

Percent Accruals and the Accrual Anomaly in Tehran Stock Exchange

Saeed Rafiee

Master of Financial Engineering, Kharazmi University, Tehran, Iran

Mohammed Ebrahim Aghababaei*

Assistant Professor of department of Financial Management and Financial Engineering, Kharazmi University, Tehran, Iran

Mohammad Eqbalnia

Assistant Professor of department of Financial Management and Financial Engineering, Kharazmi University, Tehran, Iran

Abstract

Income is one of the most important criteria in evaluating the firm. Regarding to the importance of the income in analyzing companies, study of income components and its effect on other accounting variables can be useful. Income is composed of accrual and cash elements. The accrual component is less persistent in compare with the cash one. Recognition absence of accrual components' less persistence by investors, causes accrual anomaly. Using two accrual measures, percent accrual and traditional accrual, this study investigates the accrual anomaly in Tehran Stock Exchange during 2007 to 2015. In addition, hedge portfolio method for whole sample, profitable firms, non-profitable firms, and the arbitrage risk quintiles, is used. The results show that percent accrual measure is relatively better than traditional accrual measure in detecting accrual anomaly. Plus, the results of this study were consistent with other measures for traditional accrual; however, the result weren't consistent with Jensen alpha in CAPM and Fama French models.

Keywords: Percent accrual, Accrual anomaly, profit stock, arbitrage risk.

*m.aghababaei@khu.ac.ir

پژوهش‌های حسابداری مالی
سال دهم، شماره سوم، پیاپی (۳۷)، پاییز ۱۳۹۷
تاریخ وصول: ۱۳۹۶/۰۲/۱۴
تاریخ بازنگری: ۱۳۹۷/۰۴/۱۹ و ۱۳۹۷/۰۷/۰۱
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۸/۲۰
صص: ۲۰-۱

اقدام تعهدی درصدی و بی‌قاعدگی اقدام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران

سعید رفیعی^{*}، محمدابراهیم آقابابائی^{*۱}، محمد اقبال‌نیا^{***}

^{*} کارشناس ارشد مهندسی مالی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

rafiee.srm@gmail.com

^{**} استادیار گروه مدیریت مالی و مهندسی مالی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

m.aghababaei@khu.ac.ir

^{***} استادیار گروه مدیریت مالی و مهندسی مالی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

meghbalnia@khu.ac.ir

چکیده

سود از مهم‌ترین معیارهای ارزیابی هر شرکت محسوب می‌شود. با توجه به اهمیت نقش سود در ارزیابی شرکت‌ها، پژوهش درباره اجزای آن و اثر آن بر سایر متغیرهای حسابداری مفید است. سود از دو جزء نقدی و تعهدی تشکیل شده است. جزء تعهدی پایداری کمتری از جزء نقدی دارد. اگر سرمایه‌گذاران پایداری کمتر جزء تعهدی را تشخیص ندهند، بی‌قاعدگی اقدام تعهدی رخ می‌دهد. در پژوهش پیش‌روی به بررسی این نوع از بی‌قاعدگی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از دو معیار اقدام تعهدی درصدی و سنتی در بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۴ پرداخته شده است. همچنین از روش تشکیل پرتفویهای پوششی در بین کل اعضای نمونه، شرکت‌های سودده، زیان‌ده و نیز طبقه‌های ریسک آربیتراژ استفاده شده است. نتایج بررسی‌ها نشان‌دهنده برتری نسبی معیار اقدام تعهدی درصدی نسبت به معیار اقدام تعهدی سنتی در شناسایی بی‌قاعدگی اقدام تعهدی است. با استفاده از دیگر مقیاس‌های اندازه برای ساخت معیار اقدام تعهدی سنتی، نتایج استوار بوده است؛ اما با استفاده از آلفای جنسن مدل‌های قیمت‌گذاری CAPM و فاما فرنچ استوار نبوده است.

واژه‌های کلیدی: اقدام تعهدی درصدی، بی‌قاعدگی اقدام تعهدی، سهام سودده، ریسک آربیتراژ

^{*} m.aghababaei@khu.ac.ir

^۱. نشانی مکاتباتی نویسنده مسئول: تهران، دانشگاه خوارزمی، دانشکده علوم مالی، گروه مدیریت مالی و مهندسی مالی.

مقدمه

سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان سود را معیاری برای ارزیابی عملکرد در تعیین ارزش شرکت، پیش‌بینی سود آتی، تفسیر سایر معیارها و اطلاعات مالی، ارزیابی عملکرد مدیران، قراردادهای اعتباردهی و نیز ارزیابی شرکت‌های خواستار ورود به بازار سرمایه می‌دانند [۹]. بسیاری از اقسام لحاظ‌شده در محاسبه سود، تعهدی‌اند. جزء تعهدی سود پایداری کمتری از جزء نقدی آن دارد؛ اما سرمایه‌گذاران ظاهراً تفاوت پایداری اجزای سود را به‌طور کامل در پیش‌بینی‌های خود وارد نمی‌کنند؛ بنابراین پیش‌بینی‌هایی که آنها براساس اقسام تعهدی انجام می‌دهند، شاید هرگز به واقعیت تبدیل نشود [۲۶].

تشخیص‌ن دادن تفاوت پایداری اجزای سود ازسوی برخی سرمایه‌گذاران به شکل‌گیری بی‌قاعدگی اقسام تعهدی منجر می‌شود. وقتی رفتار اقسام تعهدی خلاف قاعده است، سرمایه‌گذاران سودهای آتی را با توجه به اطلاعات گذشته برآورد می‌کنند. هنگامی که سودهای آینده اعلام می‌شود، میزان این سود با توجه به حرکت معکوس اقسام تعهدی، نسبت به انتظارات سرمایه‌گذاران پایین‌تر یا بالاتر خواهد بود و به‌نوعی، موجب غافلگیری سرمایه‌گذاران می‌شود [۱۵]. اسلوان^۱ [۲۶] معتقد است که قیمت پس از مدتی به مقدار واقعی خود بازمی‌گردد؛ یعنی قیمت سهام دارای اقسام تعهدی بالا، کمتر و قیمت سهام دارای اقسام تعهدی پایین، بیشتر از قبل شود. با توجه به وجود بی‌قاعدگی اقسام تعهدی، با ایجاد پرتفویی پوششی^۲ یا به عبارتی دیگر، با اتخاذ موقعیت خرید برای سهام دارای اقسام تعهدی

پایین و موقعیت فروش بر روی سهام دارای اقسام تعهدی بالا، ایجاد بازده غیرعادی ممکن می‌شود. اگر بازار کاملاً کارا باشد، دیگر هیچ‌کدام از سرمایه‌گذاران نمی‌توانند با استفاده از اطلاعات موجود در بازار سرمایه به پیش‌بینی آینده پردازند و سود غیرعادی به دست آورند. ایجاد استراتژی معاملاتی ویژه‌ای که بتواند سود غیرعادی کسب کند، افزون بر اینکه نشان‌دهنده ناکارایی بازار است، برای سرمایه‌گذاران جذابیت زیادی دارد؛ زیرا آنها با اتخاذ چنین استراتژی‌ای می‌توانند سود بیشتری به دست آورند. این نوع استراتژی‌ها کمک بسزایی به مدیریت ریسک صندوق‌های سهام در کسب بازده غیرعادی خواهند کرد.

گاهی تفاوت در اندازه شرکت‌ها به ارزش‌گذاری اشتباه منجر می‌شود که به آن «اثر مقیاس»^۳ می‌گویند. همگن کردن متغیرها براساس یکی از معیارهای اندازه راه‌حل مناسبی برای این مشکل است؛ به عبارتی بهتر، نیاز است که متغیر به‌صورت نسبتی از یک مقیاس از اندازه بیان شود. بیشتر پژوهش‌هایی که در حوزه بی‌قاعدگی اقسام تعهدی و بر مبنای پژوهش اسلوان انجام شده‌اند، از کل دارایی به‌عنوان مقیاس^۴ برای ساخت معیار اقسام تعهدی و جریان نقد استفاده کرده‌اند [۱۹].

در این پژوهش به تبعیت از کیم و همکاران^۵ [۱۹]، علاوه بر استفاده از کل دارایی به‌عنوان مقیاس، از مقیاس سود خالص نیز استفاده می‌شود. در پژوهش‌های پیشین نیز نشان داده شد مشاهده بی‌قاعدگی اقسام تعهدی در حالتی که شرکت‌های زیان‌ده در نمونه حضور داشته باشند، کم‌رنگ‌تر

^۳ Scale effect^۴ Deflator: برای محاسبه دو معیار اقسام تعهدی در این پژوهش، از دو مقیاس کل دارایی (در محاسبه اقسام تعهدی سنتی) و سود خالص (در محاسبه اقسام تعهدی درصدی) استفاده شده است.^۵ Kim et al^۱ Sloan^۲ Hedge Portfolio: اتخاذ هم‌زمان موقعیت فروش برای سهم‌هایی که بیشتر از مقدار واقعی ازسوی سرمایه‌گذاران ارزش‌گذاری شده و موقعیت خرید برای سهم‌هایی که کمتر از مقدار واقعی ارزش‌گذاری شده‌اند.

می‌شود [۱۲، ۱۹، ۲۲ و ۲۴]. تحقیقات بسیاری نشان داده‌اند بی‌قاعدگی اقلام تعهدی، بیشتر در بین شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ زیاد متمرکز است [۱۹، ۲۱ و ۲۳].

طبق تعریف، قیمت‌گذاری نادرست ورقه بهادار به‌نحوی که سود بدون ریسک ایجاد کند، «آربیتراژ»^۱ نامیده می‌شود. فرصت‌های آربیتراژی هنگامی وجود دارند که بازار کارا نباشد. این فرصت‌ها به‌علت ناکارایی در قیمت‌های یک بازار پدید می‌آیند [۸]. مشروالا و همکاران [۲۳] ثابت کردند که بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در شرکت‌های با نوسان بالای جزء خطا متمرکز شده است. آنها نوسانات بالای جزء خطا را نماینده‌ای برای ریسک بالای آربیتراژ در نظر گرفتند. این پژوهشگران معتقدند که نوسانات بالای جزء خطای بازده سهام موجب جلوگیری استفاده سرمایه‌گذاران از موقعیت‌های آربیتراژی مرتبط با بی‌قاعدگی اقلام تعهدی می‌شود. علاوه بر مشروالا و همکاران [۲۳]، پژوهشگرانی مانند حفیظ‌الله و همکاران [۱۸] و کیم و همکاران [۱۹] ریسک آربیتراژ را به‌وسیله واریانس جزء خطای مدل رگرسیونی برای بازده هر سهم نسبت به بازده شاخص کل بازار سهام اندازه‌گیری کرده‌اند.

پژوهش‌های انجام‌شده درباره بررسی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران معمولاً به بررسی وجود یا نبود بی‌قاعدگی اقلام تعهدی به‌صورت کلی در این بورس پرداخته‌اند [۲، ۳، ۵، ۶ و ۷] و تحقیقی درباره این نوع از بی‌قاعدگی در حالت‌های مختلف (مانند وجود یا نبود ریسک آربیتراژ و نیز زیان‌دهی یا سوددهی سهام) انجام نشده است. نویسندگان این مقاله، علاوه بر بررسی وجود بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران، با تحقیق درباره بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در

بین شرکت‌های با سهام سودده و زیان‌ده و نیز بررسی در بین طبقه‌های مختلف ریسک آربیتراژ، قصد دارند تحلیل جامعی درباره این نوع از بی‌قاعدگی در بورس اوراق بهادار تهران ارائه دهند.

مسئله اصلی پژوهش این است که انتخاب مقیاس‌های مختلف اقلام تعهدی چه تأثیری بر شناسایی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی دارد. این پژوهش با استفاده از دو معیار متفاوت از اقلام تعهدی به بررسی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. این معیارها عبارتند از: اقلام تعهدی سنتی^۲ و اقلام تعهدی درصدی^۳. معیارهای اقلام تعهدی به‌صورت نسبی بیان می‌شوند؛ به‌صورتی که در معیار نخست اقلام تعهدی نسبت به دارایی و در معیار دوم اقلام تعهدی نسبت به سود محاسبه می‌شوند.

در ادامه پژوهش، نخست مبانی نظری و نیز پیشینه پژوهش‌های خارجی و داخلی مرتبط با موضوع بیان شده است. سپس روش پژوهش، روش و ابزار جمع‌آوری اطلاعات، مفاهیم مربوط به مدل‌های رگرسیونی و مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و به‌طور کلی، روش تجزیه و تحلیل داده‌ها بررسی شده است. بخش بعدی به بررسی یافته‌های پژوهش اختصاص دارد. در این بخش، ابتدا به بررسی آمار توصیفی متغیرها پرداخته و سپس بی‌قاعدگی اقلام تعهدی برای کل شرکت‌های نمونه آماری بررسی شده است. در ادامه، بی‌قاعدگی اقلام تعهدی به‌صورت جداگانه بین شرکت‌های سودده، زیان‌ده و نیز شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ بالا، متوسط و کم تحلیل شده است. درخور ذکر است بررسی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی یک بار با استفاده از معیار اقلام تعهدی سنتی و یک بار با استفاده از معیار

^۲ Traditional accrual

^۳ Percent accrual

^۱ Arbitrage

اقدام تعهدی درصدی انجام گرفته است. در قسمت بعدی، استواری نتایج بررسی شده است. بررسی استواری نتایج به دو صورت انجام گرفته است. نخست، با برآورد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل فاما فرنچ برای کل شرکت‌های عضو نمونه، به توان ایجاد بازده غیرعادی پرتفویهای پوششی ساخته شده بررسی پ شده است. برای این بررسی از آلفای جنسن در دو مدل مذکور استفاده شده است. در حالت دوم، به صورت جداگانه استواری نتایج در مقابل استفاده از دیگر مقیاس‌ها برای معیار اقدام تعهدی سستی بررسی شده است. در پایان نیز به بحث و نتیجه‌گیری درباره نتایج پژوهش اقدام شده است.

مبانی نظری و مرور پیشینه پژوهش

بیشتر نظریه‌های اقتصادی بر این فرض بنا شده‌اند که افراد هنگام مواجهه با رویدادهای اقتصادی به صورت منطقی عمل می‌کنند [۷]. این فرضیه مبنای اصلی بازار کارا را تشکیل می‌دهد؛ ولی پژوهش‌های انجام گرفته در دهه‌های اخیر، نشان‌دهنده رفتار غیرمنطقی سرمایه‌گذاران در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری است. اسلوان [۲۶] بر مبنای شواهد نشان داد شرکت‌های دارای اقدام تعهدی پایین‌تر نسبت به شرکت‌های دارای اقدام تعهدی بالاتر سود بیشتری در آینده کسب خواهند کرد. پژوهشگران بعدی این پدیده را «بی‌قاعدگی اقدام تعهدی نامیدند». ایده اصلی کار اسلوان بررسی این موضوع بود که آیا سرمایه‌گذاران بدون توجه به پایداری دو جزء سود (قسمت تعهدی و قسمت نقدی)، تنها بر خود سود تمرکز می‌کنند. این ایده فرضیه «نگرش جانبدارانه به سود»^۱ نام گرفت.

تأثیر پژوهش اسلوان بر متخصصین حسابداری و مالی و نیز بر صنعت مالی بسیار چشمگیر بوده است. هزاران پژوهشگر دانشگاهی از تحقیق اسلوان الهام گرفته‌اند. در صنعت مالی نیز از ایده اسلوان و مطالعات تکمیل‌کننده آن استفاده بسیاری شده است؛ به طوری که شرکت‌های بزرگ مدیریت دارایی در آمریکا و نیز بسیاری از صندوق‌های پوشش ریسک از استراتژی‌های برگرفته از بی‌قاعدگی‌های اقدام تعهدی استفاده می‌کنند [۱۷]. «ثوری نمایندگی»^۲ علت دیگری برای مشاهده بی‌قاعدگی اقدام تعهدی است. گفته می‌شود که مدیران برای بهتر نشان دادن وضعیت واحد تجاری خود از اقدام تعهدی برای دستکاری سود استفاده می‌کنند. بازار با مشاهده اقدام تعهدی همراه می‌شود و پس از معکوس شدن اقدام تعهدی و آشکار شدن ارزیابی نادرست قبلی، بازده منفی ایجاد می‌شود [۲۰].

برای تشریح منابع و علل این بی‌قاعدگی دو دیدگاه رفتاری و انتظارات عقلایی بیان شده است [۲۶]. براساس نتایج پژوهش‌هایی که دیدگاه رفتاری را عامل ایجاد رابطه منفی بین اقدام تعهدی و بازده سهام می‌دانند، سرمایه‌گذاری‌های غیرمنطقی سرمایه‌گذاران به ایجاد بازده‌های پایین (بالا) در شرکت‌های با اقدام تعهدی بالا (پایین) منجر می‌شود [۲۶ و ۲۹]. دسته‌ای دیگر نیز دیدگاه انتظارات عقلایی - که ماث^۳ [۲۵] نخستین بار آن را بیان کرد- را علت رابطه منفی بین اقدام تعهدی و بازده سهام می‌دانند. مفهوم «انتظارات عقلایی» بر این نکته تأکید دارد که پیامدهایی که در بازار براساس اطلاعات افشاشده به طور قاعده‌مند و قابل پیش‌بینی به وقوع می‌پیوندد، با آنچه افراد پیش‌بینی کرده‌اند و انتظار وقوع پیش‌بینی‌شان را داشته‌اند، تفاوتی ندارد.

^۲ Agency Theory

^۳ Muth

^۱ Earning fixation hypothesis

پژوهش‌های ژانگ^۱ [۳۰] و وو و همکاران^۲ [۲۸] از جمله مطالعاتی‌اند که دیدگاه انتظارات عقلایی را عامل ایجاد رابطه منفی بین اقدام تعهدی و بازده سهام می‌دانند.

در پژوهش‌های مالی و حسابداری بحث‌های فراوانی درباره استفاده از مقیاس مناسب برای مطالعات مرتبط با ارزش‌گذاری وجود دارد. تفاوت در اندازه شرکت‌ها شاید به نتیجه غلط در ارزش‌گذاری منجر شود که این موضوع را با «اثر مقیاس»^۳ می‌شناسند [۱۱]. پژوهش‌های پیشین مشخصه‌های تشخیصی مختلفی را برای بررسی اثر مقیاس پیشنهاد کرده‌اند. مثلاً متغیرها براساس یکی از نماینده‌های اندازه همگن شوند.

مطالعات مرتبط با ارزش‌گذاری نماینده‌های متعددی را به منزله نماینده اندازه پیشنهاد داده‌اند. برای مثال، استون^۴ [۱۳] از ارزش دفتری سهام در ابتدای دوره و استون و سامرز^۵ [۱۴] از ارزش بازار سهام استفاده کردند. اسلوان [۲۶] در پژوهش خود اقدام تعهدی را بر مبنای کل دارایی مقیاس‌گذاری کرد. تمرکز کار اسلوان بر انتخاب مقیاس مناسب نبود. او اعتقاد داشت که «نتایج تجربی نیازمند به‌کارگیری مقایسه زمانی و مقطعی عملکرد سود و اجزای سود و همچنین اجزای نقدی و تعهدی سود است. در این راستا، هر سه متغیر براساس اندازه شرکت استاندارد شده‌اند تا چنین مقایسه‌ای را آسان کنند. معیار استفاده شده برای اندازه شرکت، کل دارایی در نظر گرفته شده است که به‌صورت میانگین ارزش دفتری کل دارایی‌ها در آغاز و پایان سال در نظر گرفته می‌شود» [۱۹].

برای آزمون ایده اصلی اسلوان که همان فرضیه نگرش جانبدارانه به سود است، برای معیار اقدام تعهدی از مقیاس کل دارایی استفاده شد؛ اما حفیظ‌الله و همکاران^۶ [۱۸] و همچنین کیم و همکاران [۱۹] نشان دادند که سود مقیاس مناسب‌تری از کل دارایی است. کیم و همکاران [۱۹] معتقدند کار اسلوان براساس تجزیه سود نبود؛ بلکه وی به تجزیه نرخ بازده دارایی‌ها (سود بر کل دارایی) پرداخته است. درحقیقت، او ROA را به CROA (بازده دارایی‌های نقدی) و AROA (بازده دارایی‌های تعهدی) تقسیم کرد؛ این در حالی است که فرضیه نگرش جانبدارانه به سود بر این فرض بنا نشده است که سرمایه‌گذاران به تشخیص ثبات ROA می‌پردازند یا نه؛ بلکه تمرکز فرضیه بر این است که آیا سرمایه‌گذاران می‌توانند ثبات دو جزء سود را تشخیص دهند یا خیر.

مشروالا و همکاران^۷ [۲۳] نشان دادند که بی‌قاعدگی اقدام تعهدی، بیشتر در شرکت‌هایی با نوسانات جزء خطای بالاتر (دارای ریسک آربیتراژ زیاد) مشاهده می‌شود. نتیجه دیگر تحقیق این بود که در کنار ریسک آربیتراژ، هزینه معاملاتی نیز مانعی است برای اینکه است سرمایه‌گذاران به‌خوبی نتوانند معاملات آربیتراژی را با استفاده از مفهوم بی‌قاعدگی اقدام تعهدی انجام دهند. در موضوع قیمت‌گذاری غلط اقدام تعهدی در بین شرکت‌های زیان‌ده، دوپاچ و همکاران^۸ [۱۲] نشان دادند که بی‌قاعدگی اقدام تعهدی در بین شرکت‌های زیان‌ده به شدت شرکت‌های سودده نیست؛ زیرا سودآوری این شرکت‌ها نقش اندکی در ارزش‌گذاری آنها دارد.

حفیظ‌الله و همکاران^۹ [۱۸] با مقایسه پرتفوهای تشکیل‌شده براساس استراتژی‌های اقدام تعهدی سنتی و درصدی، نشان دادند که استراتژی اقدام تعهدی

¹ Zhang

² Wu et al

³ Scale effect

⁴ Easton

⁵ Easton & Sommers

⁶ Hafzalla et al

⁷ Mashruwala

⁸ Dopuch et al

⁹ Hafzalla et al

تبیین علت وجود بی‌قاعدگی اقلام تعهدی بیان داشتند که شرکت‌های با اقلام تعهدی پایین، بیشتر در معرض ریسک پراکندگی بازده هستند و صرف ریسک بالاتری دارند و بازدهی بالاتر آنها به دلیل جبران ریسک پراکندگی بازده است. آنها همچنین نشان دادند که این مسئله با برداشت درست از رشد (ریسک منطقی قیمت‌گذاری) مطابقت دارد.

فرضیه‌های پژوهش

- معیار اقلام تعهدی درصدی، نسبت به معیار اقلام تعهدی سنتی، عملکرد بهتری درباره شناسایی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در بین شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران دارد.
- معیار اقلام تعهدی درصدی، نسبت به معیار اقلام تعهدی، عملکرد بهتری درباره سستی شناسایی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در بین شرکت‌های با سهام سودده عضو بورس اوراق بهادار تهران دارد.
- معیار اقلام تعهدی درصدی نسبت به معیار اقلام تعهدی سنتی عملکرد بهتری در شناسایی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در بین شرکت‌های با سهام زیان‌ده عضو بورس اوراق بهادار تهران دارد.
- معیار اقلام تعهدی درصدی نسبت به معیار اقلام تعهدی سنتی در شناسایی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در بین شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران که دارای ریسک آریترایز زیاد هستند، عملکرد بهتری دارد.

روش پژوهش

این پژوهش از نوع کاربردی و همبستگی است. قلمرو مکانی پژوهش بورس اوراق بهادار تهران؛ قلمرو زمانی آن سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۹۴؛ و قلمرو موضوعی آن حوزه مالی است. بورس اوراق بهادار تهران جامعه آماری بوده و نمونه آماری پژوهش به

درصدی بهتر از استراتژی اقلام تعهدی سنتی می‌تواند سهام کم‌ارزش‌گذاری‌شده را شناسایی کند. همچنین فن و یو^۱ [۱۶] نشان دادند که بازده غیرعادی اقلام تعهدی به طور مثبت با ریسک جزء خطا در بازارهای سهام بین‌المللی همبستگی دارد. کیم و همکاران [۱۹] نیز نشان دادند اقلام تعهدی درصدی می‌تواند معیار جایگزین و مناسبی (به جای اقلام تعهدی سنتی) برای تشخیص وجود بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار کره جنوبی باشد. بال و همکاران^۲ [۱۰] بیان کردند که سودآوری عملیاتی مبتنی بر جزء نقدی سود معیار بهتری از حسابداری مبتنی بر اقلام تعهدی است.

حقیقت و بختیاری [۳] به وسیله دو رویکرد کل اقلام تعهدی و رویکرد اقلام تعهدی سرمایه در گردش به بررسی محتوای اطلاعاتی افزاینده اقلام تعهدی خلاف قاعده در مقایسه با جریان‌ات نقدی عملیاتی پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که حاکی از فقط در رویکرد کل اقلام تعهدی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی وجود دارد و در رویکرد اقلام تعهدی سرمایه در گردش بی‌قاعدگی اقلام تعهدی مشاهده نشده است. آقایی و همکاران [۱] نشان دادند که جریان‌های نقدی عادی از جریان‌های نقدی غیرعادی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی و سود آتی تواناتر هستند است و توانایی اقلام تعهدی عادی از اقلام تعهدی غیرعادی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی، کمتر و در پیش‌بینی سود آتی، بیشتر است.

کردستانی و شاهسونند [۵] به بررسی توانایی اقلام تعهدی سنتی و درصدی در شناسایی سهام کم‌ارزش‌گذاری‌شده پرداختند. یافته‌های پژوهش آنها برخلاف انتظار بود و نشان داد که توانایی این دو استراتژی در شناسایی سهام کم‌ارزش‌گذاری‌شده تفاوت چندانی با هم ندارند. خانی و آذرپور [۴] در

¹ Fan & Yu

² Ball et al

روش حذف سیستماتیک از بین جامعه آماری شرکت‌ها به روش حذف سیستماتیک گزارش شده انتخاب شده است. در نگاره (۱) مراحل حذف است.

نگاره ۱- رویه انتخاب نمونه آماری به روش حذف سیستماتیک

۳۱۹	تعداد کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تا انتهای سال ۹۴
	آبتم‌های زیر از تعداد کل شرکت‌ها کسر می‌شود:
۵۹	شرکت‌های مالی، سرمایه‌گذاری، واسطه‌ای و بیمه‌ای
۴۳	شرکت‌هایی که در طول دوره زمانی پژوهش از بورس خارج شدند.
۲۱	شرکت‌هایی که سال مالی خود را تغییر دادند.
۱۲۱	شرکت‌هایی که نماد آنها ۹۰ روز متوالی بسته بوده است.
۷۵	تعداد کل شرکت‌های انتخاب شده

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌طوری که شرکت‌های پنجگ نخست دارای کمترین مقدار اقدام تعهدی و شرکت‌های پنجگ پنجم دارای بیشترین مقدار اقدام تعهدی هستند (این عملیات برای هرکدام از دو معیار فوق، جداگانه انجام خواهد شد). اقدام تعهدی درصدی مانند اقدام تعهدی سنتی به اندازه شرکت حساس نیست؛ زیرا شرکت‌هایی که در سود خود اقدام تعهدی یکسان دارند، در پنجگ یکسان (بدون توجه به اندازه شرکت) جای می‌گیرند؛ در حالی که اقدام تعهدی سنتی فقط بر میزان اقدام تعهدی تمرکز دارد و نمی‌تواند اطلاعاتی درباره مقدار سهم اقدام تعهدی در سود ارائه دهد.

در این پژوهش بازده سالانه به‌صورت بازده حاصل از خرید سهام در ابتدای سال و فروش آن در انتهای سال محاسبه می‌شود. همچنین بازده تعدیل شده به‌صورت حاصل اختلاف بازده معمولی سهام با بازده پنجگ‌های مرتب شده براساس اندازه (ارزش بازار انتهای سال شرکت) به دست می‌آید. برای بازده پنجگ اندازه، در هر سال به‌صورت جداگانه شرکت‌ها برحسب اندازه به پنج چندک تقسیم می‌شوند. پس از مرتب‌سازی شرکت‌ها براساس ارزش بازار انتهای سال آنها، میانگین هم‌وزن

با توجه به نگاره بالا، ۷۵ شرکت برای نمونه آماری از بین جامعه آماری انتخاب شده‌اند. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و اطلاعات از نرم‌افزار ایویوز^۱، نسخه ۸ استفاده شده است.

مدل و متغیرهای پژوهش

تمرکز این پژوهش بر اقدام تعهدی عملیاتی^۲ است. نحوه دستیابی به معیارهای اقدام تعهدی به شرح رابطه‌های (۱) و (۲) محاسبه می‌شود:

$$\text{رابطه (۱)} = \frac{\text{اقدام تعهدی سنتی} \quad (\text{سود عملیاتی} - \text{جریان نقد عملیاتی})}{\text{میانگین کل دارایی}}$$

$$\text{رابطه (۲)} = \frac{\text{اقدام تعهدی درصدی} \quad (\text{سود عملیاتی} - \text{جریان نقد عملیاتی})}{|\text{سود عملیاتی}|}$$

نحوه به‌دست آوردن هرکدام از دو معیار اقدام تعهدی بر مبنای پژوهش کیم و همکاران [۱۹] است. با توجه به رویه بررسی بی‌قاعدگی اقدام تعهدی در این پژوهش، شرکت‌ها در هر سال براساس معیار اقدام تعهدی، به‌صورت نزولی مرتب می‌شوند. سپس شرکت‌ها به پنج پنجگ تقسیم‌بندی خواهند شد؛

^۱ Eviews
^۲ Operating accrual

بازده $(t+1)$ برای ۱۵ شرکت نخست به‌عنوان بازده اندازه برای پنجک نخست در نظر گرفته می‌شود. بازده اندازه برای دیگر پنجک‌ها مشابه نخستین پنجک محاسبه می‌شود. میانگین بازده به‌دست‌آمده پنجک اندازه هر شرکت (که شرکت در طبقه‌بندی آن پنجک قرار گرفته است)، بازده اندازه برای آن شرکت در نظر گرفته شده در محاسبات از آن استفاده می‌شود.

نرخ بازده دارایی از تقسیم سود عملیاتی بر میانگین کل دارایی در انتهای سال مالی حاصل می‌شود. متغیر ارقام تعهدی درصدی از اختلاف سود عملیاتی و جریان نقد عملیاتی تقسیم بر قدر مطلق سود عملیاتی به دست می‌آید. همچنین ارقام تعهدی سنتی از اختلاف سود عملیاتی و مقدار جریان نقد عملیاتی تقسیم بر میانگین کل دارایی محاسبه می‌شود. مقادیر مربوط به ارزش دفتری، فروش و کل دارایی به‌صورت مستقیم از ترازنامه شرکت‌ها استخراج می‌شود. مقدار ارزش بازار از حاصل ضرب قیمت سهام در تعداد سهام منتشرشده محاسبه شده است. متغیر مجازی زیان به‌ازای شرکت‌های دارای زیان عملیاتی، مقدار ۱ و به‌ازای شرکت‌های دارای سود عملیاتی مقدار ۰ را به خود می‌گیرد. باید یادآور شد که نحوه محاسبه تمام متغیرهای استفاده‌شده براساس پژوهش کیم و همکاران [۱۹] است.

در این پژوهش برخلاف کیم و همکاران [۱۹] که از دهک برای تقسیم‌بندی استفاده کردند، از پنجک برای تقسیم‌بندی شرکت‌ها استفاده شده است. این رویکرد به دلیل کم‌بودن شرکت‌های نمونه آماری پژوهش پیش‌روی نسبت به کیم و همکاران [۱۹] است. در اینجا باید یادآور شد که استفاده از پنجک به جای دهک در تحلیل پرتفویهای پوششی در بورس اوراق بهادار تهران به دلیل کم‌بودن تعداد شرکت‌ها

نسبت به دیگر بورس‌های جهان امری مرسوم است. مثلاً کردستانی و شاهسوند [۵] و کرمی و مرشدزاده‌بافقی [۶] در تحلیل پرتفویهای پوششی از پنجک به جای دهک برای تقسیم‌بندی شرکت‌ها استفاده کرده‌اند.

با توجه به مفهوم بی‌قاعدگی ارقام تعهدی، محتمل است که در صورت وجود چنین بی‌قاعدگی‌ای در بازار سهام، بازده غیرعادی کسب‌شده برای سهام در آینده با سطح کنونی ارقام تعهدی ارتباطی معکوس داشته باشد. در این صورت باید نخستین پنجک (براساس معیار ارقام تعهدی سنتی (درصدی))، با توجه به اینکه دارای مقدار کم ارقام تعهدی است، برای یک سال آینده میانگین بازده تعدیل‌شده مثبت داشته باشد. برای پنجمین پنجک نیز با توجه به اینکه دارای مقدار بالای ارقام تعهدی است، بازده برای یک سال آینده دارای میانگین منفی باشد. درواقع، در این پژوهش برای هر کدام از معیارهای ارقام تعهدی، شرکت‌ها به‌صورت سالانه به پنجک‌هایی بر مبنای معیار ارقام تعهدی دسته‌بندی می‌شوند و پرتفوی پوششی به‌وسیله اتخاذ استراتژی‌های خرید برای نخستین پنجک و فروش برای پنجمین پنجک تعریف می‌شود. با توجه به مفهوم بیان‌شده برای بی‌قاعدگی ارقام تعهدی، در صورتی که بازده پرتفوی پوششی تعدیلی دارای مقداری مثبت باشد، بی‌قاعدگی ارقام تعهدی براساس معیار مربوط وجود دارد. نتیجه حاصل از پرتفوی پوششی ایجادشده به شرطی پذیرفته خواهد بود که آماره تی‌استیودنت دوطرفه فاما مکبث در سطح خطای ۵ درصد معنادار باشد.

مدل فاما مکبث رویه‌ای دو مرحله‌ای برای مدل‌های پنل است. در مرحله نخست، بتای هر مقطع

بازار) است.^۳ برای بررسی توانایی ایجاد بازده غیرعادی حاصل از استراتژی به‌کاررفته، می‌توان از آلفای جنسن (همان عرض از مبدأ در مدل CAPM یا مدل سه‌عاملی فاما فرنچ) استفاده کرد. اگر آلفای جنسن معنادار و مثبت باشد، استراتژی در نظر گرفته شده دارای سابقه‌ای در تولید بازده‌های بالاتر از آن چیزی است که براساس عوامل دیگر به‌تنهایی محتمل است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

بازه زمانی استفاده‌شده برای محاسبه بعضی از متغیرها نسبت به دیگر متغیرها تفاوت دارد. با توجه به منطق استفاده‌شده در این پژوهش که به‌دنبال دستیابی به رابطه سطح اقلام تعهدی در زمان t با بازده تعدیل‌شده براساس اندازه^۴ در زمان $t+1$ است، بازه زمانی محاسبه بازده سالانه و بازده تعدیل‌شده از سال ۱۳۸۷ تا سال ۱۳۹۴ خواهد بود. این مسئله تنها برای بازده سالانه تعدیلی و بازده سالانه مصداق دارد و دیگر متغیرها در بازه زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ گزارش شده‌اند. در نگاره (۲) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش نشان داده شده است.

نسبت به هرکدام از فاکتورها^۱ محاسبه می‌شود. در مرحله دوم، بازده دارایی‌ها بر روی بتاهای محاسبه‌شده رگرسیون زده می‌شود:^۲

$$R_{it}^{ei} = \alpha_i + \beta_i F_t + \varepsilon_i \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, N \\ \text{for each } t. \end{matrix} \quad \text{رابطه (۳)}$$

$$R_{it} = \gamma_i \hat{\beta}_{it} + \varepsilon_i \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, N; \\ t = 1, 2, \dots, T. \end{matrix} \quad \text{رابطه (۴)}$$

در این پژوهش از مدل فاما مکبث برای بررسی معناداری بازده‌ها استفاده می‌شود؛ به عبارتی دیگر، در این مدل بررسی می‌شود که بازده به‌دست‌آمده از لحاظ آماری تفاوت معناداری با صفر دارد یا خیر. مثلاً ممکن است بازده پرتفوی پوششی مثبت باشد؛ اما در مدل فاما مکبث برای این بازده تفاوت معناداری با صفر مشاهده نشود. این موضوع بدین معناست که بازده پرتفوی پوششی با توجه به مدل فاما مکبث، از لحاظ آماری برابر با صفر است.

همچنین در این پژوهش از دو مدل CAPM و فاما فرنچ برای بررسی استواری نتایج استفاده شده است. این دو مدل به شرح رابطه‌های (۵) و (۶) هستند:

$$R_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_i (RM_t - R_{Ft}) + \varepsilon_i \quad \text{رابطه (۵)}$$

$$R_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_i (RM_t - R_{Ft}) + \text{siSMB}_t + \text{hiHML}_t + \varepsilon_i \quad \text{رابطه (۶)}$$

R_{Ft} بازده ورقه بهادار یا پرتفوی در دوره t ؛ R_{Mt} برابر بازده بازار؛ SMB_t عامل اندازه یا بزرگی به‌دست‌آمده از تفاوت بازده سهام شرکت‌های بزرگ با سهام شرکت‌های کوچک؛ و HML_t عامل ارزش دفتری به بازار (تفاوت بین بازده سهام با نسبت بالای ارزش دفتری به ارزش بازار و سهام با نسبت پایین ارزش دفتری به

^۳ برای کسب اطلاعات بیشتر درباره مدل سه‌عاملی فاما فرنچ به پژوهش فاما و فرنچ (۱۹۹۶) یا صالحی و همکاران (۱۳۹۳) مراجعه کنید:

صالحی، الله‌کرم، حزبی، هاشم و صالحی، برزو (۱۳۹۳) مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ: مدلی نوین برای اندازه‌گیری بازده مورد انتظار سهام. فصلنامه پژوهش حسابداری، مقاله ۷، دوره ۴، شماره ۳، صص ۱۰۹ تا ۱۲۰.

Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. The journal of finance, 51(1), 55-84.

^۴ از این پس برای اختصار، به‌جای استفاده از «بازده تعدیل‌شده» براساس اندازه از «بازده تعدیل‌شده» استفاده خواهد شد.

^۱ در پژوهش پیش‌روی از فاکتور بازده بازار استفاده شده است.

^۲ برای کسب اطلاعات بیشتر درباره رویه دو مرحله‌ای فاما مکبث به کتاب قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای نوشته جان کوکران مراجعه شود: Cochrane, J. H. (2009). Asset Pricing (Revised Edition). Princeton university press.

نگاره ۲- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش	تعداد	حداقل	حداکثر	میانگین	میانه	انحراف معیار
بازده سالانه $(t+1)$	۶۰۰	-۰/۸۹۲	۶/۹۶۳	۰/۳۷۴۵	۰/۱۲۵	۰/۹۱۹
بازده تعدیل شده براساس اندازه $(t+1)$	۶۰۰	-۲/۱۴۱	۶/۳۵۹	-۱/۷۳۴-۱۷	-۰/۰۷۰	۰/۷۳۲
نرخ بازده دارایی‌ها	۶۰۰	-۰/۲۳	۰/۷۴۴	۰/۱۶۶	۰/۱۳۹	۰/۱۳۴
اقلام تعهدی درصدی	۶۰۰	-۰/۷۶۴	۱/۶۲۳	-۰/۵۵۱	-۰/۰۰۸	۹/۰۳۳
اقلام تعهدی سنتی	۶۰۰	-۰/۴۴۷	۰/۵۷۷	۰/۰۱۱	-۰/۰۰۲	۰/۱۳۲
ارزش دفتری (میلیون ریال)	۶۰۰	۳۰۴۶۸	۶۵۷۰۵۳۱۴	۱۷۹۲۷۹۱/۲۹۳	۲۹۴۱۰۹/۵	۵۶۳۰۳۷۰/۴۷۳
ارزش بازار (میلیون ریال)	۶۰۰	۲۱۳۳۳/۷	۱۱۱۵۴۵۰۰۰	۳۵۴۷۵۵۸/۷۱۹	۶۱۲۷۰۰	۶۹/۱۱۲۹۳۳۴۶
دارایی کل (میلیون ریال)	۶۰۰	۶۸۹۸۶	۱۱۱۷۱۶۶۶۸	۴۷۶۳۱۰۷/۵۲۳	۸۱۳۸۴۸/۵	۱۴۵۱۴۲۳۲/۹۸
فروش (میلیون ریال)	۶۰۰	۱۶۱۷۸	۱۶۷۴۵۳۹۹۱	۳۷۷۹۳۴۳/۳۵۳	۶۱۵۷۹۵	۱۲۹۸۳۱۹۵/۲۵
متغیر مجازی زیان	۶۰۰	۰	۱	۰/۰۴۳	۰	۰/۲۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

بازده سالانه دارای مقدار میانگین ۰/۳۷ است. این بدان معناست که به صورت میانگین، بازده معمولی شرکت‌های عضو نمونه آماری مثبت است. همچنین، با توجه به اینکه مقدار میانگین بازده بزرگ‌تر از میانه آن است، بازده دارای تابع توزیع چوله به چپ است. متغیر بازده تعدیل شده کاملاً متفاوت از بازده سالانه است؛ به طوری که دارای مقدار میانگین نزدیک به صفر است. همچنین بازده تعدیل شده نوسانات بسیار کمتری دارد. علت رفتار این متغیر را می‌توان در مفهوم بی‌قاعدگی اقسام تعهدی جست‌وجو کرد. فرضاً اگر شرکت‌ها از نظر معیار اقسام تعهدی به دو قسمت تقسیم شوند، با توجه به مفهوم بی‌قاعدگی اقسام تعهدی، می‌توان محتمل دانست که شرکت‌های دارای اقسام تعهدی بالا مقدار بازده تعدیل شده منفی و شرکت‌های دارای اقسام تعهدی پایین بازده تعدیل شده مثبت دارند.

اگر میانگین بازده تعدیل شده برای همه شرکت‌ها محاسبه شود، مشاهده میانگین نزدیک به صفر غیرطبیعی نخواهد بود؛ زیرا احتمال دارد که شرکت‌های دارای اقسام تعهدی بالا بازده تعدیل شده

منفی و شرکت‌های دارای اقسام تعهدی پایین بازده تعدیل شده مثبت داشته باشند که جمع آنها نزدیک به صفر می‌شود. درباره متغیر نرخ بازده دارایی، مشاهده می‌شود که میانگین و میانه این متغیر مثبت است. این موضوع نشان می‌دهد که به طور میانگین برای شرکت‌های عضو نمونه، سود عملیاتی نسبت به میانگین دارایی، بیشتر از زیان عملیاتی نسبت به میانگین دارایی است؛ هرچند که این موضوع از متغیر مجازی زیان قابل تشخیص بود؛ زیرا متغیر مجازی زیان مقدار میانگین ۰/۰۴۳ دارد و با توجه به ماهیت صفر و یک بودن این متغیر، می‌توان گفت که تنها ۴/۳ درصد شرکت‌های عضو نمونه زیان‌ده هستند. متغیر مجازی زیان تنها برای نشان دادن تمرکز تعداد شرکت‌های سودده و زیان‌ده در بین نمونه‌های آماری است.

با توجه به تقسیم‌بندی شرکت‌ها براساس سوددهی و زیان‌دهی و بررسی بی‌قاعدگی اقسام تعهدی در بین هرکدام از این دو گروه، با توجه به این متغیر می‌توان گفت که به نسبت، تعداد کمتری از شرکت‌ها زیان‌ده هستند. درباره معیارهای اقسام

بی‌قاعدگی اقلام تعهدی برای کل شرکت‌های نمونه

براساس نخستین فرضیه این پژوهش، معیار اقلام تعهدی درصدی نسبت به معیار اقلام تعهدی سنتی عملکرد بهتری در شناسایی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در بین شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران دارد. برای بررسی این فرضیه در نگاره (۳) نتایج بررسی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی برای کل شرکت‌های نمونه آماری براساس معیار اقلام تعهدی درصدی و سنتی گزارش شده است. در این نگاره میانگین سری‌های زمانی بازده تعدیل‌شده استراتژی‌های خرید برای نخستین پنجک، فروش برای پنجمین پنجک و پرتفوی پوششی^۱ بر مبنای معیارهای اقلام تعهدی درصدی و سنتی ارائه شده و مقدار احتمال گزارش‌شده براساس آماره تی‌استیودنت فاما مک‌بث است.

تعهدی مشاهده می‌شود که مقدار میانگین معیار اقلام تعهدی درصدی و سنتی نسبت به یکدیگر تفاوت دارند؛ به‌طوری که معیار اقلام تعهدی درصدی دارای میانگین منفی است و معیار اقلام تعهدی سنتی میانگین مثبت دارد. با توجه به نحوه به‌دست‌آوردن هریک از این متغیرها که در هر دو، صورت کسر برابر با اختلاف بین سود عملیاتی و مقدار جریان نقد عملیاتی است، مخرج کسر تنها علت تفاوت میانگین این دو متغیر است؛ زیرا در معیار اقلام تعهدی سنتی از میانگین کل دارایی و برای اقلام تعهدی درصدی از قدرمطلق سود عملیاتی به‌عنوان مقیاس استفاده می‌شود و هرکدام از معیارهای اقلام تعهدی به‌صورت نسبی بیان شده‌اند؛ به عبارتی دیگر، مخرج کسر یا همان مقیاس مورد استفاده تعیین‌کننده میزان معیار اقلام تعهدی است؛ بنابراین تفاوت در میانگین و دیگر پارامترهای آمار توصیفی بعید نیست.

نگاره ۳- نتایج بررسی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی برای کل نمونه آماری

چندک	معیار اقلام تعهدی درصدی		معیار اقلام تعهدی سنتی	
	بازده تعدیل‌شده	مقدار احتمال	بازده تعدیل‌شده	مقدار احتمال
پنجک ۱	۶/۵۰۹	۰/۱۸۶۹	۱۰/۹۹۸	۰/۱۲۰۷
پنجک ۵	-۳/۰۰۶	۰/۱۲۲۶	-۰/۹۹۴	۰/۰۰۰۲
پرتفوی پوششی	۹/۵۱۶	۰/۱۱۰۵	۱۱/۹۹۳	۰/۰۰۹۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در نگاره اخیر، علاوه بر ارائه اطلاعات مربوط به پرتفوی پوششی، اطلاعاتی درباره پنجک‌های نخست و پنجم ارائه شده است. بیان اطلاعات مربوط به این پنجک‌ها به‌علت اهمیت موقعیت موقعیت معاملاتی این دو به‌ویژه پنجک نخست است. با توجه به اینکه در پنجک نخست شرکت‌ها دارای اقلام تعهدی پایین‌اند، اتخاذ موقعیت خرید مناسب است؛ همچنین برای پنجک پنجم، با توجه

با توجه به داده‌های نگاره، بازده غیرعادی پرتفوی پوششی برای هرکدام از دو معیار اقلام تعهدی مشاهده می‌شود؛ اما این بازده برای معیار اقلام تعهدی درصدی در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست؛ به عبارتی دیگر، در سطح کل شرکت‌های نمونه فقط با استفاده از معیار اقلام تعهدی سنتی، بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در سطح خطای ۵ درصد قابل مشاهده است.

^۱ پرتفوی پوششی با اتخاذ استراتژی خرید برای نخستین پنجک و اتخاذ استراتژی فروش برای پنجمین پنجک تعریف می‌شود.

بی‌قاعدگی ارقام تعهدی برای شرکت‌های سودده و زیانده

دومین و سومین فرضی‌های این پژوهش براساس مقایسه عملکرد معیار ارقام تعهدی درصدی نسبت به سستی در شناسایی بی‌قاعدگی ارقام تعهدی در بین شرکت‌های سودده و زیانده هستند. فرضیه دوم بیان می‌دارد که «معیار ارقام تعهدی درصدی نسبت به معیار ارقام تعهدی سستی عملکرد بهتری در شناسایی بی‌قاعدگی ارقام تعهدی در بین شرکت‌های با سهام سودده عضو بورس اوراق بهادار تهران دارد». سومین فرضیه نیز بر این نکته تأکید می‌کند که «معیار ارقام تعهدی درصدی نسبت به معیار ارقام تعهدی سستی عملکرد بهتری در شناسایی بی‌قاعدگی ارقام تعهدی در بین شرکت‌های با سهام زیانده عضو بورس اوراق بهادار تهران دارد».

برای بررسی هر دو فرضیه، شرکت‌های سودده و زیانده از یکدیگر جدا می‌شوند و سپس بررسی بی‌قاعدگی ارقام تعهدی در بین شرکت‌های سودده و زیانده به صورت جداگانه انجام می‌شود. نتایج این بررسی در نگاره (۴) گزارش شده است. به علت کم‌بودن تعداد شرکت‌های زیانده در نمونه آماری، از دو چندک به جای پنجک‌بندی شرکت‌ها استفاده شده است.

به ماهیت آن، موقعیت فروش مناسب است. با توجه به ویژگی‌های متفاوت موقعیت‌های معاملاتی خرید و فروش از یکدیگر و نیز با توجه به هزینه معاملاتی کمتر در صورت اتخاذ موقعیت خرید نسبت به فروش، بیان اطلاعات مرتبط با هر کدام از موقعیت‌های معاملاتی به شکل جداگانه می‌تواند برای سرمایه‌گذاران جالب توجه باشد.

با توجه به نگاره (۳)، همان‌طور که مشاهده می‌شود تنها بازده تعدیل شده برای پنجک پنجم برای معیار ارقام تعهدی سستی در سطح خطای ۵ درصد معنادار است؛ یعنی اتخاذ موقعیت معاملاتی فروش می‌تواند بازده غیرعادی برای سرمایه‌گذار ایجاد کند. درباره رد یا تأیید فرضیه نخست، با توجه به اینکه مقدار بازده تعدیل شده برای معیار ارقام تعهدی درصدی در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست، می‌توان گفت که بی‌قاعدگی ارقام تعهدی براساس این معیار در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران در سطح خطای ۵ درصد قابل مشاهده نیست؛ به عبارتی دیگر، ارقام تعهدی درصدی نسبت به معیار ارقام تعهدی سستی عملکرد بهتری در شناسایی بی‌قاعدگی ارقام تعهدی در بین شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران نداشته است؛ پس نخستین فرضیه این پژوهش در سطح خطای ۵ درصد تأیید نمی‌شود.

نگاره ۴- نتایج بررسی بی‌قاعدگی ارقام تعهدی برای شرکت‌های سودده و زیانده

حالت	چندک	معیار ارقام تعهدی درصدی		معیار ارقام تعهدی سستی	
		بازده تعدیل شده	مقدار احتمال	بازده تعدیل شده	مقدار احتمال
سودده	پنجک ۱	-۰/۰۸۹۴	۰/۰۰۱۳	۵/۲۵۷	۰/۲۱۰۵
	پنجک ۵	-۱/۴۳۶	۰/۰۷۹۰	۱/۶۸۳۹	۰/۸۰۵۳
	پرتفوی پوششی	۱/۳۴۶۶	۰/۰۴۸۲	۳/۵۷۳	۰/۱۴۳۰
زیانده	چندک ۱	۸۶/۵۰۲	۰/۶۶۹۷	۸۴/۶۰۷	۰/۳۶۵۰
	چندک ۲	-۵۰/۰۵	۰/۰۴۰۴	-۵۲/۹۰۰	۰/۰۰۰۰
	پرتفوی پوششی	۱۳۶/۵۵۷	۰/۰۵۹۱	۱۳۷/۵۰۸	۰/۳۲۶۲

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور در نگاره (۴) مشاهده می‌شود، بی‌قاعدگی اقدام تعهدی تنها هنگامی قابل شناسایی است که از معیار اقدام تعهدی درصدی استفاده شود؛ به عبارتی دیگر، برای شرکت‌های زیان‌ده بازده تعدیل‌شده پرتفوی پوششی براساس معیار اقدام تعهدی سنتی تفاوت معناداری با صفر ندارد؛ بنابراین بی‌قاعدگی اقدام تعهدی براساس معیار اقدام تعهدی سنتی، چه در بین شرکت‌های سودده و چه زیان‌ده، قابل مشاهده نیست. درمقابل، با توجه به مقدار احتمال آماره تی‌استیودنت، بازده تعدیل‌شده مربوط به پرتفوی پوششی براساس معیار اقدام تعهدی درصدی در سطح خطای ۵ درصد معنادار است؛ یعنی این بازده مثبت از لحاظ آماری با صفر تفاوت معناداری دارد.

نکته دیگر این است که تفکیک سوددهی و زیان‌دهی شرکت‌ها بر شناسایی بی‌قاعدگی اقدام تعهدی تأثیرگذار است؛ زیرا برای معیار اقدام تعهدی درصدی در نگاره (۳) (در حالتی که تفکیک سودده و زیان‌ده صورت نگرفته است)، بی‌قاعدگی اقدام تعهدی قابل مشاهده نیست و به محض تفکیک شرکت‌ها از یکدیگر، این بی‌قاعدگی مشاهده می‌شود. از سوی دیگر، با توجه به نگاره (۳) مشاهده می‌شود که بی‌قاعدگی اقدام تعهدی برای شرکت‌های زیان‌ده با وضوح بیشتری مشاهده می‌شود؛ به‌طوری‌که مقدار بازده تعدیل‌شده برای شرکت‌های زیان‌ده برابر با $136/5$ درصد و برای شرکت‌های سودده برابر با $1/34$ درصد است؛ در نتیجه، بازده تعدیل‌شده برای شرکت‌های زیان‌ده بسیار بیشتر از بازده تعدیل‌شده شرکت‌های سودده است.

با توجه به نگاره (۴) و با توجه به معناداری بازده تعدیل‌شده پرتفوی پوششی برای معیار اقدام

تعهدی درصدی و معنادار نبودن آن برای معیار سنتی (چه برای شرکت‌های زیان‌ده و چه سودده)، مشخص می‌شود که معیار اقدام تعهدی درصدی نسبت به معیار اقدام تعهدی سنتی عملکرد بهتری در شناسایی بی‌قاعدگی اقدام تعهدی، چه در بین شرکت‌های با سهام سودده و چه با سهام زیان‌ده داشته است. نتیجه اینکه، دومین و سومین فرضیه‌های پژوهش در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شوند.

بی‌قاعدگی اقدام تعهدی در طبقه‌های ریسک آربیتراژ

نکته چهارم یا آخرین فرضیه پژوهش این است که «معیار اقدام تعهدی درصدی نسبت به معیار اقدام تعهدی سنتی در شناسایی بی‌قاعدگی اقدام تعهدی در بین شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران که دارای ریسک آربیتراژ زیاد هستند، عملکرد بهتری دارد». برای بررسی این فرضیه به بررسی بی‌قاعدگی اقدام تعهدی در بین شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ زیاد پرداخته می‌شود. همچنین در این قسمت به بررسی بی‌قاعدگی اقدام تعهدی بالا و نیز به بررسی این بی‌قاعدگی در بین شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ متوسط و پایین نیز پرداخته می‌شود. نتایج بررسی در نگاره (۵) گزارش شده است. باید یادآور شد که در این پژوهش به تبعیت از کیم و همکاران [۱۹]، برای محاسبه ریسک آربیتراژ از واریانس جزء خطای حاصل‌شده از رگرسیون سری زمانی بازده هر شرکت روی بازده بازار استفاده می‌شود. بدین منظور، از اطلاعات ۲۴ ماه قبل از تشکیل پرتفوی، در هر سال استفاده می‌شود.

نگاره ۵- نتایج بررسی بی‌قاعدگی ارقام تعهدی در طبقه‌های مختلف ریسک آربیتراژ

حالت نمونه	چندک	معیار ارقام تعهدی درصدی		معیار ارقام تعهدی سنتی	
		بازده تعدیل شده	مقدار احتمال	بازده تعدیل شده	مقدار احتمال
ریسک آربیتراژ زیاد	چندک ۱	۰/۰۵۸۸۲۵	۰/۳۳۸۲	۰/۰۸۹۰۹۴	۰/۷۰۷۰
	چندک ۲	-۰/۰۵۱۸۴	۰/۰۰۰۷	-۰/۰۸۸۷۷	۰/۰۶۶۲
ریسک آربیتراژ کم	پرتفوی پوششی	۰/۱۱۰۶۶۵	۰/۰۵۵۴	۰/۱۷۷۸۶۲	۰/۵۲۰۹
	چندک ۱	۰/۰۴۴۳۹۵	۰/۵۲۶۸	۰/۰۲۹۳۰۷	۰/۳۰۴۹
متوسط	چندک ۲	-۰/۰۴۴۳۹	۰/۰۱۰۵	-۰/۰۲۹۳۱	۰/۰۶۰۹
	پرتفوی پوششی	۰/۰۸۸۷۸۹	۰/۱۷۸۷	۰/۰۵۸۶۱۳	۰/۵۰۹۱
ریسک آربیتراژ کم	چندک ۱	۰/۰۳۶۸۴۴	۰/۱۶۱۶	۰/۰۳۱۳۹۱	۰/۰۹۴۷
	چندک ۲	-۰/۰۴۰۹۴	۰/۲۷۶۴	-۰/۰۳۴۸۸	۰/۳۵۰۶
	پرتفوی پوششی	۰/۰۷۷۷۸۲	۰/۲۸۳۹	۰/۰۶۶۲۷	۰/۰۷۸۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نگاره (۵)، در دو معیار مقدار بازده غیرعادی بیشتری برای پرتفوی پوششی در بین طبقه شرکت‌های با ریسک آربیتراژ بیشتر مشاهده می‌شود؛ به طوری که برای معیار ارقام تعهدی درصدی، در طبقه ریسک آربیتراژ زیاد، ۴ درصد نسبت به طبقه ریسک آربیتراژ پایین، بازده غیرعادی بیشتری قابل مشاهده است؛ البته در طبقه ریسک آربیتراژ کم با توجه به مقدار احتمال آماره تی استیودنت، بی‌قاعدگی ارقام تعهدی مشاهده نمی‌شود. همچنین در حالت استفاده از معیار ارقام تعهدی سنتی، بازده غیرعادی برای طبقه ریسک آربیتراژ زیاد، در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست؛ به عبارتی بهتر، تنها براساس معیار ارقام تعهدی درصدی بی‌قاعدگی، ارقام تعهدی در بین شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ زیاد در سطح خطای ۵ درصد قابل مشاهده است.

با توجه به نگاره (۵) و نیز معناداری بازده تعدیل شده پرتفوی پوششی برای طبقه ریسک آربیتراژ زیاد در حالت استفاده از معیار ارقام تعهدی درصدی، معیار ارقام تعهدی درصدی نسبت به معیار ارقام تعهدی سنتی در شناسایی بی‌قاعدگی ارقام تعهدی در بین شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار

تهران که دارای ریسک آربیتراژ زیاد هستند، عملکرد بهتری داشته است؛ در نتیجه، آخرین فرضیه این پژوهش در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شود.

در تفسیر این نتیجه باید گفت که اگرچه وجود معامله‌گران آربیتراژی می‌تواند منجر به از بین رفتن موقعیت آربیتراژی در بلندمدت شود؛ اما وجود ریسک آربیتراژ معاملات آربیتراژگران را محدود و آنها را از سود آربیتراژی محروم می‌کند؛ بنابراین احتمال دارد که حتی در درازمدت موقعیت آربیتراژی برای معاملات دارای ریسک آربیتراژ زیاد مشاهده شود. این مسئله برای پرتفوی پوششی در بین طبقه شرکت‌های با ریسک آربیتراژ زیاد قابل مشاهده است؛ زیرا آربیتراژگران با توجه به ریسک آربیتراژ این شرکت‌ها، کمتر به معاملات آربیتراژی در این شرکت‌ها دست می‌زنند.

بررسی استواری نتایج

برای بررسی استواری نتایج، به بررسی معناداری آلفای جنسن مدل‌های قیمت‌گذاری CAPM و فاما فرنچ پرداخته شده است. همچنین از دیگر مقیاس‌های اندازه برای ساخت معیار ارقام تعهدی

سنتی استفاده شده است تا از این راه سنجیده شود که آیا معیار اقدام تعهدی سنتی نسبت به مقیاس اندازه حساسیت دارد یا خیر. در نگاره (۶) به بررسی استواری با استفاده از آلفای جنسن حاصل از برآورد مدل‌های CAPM و فاما فرنج پرداخته شده است.

نگاره ۶- آلفای جنسن حاصل از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و فاما فرنج

معیار	چندک	CAPM		فاما فرنج	
		آلفا	احتمال	آلفا	احتمال
درصدی	پنجک ۱	۰/۰۰۰۹۶۲	۰/۸۷۸۹	۰/۰۰۹۲۵۶	۰/۱۴۳۰
	پنجک ۵	-۰/۰۰۵۸۴۱	۰/۲۵۴۰	۰/۰۰۱۷۱۶	۰/۷۳۲۸
	بازده پرتفوی پوششی	-۰/۰۰۷۶۲۵	۰/۱۸۶۹	-۰/۰۰۶۹۶۵	۰/۲۶۲۵
نسبتی	پنجک ۱	۰/۰۰۲۸۴۲	۰/۶۰۷۵	۰/۰۰۷۳۹۶	۰/۱۹۳۲
	پنجک ۵	-۰/۰۰۴۵۱۴	۰/۳۴۵۹	-۰/۰۰۰۲۱۴	۰/۹۶۶۰
	بازده پرتفوی پوششی	-۰/۰۰۷۰۷۳	۰/۲۳۹۶	-۰/۰۰۶۸۹۵	۰/۲۷۶۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نگاره (۶)، در هیچ‌یک از معیارها، هیچ‌کدام از مدل‌های قیمت‌گذاری دارای مقدار آلفای معناداری برای بازده پرتفوی پوششی نیستند. این موضوع بدان معناست که با لحاظ کردن عوامل ریسک، هیچ‌یک از دو معیار اقدام تعهدی درصدی و سنتی توانایی تولید بازده غیرعادی با در نظر گرفتن فاکتورهای ریسک را ندارد. نکته شایان توجه این است که بررسی استواری نتایج براساس آلفای جنسن که نتایج آن در نگاره (۶) گزارش شده، تنها برای کل نمونه آماری است. در نگاره (۷) نتایج حاصل از بررسی استواری برای استفاده از دیگر مقیاس‌های اندازه برای معیار اقدام تعهدی سنتی نشان داده شده است.

نگاره ۷- بررسی استواری معیار اقدام تعهدی سنتی نسبت به مقیاس‌های متفاوت اندازه

مقیاس	چندک	بازده تعدیل شده	مقدار احتمال	
			بازده	احتمال
درصدی	پنجک ۱	۱۰/۱۴۶۳۸	۰/۱۳۵۵	
	پنجک ۵	-۰/۹۶۶۲۸	۰/۱۱۰۸	
	بازده پرتفوی پوششی	۱۱/۱۱۲۶۶	۰/۰۰۳۶	
نسبتی	پنجک ۱	۸/۴۰۶۸۸	۰/۳۶۹۶	
	پنجک ۵	۰/۳۷۳۶۱۷	۰/۰۰۷۰	
	بازده پرتفوی پوششی	۸/۰۲۷۰۷	۰/۰۰۰۹	
نسبتی	پنجک ۱	۸/۵۲۶۴۲۱	۰/۰۱۸۵	
	پنجک ۵	-۲/۶۸۴۷۳	۰/۰۰۰۰	
	بازده پرتفوی پوششی	۱۱/۲۱۱۱۵	۰/۰۰۰۱	

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج مندرج در نگاره (۷)، باید گفت که شناسایی بی‌قاعدگی ارقام تعهدی براساس معیار ارقام تعهدی سنتی نسبت به دیگر مقیاس‌های اندازه استوار است؛ به عبارتی دیگر، معیار ارقام تعهدی سنتی نسبت به مقیاس اندازه استفاده شده برای ساخت معیار ارقام تعهدی سنتی دارای حساسیت نیست. نکته مهم این است که بررسی استواری معیار ارقام تعهدی سنتی نسبت به مقیاس‌های متفاوت اندازه که نتایج آن در نگاره (۷) گزارش شده، تنها برای کل نمونه آماری محاسبه شده است.

نتیجه‌گیری

فرضیه‌های این پژوهش براساس مقایسه عملکرد دو معیار درصد و سنتی برای ارقام تعهدی هستند. با توجه به نگاره (۳)، مشاهده شد که پرتفوی پوششی برای کل شرکت‌های عضو نمونه برای حالت استفاده از معیار ارقام تعهدی درصدی در سطح خطای ۵ درصد دارای بازده غیرعادی معنادار نیست؛ البته باید توجه داشت که در حالت استفاده از معیار ارقام تعهدی سنتی، بی‌قاعدگی ارقام تعهدی قابل مشاهده است؛ بنابراین نخستین فرضیه پژوهش در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته نمی‌شود؛ به عبارتی دیگر، ارقام تعهدی درصدی نسبت به معیار ارقام تعهدی سنتی عملکرد بهتری در شناسایی بی‌قاعدگی ارقام تعهدی در بین شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران نداشته است؛ پس نتیجه این پژوهش با نتایج پژوهش کیم و همکاران [۱۹] مغایرت دارد. ازسوی دیگر، کردستانی و شاهسون [۵] نشان دادند که بی‌قاعدگی ارقام تعهدی براساس ارقام تعهدی درصدی در بورس اوراق بهادار تهران قابل مشاهده است. این نتیجه پژوهش آنها با نتیجه نخستین فرضیه پژوهش پیش‌روی مطابقت دارد.

با توجه به نگاره‌های (۴) و (۵) و با توجه به اینکه بازده غیرعادی پرتفوی پوششی برای معیار ارقام تعهدی درصدی برای شرکت‌های سودده، زیان‌ده و شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ زیاد در سطح خطای ۵ درصد معنادار بوده و این بازده غیرعادی برای حالت استفاده از معیار ارقام تعهدی سنتی معنادار نبوده است، این نتیجه به دست می‌آید که معیار ارقام تعهدی درصدی نسبت به معیار ارقام تعهدی سنتی در شناسایی بی‌قاعدگی ارقام تعهدی در بین شرکت‌های با سهام سودده و نیز زیان‌ده و همچنین در بین شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ زیاد عملکرد بهتری داشته است؛ به عبارت دیگر، فرضیه‌های دوم، سوم و چهارم در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شوند.

در بسیاری از پژوهش‌ها گفته شده است که بی‌قاعدگی ارقام تعهدی تنها در بین شرکت‌های سودده مشاهده می‌شود [۱۲، ۱۹، ۲۱ و ۲۴]. با توجه به مشاهده بی‌قاعدگی ارقام تعهدی در بین شرکت‌های سودده و زیان‌ده براساس معیار ارقام تعهدی درصدی، می‌توان گفت که از نظر مشاهده بی‌قاعدگی ارقام تعهدی در بین شرکت‌های سودده، نتایج پژوهش پیش‌رو با نتایج پژوهش‌های یادشده مطابقت دارد؛ اما از این جنبه که بی‌قاعدگی ارقام تعهدی فقط برای شرکت‌های سودده قابل مشاهده است و برای شرکت‌های زیان‌ده قابل رؤیت نیست، نتایج این پژوهش با نتایج پژوهش‌های یادشده در این زمینه مطابقت ندارد؛ به عبارتی دیگر، با توجه به نتایج این پژوهش، زیان‌ده بودن شرکت را نمی‌توان علت مشاهده نکردن بی‌قاعدگی ارقام تعهدی دانست. پژوهشگران بسیاری نشان دادند که بی‌قاعدگی ارقام تعهدی غالباً در بین شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ زیاد رؤیت می‌شود [۱۹، ۲۱ و ۲۳]. با توجه به نتایج پژوهش پیش‌رو و مشاهده بی‌قاعدگی ارقام

تعهدی در بین شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ زیاد، باید گفت که بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در آن دسته از شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران که ریسک آربیتراژ زیادی دارند نیز غالباً مشاهده می‌شود و این نتیجه با نتایج پژوهش‌های یادشده مطابقت دارد. با توجه به اینکه بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در بین شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ زیاد مشاهده می‌شود و این بی‌قاعدگی در بین شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ کم دیده نمی‌شود، می‌توان گفت که ریسک آربیتراژ به‌عنوان عاملی بازدارنده دربارهٔ استخراج بازده غیرعادی براساس بی‌قاعدگی اقلام تعهدی برای سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود. این نتیجه با نتایج پژوهش‌های کیم و همکاران [۱۹] و مشروالا و همکاران [۲۳] مطابقت دارد.

دربارهٔ مقایسهٔ دو معیار اقلام تعهدی درصدی و سنتی نیز - همان‌طور که مشخص است - اگر تنها در حالتی که کل نمونه و (همچنین به‌صورت جداگانه) شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ کم در نظر گرفته شوند؛ معیار اقلام تعهدی سنتی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی را شناسایی می‌کند. این در حالی است که معیار اقلام تعهدی درصدی، بی‌قاعدگی اقلام تعهدی را فقط برای کل نمونه و شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ کم شناسایی نکرده است. درمقابل، بی‌قاعدگی اقلام تعهدی براساس معیار اقلام تعهدی درصدی در بین شرکت‌های سودده، زیان‌ده و شرکت‌های دارای ریسک آربیتراژ زیاد قابل مشاهده است.

مسئلهٔ اخیر نشان‌دهندهٔ برتری نسبی معیار اقلام تعهدی درصدی بر معیار سنتی برای شناسایی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی دارد. این موضوع در تطبیق نسبی نتایج با انتظارات برای معیار اقلام تعهدی درصدی نسبت به اقلام تعهدی سنتی نیز قابل مشاهده است و نتایج بررسی فرضیه‌ها گواهی بر درستی این

مسئله است. این نتیجه همسو با نتایج کیم و همکاران [۱۹] و حفیظ‌الله و همکاران [۱۸] است که معتقدند معیار اقلام تعهدی درصدی در شناسایی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی نسبت به معیار اقلام تعهدی سنتی برتری دارد؛ البته کردستانی و شاهسون [۵] اعتقاد دارند که این دو معیار در شناسایی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران تفاوتی ندارند که این نتیجه با نتایج پژوهش پیش‌رو مطابقت ندارد.

بررسی استواری نتایج برای استفاده از آلفای جنسن مدل‌های قیمت‌گذاری CAPM و فاما فرنچ صورت گرفت. همان‌طور که مشاهده شد، در هیچ‌یک از مدل‌های قیمت‌گذاری و برای هیچ‌یک از معیارهای اقلام تعهدی مقدار آلفای جنسن در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست؛ پس نتایج این پژوهش در برابر لحاظ کردن عوامل ریسک استوار نیست. این نتیجه با نتایج پژوهش کیم و همکاران [۱۹] همخوانی ندارد. این در حالی است که در بررسی استواری نتایج به‌دست آمده از معیار اقلام تعهدی سنتی با استفاده از سه مقیاس دیگر که به‌عنوان نماینده‌هایی برای اندازهٔ شرکت استفاده شدند، مشاهده شد که استفاده از نماینده‌های دیگر اندازه به‌عنوان مقیاس برای اقلام تعهدی سنتی موجب تغییر در شناسایی بی‌قاعدگی اقلام تعهدی و به‌صورت کلی، تغییر در نتایج نمی‌شود؛ به عبارتی دیگر، معیار اقلام تعهدی سنتی نسبت به دیگر مقیاس‌های اندازه استوار است و نیز نسبت به مقیاس اندازهٔ استفاده‌شده حساس نیست. نتیجهٔ اخیر با نتایج پژوهش کیم و همکاران [۱۹] همخوانی دارد.

براساس نتایج پژوهش پیش‌رو، به سرمایه‌گذاران و شرکت‌های مشاورهٔ سرمایه‌گذاری پیشنهاد می‌شود که به ناپایداری جزء تعهدی سود توجه بیشتری داشته باشند؛ به عبارتی بهتر، سرمایه‌گذاران در سرمایه‌گذاری‌های خود نباید تنها به میزان سود توجه

تعهدي) پرداخته شود تا ارتباط اين نوع از بي‌قاعدگي با ديگر بي‌قاعدگي‌هاي موجود روشن و به درک بهتري از بي‌قاعدگي‌هاي بازار منجر شود.

با توجه به اينکه در هر کدام از استراتژي‌هاي معاملاتي بيان شده، درباره بعضي از سهم‌ها موقعيت خريد و درباره شماری ديگر موقعيت فروش اتخاذ مي‌شود، به پژوهشگران پيشنهاد مي‌شود که علاوه بر بررسي بي‌قاعدگي اقليم تعهدي، به بررسي هزينه‌هاي معاملاتي و ديگر محدوديت‌هاي معاملاتي پردازند؛ بدین ترتيب، کارآمدی هریک از این استراتژی‌ها در عمل، بهتر مشخص شود.

تعداد کم شرکت‌های عضو نمونه آماری یک محدودیت اصلی برای این پژوهش بوده است. این مسئله در حالت تقسیم شرکت‌ها برای شرکت‌های زیان‌ده نمود بیشتری داشت. با توجه به اینکه بازه زمانی این پژوهش شامل سال‌های ۸۶ تا ۹۴ است، محدودیت کم بودن تعداد شرکت‌ها تشدید شده است؛ البته طولانی تر کردن بازه زمانی شاید به کم شدن چشمگیر تعداد شرکت‌های عضو نمونه منجر می‌شد. یک راه حل تجربه شده برای کم رنگ تر کردن این محدودیت، استفاده از پنچک به جای دهک در مرتب‌سازی شرکت‌ها بوده است.^۱ استفاده از مدل دو مرحله‌ای فاما مکبث برای بررسی معناداری چندک‌ها و پرتفوی پوششی نیز موجب رفع مشکل کم بودن تعداد داده‌ها شده است.

کنند؛ بلکه بررسی و تحلیل اجزای سود نیز مهم است. سرمایه‌گذاران باید توجه داشته باشند سودی که بیشترین بخش آن را جزء تعهدي تشکیل داده است، ثبات ندارد و ممکن است در آینده بخش تعهدي سود محقق نشود. در صورت بی‌توجهی به این موضوع، ممکن است که سرمایه‌گذاران با زیان مواجه شوند. همچنین به سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران پيشنهاد می‌شود تا با توجه بیشتر به جزء نقدي سود و ناپایداری بخش تعهدي سود، در جهت دستیابی به بازار کارا گام بردارند؛ زیرا بی‌قاعدگي اقليم تعهدي در بورس اوراق بهادار به این علت رخ می‌دهد که سرمایه‌گذاران درباره بخش تعهدي سود آگاهی و تشخیص نادرست یا ناکافی دارند.

اگر سرمایه‌گذاران به ناپایداری بخش تعهدي سود توجه بیشتری کنند، بی‌قاعدگي اقليم تعهدي کم رنگ تر شده، فرصت‌های آربیتراژی برای آربیتراژگران محدودتر می‌شود. همچنین محتمل است که در صورت ایجاد صندوق‌های پوششی در ایران در آینده، نتایج پژوهش پیش‌رو بتواند برای این گونه صندوق‌ها مفید باشد؛ زیرا آنها می‌توانند با انجام دادن معاملات آربیتراژی براساس مفهوم بی‌قاعدگي اقليم تعهدي، به سود غیرعادی دست یابند.

نویسندگان این مقاله پيشنهادهایی برای محققان دیگر دارند. پيشنهادهای می‌شود که علاوه بر بررسی بی‌قاعدگي اقليم تعهدي با استفاده از معیارهای به کار رفته در این پژوهش، به موضوعاتی مانند کیفیت اقليم تعهدي و مدیریت سود و کیفیت حسابرسی نیز پردازند. همچنین چون بی‌قاعدگي اقليم تعهدي یک نوع از بی‌قاعدگي‌های بورس اوراق بهادار محسوب می‌شود، پيشنهادهای می‌شود که به بررسی مقایسه‌ای بی‌قاعدگي‌های دیگر (در کنار بی‌قاعدگي اقليم

^۱ برای حالت شرکت‌های زیان‌ده و همچنین برای هریک از طبقات ریسک آربیتراژ، از تقسیم‌بندی به صورت دو چندک به جای پنج پنچک استفاده شده است تا کم بودن تعداد شرکت‌ها از این راه جبران شود.

منابع

۱. آقایی، محمدعلی، سپاسی، سحر و مرتضی کاظم‌پور. (۱۳۹۳). بررسی تحلیلی تأثیر تفکیک جریان‌های نقد عملیاتی و اقدام تعهدی بر توانایی پیش‌بینی جریان‌های نقدی و سودهای آتی. *فصلنامه راهبرد مدیریت مالی*. دوره ۲، شماره ۴، صص ۷۵-۸۹.
۲. حقیقت، حمید و علی‌اکبر ایران‌شاهی. (۱۳۸۹). بررسی واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به جنبه‌های سرمایه‌گذاری اقدام تعهدی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱۷، شماره ۶، صص ۳-۲۲.
۳. حقیقت، حمید و مسعود بختیاری. (۱۳۹۰). بررسی محتوای اطلاعاتی افزایش اقدام تعهدی خلاف قاعده در مقایسه با جریان‌های نقدی عملیاتی. *تحقیقات حسابداری*، دوره ۳، شماره ۹، صص ۸۸-۱۰۳.
۴. خانی، عبدالله و الهام آذرپور. (۱۳۹۶). تبیین ناهنجاری اقدام تعهدی و ناهنجاری سرمایه‌گذاری توسط پراکندگی بازده. *پیشرفت‌های حسابداری*، دوره ۹، شماره ۱، صص ۳۱-۶۶.
۵. کردستانی، غلامرضا و منیره شاهسون. (۱۳۹۴). توانایی اقدام تعهدی سنتی و درصدی (نسبی) در شناسایی سهام کم‌ارزش‌گذاری‌شده. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال هفتم، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۳، صص ۱-۱۶.
۶. کرمی، غلامرضا و مهناز مرشدزاده‌بافقی. (۱۳۹۳). ناهنجاری ناشی از عایدات، ناهنجاری ناشی از اقدام تعهدی و رابطه میان آن دو. *دانش حسابداری*، سال پنجم، شماره ۱۹، صص ۷-۲۶.
۷. هاشمی، سیدعباس، کیانی، غلامحسین و وحید روح‌اللهی. (۱۳۹۳). بررسی دیدگاه‌های رفتاری و انتظارات عقلایی در تشریح ناهنجاری اقدام تعهدی. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال ششم، شماره ۴، شماره پیاپی ۲۲، صص ۳۷-۵۴.
۸. هال، جان. (۱۳۸۸). *مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک*. ترجمه علی صالح آبادی و سجاد سیاح. تهران: شرکت کارگزاری مفید.
9. Ahmad, A. S, Nainar K and Zhang, X. F. (2006). Further Evidence on Analyst and Investors Misweighting of Prior Period Cash Flows and Accruals. *The International Journal of Accounting*, Vol. 41, No. 1, Pp. 51- 74.
10. Ball, R., Gerakos, J., Linnainmaa, J. T. and Nikolaev, V. (2016). Accruals, Cash Flows, and Operating Profitability in the Cross Section of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, Vol. 121, No. 1, Pp. 28- 45.
11. Barth, M. E. and Clinch, G. (2009). Scale Effects in Capital Markets- Based Accounting Research. *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 36, No. 3- 4, Pp. 253- 288.
12. Dopuch, N., Seethamraju, C. and Xu, W. (2010). The Pricing of Accruals for Profit and Loss Firms. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 34, No. 4, Pp. 505- 516.
13. Easton, P. D. (1998). Discussion of Revalued Financial, Tangible and Intangible Assets: Association with share Prices and Non-Market- Based Value Estimates. *Journal of Accounting Research*, Vol. 36, Pp. 235- 247.
14. Easton, P. D. and Sommers, G. A. (2003). Scale and The Scale Effect in Market- Based Accounting Research. *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 30, No. 1-2, Pp. 25- 56.
15. Fairfield, P. M., Whisenant, J. S. and Yohn, T. L. (2003). Accrued Earnings and Growth: Implications for Future Profitability and Market Mispricing. *The accounting review*, Vol. 78, No. 1, Pp. 353- 371.

22. Mashruwala, C., Rajgopal, S. and Shevlin, T. (2006). Why Is The Accrual Anomaly Not Arbitrated Away? The Role of Idiosyncratic Risk and Transaction Costs. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 42, No. 1, Pp. 3- 33.
23. Ozkan, N. and Kayali, M. M. (2015). The Accrual Anomaly: Evidence from Borsa Istanbul. *Borsa Istanbul Review*, Vol. 15, No. 2, Pp. 115 -125.
24. Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and The Theory of Price Movements. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 29, NO. 3, Pp. 315- 335.
25. Sloan, R. (1996). Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings? *The Accounting Review*, Vol. 71, Pp. 289- 315.
26. Thomas, J. K. and Zhang, H. (2002). Inventory Changes and Future Returns. *Review of Accounting Studies*, Vol. 7, No. 2- 3, Pp. 163- 187.
27. Wu, J. G., Zhang, L. and Zhang, X. (2010). The Q-Theory Approach to Understanding the Accrual Anomaly. *Journal of Accounting Research*, Vol. 48, No. 1, Pp. 177- 223.
28. Xie, H. (2001). The Mispricing of Abnormal Accruals. *The accounting review*, Vol. 76, No. 3, Pp. 357- 373.
29. Zhang, X. F. (2007). Accruals, Investment and the Accrual Anomaly. *The Accounting Review*, Vol. 82, No. 5, Pp. 1333- 1363.
16. Fan, S. and Yu, L. (2013). Accrual Anomaly and Idiosyncratic Risk: International Evidence. *The International Journal of Business and Finance Research*, Vol. 7, No. 4, Pp. 63- 75.
17. Green, J., Hand, J. R. and Soliman, M. T. (2011). Going, Going, Gone? The Apparent Demise of The Accruals Anomaly. *Management Science*, Vol. 57, No. 5, Pp. 797- 816.
18. Hafzalla, N., R. Lundholm and E. Van Winkle. (2011). Percent Accruals. *The Accounting Review* Vol. 86, No. 1, Pp. 209- 236.
19. Kim, Y. J., Kim, J. H., Kwon, S. and Lee, S. J. (2015). Percent Accruals and the Accrual Anomaly: Korean Evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 35, Pp. 340- 366.
20. Kothari, S. P., Loutskina, E. and Nikolaev, V. (2006). Agency Theory of Overvalued Equity as An Explanation for The Accrual Anomaly. *Center Discussion Paper Series*, No. 103, Pp. 63- 163. Li, X. and Sullivan, R. N. (2011). The limits to Arbitrage Revisited: The Accrual and Asset Growth Anomalies. *Financial Analysts Journal*, Vol. 67, No. 4, Pp. 50- 66.
21. Li, Y., Niu, J., Zhang, R. and Largay, J. A. (2011). Earnings Management and The Accrual Anomaly: Evidence from China. *Journal of International Financial Management & Accounting*, Vol. 22, NO. 3, Pp. 205- 245.