخص عمدۀ 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<sup>۴</sup> (۲۰۰۰)، به بررسی تأثیر اقلام 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 به عنوان مبنای برای توسعه یک مدل در خصوص اطلاعات اختصاصی و اقلام 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 اقلام 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 اقلام 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 درمجموع شلوغی ایجاد شده اطراف سود ناشی از افلام تعهدی مدیریت شده، ضریب واکنش سود را کاهش می‌دهد.

یئو و کیم<sup>۱</sup> (۲۰۰۲)، در دانشگاه کور ساند 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 بدھی فرضیه خود را ثابت کردند ولی در آزمون تجربی آن‌ها در خصوص فرضیاتشان به این مفهوم که آیا باز پرداخت بدھی که با ریسک عدم پرداخت و کاهش ERC به هم وابسته‌اند یا خیر، اشاره نشده است. به این مفهوم که آیا باز پرداخت بدھی که ریسک عدم پرداخت را کاهش می‌دهد مستقیماً با افزایش ERC مرتبط و بالعکس، انتشار یک بدھی 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، فرسته‌های رشد، تداوم روند سودآوری، نرخ رشد سود و انحراف استاندارد سود در نظر گرفته شد. اما نتایج نشان داد که انتشار و بازپرداخت بدھی 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<sup>۲</sup> (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 تو سط 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 ۱۳۸۴-۱۳۷۵ بررسی شده است. نتایج نشان داد ضریب واکنش سود و همچنین قدرت تو ضیحی رگرسیون (قیمت-سود)، در پرتفوی شرکت‌های باکیفیت 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 پذیرفته شده 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 به عنوان 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 زمرة 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 پذیرفته شده 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 گرداوری 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 حساب‌سی 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 بالهیمت و یا وجود شرایط غیرعادی در اقتصاد کشور در این سال‌ها و همچنین زمان بربودن 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 پذیرفته شده باشند (جهت محاسبه رشد بازده غیرعادی سه ساله).
۲. شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری، هلдинگ 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\*۵) می‌باشد.

## ۷- اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

### ۷-۱- متغیر مستقل

رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده<sup>۱</sup>: 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.

۱: 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 (بازدہ) 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 (بازدہ) 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 (بازدہ) سال مقابل.

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

$X_{t-1}$  و  $X_{t-2}$ : سود (بازدہ) سالانه اعلام شده برای سال‌های قبل، مقابل و سه سال قبل.  $d_{t-1}$  و  $d_{t-2}$  و  $d_{t-3}$ : سود تقسیمی سالانه برای سال‌های قبل، مقابل و سه سال قبل.

$r_{t-1}$  و  $r_{t-2}$  و  $r_{t-3}$ : برآورد هزینه سرمایه برای سال‌های قبل، مقابل و سه سال قبل. رشد بارده از تقسیم افزایش در سود نسبت به دوره قبل به قیمت اولیه هر سهم به دست آمده است. ضمناً دلیل انتخاب دوره ساله برای اندازه‌گیری رشد بازده غیرعادی، وجود مقالات معتبر مشابه می‌باشد که همگی دوره سه‌ساله را برای بررسی انتخاب کرده‌اند.

## ۲-۷-۱- متغیر وابسته

### ۲-۷-۲- ضریب واکنش سود

ضریب واکنش سود، بازده غیرمنتظره بازار را در واکنش به اجزای غیرمنتظره سود گزارش شده اندازه‌گیری می‌کند (کوتاری<sup>۱</sup>). شرکت‌های با افزایش سود (بازدہ) مداوم پشتیبانی شده توسط رشد سود (بازدہ)، ضریب واکنش سود بالاتر، فعالیت آینده بالاتر و مدیریت سود کمتری دارند (قوش، گو و جین، ۲۰۰۵). در این پژوهش محاسبه بازده غیرعادی انباسته، 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 بدھی عملیاتی.

دارایی‌های عملیاتی شامل کلیه دارایی‌ها به جز وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت. بدھی عملیاتی معادل بدھی 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 در آمدهای فروش نسبت به درآمد فروش سال قبل  $(REVt_t - REVt_{t-1})/(REVt_{t-1})$ ) است.

**REVt<sub>t</sub>**: درآمد فروش سال  $t$  و

**REVt<sub>t-1</sub>**: 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 تعديل سود پیش‌بینی شده 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**: تعديل 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 ( $\hat{x}_{t-1}^{f,t} - \hat{x}_t^{f,t}$ ).

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

**DAEG\_MIX**: متغیر موهومی است که اگر رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده در حداقل یکی از بازده‌های چرخه‌ای سه‌ساله مثبت باشد برابر ۱ است و در غیر این صورت صفر است.

**FE<sup>+</sup>** و **FE<sup>-</sup>**: خطای مثبت و خطای منفی پیش‌بینی است.

## ۸- روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

پس از جمع‌آوری اطلاعات مربوط از نرم‌افزار صفحه گستردگی اکسل جهت طبقه‌بندی اطلاعات و محاسبه متغیرها استفاده گردید و درنهایت اطلاعات حاصل با استفاده از نرم‌افزار SPSS و Eviews ۷ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. در ابتدا آزمون‌های پیش‌فرض جهت تخمین مدل انجام و سپس به منظور تحلیل مدل‌های پیش‌بینی شده 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 به عنوان 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	بازده غیرعادی انباشته	خطای پیش‌بینی	بازده حقوق صاحبان سهام	بازده خالص دارایی عملیاتی	بازده دارایی‌ها	حاشیه سود	رشد سود	رشد فروش	تعدیل پیش‌بینی سود هر سهم
-۰/۶۱۱	۲/۲۳	۱/۰۷۱	-۲/۲۳	۲/۰۲	۰/۵۲۳	۰/۹۱۳			
۱۴/۰/۹	۲/۰۱۵	۰۵۲/۷۴	-۲۹۳۹	۳۴۱۸	۷/۰۰۰	۷۴/۰۵۱			
۴/۹۹۱	۱/۹۷۳	۰/۹۷۹	۰/۰۱	۶/۷	۱/۰۴۶	۱/۳۰۹			
۳/۴۷۶	۱/۷۲۱۳	۱/۰۶۰۳	۰/۰۲	۶/۵۱	۱/۱۱۰	۱/۴۰۳			
۲/۹۰۹	۱/۴۵۶	۱/۲۱۲	۰/۰۴	۷/۹	۲/۱۱۶	۲/۳۶۲			
۳/۷۲۸	۱/۶۳۴	۱/۳۲۱	۰/۰۱	۸/۶۹	۱/۸۱۴	۲/۱۰۰			
-۰/۸۲۲	۰/۶۲	۱/۲۲۵	۰/۰۴	۷/۹۵	۲/۶۶۷	۲/۷۰۸			
۲/۱۱	۱/۰۹۴	۱/۰۲۰	۰/۰	۵/۸۲	۱/۰۴۵	۱/۶۴۲			
-۰/۵۳۶	۰/۴	۲/۶۳	۰/۰	۵/۵۷	۰/۰۰	۲/۳۹۲			
-۰/۳۶۱	۱/۲۸۲	۰/۴۲۲	۰/۰	۱	۰/۰۰	۰/۲۳۱	در سه‌ساله رشد بازده غیرعادی مشتمل		
-۲/۷۳۱	۲/۱۷	۰/۳۴	۰/۰	۱	۰/۰۰	۰/۱۳۳	شرکت‌های دارای رشد بازده غیرعادی منفی سه‌ساله		
-۱/۶۹۴	۰/۵۶۵-	۰/۴۸۲	۰/۰	۱	۱	۰/۶۳۵	شرکت‌های دارای رشد بازده غیرعادی ترکیبی		

## 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  $t$  استیوونت در سطح ۹۵٪ استفاده شده است. همچنین از آزمون دوربین واتسون نیز جهت بررسی نبود مشکل خودهمبستگی بین جملات پسمند 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 تجمعی در فرضیه اول مناسب‌تر است.

### جدول (۳). نتایج آزمون F لیمر (چاو)

آزمون چاو - مدل ۱

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 منتفی 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 ها سمن 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 (بالتأجی، ۲۰۰۵)، بنابراین از روش اثرات ثابت استفاده خواهد شد.

### جدول (۴). نتایج آزمون بروش پاگان - مدل ۱

آزمون بروش پاگان - مدل ۱		
$RET(-8.4) = \alpha_0 + \alpha_1 FE + \alpha_2 DAEG^{3+} \times FE + \alpha_3 DAEG^{3-} \times FE + \varepsilon$	مقدار آماره آزمون	نوع آزمون
احتمال آماره آزمون		
۰/۴۴۵	۰/۸۰۱	آزمون بروش پاگان

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		
$REV = \theta_0 + \theta_1 FE^+ \times DAEG^{3+} + \theta_2 FE^- \times DAEG^{3-} + \theta_3 FE^+ \times DAEG^{3-} + \theta_4 FE^- \times DAEG^{3-} + \theta_5 FE^+ \times DEAG\_MIX + \varepsilon$	مقدار آماره آزمون	نوع آزمون
احتمال آماره آزمون		
۰/۰۰۱۲	۸/۲۶	آزمون چاو

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 تائید نشده است،  
نیازی به استفاده از آزمون هاسمن نیست.

### جدول (۶). نتایج آزمون بروش پاگان - مدل ۳

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

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

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

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که با توجه به سطح معناداری آماره  $t$  ( $0/044$ )، برای رابطه بین پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی و ضریب واکنش سود (بازده غیرعادی انباشته)، چون سطح معناداری کمتر از سطح معناداری  $0/05$  می‌باشد، فرض  $H_0$  رد می‌شود و فرض  $H_1$  تائید می‌شود در نتیجه بین پیش‌بینی رشد بازده غیرعادی و ضریب واکنش سود رابطه معناداری وجود دارد. مثبت بودن ضریب بازده غیرعادی پیش‌بینی شده مثبت سه‌ساله بیانگر رابطه مثبت بین رشد بازده غیرعادی پیش‌بینی شده ضریب واکنش سود است.

#### جدول(۷). نتایج تحلیل معادله رگرسیونی فرضیه اول

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره $t$	سطح معناداری
مقدار ثابت	-	-	-	-
خطای پیش‌بینی سود هر سهم (از تقسیم سود هر سهم سال جاری - سود هر سهم سال قبل / سود هر سهم سال قبل)	- $0/0177390$	$0/080015$	- $1/210407$	$0/1420$
بازده غیرعادی پیش‌بینی شده مثبت سه‌ساله	$0/009814$	$0/007255$	$6/667869$	$0/0010$
بازده غیرعادی پیش‌بینی شده منفی سه‌ساله	$0/0105039$	$0/099666$	$5/8050612$	$0/0445$
آماره	$24/10625$	احتمال آماره	$F$	$0/0000$
آماره دوربین واتسون	$1/723901$			
ضریب تعديل	$0/217721$			

بین خطای پیش‌بینی سود هر سهم و ضریب واکنش سود، نیز رابطه معنی‌داری ( $0/0010$ ) وجود دارد و جهت این رابطه مثبت می‌باشد. ولی بین بازده غیرعادی پیش‌بینی شده منفی سه‌ساله و ضریب واکنش سود رابطه معناداری ( $0/086$ ) وجود ندارد. مقدار دوربین واتسون ( $1/72$ ) نشان می‌دهد که 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.

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	سطح معناداری	آماره $t$	میانگین
ROE	۰/۰۶۴۹	۰/۳۵۷۴	۰/۰۰۰	۵/۰۳۱	۰/۰۰۰
RNOA	۰/۰۴۹۶	۰/۳۷۶۳	۰/۰۰۰	-۴/۴۰۹	۰/۰۰۰
ROA	۰/۰۲۶۸	۰/۱۶۲۱	۰/۰۰۰	-۵/۰۹	۰/۰۰۰
حاشیه سود	۰/۰۴۸۳	۰/۱۸۴۰	۰/۰۰۰	-۴/۳۰۷	۰/۰۰۰
رشد سود	-۰/۰۶۱۸	۰/۰۲۱۶	۰/۰۲۸	-۲/۲۵۲	-۰/۰۲۸
رشد فروش	۰/۰۹۰۰	۰/۱۴۶۹	۰/۱۸۹	-۱/۳۲۸	۰/۱۸۹

نتایج جدول (۸) میانگین مقادیر اندازه‌گیری فعالیت آینده را برای زیر‌گروه شرکت‌های دارای رشد بازده غیرعادی مثبت در طول سه سال متواالی ( $DAEG_{3+}$ ) و سایر شرکت‌ها را نشان می‌دهد، مقدار آماره  $t$  تفاوت میانگین برای متغیر ROE  $5/031 < 5/000$  می‌باشد که این عدد از مقدار آماره جدول مقادیر بحرانی  $t$ ، بزرگ‌تر است ( $5/031 < 4/984$ )، و با توجه به سطح معنی‌داری به دست آمده ( $0/000$ ) که کمتر از ( $0/005$ ) می‌باشد، تفاوت میانگین محاسبه شده معنی‌دار است.

مقدار آماره  $t$  تفاوت میانگین برای متغیر RNOA  $-4/409$ ، مقدار آماره  $t$  تفاوت میانگین برای متغیر ROA  $-5/059$ ، مقدار آماره  $t$  برای متغیر حاشیه سود  $-4/307$  و مقدار آماره  $t$  برای متغیر رشد سود  $-2/252$ ، 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 ( $-1/328 < -1/984$ )، بنابراین فرض  $H_0$  رد می‌شود و فرض  $H_1$  تائید 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	-۰/۰۰۱۶۱	-۰/۰۰۱۲۹	-۰/۰۰۳۵۳۰	-۰/۸۸۲۱
تعديل مثبت با رشد بازده غيرعادی مثبت	-۰/۰۱۵۶۴۲	-۰/۰۹۴۰۰۱	۲/۴۳۰۰۲۲	-۰/۰۱۶۲
تعديل منفي با رشد بازده غيرعادی مثبت	-۰/۰۰۵۰۶۰	-۰/۰۲۲۰۰۰	-۰/۰۹۷۸۹۹	-۰/۰۳۲۰
تعديل مثبت با رشد بازده غيرعادی منفي	-۰/۰۳۶۰۰۷۰	-۰/۲۱۷۰۲۱	-۰/۵۲۶۹۸۲	-۰/۸۳۳۹
تعديل منفي با رشد بازده غيرعادی منفي	-۰/۱۲۱۶۰۲	-۰/۰۵۰۵۳۲	۱/۷۵۲۳۴۱	-۰/۰۱۱۵
تعديل مثبت به طور ميانگين	-۰/۱۱۶۸۹۱	-۰/۱۸۰۰۲۵۶	-۰/۳۱۴۲۰۰	-۰/۶۵۰۱
ضریب تعديل	-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 پیش‌بینی شده مثبت سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی مثبت و تعديل  $H_0$  پیش‌بینی ( $0/0\cdot16$ )، چون سطح معناداری کمتر از سطح معناداری ( $0/0\cdot5$ ) می‌باشد، فرض  $H_1$  رد می‌شود و فرض  $H_1$  تأیید می‌شود در نتیجه بین رشد بازده غيرعادی پیش‌بینی شده مثبت سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی مثبت و تعديل پیش‌بینی، رابطه معناداری وجود دارد. ضریب مثبت رشد بازده غيرعادی پیش‌بینی شده مثبت سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی مثبت نشان دهنده رابطه مثبت میان رشد بازده غيرعادی پیش‌بینی شده مثبت سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی مثبت و تعديل پیش‌بینی است. از طرفی بین رشد بازده غيرعادی پیش‌بینی شده مثبت سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی منفي ( $0/0\cdot32$ ) و رشد بازده غيرعادی پیش‌بینی شده منفي سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی منفي ( $0/0\cdot115$ ) و تعديل پیش‌بینی نيز رابطه معندي داری وجود دارد و جهت اين رابطه مثبت می‌باشد. همچنين بین رشد بازده غيرعادی پیش‌بینی شده منفي سه‌ساله همراه با خطای پیش‌بینی منفي ( $0/0\cdot833$ )، رشد بازده غيرعادی پیش‌بیني شده ترکيبی (مثبت در حداقل يك سال از سه سال) همراه با خطای پیش‌بیني مثبت ( $0/0\cdot650$ ) و تعديل پیش‌بیني رابطه معنادار وجود ندارد.

مقدار دوربین واتسون ( $1/6$ ) نشان می‌دهد بين باقی مانده خطاهای مدل پدیده خود

همبستگی وجود ندارد چون مقدار آن بین  $1/5$  و  $2/5$  است. به علاوه مقدار آماره F (۰/۰۰۰) 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 انباسته 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 می‌کند 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 به عنوان عاملی تأثیرگذار بر تعديل 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 پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار برای پاسخگویی در قبال خطای قابل ملاحظه 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* ۱۵(۵۲): ۱۶-۳.

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

برزیده، فرج؛ 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.

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

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

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): ۱۲۸-۱۱۳.

مرادی، مهدی؛ محمدعلی فلاحتی و محسن کامی. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین کیفیت سود و ضریب واکنش سود. *دانش و توسعه* ۳۳(۳): ۱۶۳-۱۴۳.

نیکو مرام، هاشم؛ مهدی تقی و حمید احمدزاده. (۱۳۹۲). پیامدهای اقتصادی کیفیت اطلاعات حسابداری با تأکید بر متغیر ضریب واکنش سود. *فصلنامه دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت* ۱۱(۳): 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 Earnings 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.