فصلنامه حسابداری مالی/سال دهم/ شماره ۴۰ /زمستان ۹۷/صفحات ۲۸- ۱

تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی با در نظر گرفتن متغیر کیفیت سود: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران

میثم عرب زاده*
داریوش فروغی**
هادی امیری ***

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۳۰

چکیده

یکی از ناهنجاری‌های بازار سرمایه ناهنجاری اقلام تعهدی است. این ناهنجاری به رابطه منفی بازده و اقلام تعهدی اشاره دارد. در مورد ناهنجاری اقلام تعهدی دو دیدگاه رفتاری و انتظارات عقلایی مطرح‌شده است. هدف اصلی این پژوهش تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی با استفاده از یک رویکرد جدید، جهت تفکیک تفسیر ناهنجاری از تفسیر ریسک است. برای این منظور فرضیه‌هایی تدوین و برای آزمون فرضیه‌ها از دو رگرسیون لجستیک توسط نرم‌افزار ایویوز انجام شده است. در این راستا داده‌های ۱۲۰ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۵ انتخاب شده است. نتایج پژوهش نشان داد که اقلام تعهدی پایین، احتمال کسب بازده‌های مثبت بالا را افزایش می‌دهد. به عبارتی، نتایج این پژوهش برخلاف این نظریه است که اقلام تعهدی ریسک را منعکس می‌کند بلکه از این فرضیه حمایت می‌کند که ناهنجاری اقلام تعهدی حقیقتاً یک ناهنجاری است.

واژه‌های کلیدی: ناهنجاری اقلام تعهدی، تفسیرهای ریسک و ناهنجاری، کیفیت سود، اقلام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری.

*دانشجوی دکترای حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
Email: arabzadeh62@yahoo.com
**دانشیار حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول)
Email: foroghi @ase.ui.ac.ir
**دانشیار اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
Email: h.amiri @ ase.ui.ac.ir

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

۱- مقدمه

بازار کارای سرمایه‌گذاری بازاری است که در آن قیمت اوراق بهادار منعکس‌کننده تمامی اطلاعات موجود در دسترس است و سرمایه‌گذاران به صورت منطقی به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند (فاما[1]، ۱۹۷۰). در این راستا شناسایی عوامل ناهنجار در بازار سرمایه می‌تواند مواردی که باعث ناکارایی بازار سرمایه می‌شود را شناسایی نماید و در نتیجه کارایی بیشتر بازار سرمایه را فراهم می‌آورد که موجب اعتماد سرمایه‌گذاران و در سطح کلان موجب بهبود تخصیص سرمایه و زمینه‌ساز رشد اقتصادی می‌گردد. لذا یکی از مهم‌ترین و گسترده‌ترین پژوهش‌های بازارهای مالی تشریح رفتار بازده سهام است که موارد ناهنجار بازده سهام را معرفی می‌نماید؛ به‌عبارت‌دیگر دستیابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی نیازمند تجهیز و تخصیص بهینه منابع در سطح اقتصاد ملی است و این مهم بدون کمک بازارهای مالی به‌ویژه بازار سرمایه گسترده و کارآمد امکان‌پذیر نیست. در یک اقتصاد سالم وجود سیستم مالی کارآمد در توزیع مناسب سرمایه و منابع مالی نقش اساسی دارد. ازاین‌روست که دولت‌ها طی قرن بیستم به دنبال رشد سریع بازارهای سرمایه و به‌کارگیری منابع سرمایه‌گذاران خرد در سطح اقتصاد ملی بودند. در این راستا یکی از مباحث اصلی در حوزه پژوهش‌های مالی و حسابداری تشریح بازده سهام است، پژوهش‌های این حوزه در ابتدا مبتنی بر مکتب نئوکلاسیک و عقلایی رفتار کردن افراد و بنگاه‌ها بود. سپس نظریه مالی رفتاری که عموماً از آن به عنوان روانشناسی در دانش مالی یاد می‌شود، اصل بنیادین اقتصاد نئوکلاسیک را به چالش کشیده و نقش تعیین‌کننده و با اهمیت در تبیین رفتار و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بازار و همچنین آثار آن بر رفتار بازارهای مالی دارد. در نظریه‌های مالی-رفتاری نوین، فرض بر این است که سرمایه‌گذاران به طور سیستماتیک در قیمت‌گذاری دارایی‌ها دچار خطا و اشتباه می‌شوند و ناهنجاری‌ها در نتیجه خطای قیمت‌گذاری است (وو، ژانگ و ژانگ[2]، ۲۰۱۰).

در این پژوهش با استفاده از متدولوژی جدید اولسون[3] (۲۰۱۵) به تحلیل ناهنجاری اقلام تعهدی و تفکیک بین تفاسیر ریسک و قیمت‌گذاری نادرست پرداخته می‌شود. بر این اساس سؤال اصلی این پژوهش این است که آیا مدل جدید اولسون (۲۰۱۵) توانایی تبیین رابطه بازده با اقلام تعهدی را دارد؟ به طور مشخص پژوهش حاضر به دنبال پاسخگویی به این مسئله است که آیا ناهنجاری اقلام تعهدی برگرفته از ریسک است یا واقعاً یک ناهنجاری است؟ لذا در این پژوهش

1 Fama
2 Wu, Zhang and Zhang
3 Ohlson

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

با استفاده از متدولوژی جدید اولسون (۲۰۱۵) به تحلیل ناهنجاری اقلام تعهدی و تفکیک بین تفاسیر ریسک و قیمت‌گذاری نادرست پرداخته شده است. بر این اساس در ادامه، مبانی نظری و توسعه فرضیه‌ها، روش پژوهش، یافته‌های پژوهش و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری پژوهش

پژوهش‌های صورت گرفته در ادبیات حسابداری و مالی، بیانگر وجود یک رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام است. این رابطه منفی در ادبیات معاصر «ناهنجاری اقلام تعهدی» نامیده می‌شود که اولین بار توسط اسلون[1] (۱۹۹۶) معرفی شد. اسلون (۱۹۹۶) در پژوهشی نشان داد که پرتفوی شرکت‌هایی با اقلام تعهدی بالا، بازده‌های آتی پایینی کسب می‌کند. وی این موضوع را به پایداری کمتر اقلام تعهدی در مقایسه با جزء نقدی سود نسبت داد و بیان کرد که نادیده گرفتن پایداری متفاوت اجزاء نقدی و تعهدی سود، منجر به ارزیابی نادرست اطلاعات موجود در اقلام تعهدی می‌شود. در ارتباط با دلایل ناهنجاری اقلام تعهدی دو نظریه مطرح است. نظریه اول: بر اساس، مطالعاتی نظیر ژای[2] (۲۰۰۱)، زاچ[3] (۲۰۰۳)، کرفت، لئون و وسلی[4] (۲۰۰۶) و فدیکریال سینگر و سوگیانیس[5] (۲۰۱۱) در بررسی علت ناهنجاری اقلام تعهدی به قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی توسط سرمایه‌گذاران اشاره می‌کنند. به عبارتی، وجود سرمایه‌گذاران بی‌تجربه در بازار، سبب قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار می‌گردد؛ به نحوی که واکنش نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به تغییرات اقلام تعهدی، باعث می‌شود که سهام شرکت‌هایی با حجم متفاوتی از اقلام تعهدی، به‌گونه‌ای نادرست بیشتر یا کمتر از واقع ارزش‌گذاری شود که این امر برخلاف فرضیه‌های بازار کارا است. نظریه دوم: فاما و فرنچ[6] (۱۹۹۲) معتقدند که ناهنجاری اقلام تعهدی منعکس‌کننده یک صرف ریسک منطقی است. بر اساس چارچوب منطقی قیمت‌گذاری دارایی‌ها، بازده بالاتر برای شرکت‌هایی با اقلام تعهدی پایین منعکس‌کننده پاداشی برای ریسک بالاتر است. در دیدگاه مبتنی بر ریسک، بازار سرمایه به طور کارا و مؤثر اطلاعات موجود را ارزیابی می‌کند و شرکت‌هایی با اقلام تعهدی پایین، پرمخاطره و دارای ریسک بالاتر هستند؛ به‌عبارت‌دیگر

1 Sloan
2 Xie
3 Zach
4 Kraft, Leone and Wasley
5 Fedyk, Singer and Sougiannis
6 Fama and French

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

طبق الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازارهای کارا[1]، بازده بالاتر برای شرکت‌هایی که دارای اقلام تعهدی پایین هستند نیازمند منعکس نمودن پاداش برای ریسک سیستماتیک بالاتر است. برای مثال در مدل‌های قیمت‌گذاری چندعاملی دارایی‌ها، بازده مورد انتظار با توجه به ضرایب عامل‌های صرف ریسک مختلف موجود در مدل افزایش می‌یابد. در چنین وضعیتی چنانچه سطح اقلام تعهدی شرکت با ضرایب عامل ریسک قیمت‌گذاری شده مرتبط باشند، ناهنجاری اقلام تعهدی توضیح داده می‌شود؛ بنابراین، بازده بالاتر این‌گونه شرکت‌ها جبرانی برای ریسک بیشتر است. می‌توان این‌گونه بیان کرد که سطوح مختلف اقلام تعهدی معیاری برای عامل ریسک است که منتهی به سطوح مختلف بازده می‌شود (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲). وو و همکاران (۲۰۰۹) در بررسی ناهنجاری اقلام تعهدی مبتنی بر ریسک، بیان می‌کنند که شرکت‌ها در واکنش به تغییرات نرخ بهره، اقلام تعهدی را تعدیل می‌کنند. زمانی که نرخ بهره کاهش می‌یابد، اکثراً پروژه‌ها سودآور شده و اقلام تعهدی افزایش می‌یابد، ولی بازده‌های آتی کاهش می‌یابد، زیرا نرخ تنزیل پایین به معنی بازده مورد انتظار پایین در آینده است. زمانی که نرخ تنزیل افزایش می‌یابد، پروژه‌های کمتری سودآور شده، اقلام تعهدی کاهش می‌یابد، ولی بازده‌های آتی افزایش می‌یابد، زیرا نرخ تنزیل بالا به معنی بازده مورد انتظار بالا در آینده است. در نتیجه بین اقلام تعهدی و بازده سهام رابطه منفی ایجاد می‌شود.

اثر اقلام تعهدی به وسیله فاما و فرنچ (۲۰۰۸) به عنوان یکی از فراگیرترین ناهنجاری‌های بازده مطرح شد. توانایی اقلام تعهدی جهت پیش‌بینی بازده به وسیله متغیرهای کنترلی موجود در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها مدنظر قرار نمی‌گیرد. (اسلون ۱۹۹۶؛ تئو، ولچ و ونگ[2] a,b۱۹۹۸؛ هیرشلیفر، هو، تئو و ژانگ[3]، ۲۰۰۴؛ چان، چان، جیگادیش و لاکونیشوک[4]، ۲۰۰۶؛ الی، چن، یائو و یو[5]، ۲۰۰۸). آنچه از شواهد برمی‌آید این است که متغیرهای مبتنی بر اقلام تعهدی به صورت وسیع به عنوان یک شاخص برای ارزش‌گذاری نادرست و یا به عنوان یک شاخص برای تلاش‌های مدیران در دستکاری سود و قیمت سهام که موجب ارزش‌گذاری نادرست می‌شود استفاده می‌گردد. تفسیر دیگری که با توجه به شواهد حاصل می‌شود این است که بازارها کارا هستند، اما هنوز به صورت صحیح عامل‌های ریسک قیمت‌گذاری شده که از ناهنجاری اقلام

1 Frictionless Rational Asset Pricing Framework
2 Teoh,Welch and Wong
3 Hirshleifer, Hou, Teoh and Zhang
4 Chan, Chan, Jegadeesh and Lakonishok
5 Ali, Chen, Yao and Yu

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

تعهدی نشات می‌گیرد، شناسایی نشده‌اند. در حقیقت پژوهشگران (فاما و فرنچ، ۲۰۰۸؛ خان[1]، ۲۰۰۸؛ وو و همکاران، ۲۰۰۹؛ لی و ژانگ[2]، ۲۰۱۰) مطرح کرده‌اند که ناهنجاری اقلام تعهدی ممکن است به صورت جزئی یا کامل از صرف ریسک منطقی نشات گرفته باشد.

به‌عبارت‌دیگر تحقیقات تجربی (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳ و هیرشلیفر، هو و تئو[3]، ۲۰۱۲ و ...) مدعی هستند که یک ناهنجاری در قیمت‌گذاری وجود دارد و این سؤال مطرح می‌گردد که: آیا بازده‌های غیرعادی توسط ریسک بهتر توضیح داده می‌شود یا توسط قیمت‌گذاری نادرست؟ به‌عبارت‌دیگر رابطه منفی بین بازده آتی برگرفته از ریسک است یا واقعاً یک ناهنجاری است. تاکنون هیچ روش پذیرفته‌شده‌ای جهت پاسخ به این سؤال وجود ندارد و صرفاً پژوهشگران مختلف به کنترل شاخص‌های مختلف ریسک پرداخته‌اند؛ مانند پژوهش فاما و فرنچ (۱۹۹۲) که نشان دادند در نهایت بازده غیرعادی باقی می‌ماند. فاما و فرنچ در پژوهش‌های خود با دو مشکل اساسی مواجه بودند یکی اندازه‌گیری ریسک و دیگری خطای نمونه‌گیری مرتبط با بازده مورد انتظار؛ به‌عبارت‌دیگر فاما در سال ۱۹۷۰ جزء اولین کسانی بود که تأکید بر وجود شواهدی در مورد ناهنجاری بازار داشت و بیان نمود که این ناهنجاری ممکن است یا به خاطر ناکارایی بازار باشد و یا به دلیل عدم توانایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها در تعیین قیمت سهام باشد. لذا فاما و فرنچ اولین کسانی هستند که توانایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها را در تشریح بازده سهام زیر سؤال برده و بیان می‌کنند که ممکن است، عدم توانایی مدل‌های قیمت‌گذاری عامل ناهنجاری بازار باشد و لذا عامل ناهنجاری را تنها به ناکارایی بازار نسبت نمی‌دهند. چن و لکونیسکوک[4] (۱۹۹۳) و شولین[5] (۲۰۱۳) بر این عقیده‌اند که وجود نویز (اخلال) در داده‌های مرتبط با بازده، توانایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها برای توضیح بازده‌ها را محدود می‌کند. لذا پژوهشگرانی که به شناسایی یک ناهنجاری جدید می‌پردازند با توجه به نقش داده‌های پرت در پژوهش‌ها، همواره نگران این موضوع‌اند که احتمال اینکه کارایی بازار به اشتباه رد شود بالاست. برای مثال پژوهشگران مختلفی همانند شای و ژانگ (۲۰۱۲)، هیرشلیفر و همکاران (۲۰۱۲)، پینکس، راج کوپال و ونکتچلم[6] (۲۰۰۷)، در زمینه ناهنجاری اقلام تعهدی و دلایل وقوع آن پژوهش‌هایی انجام داده‌اند اما این پژوهش‌ها همواره مورد چالش و نقد بوده‌اند. از مهم‌ترین مواردی که همواره

1 Khan
2 Li and Zhang
3 Hirshleifer, D., K. Hou, and S. Teoh
4 Chan and Lakonishok
5 Shevlin
6 Pincus Rajgopal and Venkatachalam

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

موردبحث و چالش در این پژوهش‌ها بوده است مسئله نقش داده‌های پرت است. پژوهشگرانی چون کرفت و همکاران (۲۰۰۶) توجه به نقش داده‌های پرت را در پژوهش‌ها مطرح نموده‌اند و تأکید می‌نماید که داده‌های پرت ممکن است نتایج پژوهش را تحت تأثیر قرار دهد. در این راستا آنان پیشنهاد می‌کنند بهتر است از روش پیراسته کردن برای داده‌های پرت استفاده شود. در مقابل تئو و ژانگ[1] (۲۰۱۱) نتایج پژوهش کرفت و همکاران (۲۰۰۶) را موردانتقاد قرار می‌دهند و بیان می‌کنند که پیراسته نمودن داده‌های پرت باعث تورش دار شدن نتایج می‌گردد؛ بنابراین با توجه به نگرانی‌هایی که درباره نتایج پژوهش‌ها و همچنین اختلاف‌نظر بین محققان مختلف در مورد شناسایی ناهنجاری‌ها توسط مدل‌های قیمت‌گذاری وجود دارد، اولسون (۲۰۱۵) یک متدولوژی جدید جهت تفکیک بین تفاسیر ریسک و ناهنجاری ارائه نمود. سپس این متدولوژی جهت بررسی ناهنجاری اقلام تعهدی مدل اسلون (۱۹۹۶) مورداستفاده قرار گرفت. اولسون (۲۰۱۵) مدعی است که مدل‌های قیمت‌گذاری به دلایل زیر در شناسایی ناهنجاری‌ها از ضعف‌هایی برخوردارند.

الف) عدم توانایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها در تعیین قیمت سهام؛ به‌عبارت‌دیگر هنگامی‌که تفاوتی بین قیمت تعیین‌شده توسط این مدل‌ها با قیمت‌های واقعی مشاهده می‌شود این تفاوت را به‌حساب عدم کارایی بازار می‌گذارند در حالی که ممکن است این مدل‌های قیمت‌گذاری از قدرت کافی برای تبیین قیمت سهام برخوردار نباشند و به اشتباه ناکارایی بازار را نشانه گرفته باشد.

ب) وجود نویز (اخلال) در داده‌های بازده، توانایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها برای تشریح بازده‌ها محدود می‌کند؛ به‌عبارت‌دیگر رگرسیون حداقل مربعات به‌شدت تحت تأثیر داده‌های پرت می‌باشد در حالی که استفاده از رگرسیون لوجستیک (دوگانه) این مشکل را برطرف می‌نماید.

ج) پیچیدگی در محاسبات و تفسیر مدل‌های قیمت‌گذاری.

بنابراین با توجه به موارد فوق، جهت بررسی ناهنجاری اقلام تعهدی و تعیین اینکه این ناهنجاری برگرفته از ریسک است یا قیمت‌گذاری نادرست، اولسون (۲۰۱۵) مدعی است که متدولوژی جدید تفکیک ریسک از قیمت‌گذاری نادرست می‌تواند جایگزین مدل‌های قبلی اندازه‌گیری ناهنجاری اقلام تعهدی باشد.

1 Teoh and Zhang

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- پیشینه خارجی

پارک، هان، لی و کیم[1] (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان "ناهنجاری اقلام تعهدی و عدم تقارن اطلاعاتی" دریافتند که ناهنجاری اقلام تعهدی بیشتر برای شرکت‌هایی که عدم تقارن اطلاعاتی بالایی دارند مطرح است.

فرشادفر و مونم[2] (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان "شواهدی از رابطه بین اقلام تعهدی و جریان نقدی آتی" دریافتند که هم اقلام تعهدی سرمایه در گردش و هم اقلام تعهدی عملیاتی غیر جاری برای توضیح جریان‌های نقدی آتی ناشی از عملیات (CFO) از اهمیت ویژه‌ای برخوردار هستند اما اقلام تعهدی تأمین مالی این‌گونه نیست. علاوه بر این جزء دارایی اقلام تعهدی نسبت به جزء بدهی اقلام تعهدی نقش مهم‌تری را در توضیح جریان‌های نقدی آتی عملیاتی ایفا می‌کند.

پاپاناستاسوپولوس[3] (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان "ناهنجاری اقلام تعهدی و فعالیت‌های تأمین مالی شرکت" به بررسی دیدگاه انتظارات عقلایی در مقابل دیدگاه قیمت‌گذاری نادرست برای تشریح ناهنجاری اقلام تعهدی از طریق تمرکز بر رابطه بین اقلام تعهدی و فعالیت‌های تأمین مالی سرمایه شرکت‌ها پرداخت. پاپاناستاسوپولوس در این پژوهش نشان داد که سرمایه‌گذاران اقلام تعهدی را به شیوه‌ای نادرست قیمت‌گذاری می‌نمایند و تردیدهایی را نسبت به دیدگاه انتظارات عقلایی وارد می‌نماید.

چیا، چای، ژانگ و لی[4] (۲۰۱۶) در پژوهشی با عنوان "یک مدل بهتر؟ بررسی تجربی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در استرالیا" دریافتند که مدل پنج عاملی نسبت به سایر مدل‌های

1 Park, Han, Lee and Kim
2 Farshadfar and Monem
3 Papanastasopoulos
4 Chiah, Chai, Zhong and Li

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

قیمت‌گذاری رقیب، ناهنجاری‌های مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها را بهتر توضیح می‌دهد، که نشان‌دهنده برتری مدل پنج عاملی می‌باشد.

اولسون (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان "ریسک در مقابل ناهنجاری: یک روش جدید جهت اقلام تعهدی" دریافتند که ناهنجاری اقلام تعهدی واقعاً یک ناهنجاری (قیمت‌گذاری نادرست) می‌باشد.

کانگ و پالمون[1] (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان "آیا اخبار نقش مهمی در فرآیند اصلاح ناهنجاری اقلام تعهدی ایفا می‌کند؟" نتایج پژوهش نشان داد که مطبوعات مالی اطلاعات مفیدی برای فعالان بازار سرمایه فراهم می‌آورد و نقش حیاتی در کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی دارد.

پنمن و ژو[2] (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان "ناهنجاری‌های حسابداری، ریسک و بازده" دریافتند که بسیاری از متغیرهایی که سود و رشد را پیش‌بینی می‌کنند، بازده آتی را در همان جهت پیش‌بینی می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر می‌توان این‌گونه نتیجه‌گیری کرد که بازده‌های پیش‌بینی شده توسط این متغیرها کاملاً نرمال و منطقی هستند.

چن و جیانگ[3] (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان "تجزیه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و ناهنجاری اقلام تعهدی" دریافتند که اقلام تعهدی از جزء ریسک و رشد ناشی می‌شود.

هرشلیفر و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان "ناهنجاری اقلام تعهدی: ریسک یا قیمت‌گذاری نادرست" دریافتند که ناهنجاری اقلام تعهدی برگرفته از قیمت‌گذاری نادرست می‌باشد، زیرا سرمایه‌گذاران ویژگی‌های اقلام تعهدی را نادرست قیمت‌گذاری می‌نمایند.

وو و همکاران (۲۰۱۰) در پژوهشی با عنوان "رویکرد تئوری q جهت درک ناهنجاری اقلام تعهدی" به تشریح ناهنجاری اقلام تعهدی مبتنی بر ریسک، با تفسیر اقلام تعهدی به عنوان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش و بر اساس نظریه q سرمایه‌گذاری [4]پرداختند. آن‌ها نشان دادند که شرکت‌ها به صورت بهینه در واکنش به تغییرات نرخ تنزیل (ریسک)، اقلام تعهدی را تعدیل می‌کنند.

خان (۲۰۰۸) در پژوهشی با عنوان "آیا اقلام تعهدی به اشتباه، قیمت‌گذاری شده‌اند؟ شواهدی از آزمون مدل موقتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای" یک مدل چهار عاملی قیمت‌گذاری دارایی را پیشنهاد داد. یافته‌های این پژوهش با توجه به آزمون مدل چهار عاملی

1 Kang and Palmon
2 Penman and Zhu
3 Chen and Jiang
4 Q- theory

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

نشان می‌دهد که بخش قابل‌توجهی از نوسان در میانگین بازده در شرکت‌های با بازدهی بالا و پایین از طریق ریسک توضیح داده می‌شود و منعکس‌کننده یک صرف ریسک می‌باشد.

ژانگ[1] (۲۰۰۷) در پژوهشی با عنوان "اقلام تعهدی، سرمایه‌گذاری و ناهنجاری اقلام تعهدی" بیان کرد که در صورتی نابهنجاری رشد علت اصلی نابهنجاری اقلام تعهدی است که اقلام تعهدی نشان‌دهنده رشد شرکت باشد. وی بیان کرد که اقلام تعهدی دست کم به صورت جزئی، اطلاعات رشد و سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. همچنین صنایع و شرکت‌هایی که اقلام تعهدی آن‌ها ارتباط مثبت قوی با سایر معیارهای رشد (به ویژه رشد کارکنان) دارد، این اقلام، رابطه منفی قوی با بازده‌های آتی سهام دارند.

ریچاردسون، اسلوان، سلیمان و تونا[2] (۲۰۰۶) در پژوهشی با عنوان "پیامدهای تحریف‌های حسابداری بر اقلام تعهدی و سودآوری" به نقش تحریفات حسابداری در توضیح پایداری کمتر اقلام تعهدی می‌پردازند. آن‌ها دریافتند که پایداری کمتر جزء تعهدی سود دلیل تحریف‌های حسابداری است. این تحریف‌ها ناشی از استفاده از حسابداری تعهدی است. همچنین آن‌ها دریافتند که بعضی از این تحریفات حسابداری به دست‌کاری‌های عمدی مدیریت در اقلام تعهدی نسبت داده می‌شود.

ژای (۲۰۰۱) در پژوهشی با عنوان "قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی غیرعادی" مطالعه وی نشان داد که پایداری کمتر جزء تعهدی سود به جزء اختیاری اقلام تعهدی مربوط است و بازده‌های غیرعادی فقط برای پرتفوی‌هایی که بر اساس اقلام تعهدی اختیاری دسته‌بندی شده‌اند، به دست می‌آید.

۳-۲- پیشینه‌ی داخلی

خانی و آذر پور (۱۳۹۶) در پژوهشی تحت عنوان "تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری توسط پراکندگی بازده" به بررسی این موضوع پرداختند که آیا پراکندگی بازده توانایی تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری را دارد. آن‌ها دریافتند ناهنجاری اقلام تعهدی به دلیل ریسک منطقی قیمت‌گذاری است و همچنین ناهنجاری سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران توسط پراکندگی بازده تبیین نمی‌شود.

فروغی و رهروی دستجردی (۱۳۹۵) در پژوهشی تحت عنوان " ناهنجاری‌های بازار و بازده غیرعادی " به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که آیا متغیرهایی که شاخص ناهنجاری در بازار هستند، بازده آتی را در همان جهتی پیش‌بینی می‌کنند که سود آتی یا رشد در سود آتی را

1 Zhang
2 Richardson, Sloan, Soliman and Tuna

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

پیش‌بینی کرده بودند یا خیر؟ آن‌ها در این پژوهش دریافتند که متغیرهای اقلام تعهدی سرمایه در گردش، روند حرکت بازده سهام، تأمین مالی خارجی و بازده دارایی‌ها توانسته‌اند سود آتی و بازده آتی و رشد در بازده آتی را در یک‌جهت به صورت معنادار پیش‌بین کنند. این موضوع نشان می‌دهد که بازدهی که به‌وسیله‌ی این متغیرها پیش‌بینی شود، بازده غیرعادی نیست و کاملاً با فرض انتظارات عقلایی منطبق است.

بادآور نهندی و داداش زاده (۱۳۹۴) در پژوهشی با عنوان "ارتباط هزینه‌های نمایندگی و قیمت‌گذاری نادرست سهام با تأکید بر نقش میانجی پاداش هیئت‌مدیره" دریافتند که بین هزینه‌های نمایندگی و قیمت‌گذاری نادرست سهام ارتباط وجود ندارد.

هاشمی، کیانی و روح الهی (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان "بررسی دیدگاه‌های رفتاری و انتظارات عقلایی در تشریح ناهنجاری اقلام تعهدی" دو دیدگاه رفتاری و انتظارات عقلایی مرتبط با ناهنجاری اقلام تعهدی را با تجزیه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام را موردبررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که نسبت ارزش دفتری به ارزش ذاتی و نسبت ارزش ذاتی به ارزش بازار بر اقلام تعهدی تأثیر منفی و معنی‌داری دارد. علاوه بر این در بورس اوراق بهادار تهران ناهنجاری اقلام تعهدی وجود دارد. این ناهنجاری با نسبت ارزش دفتری به ارزش ذاتی ارتباط معنی‌داری دارد، در نتیجه علت ایجاد ناهنجاری اقلام تعهدی، ریسک و رشد است.

رحمانی و دولو (۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان "واکاوی موارد خلاف قاعده – شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی رابطه بین رشد دارایی‌ها و رشد خالص دارایی‌های عملیاتی با بازده سهام پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از وجود رابطه مثبت بین رشد دارایی‌ها و بازده سهام و رابطه منفی بین رشد خالص دارایی‌های عملیاتی و بازده سهام بود. شایان‌ذکر است که رابطه منفی بین رشد خالص دارایی‌های عملیاتی و بازده سهام تحت تأثیر الگوی وزنی بازده سهام و افق زمانی بازده آتی سهام می‌تواند مثبت، منفی و یا حتی فاقد معنی باشد.

حقیقت و بختیاری (۱۳۹۰) در پژوهش با عنوان "محتوای اطلاعاتی افزاینده اقلام تعهدی خلاف قاعده در مقایسه با جریان‌های نقدی عملیاتی" دریافتند که وجود اقلام تعهدی خلاف قاعده تنها در رویکرد کل اقلام تعهدی، است. همچنین در رویکرد کل اقلام تعهدی، جریان‌های نقد عملیاتی، توان توضیحی اقلام تعهدی غیرعادی در بازده آتی سهام را کاهش نمی‌دهد.

مشایخی، فدائی نژاد و رحمانی (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان "مخارج سرمایه‌ای، اقلام تعهدی و بازده سهام" به بررسی اثر نابهنجاری اقلام تعهدی و مخارج سرمایه‌ای و همچنین تأثیر به‌کارگیری همزمان این دو متغیر بر بهبود عملکرد پرتفو پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از وجود نابهنجاری‌های اقلام تعهدی و مخارج سرمایه‌ای در بازار سرمایه ایران و همچنین استقلال

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

این دو نابهنجاری از یکدیگر بود. افزون بر این نتایج نشان داد که به‌کارگیری همزمان دو نابهنجاری فرصت کسب بازده‌های بالاتر را ایجاد می‌کند.

۴- فرضیه‌ها

بر اساس مبانی نظری پژوهش، فرضیه‌هایی که در این پژوهش مورد آزمون قرار می‌گیرد عبارت‌اند از:

فرضیه اول- بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه دوم- ناهنجاری اقلام تعهدی ناشی از قیمت‌گذاری نادرست سرمایه‌گذاران است.

فرضیه سوم- با در نظر گرفتن کیفیت سود، ناهنجاری اقلام تعهدی ناشی از قیمت‌گذاری نادرست سرمایه‌گذاران است.

فرضیه چهارم- ناهنجاری اقلام تعهدی، در جزء اختیاری اقلام تعهدی قوی‌تر از جزء غیر اختیاری اقلام تعهدی است.

۵- روش‌شناسی پژوهش

۵-۱- جامعه و نمونه آماری پژوهش و منابع داده‌ها

جامعه آماری موردبررسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. دوره مطالعه این پژوهش از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ است. معیارهای اعمال شده برای انتخاب نمونه به شرح زیر بوده است: ۱) تا قبل از سال ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و به منظور قابل‌مقایسه بودن اطلاعات، سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد و همچنین طی بازه زمانی پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشد. ۲) معاملات سهام شرکت طی دوره پژوهش، بیش از شش ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد. ۳) کلیه داده‌های موردنیاز پژوهش برای شرکت‌های موردبررسی موجود و در دسترس باشد. ۴) جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی (بانک‌ها، سرمایه‌گذاری و بیمه‌ها) نباشد. با توجه به معیارهای فوق تعداد ۱۲۰ شرکت و در مجموع ۹۶۰ سال- شرکت نمونه نهایی را برای تجزیه و تحلیل آماری تشکیل دادند. پژوهش حاضر از جهت هدف بنیادی- تجربی است و از لحاظ ماهیت و روش از نوع توصیفی- همبستگی است. برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون لوجستیک (اولسون و همکاران، ۲۰۱۵) استفاده شده است. داده‌های این پژوهش مبتنی بر اطلاعات واقعی بازار سهام و صورت‌های مالی حسابرسی شده‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، سایت‌های اینترنتی بورس اوراق بهادار تهران، کدال و با استفاده از نرم‌افزار ره‌آورد نوین جمع‌آوری‌شده است. همچنین برای محاسبه متغیرها و تجزیه و تحلیل داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش از نرم‌افزارهای ایویوز ۹ و اکسل استفاده شده است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

۶- متغیرهای پژوهش

متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش شامل متغیر وابسته، متغیر مستقل و متغیرهای کنترلی می‌باشد؛ که در ادامه به تعریف هریک به صورت مجزا پرداخته می‌شود.

الف) متغیر وابسته: متغیر وابسته در این پژوهش بازده آتی سهام است. در این پژوهش به استناد پژوهش اولسون (۲۰۱۵) از بازده تجمعی غیرعادی[1] تعدیل شده بر مبنای بازار، به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. محاسبه متغیر وابسته طی دو مرحله انجام شده است:

در مرحله اول برای هر سال- شرکت نرخ بازده تجمعی تعدیل شده بر اساس بازار (CAR) محاسبه می‌شود. به منظور محاسبه بازده غیرعادی (تعدیل شده) انباشته سهام شرکت در دوره‌ی زمانی پژوهش در هر سال مالی از مدل تعدیل شده بازار استفاده می‌شود. مدل بازار به صورت رابطه شماره (۱) می‌باشد. در این مدل بازده تحقق یافته برابر است با بازده مورد انتظار به اضافه بازده غیرعادی.

$$r_{it} = E(r_{it}) + \varepsilon_{it}$$ **رابطه (۱)**

در رابطه فوق r_{it} بازده تحقق یافته، $E(r_{it})$ بازده مورد انتظار و ε_{it} جزء اخلال یا بازده غیرعادی می‌باشد. بازده مورد انتظار به صورت رابطه شماره (۲) برآورد می‌گردد.

$$E(r_{it}) = \propto_{it} + \beta_i r_{mt}$$ **رابطه (۲)**

که $\propto_{it}$ عرض از مبدأ مدل است که معادل نرخ بازده بدون ریسک است و از نرخ اوراق مشارکت هرساله طبق داده‌های بانک مرکزی استفاده می‌شود. r_{mt} بازده بازار و βریسک سیستماتیک می‌باشد. و در نهایت با استفاده از رابطه شماره (۳) بازده غیرعادی محاسبه شده است.

$$\varepsilon_{it} = E(r_{it}) - r_{it}$$ **رابطه (۳)**

در رابطه شماره (۳) بازده غیرعادی برابر است با بازده مورد انتظار منهای بازده تحقق یافته؛ و در نهایت پس از محاسبه بازده غیرعادی، میانگین بازده غیرعادی به صورت رابطه شماره (۴) محاسبه می‌شود.

$$AR_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{n} \varepsilon_{it}$$ **رابطه (۴)**

که در رابطه فوق AR_t متوسط نرخ بازده غیرعادی، N تعداد روزهای معاملاتی است. و سپس با استفاده از رابطه شماره (۵) بازده غیرعادی تجمعی سهام به دست می‌آید.

1 Cumulative Market-Adjusted Return (CAR)

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

$$CAR_{q-S} = \sum_{T-q}^{S} AR_t$$ **رابطه (۵)**

CAR_{q-s} نرخ بازده غیرعادی تجمعی (انباشته) سهام طی ماه‌های مهرماه سال t تا شهریورماه t+1 می‌باشد.

در مرحله دوم پس از محاسبه بازده غیرعادی به منظور محاسبه بازده بالا و پایین لازم است نقاط تفکیک محاسبه شود. به استناد پژوهش اولسون (۲۰۱۵) نقاط تفکیک در این پژوهش معادل چند برابر میانگین نرخ بازده عادی ۱۵ ساله بازار سرمایه ایران در نظر گرفته می‌شود. این نقاط صرفاً برای تفکیک بازده‌های بالا و پایین (که تحت عنوان متغیر وابسته در این تحقیق مدنظر قرار می‌گیرند) می‌باشند. با توجه به نقاط تفکیک، بازده بالا و بازده پایین به دست می‌آید؛ به‌عبارت‌دیگر متغیر وابسته H (بازده بالا) مساوی یک می‌باشد اگر CAR سالانه بیشتر از نقطه تفکیک بازده بالا و در غیر این صورت صفر است؛ و همچنین متغیر L (بازده پایین) برابر یک می‌باشد اگر CAR سالانه کمتر از نقطه تفکیک بازده پایین و در غیر این صورت صفر است.

ب) متغیر مستقل: در این پژوهش اقلام تعهدی به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته می‌شود. در این راستا برای محاسبه اقلام تعهدی طبق پژوهش اولسون (۲۰۱۵)، از رویکرد ترازنامه‌ای استفاده شده است. محاسبه اقلام تعهدی در این رویکرد، از مدل اسلوان (۱۹۹۶) پیروی می‌نماید. لذا در این راستا اقلام تعهدی از طریق رابطه شماره (۶) محاسبه می‌شود:

$$Accrual_t = [(\Delta CA_t - \Delta Cash_t) - (CL_t - STD_t - TP_t) - DE_t]/TA_{t-1}$$ **رابطه (۶)**

بنابراین اقلام تعهدی شامل سه عنصر می‌باشد.

اول: تغییرات دارایی‌های جاری از تغییرات وجه نقد و معادل‌های نقدی$(\Delta CA_t - \Delta Cash_t)$.

دوم: تغییرات بدهی‌های جاری از تغییرات در بدهی‌های کوتاه‌مدت و از تغییرات در مالیات بر درآمد پرداختنی $(CL_t - STD_t - TP_t)$.

سوم: هزینه استهلاک دارایی‌های ثابت و نامشهود (DE_t) و در نهایت برای همگن‌سازی بر دارایی‌هایی ابتدای دوره تقسیم می‌شود(TA_{t-1}).

ج) متغیر کنترلی: در این پژوهش برای هر دو رگرسیون لوجستیک از سه شاخص برای کنترل ریسک استفاده می‌شود:

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

الف) بتا (β): بتا به عنوان شاخص ریسک سیستماتیک می‌باشد که نشان‌دهنده همگرایی نرخ بازده شرکت با نرخ بازده بازار است. بتا با استفاده از مدل بازار با استفاده از رگرسیون غلتان[1] بر روی داده‌های سه سال قبل برحسب مدل شماره (۷) برآورد شده است.

$$r_{it} = \propto_{it} + \beta_i r_{mt} + \varepsilon_{it}$$ **مدل (۷)**

ب) نوسان بازده ماهانه سهام (VOL): نوسان بازده سهام به کنترل ریسک کل شرکت اشاره دارد و به صورت انحراف معیار بازده سهام شرکت با استفاده از رگرسیون غلتان بر روی داده‌های سه سال قبل محاسبه می‌شود.

ج) ارزش بازار سرمایه شرکت (MV): که در بردارنده اندازه شرکت می‌باشد و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در نظر گرفته می‌شود.

۷- یافته‌های پژوهش

آزمون فرضیه اول و دوم پژوهش: ناهنجاری اقلام تعهدی

مدل اندازه‌گیری ناهنجاری اقلام تعهدی در این پژوهش، مدل اولسون (۲۰۱۵) می‌باشد. این مدل متدولوژی جدیدی جهت تفکیک بین ریسک و ناهنجاری معرفی می‌نماید. در این متدولوژی جدید ابتدا بازده‌ها به دو دسته بازده‌های بالا (H) و بازده‌های پایین (L) تقسیم می‌گردند. برای این منظور ابتدا نقاط تفکیک[2] معرفی می‌گردد.

در این پژوهش همان‌طور که مطرح گردید نقطه تفکیک معادل چند برابر میانگین نرخ بازده عادی ۱۵ ساله بازار سرمایه ایران در نظر گرفته می‌شود؛ که ابتدا نقطه ۵۰ درصد مدنظر قرار می‌گیرد (نقطه تفکیک برای متغیر وابسته مدل H معادل ۵۰٪ و برای متغیر وابسته مدل L معادل ۵۰٪- تعیین می‌گردد) و سپس در نقاط مختلف آزمون تکرار می‌گردد تا مشخص شود که مدل به نقاط مختلف حساس نمی‌باشد. پس از تعیین نقاط به برآورد دو رگرسیون لوجستیک به صورت مجزا (تحت عنوان رگرسیون بازده بالا و رگرسیون بازده پایین) پرداخته می‌شود. در رگرسیون بازده بالا (H) اگر بازده بالاتر از نقطه تفکیک (یعنی بالاتر از ۵۰٪) باشد، متغیر وابسته یک و در غیر این صورت صفر می‌باشد. در رگرسیون بازده پایین (L) اگر بازده پایین‌تر از نقطه تفکیک (یعنی پایین‌تر از ۵۰٪-) باشد، متغیر وابسته یک در غیر این صورت صفر می‌باشد. در هر دو رگرسیون متغیر X اقلام تعهدی می‌باشد و به عنوان متغیر مستقل کلیدی ایفای نقش می‌کند، مدل‌ها شامل متغیرهای کنترل ریسک جهت تقویت مدل است. متغیر وابسته باینری و دو

1 Rolling Regression
2 Cut-off

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

رگرسیون مجزای لوجستیک برای بازده‌های بالا و پایین به صورت مدل شماره (۸) و (۹) برآورد شده است:

مدل (۸) $P(High - Return): \alpha_1 + \beta_1 X + \Gamma_1 * risk - controls + \varepsilon \quad (H)$

مدل (۹) $P(Low - Return): \alpha_2 + \beta_2 X + \Gamma_2 * risk - controls + +\varepsilon \quad (L)$

متغیر X به عنوان اقلام تعهدی می‌باشد لذا با توجه به نظر اسلون (۱۹۹۶) که رابطه بین بازده و اقلام تعهدی را ناهنجاری اقلام تعهدی قلمداد می‌نماید، چنانچه ضریب اقلام تعهدی معنی‌دار شود، نشان‌دهنده وجود ناهنجاری اقلام تعهدی است، لذا فرضیه اول این پژوهش رد نمی‌شود. از طرفی چنانچه ضریب اقلام تعهدی در رگرسیون H منفی و معنی‌دار و در رگرسیون L مثبت و معنی‌دار باشد نشان‌دهنده ناهنجاری (قیمت‌گذاری نادرست) است، لذا فرضیه دوم این پژوهش رد نمی‌شود؛ بنابراین می‌توان بامطالعه علامت ضرایب برآوردی مربوط به اقلام تعهدی در هر دو رگرسیون ارزیابی نمود که عامل بازده‌های غیرعادی ریسک است یا ناهنجاری. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول و دوم پژوهش در جدول شماره (۱) درج شده است. مطابق با نظر اسلوان (۱۹۹۶)، اگر اقلام تعهدی در بردارنده ناهنجاری[1] (قیمت‌گذاری نادرست سهام)[2] باشد آنگاه، ضریب اقلام تعهدی باید در مدل بازده‌های آتی نسبتاً بالا (مدل H) منفی و در مدل بازده ای آتی نسبتاً پایین (مدل L) مثبت باشد. در اولین ستون جدول شماره (۱) نتایج مدل H و L صرفاً برای اقلام تعهدی، بدون حضور متغیرهای کنترلی ریسک ارائه‌شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، ضرایب اقلام تعهدی در مدل H منفی (۱/۳۰-) و معنی‌دار (۱/۹۸-) و در مدل L مثبت (۱/۳۱) و معنی‌دار (۲/۲۶) است. این آزمون تائید می‌کند که ناهنجاری اقلام تعهدی به‌احتمال‌زیاد برگرفته از ناهنجاری می‌باشد تا ریسک.

برای بررسی بیشتر این نتیجه که آیا اقلام تعهدی ناهنجاری را منعکس می‌کند، در دومین ستون جدول شماره (۱) متغیرهای کنترلی ریسک به همراه اقلام تعهدی در هر دو مدل H و L منظور می‌شود.

1 Anomaly
2 Mispricing Stock

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

جدول (۱): پیش‌بینی بازده‌های نسبتاً بالا و پایین: اقلام تعهدی (نقطه تفکیک ۵۰ ٪)

پنل الف: پیش‌بینی بازده‌های آتی نسبتاً بالا (مدل H)

نام متغیر	مدل شماره ۱			مدل شماره ۲		
	ضریب	آماره z	معنی‌داری	ضریب	آماره z	معنی‌داری
عرض از مبدأ	-۱/۸۹	-۷/۹۵	۰/۰۰۰	-۰/۲۷	-۰/۲۷	۰/۷۸
اقلام تعهدی (Acc)	-۱/۳۰	-۱/۹۸	۰/۰۴۷	-۳/۷	-۴/۰۷	۰/۰۰۰
نوسان بازده (Vol)	-	-	-	۰/۰۶	۴/۳۷	۰/۰۰۰
بتا ($Beta$)	-	-	-	۰/۵۰	۲/۸۳	۰/۰۰۴
ارزش بازار ($Ln\ MV$)	-	-	-	-۰/۲۱	-۲/۷۸	۰/۰۰۵
اثر صنعت		بله			بله	
اثر سال		بله			بله	
آماره LR		۱۵/۴۱			۸۳/۵۲	
معنی‌داری آماره LR		۰,۰۰			۰,۰۰۰	
ضریب تعیین مک فادن		٪۱/۸			٪۱۲/۴	

پنل ب: پیش‌بینی بازده‌های آتی نسبتاً پایین (مدل L)

نام متغیر	مدل شماره ۱			مدل شماره ۲		
	ضریب	آماره z	معنی‌داری	ضریب	آماره z	معنی‌داری
عرض از مبدأ	-۱/۵۵	-۸/۶۶	۰/۰۰۰	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۹۵
اقلام تعهدی (Acc)	۱/۳۱	۲/۲۶	۰/۰۲۳	۱/۳۷	۱/۹۸	۰/۰۴۸
نوسان بازده (Vol)	-	-	-	-۰/۰۲	-۱/۵۶	۰/۱۱۷
بتا ($Beta$)	-	-	-	۰/۱۲	۰/۸۲	۰/۴۱۱
ارزش بازار ($Ln\ MV$)	-	-	-	-۰/۱۲	-۲/۱۶	۰/۰۳۰
اثر صنعت		بله			بله	
اثر سال		بله			بله	
آماره LR		۸/۶۸			۱۳/۹۱	
معنی‌داری آماره LR		۰/۰۳			۰/۰۳	
ضریب تعیین مک فادن		٪۲,۳			٪۴,۳	

همان‌گونه که مشاهده می‌شود ضریب اقلام تعهدی در مدل بازده نسبتاً بالا منفی (۳/۷-) و معنی‌دار (۴/۰۷-) و در مدل بازده نسبتاً پایین (۱/۳۷) و معنی‌دار (۱/۹۸) می‌باشد؛ بنابراین با توجه به اینکه ضریب اقلام تعهدی در هر دو مدل معنی‌دار گردید، نشان‌دهنده وجود ناهنجاری

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

اقلام تعهدی است، لذا فرضیه اول این پژوهش رد نمی‌شود؛ و ازآنجاکه ضریب اقلام تعهدی در رگرسیون H منفی و معنی‌دار و در رگرسیون L مثبت و معنی‌دار گردید، نشان‌دهنده این است که ناهنجاری اقلام تعهدی ناشی از ناهنجاری (قیمت‌گذاری نادرست) است نه ریسک، لذا فرضیه دوم این پژوهش رد نمی‌شود.

آزمون فرضیه سوم پژوهش: کیفیت سود

فرضیه سوم این پژوهش به این موضوع اشاره دارد که با در نظر گرفتن کیفیت سود به عنوان یک متغیر کنترلی، کماکان ناهنجاری اقلام تعهدی ناشی از قیمت‌گذاری نادرست سرمایه‌گذاران است. در این راستا از مدل رگرسیون لوجستیک شماره (۱۰) و (۱۱) استفاده می‌شود.

$$P(High-Return): \alpha_1 + \beta_1 X + \Gamma_1 * risk-controls + \gamma_1 AQ + \varepsilon \qquad \textbf{مدل (۱۰)}$$

$$P(Low-Return): \alpha_2 + \beta_2 X + \Gamma_2 * risk-controls + \gamma_2 AQ + \varepsilon \qquad \textbf{مدل (۱۱)}$$

در این راستا برای محاسبه متغیر کیفیت سود (AQ) از مدل فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) استفاده می‌شود. به‌گونه‌ای که ابتدا بر اساس رابطه شماره (۱۲) اقلام تعهدی جاری محاسبه‌شده است.

$$TCA = (\Delta CA - \Delta CL - \Delta CASH + \Delta STDEBT) \qquad \textbf{رابطه (۱۲)}$$

که $TCA_{j,t}$ کل اقلام جاری تعهدی می‌باشد و برابر است با تغییر در دارایی‌های جاری منهای تغییر در بدهی‌های جاری منهای تغییر در وجه نقد به اضافه تغییر در حصه جاری استقراض بلندمدت. و سپس برای اندازه‌گیری متغیر کیفیت سود، رگرسیون مقطعی بر اساس مدل شماره (۱۳) برآورد شده است.

$$TCA_{j,t} = \beta_{0j} + \beta_1 CFO_{j,t-1} + \beta_2 CFO_{j,t} + \beta_3 CFO_{j,t+1} + \beta_4 \Delta REV_{j,t} + \beta_5 PPE_{j,t} + U_{jt} \qquad \textbf{رابطه (۱۳)}$$

در مدل فوق، برای حذف اثر اندازه شرکت‌ها، تمامی متغیرها برحسب دارایی‌های ابتدای دوره همگن‌شده‌اند. سپس باقیمانده‌های سالانه استخراج‌شده و انحراف معیار باقیمانده‌های شرکت‌ها محاسبه گردیده که به عنوان کیفیت سود در نظر گرفته می‌شود. و تحت معیار AQ مطرح می‌باشد. هرچه AQ (انحراف معیار باقیمانده‌ها) بیشتر باشد نشان‌دهنده پایین بودن کیفیت سود است. در نهایت پس از محاسبه متغیر کیفیت سود، مدل شماره (۱۰) و (۱۱) برآورد گردید. بنابراین، برای آزمون فرضیه سوم، چنانچه ضریب اقلام تعهدی ($\beta_1 X$) در رگرسیون H یعنی مدل شماره (۱۰) منفی و معنادار و ضریب اقلام تعهدی ($\beta_2 X$) در رگرسیون L یعنی مدل شماره (۱۱) مثبت و معنادار باشد فرضیه سوم پژوهش رد نمی‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم پژوهش در جدول شماره (۲) درج شده است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

جدول (۲): پیش‌بینی بازده‌های نسبتاً بالا و پایین: کیفیت سود

پنل الف: پیش‌بینی بازده‌های آتی نسبتاً بالا (مدل H)

نام متغیر	مدل شماره ۱			مدل شماره ۲			مدل شماره ۳		
	ضریب	آماره z	معنی‌داری	ضریب	آماره z	معنی‌داری	ضریب	آماره z	معنی‌داری
عرض از مبدأ	-۲/۲۰	-۸/۷۲	۰/۰۰۰	-۰/۹۴	-۰/۹۸	۰/۳۲	-۰/۴۹	-۰/۴۵	۰/۶۴
اقلام تعهدی	–	–	–	–	–	–	-۳/۶۲	-۳/۹۳	۰/۰۰۰
نوسان بازده	–	–	–	۰/۰۷	۵/۱۰	۰/۰۰۰	۰/۰۵	۴/۰۵	۰/۰۰۰
بتا ($Beta$)	–	–	–	۰/۳۶	۲/۲۱	۰/۰۲۶	۰/۵۴	۲/۸۹	۰/۰۰۳
ارزش بازار	–	–	–	-۰/۲۱	-۲/۷۷	۰/۰۰۵	-۰/۲۳	-۲/۷۸	۰/۰۰۵
کیفیت سود	۲/۵۷	۳/۳۲	۰/۰۰۰	۲/۶۹	۳/۳۴	۰/۰۰۰	۳/۹۲	۲/۹۷	۰/۰۰۳
اثر صنعت		بله			بله			بله	
اثر سال		بله			بله			بله	
آماره LR		۲۴/۲۷			۸۵/۳۱			۹۳/۲۱	
معنی‌داری آماره LR		۰/۰۰۰			۰,۰۰۰۰			۰,۰۰۰۰	
ضریب تعیین مک فادن		٪۲/۷			٪۱۱/۵۶			٪۱۴/۷	

پنل ب: پیش‌بینی بازده‌های آتی نسبتاً پایین (مدل L)

نام متغیر	مدل شماره ۱			مدل شماره ۲			مدل شماره ۳		
	ضریب	آماره z	معنی‌داری	ضریب	آماره z	معنی‌داری	ضریب	آماره z	معنی‌داری
عرض از مبدأ	-۱/۵۷	-۸/۵۰	۰/۰۰۰	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۹۴	۰/۵۹	۰/۷۸	۰/۴۳
اقلام تعهدی	–	–	–	-	-	-	۱/۸۹	۳/۰۷	۰/۰۰۲
نوسان بازده	–	–	–	-۰/۰۲	-۲/۰۱	۰/۰۴	-۰/۰۴	-۲/۷۳	۰/۰۰۶
بتا ($Beta$)	–	–	–	۰/۰۱	۰/۴۳	۰/۶۶	۰/۴۹	۲/۹۴	۰/۰۰۳
ارزش بازار	–	–	–	-۰/۱۳	-۲/۴۵	۰/۰۱	-۰/۲۰	-۳/۳۱	۰/۰۰۰
کیفیت سود	۰/۱۸	۰/۵۳	۰/۵۹	۰/۸۰	۱/۶۹	۰/۰۸	۱/۱۷	۲/۰۷	۰/۰۳
اثر صنعت و سال		بله			بله			بله	
آماره LR		۰/۴۶			۱۱/۹۲			۳۰/۳۴	
معنی‌داری آماره LR		۰/۹۲			۰/۰۶			۰/۰۰۰۰	
ضریب تعیین مک فادن		٪۰/۰۱			٪ ۳/۵			٪ ۹/۶	

در این قسمت نتایج مدل‌های بازده نسبتاً بالا و پایین (مدل H) هنگامی‌که متغیر کیفیت سود وارد مدل می‌شود، ارائه می‌گردد. در این جدول در قسمت شماره (۱) نتایج متغیر کیفیت سود به عنوان عامل ریسک اطلاعات در ابتدا بدون حضور سایر متغیرهای اقلام تعهدی و ریسک و در قسمت شماره (۲) متغیر کیفیت سود در کنار سایر متغیرهای ریسک و در قسمت شماره

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

(۳) متغیر کیفیت سود در کنار اقلام تعهدی و سایر متغیرهای ریسک ارائه می‌شود. همان‌گونه که در قسمت شماره (۳) مشاهده می‌شود ضمن اینکه متغیر کیفیت سود به عنوان عامل ریسک اطلاعات در هر دو مدل بازده نسبتاً بالا و پایین (H و L) مثبت و معنی‌دار است، ضریب اقلام تعهدی در مدل بازده نسبتاً بالا، منفی (۳/۶۲-) و با توجه به‌احتمال آماره z (۳/۹۲-) معنی‌دار و در مدل بازده نسبتاً پایین، ضریب اقلام تعهدی مثبت (۱/۸۹) و با توجه به‌احتمال آماره z (۳/۰۷) معنی‌دار می‌باشد. این نتایج نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن متغیر کیفیت سود به عنوان عامل ریسک اطلاعات در مدل بازده نسبتاً بالا و پایین (مدل H و L) ناهنجاری اقلام تعهدی ناشی از ناهنجاری (قیمت‌گذاری نادرست سرمایه‌گذاران) می‌باشد. لذا فرضیه سوم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شود.

آزمون فرضیه چهارم پژوهش: اقلام تعهدی اختیاری

نتایج تحقیقات قبلی (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۹ و زای، ۲۰۰۱) حاکی از این بود که ناهنجاری اقلام تعهدی بیشتر برای شرکت‌هایی مطرح است که جزء اقلام تعهدی اختیاری بزرگ‌تری دارند. لذا برای آزمون اینکه آیا ناهنجاری اقلام تعهدی در اقلام تعهدی اختیاری قوی‌تر از اقلام تعهدی غیر اختیاری است، از مدل شماره (۱۲) و شماره (۱۳) استفاده شده است.

مدل (۱۲) $$P(High-Return): \alpha_1 + \Gamma_1 * risk-controls + \gamma_1 DA + \gamma_3 NDA + \varepsilon$$

مدل (۱۳) $$P(Low-Return): \alpha_2 + \Gamma_2 * risk-controls + \gamma_2 DA + \gamma_4 NDA + \varepsilon$$

در این راستا برای تفکیک جزء اختیاری و غیر اختیاری اقلام تعهدی از مدل جونز (۱۹۹۱) استفاده می‌شود. همان‌طور که قبلاً بیان شد کل اقلام تعهدی برابر است با اقلام تعهدی غیر اختیاری و اختیاری که به صورت رابطه شماره (۱۴) می‌باشد.

رابطه (۱۴) $$TA = NDA + DA$$

که TA بیانگر اقلام تعهدی کل و NDA اقلام تعهدی غیر اختیاری و DA اقلام تعهدی اختیاری می‌باشد.در ادامه طبق نظر جونز (۱۹۹۱) اقلام تعهدی غیر اختیاری به صورت رابطه شماره (۱۵) می‌باشد.

رابطه (۱۵) $$\mathrm{NDA_{it}} = \propto_{1i} (1/A_{\mathrm{it-1}}) + \propto_{2i} (\Delta REV_{\mathrm{it}}/A_{\mathrm{it-1}}) + \propto_{3i} (PPE_{\mathrm{it}}/A_{\mathrm{it-1}})$$

A_{it-1}: کل دارایی‌ها شرکت i در سال t-1.

ΔREV_{it}: تغییر در درآمد از سال t-1 تا سال t.

PPE_{it}: ناخالص دارایی های ثابت مشهود شرکت i در سال t.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

در نتیجه از طریق تخمین مدل رگرسیونی مقطعی طبق مدل شماره (۱۶) اقلام تعهدی اختیاری استخراج گردیده است:

رابطه (۱۶) $TA_{it}/A_{it-1}= \propto_{1i} (1/A_{it-1})+ \propto_{2i} (\Delta REV_{it}/A_{it-1})+ \propto_{3i} (PPE_{it}/A_{it-1})+\varepsilon_{it}$

TA_{it}: بیانگر کل اقلام تعهدی می‌باشد که با استفاده از مدل اسلون (۱۹۹۶) و بر اساس مدل شماره (۶) محاسبه‌شده است. در مدل (۱۶) $\propto_i$ ضرایب رگرسیون، ε بیانگر جزء اختیاری اقلام تعهدی (DA) و ضرایب پیش‌بینی شده، جزء غیر اختیاری اقلام تعهدی(NDA) می‌باشد. در نهایت، هم جزء اختیاری و هم جزء غیر اختیاری وارد مدل (۱۲) و (۱۳) می‌شود و نتایج پژوهش موردمطالعه قرار می‌گیرند.

لذا برای آزمون فرضیه چهارم، چنانچه در رگرسیون H یعنی مدل شماره (۱۲) ضریب جزء اختیاری اقلام تعهدی ($\gamma_1 DA$) در مقایسه با ضریب جزء غیر اختیاری اقلام تعهدی ($\gamma_2 NDA$) منفی‌تر و معنادارتر باشد و در رگرسیون L یعنی مدل شماره (۱۳) ضریب جزء اختیاری اقلام تعهدی ($\gamma_3 DA$) در مقایسه با ضریب جزء غیر اختیاری اقلام تعهدی ($\gamma_4 NDA$) مثبت‌تر و معنادارتر باشد، فرضیه چهارم پژوهش رد نمی‌شود.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم پژوهش در جدول شماره (۳) درج شده است. در این فرضیه به آزمون این موضوع پرداخته می‌شود که ناهنجاری اقلام تعهدی، در جزء اختیاری اقلام تعهدی قوی‌تر از جزء غیر اختیاری اقلام تعهدی می‌باشد. نتایج این آزمون که در چهارمین ستون جدول شماره (۳) ارائه‌شده است، نشان می‌دهد که ناهنجاری اقلام تعهدی برای جزء اختیاری قوی‌تر می‌باشد به‌گونه‌ای که در مدل بازده بالا، ضریب اقلام تعهدی جزء اختیاری منفی (۰/۹۷-) و با توجه به‌احتمال آماره z (۲/۱۰-) معنی‌دار و در مدل بازده پایین ضریب اقلام تعهدی جزء اختیاری مثبت (۱/۲۵) و با توجه به‌احتمال آماره z (۱/۹۶) معنی‌دار می‌باشد که نشان‌دهنده این است که جزء اختیاری اقلام تعهدی همبستگی منفی با بازده بالا و همبستگی مثبت با بازده پایین دارد. این در حالی است که ضریب جزء غیر اختیاری اقلام تعهدی در مدل بازده بالا (۰/۳۲) و در مدل بازده پایین (۱/۲۲) و احتمال آماره z مربوط به جزء غیر اختیاری اقلام تعهدی در مدل بازده بالا (۰/۹۰) و پایین (۱/۶۳) معنی‌دار نیست. لذا فرضیه چهارم این پژوهش در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شود.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

جدول (۳): پیش‌بینی بازده‌های آتی نسبتاً بالا و پایین (آزمون حساسیت)

پنل الف: پیش‌بینی بازده‌های آتی نسبتاً بالا (مدل H)

نام متغیر	شماره (۱) نقطه تفکیک ۲۵ درصد		شماره (۲) بالا و پایین دهک بندی CAR		شماره (۳) هریبار کولینز-اقلام تعهدی		شماره (۴) اقلام تعهدی اختیاری	
	ضریب	آماره z	ضریب	آماره z	ضریب	آماره z	ضریب	آماره z
عرض از مبدأ	-۰/۰۷	-۰/۰۹	۰/۱۸	۰/۲۳	-۰/۲۱	-۰/۲۲	-۰/۸۸	-۰/۹۲
اقلام تعهدی (***Acc***)	-۱/۶۸	-۳/۳۴	-۱/۰۷	-۲/۰۶	-	-	-	-
نوسان بازده (***Vol***)	۰/۰۶	۵/۰۸	۰/۰۶	۵/۲۵	۰/۰۷	۵/۴۲	۰/۰۷	۵/۳۲
بتا (***Beta***)	۰/۴۱	۲/۸۵	۰/۳۱	۲/۱۲	۰/۴۰	۲/۳۹	۰/۳۲	۱/۹۱
ارزش بازار	-۰/۱۳	-۲/۴۴	-۰/۱۵	-۲/۶۲	-۰/۲۴	-۳/۰۹	-۰/۱۹	-۲/۵۲
HC ACC	-	-	-	-	-۱/۶۴	-۲/۰۶	-	-
اقلام اختیاری	-	-	-	-	-	-	۰/۹۷-	۲/۱۰-
اقلام غیر اختیاری	-	-	-	-	-	-	۰/۳۲	۰/۹۰
اثر صنعت و اثر سال	بله		بله		بله		بله	
آماره ***LR***	۸۵/۲۳		۶۳/۶۲		۸۳/۲۴		۸۰/۷۱	
معنی‌داری ***LR***	۰/۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰	
ضریب تعیین مک فادن	٪۸/۲		٪۶/۸		٪۱۱/۵		٪۱۱	

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

پنل ب: پیش‌بینی بازده‌های آتی نسبتاً پایین (مدل L)								
نام متغیر	نقطه تفکیک ۲۵ درصد		بالا و پایین دهک بندی CAR		هریبار کولینز-اقلام تعهدی		اقلام تعهدی اختیاری	
	ضریب	آماره z	ضریب	آماره z	ضریب	آماره z	ضریب	آماره z
عرض از مبدأ	۰/۱۷	۰/۳۲	۰/۲۱	۰/۴۴	۰/۵۵	۰/۷۲	۰/۲۶	۰/۳۶
اقلام تعهدی (Acc)	۱/۲۳	۲/۲۲	۱/۰۶	۲/۹۷	–	–	-	-
نوسان بازده (Vol)	-۰/۰۲	-۲/۳۱	-۰/۰۲	-۲/۷۲	-۰/۰۱	-۱/۱۴	۰/۰۲	-۱/۸۱
بتا ($Beta$)	۰/۲۹	۲/۵۴	-۰/۱۹	-۲/۰۹	۰/۲۴	۱/۵۶	۰/۳۷	۲/۲۶
ارزش بازار	-۰/۰۸	-۲/۰۲	-۰/۰۶	-۱/۸۴	-۰/۱۹	-۳/۰۵	-۰/۱۴	-۲/۴۹
$HC\ ACC$	–	–	–	–	۱/۳۴	۱/۹۷	-	-
اقلام اختیاری	–	–	–	–	–	–	۱/۲۵	۱/۹۶
اقلام غیر اختیاری	–	–	–	–	–	–	۱/۲۲	۱/۶۳
اثر صنعت و اثر سال	بله		بله		بله		بله	
آماره LR	۲۷/۷۳		۳۵/۳۲		۱۴/۷۹		۱۶/۵۲	
معنی‌داری LR	۰/۰۰۰۱		۰/۰۰۰۰		۰/۰۲		۰/۰۲	
ضریب تعیین مک فادن	٪۵		٪۴/۱		٪۵/۲		٪۵/۵	

۸-آزمون حساسیت

- رویکرد صورت جریان وجه نقد برای اندازه‌گیری اقلام تعهدی

هریبار و کولینز (۲۰۰۲) استدلال می‌کنند که رویکرد ترازنامه‌ای جهت محاسبه اقلام تعهدی می‌تواند منجر به خطای اندازه‌گیری گردد. آن‌ها پیشنهاد می‌کنند که پژوهشگران از صورت جریان وجه نقد برای محاسبه اقلام تعهدی استفاده نمایند. که اقلام تعهدی (HC ACC) معادل سود عملیاتی منهای جریان نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی می‌باشد. سپس مجدداً هر یک از مدل‌ها با توجه به اقلام تعهدی محاسبه‌شده به صورت مجزا تخمین زده می‌شود تا بررسی شود که آیا تغییراتی در خروجی مدل‌ها حاصل می‌گردد. همان‌طور که در ستون سوم جدول شماره (۳) مشاهده می‌شود ضریب اقلام تعهدی ($HC\ ACC$) در مدل بازده نسبتاً بالا منفی (۱/۶۴-) و با توجه به‌احتمال آماره z (۲/۰۶-) معنی‌دار و در مدل بازده نسبتاً پایین مثبت (۱/۳۴) و با توجه به‌احتمال آماره z (۱/۹۷) معنی‌دار می‌باشد. بنابراین ازآنجاکه ضریب اقلام تعهدی در رگرسیون H منفی و معنی‌دار و در رگرسیون L مثبت و معنی‌دار گردید، تائید کننده این موضوع

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

است که ناهنجاری اقلام تعهدی ناشی از قیمت‌گذاری نادرست است و لذا هنگامی که از صورت جریان وجه نقد جهت محاسبه اقلام تعهدی استفاده می‌شود، نتایج پژوهش تغییری نمی‌کند (ناهنجاری اقلام تعهدی ناشی از قیمت‌گذاری نادرست است).

- سایر نقاط تفکیک

به منظور بررسی اینکه آیا نتایج مدل به نقطه تفکیک حساس می‌باشد یا خیر، از نقاط تفکیک جایگزین برای تعریف متغیرهای وابسته در مدل‌های H و L استفاده شده است. در این راستا برای تفکیک بازده بالا و بازده پایین، از نقطه تفکیک ۲۵ درصد و همچنین از دهک بندی بازده بالا و بازده پایین برای تفکیک استفاده شده است، سپس مجدداً هر یک از مدل‌ها با توجه به نقطه تفکیک جدید به صورت مجزا تخمین زده می‌شود تا بررسی شود که آیا تغییراتی در خروجی مدل‌ها حاصل می‌گردد. همان‌طور که در ستون اول و دوم جدول شماره (۳) مشاهده می‌شود ضریب اقلام تعهدی در نقطه تفکیک ۲۵ درصد، در مدل بازده نسبتاً بالا منفی (۱/۶۸-) و با توجه به‌احتمال آماره z (۳/۳۴-) معنی‌دار و در مدل بازده نسبتاً پایین مثبت (۱/۲۳) و با توجه به‌احتمال آماره z (۲/۲۲) معنی‌دار می‌باشد. و هنگامی که از دهک بندی برای نقاط تفکیک استفاده می‌شود، ضریب اقلام تعهدی در مدل بازده نسبتاً بالا منفی (۱/۰۷-) و با توجه به‌احتمال آماره z (۲/۰۶-) معنی‌دار و در مدل بازده نسبتاً پایین مثبت (۱/۰۶) و با توجه به‌احتمال آماره z (۲/۹۷) معنی‌دار می‌باشد. بنابراین ازآنجاکه ضریب اقلام تعهدی در رگرسیون H منفی و معنی‌دار و در رگرسیون L مثبت و معنی‌دار گردید، تائید کننده این موضوع است که ناهنجاری اقلام تعهدی ناشی از قیمت‌گذاری نادرست است و لذا هنگامی‌که از نقاط تفکیک مختلف برای تعریف متغیرهای وابسته در مدل‌های H وL استفاده می‌شود، مشاهده می‌گردد که نتایج پژوهش تغییری نمی‌کند (ناهنجاری اقلام تعهدی ناشی از قیمت‌گذاری نادرست است).

۹- بحث، نتیجه‌گیری، پیشنهادها و محدودیت‌های پژوهش

مجموعه‌ای از مطالعات که به دنبال شناسایی استراتژی‌های معاملاتی که به نظر می‌رسد بازده غیر نرمال ایجاد می‌کند افزایش‌یافته است. به‌هرحال هیچ روش پذیرفته‌شده‌ای وجود ندارد که این سؤال را پاسخ دهد: ریسک یا ناهنجاری (قیمت‌گذاری نادرست) کدام‌یک بازده غیر نرمال را بهتر توضیح می‌دهند؟ با فرض اینکه بعضی از استراتژی‌های سرمایه‌گذاری باعث ایجاد بازده‌های غیر نرمال می‌شود، این پژوهش یک روش ساده جهت تفکیک بین این دو تفسیر رقیب ارائه می‌دهد. چارچوب پیشنهادی این پژوهش استفاده از رگرسیون‌های لوجستیک جهت پیش‌بینی بازده‌های بالا و پایین برای تفکیک بین تفاسیر ریسک و ناهنجاری است. نتایج این پژوهش نشان داد که اولاً بین اقلام تعهدی و بازده یک رابطه منفی وجود دارد که اصطلاحاً ناهنجاری اقلام

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

تعهدی گفته می‌شود و ثانیاً ناهنجاری اقلام تعهدی بیشتر یک ناهنجاری است تا اینکه برگرفته از ریسک باشد. یافته‌های این پژوهش مطابق با نتایج پژوهش‌های زای (۲۰۰۱)، زاچ (۲۰۰۳)، کرفت و همکاران (۲۰۰۶) و فدیک و همکاران (۲۰۱۱)، هیرشلیفر و همکاران (۲۰۱۲) و اولسون (۲۰۱۵) و بر خلاف نتایج پژوهش‌های ژانگ (۲۰۰۷) و وو و همکاران (۲۰۱۰) می‌باشد.

ازآنجاکه نتایج این پژوهش حاکی از این بود که سرمایه‌گذاران در پردازش اطلاعات حسابداری به طور خاص اقلام تعهدی و نتیجتاً ارزش‌گذاری سهام شرکت‌ها با قیمت‌گذاری نادرست مواجه می‌شوند لذا به سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی که ملاک تصمیم‌گیری آن‌ها اقلام تعهدی است توصیه می‌شود که در هنگام ارزش‌گذاری در پردازش اطلاعات حسابداری توجه دقیق‌تری مبذول کنند. به‌عبارت‌دیگر با توجه به وجود رابطه معکوس و معنی‌دار بین اقلام تعهدی و بازده سهام؛ به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در ارزیابی عملکرد آتی شرکت‌ها، به رابطه معکوس بین اقلام تعهدی و بازده سهام توجه نمایند. به دلیل پایداری کمتر اقلام تعهدی نسبت به جزء نقدی سود، اقلام تعهدی بالا در یک شرکت به‌منزله کسب بازده غیرعادی بالا در سال آتی نیست. و سعی نمایند با دقت بیشتری نسبت به تغییرات اقلام تعهدی واکنش نشان داده، از تحلیلگران مالی در اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری کمک بگیرند.

ویژگی خاص تحقیق‌های شبه تجربی مبنی بر عدم کنترل برخی عوامل مؤثر بر نتایج تحقیق از جمله تأثیر متغیرهایی چون عوامل اقتصادی، شرایط سیاسی و وضعیت اقتصاد جهانی است که خارج از دسترس محقق بوده و ممکن است بر نتایج تحقیق اثرگذار باشد. کارا نبودن بازار بورس اوراق بهادار تهران (فدایی‌نژاد، ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴؛ نمازی و شوشتریان، ۱۳۷۴؛ نمازی، ۱۳۸۲؛ نوربخش و همکاران، ۱۳۸۹؛ فلاح‌پور و همکاران، ۱۳۹۱؛ و رهنمای رودپشتی و همکاران، ۱۳۹۱) نیز از دیگر عوامل احتمالی مؤثر بر نتایج پژوهش است و ممکن است قابلیت تعمیم نتایج آن را کاهش دهد.

۱۰- منابع

بادآور نهندی، یونس، و قادر داداش زاده. (۱۳۹۴). ارتباط هزینه‌های نمایندگی و قیمت‌گذاری نادرست سهام با تأکید بر نقش میانجی پاداش هیئت‌مدیره، **راهبرد مدیریت مالی** ۱۱: ۵۱-۷۱.

حقیقت، حمید، و مسعود بختیاری. (۱۳۹۰). بررسی محتوای اطلاعاتی افزاینده اقلام تعهدی خلاف قاعده در مقایسه با جریان‌های نقدی عملیاتی، **تحقیقات حسابداری** ۳: ۱۰۳-۸۸.

خانی، عبداله، و الهام آذر پور. (۱۳۹۶). تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری توسط پراکندگی بازده. **پیشرفت‌های حسابداری** ۱: ۶۵-۳۱.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

رحمانی، علی، و دولو، مریم. (۱۳۹۲). واکاوی خلاف قاعده رشد دارایی: شواهدی از بورس اوراق بهادر تهران. **مجله مدیریت دارایی و تأمین مالی** ۳: ۱۴-۱.

رهنمای‌رودپشتی، فریدون؛ مهدی معدنچی‌زاج و شهرام بابالویان. (۱۳۹۱). بررسی کارایی اطلاعاتی و حباب عقلایی قیمت بورس اوراق بهادار تهران و زیر بخش‌های آن با استفاده از آزمون نسبت واریانس و آزمون پایایی قیمت- سود. **دانش مالی تحلیل اوراق بهادار** ۵(۲): ۷۵-۵۹.

فدایی‌نژاد، محمد اسماعیل. (۱۳۷۳ و ۱۳۷۴). آزمون شکل ضعیف نظریه بازار کارای سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران. **تحقیقات مالی** ۵ و ۶: ۲۶-۶.

فروغی، داریوش، و علیر ضا رهروی د ستجردی. (۱۳۹۵). نابهنجاری‌های بازار و بازده غیرعادی. **مجله پیشرفت‌های حسابداری** ۱۵۸-۱۲۷.

فلاح‌پور، سعید؛ عزت الله ا صغری‌زاده و علیر ضا فراهانی. (۱۳۹۱). آزمون کارایی زیر بخش‌های بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف. **فصلنامه بورس اوراق بهادار** ۱۷: ۲۲-۵.

م شایخی، بیتا؛ محمد ا سماعیل فدایی نژاد و راحله کلاته رحمانی. (۱۳۸۹). مخارج سرمایه‌ای، اقلام تعهدی و بازده سهام. **پژوهش‌های حسابداری مالی** ۱: ۹۲-۷۷.

نمازی، محمد، و زکیه شوشتریان. (۱۳۷۴). بررسی کارایی بورس اوراق بهادار ایران. **تحقیقات مالی** ۷ و ۸: ۱۰۴-۸۲.

نوربخش، عسگر؛ غلامرضا عسگری و روح الله نصیری. (۱۳۸۹). کارایی در بازارهای درحال‌توسعه: شواهد تجربی از بورس اوراق بهادار تهران. **برر سی‌های ح سابداری و حسابرسی** ۱۷(۴): ۱۱۶-۱۰۳.

هاشمی، عباس؛ غلامحسین کیانی و وحید روح الهی. (۱۳۹۳). بررسی دیدگاه‌های رفتاری و انتظارات عقلایی در تشریح نابهنجاری اقلام تعهدی. **مجله پژوهش‌های حسابداری مالی** ۲۲: ۵۴-۳۷.

Ali, A., X. Chen, T. Yao, and T. Yu. (2008). Do mutual funds profit from the accruals anomaly? **Journal of Accounting Research** 46(1): 1–26.

Chan, L., and J. Lakonishok. (1993). Are the reports of beta's death premature?, **Journal of Portfolio Management** 19: 51–62.

Chan, K., L. K. C. Chan, N. Jegadeesh, J. Lakonishok. (2006). Earnings quality and stock returns. **Journal of Business**, 79(3) 1041–1082.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

Chen, Y., and X. Jiang. (2012). **Book-to- Market decomposition and the accrual anomaly**. American Accounting Association, Annual Meeting and Conference on Teaching and Learning in Accounting.

Chiah, M., D. Chai, A. Zhong, and A. Li. (2016). A better model? An empirical investigation of the fama –French five –factor model in Australia. **International review of finance** 16: 595-638.

Fama, E. 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. Journal of Finance 25:383–417.

Fama, E.F., and K.R. French. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics** 33(1): 3–56.

Fama, E., and K. French. (2008). Dissecting anomalies. **Journal of Finance** 63(4): 1653–1678.

Fama, E., and K. French. (1992). The cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance** 47: 427–465.

Farshadfar, S., and R.M. Monem. (2017). **Further evidence of the relationship between accruals and future cash flows**. Accounting & Finance.

Fedyk, T., Z. Singer, and T. Sougiannis. (2010). **Does the accrual anomaly End when abnormal accruals reverse?**, Working paper, McGill University, Montreal.

Hirshleifer, D., K. Hou, S.H. Teoh, and Y. Zhang. (2004). Do investors overvalue firms with bloated balance sheets?, **Journal of Accounting Economics** 38(1), 297–331.

Hirshleifer, D., K. Hou, and S. Teoh. (2012). The accrual anomaly: Risk or mispricing?, **Management Science**, 58: 320–335.

Kang, P., and D. Palmon. (2015). Does news play an important role in the correction process of the accrual anomay?. **Accounting and Finance** 55: 497–518.

Khan, M. (2008). Are accruals really mispriced? Evidence from tests of an intertemporal capital asset pricing model. **Journal of Accounting and Economics** 45: 55–77.

Kraft, A., A. Leone, and C. Wasley. (2006). An analysis of the theories and explanations offered for the mispricing of accruals and accrual components. **Journal of Accounting Research** 44: 297–339.

Li, D., and L. Zhang. (2010). Does q-theory with investment frictions explain anomalies in the cross section of returns? **Journal of Financial Economics** 98(2): 297–314.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

Ohlson, J.A. (2015). Risk versus Anomaly; a New Methodology Applied to Accruals. **The Accounting Review** 5: 2057-2077.

Papanastasopoulos, G. (2017). Accruals anomaly and corporate financing activities. **Finance research letters** 20: 125–129.

Park, S.H., I. Han, J. Lee, and B. Kim. (2018). Information Asymmetry and the Accrual Anomaly. **Asia-Pacific Journal of Financial Studies** 47(4): 571-597.

Penman, S.H., and J.L. Zhu. (2014). Accounting Anomalies, Risk, and Return. **The Accounting Review** 89(5): 1835–1866.

Pincus, M., S. Rajgopal, and M. Venkatachalam. (2007). The accrual anomaly: International evidence. **The Accounting Review** 82: 169–203.

Richardson, S., R. Sloan, M. Soliman, and I. Tuna. (2005). Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. **Journal of Accounting and Economics** 39(3): 437–485.

Shevlin, T. (2013). Some personal observations on the debate on the link between financial reporting quality and the cost of equity capital. **Australian Journal of Management** 38: 447–473.

Shi, L., and H. Zhang. (2012). Can the earnings fixation hypothesis explain the accrual anomaly?, **Review of Accounting Studies** 17: 1–21.

Sloan, R.G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?, **The Accounting Review** 3: 289–315.

Teoh, S.H., and Y. Zhang. (2011). Data truncation bias, loss firms, and accounting anomalies. **Accounting Review** 86(4): 1445–1475.

Teoh, S., I. Welch, T. Wong. (1998a). Earnings management and the long run market performance of the initial public offering. **Journal of Finance**, 6, 1935–1974.

Teoh, S., I. Welch, T. Wong. (1998b). Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. **Journal of Financial Economic**, 50(1), 63–99.

Wu, J., L. Zhang, and X. Zhang. (2010). The Q-theory approach to understanding the accrual anomaly. **Journal of Accounting Research** 48: 177–223.

Xie, H. (2001). The mispricing of abnormal accruals. **The Accounting Review** 76: 357–373.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]

Zach, T. (2003). **Inside the Accrual Anomaly**. The Dissertation for the Degree of Doctor of Philosophy, University of Rochester, New York.

Zhang, X.F. (2007). Accruals, investment, and the accrual anomaly. **The Accounting Review** 82: 1333–1363.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-04-05]