Archive of SID

Asset Management and Financing
Vol.7, Issue. 4, No. 27, Winter 2020
Received: 07.01.2019 Accepted:17.04.2019
PP: 31-48

فصلنامه علمی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال هفتم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۲۷)، زمستان ۱۳۹۸
تاریخ دریافت: ۹۷/۱۰/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۸/۱/۲۸
صص: ۳۱-۴۸

Sophisticated Investors and Accruals Trading Strategy

Seyed Ehsan Hosseini [1], Seyed Abbas Hashemi [2*]
1- Ph.D. Student, Department of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
seied.ehsan.hosseini@ase.ui.ac.ir
2- Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
a.hashemi@ase.ui.ac.ir

Abstract
Objectives: This study examines whether sophisticated investors implement traditional accruals strategy or percent accruals strategy. Moreover, we compare the performance of the portion of sophisticated investors who make use of the two accrual strategies with those who are neutral to these strategies, considering the amount of excess return and risk-adjusted return as two yardsticks.
Method: For this purpose, collecting quarterly data of 950 observations of investment companies, listed in Tehran Stock Exchange, from 2011 to 2018, we then tested the hypotheses through one sample t test.
Resutls: Our results suggest that sophisticated investors do not implement accruals strategy; however, implementation of accruals strategy by a subsample of sophisticated investors was verified. The results, in addition, show that sophisticated investors applying traditional accruals strategy do not earn an excess return and risk-adjusted return compared with those who are neutral to traditional accruals strategy. But there is some evidence that sophisticated investors employing percent accruals strategy earn an excess return and risk-adjusted return in comparison to those who are neutral to percent accruals strategy.
Keywords: Accruals anomaly, Accruals strategy, Hedge portfolio, Sophisticated investor, Efficient market hypothesis

سرمایه‌گذاران خبره و راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی

سید احسان حسینی [۱]، سید عباس هاشمی [۲*]
۱- دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
seied.ehsan.hosseini@ase.ui.ac.ir
۲- دانشیار، گروه حسابداری، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
a.hashemi@ase.ui.ac.ir

چکیده
اهداف: در این پژوهش به‌کارگیری راهبردهای اقلام تعهدی سنتی و اقلام تعهدی نسبی به‌وسیلهٔ سرمایه‌گذاران خبره آزمون شده است. به‌علاوه مقایسه‌ای بین سرمایه‌گذاران خبرهٔ استفاده‌کننده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی و سرمایه‌گذاران خنثی نسبت به این راهبردها، ازنظر کسب بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک انجام شد.
روش: بدین منظور داده‌های ۹۵۰ سال - شرکت مربوط به شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به‌صورت فصلی بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ جمع‌آوری و برای آزمون فرضیه‌ها از آزمون t استفاده شد.
نتایج: نتایج نشان داد سرمایه‌گذاران خبره از راهبردهای یادشده استفاده نمی‌کنند؛ البته استفاده از این راهبردها به‌وسیلهٔ زیرنمونه‌ای از سرمایه‌گذاران خبره تأیید شد. به‌علاوه سرمایه‌گذاران خبرهٔ استفاده‌کننده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی، بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک بیشتری را در مقایسه با سرمایه‌گذاران خنثی نسبت به این راهبرد کسب نمی‌کنند؛ اما دربارهٔ راهبرد اقلام تعهدی نسبی، شواهدی از کسب بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک بیشتر یافت شد.
واژه‌های کلیدی: ناهنجاری اقلام تعهدی، راهبرد اقلام تعهدی، سبد مصون‌سازی، سرمایه‌گذار خبره، فرضیهٔ بازار کارا

* نویسنده مسؤول

Copyright©2020, University of Isfahan. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://creativecommons.org/licenses/BY-NC-ND/4.0), which permits others to download this work and share it with others as long as they credit it, but they can't change it in any way or use it commercially.
www.SID.ir
Doi: 10.22108/amf.2019.114976.1366

Archive of SID

مقدمه

فرضیهٔ بازار کارا از دههٔ ۱۹۶۰ در ادبیات مالی وجود دارد. طبق این فرضیه، سرمایه‌گذارانِ آگاه و منطقی نسبت به اطلاعات جدید واردشده به بازار، واکنشی منطقی، صحیح و سریع نشان می‌دهند (فاما[1]، ۱۹۷۰)؛ بنابراین، قیمت‌های سهام نسبت به اطلاعات جدید واکنشی سریع، کامل و بدون تورش دارد و در هر لحظه نشان‌دهندهٔ ارزش ذاتی سهام است. در این شرایط، پیش‌بینی بازده آینده از روی بازده و اطلاعات گذشتهٔ سهام ممکن نیست و تغییرات قیمت سهام از الگوی گام تصادفی پیروی می‌کند. در صورت کارآیی بازار و وجودنداشتن ناهنجاری، قیمت های سهام، ارزش ذاتی آنها را نشان می‌دهند و راهبردهای معاملاتی کارکردی ندارند؛ ولی اگر دربارهٔ کارآیی بازار تردید ایجاد شود یا ناهنجاری وجود داشته باشد، می‌توان با انتخاب راهبرد سرمایه‌گذاری مناسب، به بازده‌های غیرعادی دست یافت (فاما، ۱۹۷۰). یکی از ناهنجاری‌هایی که در ادبیات مالی به آن توجه زیادی شده است، ناهنجاری اقلام تعهدی است. از رابطهٔ منفی جزء تعهدی سود سال جاری با بازده آتی سهام، به ناهنجاری اقلام تعهدی تعبیر می‌شود. در ایران در پژوهش‌های متعددی بر وجود ناهنجاری اقلام تعهدی تأکید شده است (کرمی و مرشدزاده‌بافقی، ۲۰۱۵؛ هاشمی، حمیدیان و ابراهیمی، ۲۰۱۳؛ مشایخی، فدایی‌نژاد، و کلاته‌رحمانی، ۲۰۱۰).

ناهنجاری اقلام تعهدی فرصت در پیش گرفتن راهبرد اقلام تعهدی را فراهم می‌کند. راهبرد اقلام تعهدی، راهبردی معاملاتی است که طبق آن سهام با سطح نسبی پایین اقلام تعهدی، خریداری و نگهداری و سهام با سطح نسبی بالای اقلام تعهدی فروخته می‌شود.

توانایی کسب بازده مازاد با به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی در پژوهش‌های متعددی گزارش شده است (اسلون[2]، ۱۹۹۶؛ باشی[3] و ریدی[4]، ۲۰۰۳؛ نوی مارکس[5]، ۲۰۱۳). وجود ناهنجاری اقلام تعهدی و امکان کسب بازده مازاد با به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی، انگیزهٔ مناسبی برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌کند تا از راهبرد یادشده استفاده کنند. اهمیت پژوهش حاضر از این نظر است که استفاده از راهبرد ذکرشده سبب تضعیف و درنهایت از بین رفتن ناهنجاری اقلام تعهدی (جاکوبز[6] و مولر[7]، ۲۰۱۷؛ گرین[8]، هند[9] و سولیمان[10]، ۲۰۱۱) و درنتیجه، افزایش کارآیی بازار می‌شود. از آنجا که سرمایه‌گذاران ناآگاه، منابع اطلاعاتی و پردازشی محدودتری دارند و به‌طور نظام‌مند در معاملات، پیرو هستند و معاملات آنها همبسته است، اعمال راهبرد اقلام تعهدی بین سرمایه‌گذاران خبره منطقی‌تر به نظر می‌رسد. در برخی پژوهش‌ها، به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی به‌وسیلهٔ سرمایه‌گذاران خبره تأیید شده است (هرشلیفر[11]، تئو[12] و یو[13]، ۲۰۱۱؛ فو[14]، ۲۰۱۸)؛ بنابراین، در اینجا این پرسش‌ها مطرح می‌شود: آیا سرمایه‌گذاران خبره در بورس اوراق بهادار تهران از ناهنجاری اقلام تعهدی به‌منزلهٔ راهبردی معاملاتی استفاده می‌کنند یا خیر؟ آیا آن بخش از سرمایه‌گذاران خبره که از راهبرد اقلام تعهدی استفاده می‌کنند، بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده

1. Fama

2. Sloan
3. Bushee
4. Ready
5. Novy-Marx
6. Jacobs
7. Muller
8. Green
9. Hand
10. Soliman
11. Hirshleifer
12. Teoh
13. Yu
14. Fu

www.SID.ir

Archive of SID

براساس ریسک را کسب می‌کنند یا خیر؟ ذکر این نکته ضروری است که در داخل کشور، در زمینهٔ توانایی کسب بازده مازاد با به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی پژوهش‌هایی انجام شده است؛ اما در زمینهٔ بررسی استفادهٔ سرمایه‌گذاران خبره از ناهنجاری اقلام تعهدی و کسب بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک به‌وسیلهٔ سرمایه‌گذاران خبره پژوهشی یافت نشد. در ادامه مبانی نظری تشریح و فرضیه‌ها و روش پژوهش مطرح می‌شوند. درنهایت نیز یافته‌ها، نتایج و پیشنهادهای پژوهش ارائه و تفسیر خواهند شد.

مبانی نظری

بازار کارا بازاری تعریف می‌شود که در آن قیمت‌ها همیشه به‌طور کامل اطلاعات موجود را منعکس می‌کند. هنگامی که قیمت‌های جاری اوراق بهادار به‌طور کامل همهٔ اطلاعات گذشته را منعکس کند، سطح ضعیف کارآیی وجود دارد. در این شرایط، پیش‌بینی بازده آینده از روی بازده و اطلاعات گذشتهٔ سهام ممکن نیست؛ بنابراین، تخمین قیمت‌های آیندهٔ سهام به‌وسیلهٔ الگوی قیمت‌های گذشته محال است. آزمون تجربی شکل ضعیف کارآیی، آزمون قابلیت پیش‌بینی بازده است. در این آزمون چنانچه بتوان به‌وسیلهٔ متغیر یا متغیرهایی بازده آیندهٔ سهام را پیش‌بینی کرد، وجود سطح ضعیف کارآیی رد می‌شود (سویل[1]، ۲۰۱۲). ازجمله آزمون‌های قابلیت پیش‌بینی بازده، پژوهش‌های مرتبط با اثر ماه ژانویه (کیم[2]، ۱۹۸۳)، اثر روز دوشنبه (فرنچ[3]، ۱۹۸۰) و رابطهٔ ویژگی‌های شرکت (مثل اندازه، اهرم و ...) و بازده (بنز[4]، ۱۹۸۱) است. در صورت کارآیی بازار و وجودنداشتن ناهنجاری، اصولاً به تجزیه و تحلیل اوراق بهادار نیازی نیست؛ زیرا قیمت‌های سهام، بیان‌کنندهٔ ارزش ذاتی آنهاست و سرمایه‌گذاران به‌راحتی قادر به تصمیم‌گیری‌اند؛ ولی چنانچه بازار کارا نباشد یا ناهنجاری وجود داشته باشد، می‌توان ازطریق تجزیه و تحلیل اوراق بهادار و انتخاب راهبرد سرمایه‌گذاری مطلوب، به بازده‌های غیرعادی دست یافت (فاما، ۱۹۷۰).

از کارکردهای هر نظریه تبیین پدیده‌هاست. اگر یک نظریهٔ خاص، حاکم و غالب باشد، باید بتواند پدیده‌های پیرامونی و مرتبط را توضیح دهد و توجیه کند. اگر نظریهٔ مذکور نتواند پدیده‌ای را تبیین کند، به آن پدیده ناهنجاری آن نظریه گفته می‌شود. با فرض وجود نظریهٔ بازارهای کارا، اگر امکان پیش‌بینی بازده آیندهٔ سهام با متغیر و عاملی وجود داشته باشد، آن متغیر و عامل، ناهنجاری نظریهٔ بازارهای کاراست. یکی از این ناهنجاری‌ها که در ادبیات مالی توجه زیادی به آن شده است، ناهنجاری اقلام تعهدی است (گادفری[5]، هادسون[6] و هولمز[7]، ۲۰۰۳).

ناهنجاری اقلام تعهدی از قوی‌ترین و برجسته‌ترین ناهنجاری‌های قیمت‌گذاری دارایی‌هاست. ادبیات حسابداری و مالی شواهد گسترده‌ای از وجود رابطهٔ منفی جزء تعهدی سود سال جاری با بازده آتی سهام فراهم می‌کند. این ناهنجاری سبب می‌شود هنگامی که جزء تعهدی سود زیاد است، ثبات سود سال جاری کم می‌شود که این امر سبب می‌شود سود آتی کمتر از میزان موردانتظار محقق شود و سرمایه‌گذاران عکس‌العمل منفی به اعلان سود نشان دهند؛ بنابراین، بازار سطح بالای اقلام تعهدی را قیمت‌گذاری بیش از اندازه و سطح پایین اقلام تعهدی را قیمت‌گذاری کمتر

1. Sewell
2. Keim
3. French
4. Banz
5. Godfrey
6. Hodgson
7. Holmes

www.SID.ir

Archive of SID

از انـدازه مـی‌کنـد. از دلایـل وجـود ناهنجـاری اقـلام تعهدی عبارت‌اند از: پایدارپنداری [جزء تعهـدی] سـود به‌وسیلهٔ سرمایه‌گذاران ناآگاه (اسلون، ۱۹۹۶؛ شهریاری و سـلیم، ۲۰۱۴)، رشـد شـرکت (فرفیلـد[1]، ویسـنت[2]، و یـان[3]، ۲۰۰۳)، ریسـک (خـان[4]، ۲۰۰۸) و مداخلهٔ سـود عملیاتی نقدی در رابطهٔ بین جزء تعهدی سـود بـا بـازده سال آتی سهام (بال[5]، گراکوس[6]، لیننما[7] و نیکولـوف[8]، ۲۰۱۶).

ناهنجاری اقلام تعهدی فرصـت ارائـهٔ راهبـرد اقـلام تعهـدی را در خریـد و فـروش سـهام فـراهم مـی‌کنـد. راهبرد اقلام تعهدی، راهبردی معاملاتی است کـه طبـق آن سهام با سطح نسبی پایین اقلام تعهدی، خریـداری و نگهداری و سـهام بـا سـطح نسـبی بـالایِ اقـلام تعهـدی فروخته می‌شـود. ایـن راهبـرد مسـتلزم فـروش سـهام بـا سطح بالای اقلام تعهدی است؛ زیرا قیمت‌گذاری بـیش از حد شده است. به همین ترتیب راهبـرد اقـلام تعهـدی مستلزم خرید سهام با سطح پـایین اقـلام تعهـدی اسـت؛ زیرا قیمـت‌گـذاری کمتـر از واقـع شـده اسـت. در ایـن راهبرد اعتقـاد بـر ایـن اسـت کـه پـس از بـیش‌واکـنش قی‌متی ناشی از سطح بالای اقلام تعهـدی، قیمـت سـهام در آینده کاهش می‌یابد. به‌علاوه طبق این راهبرد انتظار می‌رود پس از واکـنش کمتـر از انـدازهٔ ناشـی از سـطح پایین اقلام تعهدی، قیمت سهام در آینده افـزایش یابـد؛ بنـابراین، در صـورت تحقـق چنـین پدیـده‌ای فرصـت تحصـیل بـازده مـازاد فـراهم مـی‌شـود (لـو[9] و نسـیم[10]، ۲۰۰۶). شواهد برخی پژوهش‌ها نشـان مـی‌دهـد در پـی افزایش استفادهٔ شرکت‌های سرمایه‌گذاری از ناهنجاری اقلام تعهدی در معـاملات، قابلیـت پـیش‌بینـی بـازده بـا استفاده از اقلام تعهدی کـاهش مـی‌یابـد و درنتیجـه، بـا گذشت زمان ناهنجاری اقلام تعهدی تضعیف مـی‌شـود (جـاکوبز و مـولر، ۲۰۱۷؛ گـرین و همکـاران، ۲۰۱۱). نتایج پژوهش‌های دیگـر نشـان مـی‌دهـد پـس از انتشـار مقـالاتی دربـارهٔ ناهنجـاری‌هـای بـازار، معـاملات سرمایه‌گذاران بـر مبنـای ناهنجـاری‌هـای بـازار افـزایش مـی‌یابـد (کـالازو[11]، مونتـا[12] و توپـالوقلو[13]، ۲۰۱۸؛ مکلین[14] و پانتیف[15]، ۲۰۱۶). نتایج پژوهش‌هایی از ایـن دسـت، نشـان‌دهنـدهٔ اسـتفادهٔ عمـوم سـرمایه‌گـذاران از راهبرد اقـلام تعهـدی در معـاملات اسـت. نتـایج برخـی دیگر از پژوهش‌ها نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران خبره از راهبرد اقلام تعهدی استاده مـی‌کننـد. فـو (۲۰۱۸) نقـش صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را بر قیمت‌گذاری اقلام تعهدی در بازار اوراق بهادار چین بررسـی کـرد و با انتخاب نمونه‌ای بین سال‌هـای ۲۰۰۳ تـا ۲۰۱۱، چنـین نتیجه گرفت که قیمت‌گـذاری اشـتباه اقـلام تعهـدی در شـرکت‌هـایی متمرکـز اسـت کـه بیشـتر شـرکت‌هـای سرمایه‌گذاری مشترک آنهـا را خریـداری و نگهـداری می‌کننـد؛ بـه عبـارت دیگـر، سـهامی کـه شـرکت‌هـای سرمایه‌گذاری مشترک خریداری و نگهداری می‌کنند، بیشـترین سـطح قیمـت‌گـذاری اقـلام تعهـدی را دارد. هرشـلیفر و همکـاران (۲۰۱۱) اسـتفادهٔ فروشـندگان استقراضی از راهبـرد اقـلام تعهـدی را بررسـی کردنـد. آنها با بررسی نمونه‌ای از شرکت‌ها بین سال‌هـای ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۹ نشان دادند فروشندگان استقراضی از ناهنجاری اقلام تعهدی با فروش سهام با سطح بالای اقلام تعهـدی

1. Fairfield
2. Whisenant
3. Yohn
4. Khan
5. Ball
6. Gerakos
7. Linnainma
8. Nikolaev
9. Lev
10. Nissim
11. Calluzzo
12. Moneta
13. Topaloglu
14. McLean
15. Pontiff

www.SID.ir

Archive of SID

استفاده می‌کنند. در مقابل نتایج برخی پژوهش‌ها بیان می‌کند که سرمایه‌گذاران خبره از راهبرد اقلام تعهدی استفاده نمی‌کنند (کیم[1]، لی[2]، لی و سانوو[3]، ۲۰۱۷). راهبرد اقلام تعهدی برحسب هم‌مقیاس‌کننده، به دو نوع سنتی و نسبی تقسیم می‌شود. در راهبرد اقلام تعهدی سنتی، از ارزش دفتری جمع دارایی‌های شرکت‌های سرمایه‌پذیر و در راهبرد اقلام تعهدی نسبی، از قدر مطلق سود خالص یا قدر مطلق سود عملیاتی به‌منزلهٔ هم‌مقیاس‌کنندهٔ اقلام تعهدی شرکت‌های سرمایه‌پذیر استفاده می‌شود. حامیان اقلام تعهدی نسبی با تمرکز بر ایدهٔ اولیهٔ اسلون (۱۹۹۶) مبنی بر اینکه سرمایه‌گذاران سود را پایدار می‌پندارند، از سود به‌منزلهٔ هم‌مقیاس‌کنندهٔ اقلام تعهدی استفاده می‌کنند. آنها معتقدند هنگام استفاده از اقلام تعهدی نسبی، ناهنجاری اقلام تعهدی، بیشتر ظهور و بروز می‌یابد (حفظ‌الله[4]، لاندهولم[5] و وان‌وینکل[6]، ۲۰۱۱). نتایج مطالعه‌ای نشان داد استفاده از راهبرد اقلام تعهدی نسبی سبب کسب بازده اضافه در مقایسه با راهبرد اقلام تعهدی سنتی می‌شود (کردستانی و شاهسوند، ۲۰۱۳). پژوهش‌های متعددی بر وجود ناهنجاری اقلام تعهدی (کرمی و مرشدزاده‌بافقی، ۲۰۱۵؛ هاشمی و همکاران، ۲۰۱۳؛ مشایخی و همکاران، ۲۰۱۰) و توان پیش‌بینی بازده و سود آتی به‌وسیلهٔ اقلام تعهدی (فروغی و رهروی‌دستجردی، ۲۰۱۶) در بازار سرمایهٔ ایران تأکید کرده‌اند. از آنجا که سرمایه‌گذاران ناآگاه منابع اطلاعاتی و پردازشی محدودتری دارند و به‌طور نظام‌مند در معاملات، پیرو هستند و معاملاتشان همبسته است، اعمال راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی بین سرمایه‌گذاران خبره منطقی‌تر به نظر می‌رسد. مطابق توضیحات ارائه‌شده، فرضیه‌های اول و دوم به شرح زیر مطرح می‌شوند:

فرضیهٔ اول: سرمایه‌گذاران خبره از راهبرد اقلام تعهدی سنتی استفاده می‌کنند.

فرضیهٔ دوم: سرمایه‌گذاران خبره از راهبرد اقلام تعهدی نسبی استفاده می‌کنند.

اسلون (۱۹۹۶) نشان داد اقلام تعهدی بعد از کنترل عوامل اندازه، بتا و سایر ویژگی‌ها، قدرت پیش‌بینی‌کنندگی قوی برای بازده سهام دارد. نتیجهٔ پژوهش او این بود که بازار در قیمت‌گذاری شرکت دچار خطا می‌شود؛ به این ترتیب که وزن بیشتر از واقع به جزء تعهدی سود و وزن کمتر از واقع به جزء نقدی سود می‌دهد؛ به عبارت دیگر، بازار در پیش‌بینی پایداری نسبی دو جزء تعهدی و نقدی سود دچار شکست می‌شود. به این ترتیب که پیش‌بینی می‌کند شرکت‌های با اقلام تعهدی بالاتر (پایین‌تر)، سود بالاتر (پایین‌تر) در سال بعد دارند؛ اما یافته‌های پژوهش اسلون (۱۹۹۶) نشان داد سبد شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا، بازده‌های پایینی در سال بعد کسب کرده‌اند؛ یعنی اطلاعات سود در قیمت‌های سهام به‌درستی منعکس نشده است. او نشان داد با در پیش گرفتن راهبرد اقلام تعهدی می‌توان ۱۰/۴ درصد بازده غیرعادی سالانه کسب کرد. کسب بازده غیرعادی از اعمال راهبرد اقلام تعهدی در سایر پژوهش‌ها نیز نتیجه‌گیری شده است (باشی و ریدی، ۲۰۰۳؛ نوی مارکس، ۲۰۱۳). نتایج مطالعهٔ علی[7]، چن[8]، یایو[9] و یو (۲۰۰۸) نشان داد بخشی از صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، از راهبرد اقلام تعهدی استفاده و در مقایسه با سایر صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، بازده مازاد

1. Kim
2. Lee
3. Sunwoo
4. Hafzalla
5. Lundholm
6. Van Winkle
7. Ali
8. Chen
9. Yao

www.SID.ir

Archive of SID

کسب می‌کنند. در داخل کشور امکان کسب بازده غیرعادی با استفاده از راهبرد معاملاتی معکوس (مهرانی و نونهال‌نهر، ۲۰۰۸؛ سعیدی و باقری، ۲۰۱۱؛ بدری و اسکینی، ۲۰۱۲) و کسب بازده مازاد با استفادهٔ همزمان از ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری مخارج سرمایه‌ای (مشایخی و همکاران، ۲۰۱۰) تأیید شده است. نتایج مطالعهٔ کیم و همکاران (۲۰۱۷) نشان داد شرکت‌های سرمایه‌گذاری استفاده‌کننده از راهبرد اقلام تعهدی، بازده غیرعادی کسب نمی‌کنند. مطابق توضیحات ارائه‌شده، فرضیه‌های سوم و چهارم به شرح زیر مطرح می‌شوند:

فرضیهٔ سوم: شرکت‌های سرمایه‌گذاری با بیشترین میزان استفاده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی در مقایسه با شرکت‌های خنثی نسبت به این راهبرد، به‌صورت معناداری بازده مازاد بیشتری کسب می‌کنند.

فرضیهٔ چهارم: شرکت‌های سرمایه‌گذاری با بیشترین میزان استفاده از راهبرد اقلام تعهدی نسبی در مقایسه با شرکت‌های خنثی نسبت به این راهبرد، به‌صورت معناداری بازده مازاد بیشتری کسب می‌کنند.

از آنجا که تفاوت در بازده شرکت‌های سرمایه‌گذاری ممکن است ناشی از تفاوت در میزان ریسک پذیرفته‌شدهٔ آنها باشد، فرضیه‌های پنجم و ششم مطرح می‌شوند:

فرضیهٔ پنجم: شرکت‌های سرمایه‌گذاری با بیشترین میزان استفاده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی در مقایسه با شرکت‌های خنثی نسبت به این راهبرد، به‌صورت معناداری، بازده تعدیل‌شده براساس ریسک بیشتری را کسب می‌کنند.

فرضیهٔ ششم: شرکت‌های سرمایه‌گذاری با بیشترین میزان استفاده از راهبرد اقلام تعهدی نسبی در مقایسه با شرکت‌های خنثی نسبت به این راهبرد، به‌صورت معناداری، بازده تعدیل‌شده براساس ریسک بیشتری را کسب می‌کنند.

روش پژوهش

برای محاسبهٔ برخی متغیرها از روش تجزیه و تحلیل رگرسیون و برای آزمون فرضیه‌ها، از آزمون t استفاده می‌شود. شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ، نمایندهٔ سرمایه‌گذاران خبره در نظر گرفته می‌شوند؛ زیرا تنها این شرکت‌ها به موجب بند ۹ از مادهٔ ۷ دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت‌شده نزد سازمان، الزام به افشای سبد سرمایه‌گذاری خود دارند. برای جمع‌آوری داده‌های موردنیاز، روش اسنادکاوی به کار گرفته شد. بدین منظور از صورت‌های مالی شرکت‌ها، سایت بورس اوراق بهادار و نرم‌افزار ره‌آورد نوین و برای آماده‌سازی و تحلیل داده‌ها، از نرم‌افزار صفحهٔ گستردهٔ مایکروسافت اکسل و نرم‌افزار ایویوز استفاده شد.

نمونهٔ آماری دربارهٔ شرکت‌های مطالعه‌شده، شامل همهٔ شرکت‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازهٔ زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ است که قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و تا سال ۱۳۹۷ در بورس اوراق بهادار حضور داشته باشند؛ بیش از ۶ ماه وقفهٔ معاملاتی نداشته باشند و سبد خود را افشا کنند. با توجه به ویژگی‌های یادشده، تعداد ۳۳ شرکت سرمایه‌گذاری انتخاب شدند. از بین شرکت‌های سرمایه‌پذیر، شرکت‌هایی انتخاب شدند که بیش از ۶ ماه وقفهٔ معاملاتی نداشته باشند، سال مالی خود را در قلمرو پژوهش تغییر نداده باشند و صورت‌های مالی

www.SID.ir

Archive of SID

آنها در دسترس باشد. با توجه به این ویژگی‌ها، تعداد ۳۸۴ شرکت سرمایه‌پذیر انتخاب شدند.

مطابق پژوهش‌های کیم و همکاران (۲۰۱۷) و علی و همکاران (۲۰۰۸) برای آزمون فرضیهٔ اول و دوم و اندازه‌گیری میزان معامله براساس ناهنجاری اقلام تعهدی، برای هر شرکت سرمایه‌گذاری در هر دورهٔ سه‌ماهه، سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی محاسبه شده است. این سنجه، میانگین موزون رتبه‌های دهکی اقلام تعهدی تک‌تک سهام‌هایی است که یک شرکت سرمایه‌گذاری نگهداری می‌کند. در پژوهش‌های کیم و همکاران (۲۰۱۷) و علی و همکاران (۲۰۰۸)، سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدیِ هر صندوق سرمایه‌گذاری مشترک برای هر سال محاسبه شده است. برای آزمون این دو فرضیه از آزمون t به شکل سری زمانی استفاده می‌شود و تعداد شرکت‌های سرمایه‌گذاری دارای عمر و سابقهٔ مناسب، کافی نیست؛ بنابراین، در اینجا سنجهٔ ذکرشده در هر دورهٔ سه‌ماهه با استفاده از صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای محاسبه شده است.

برای محاسبهٔ سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدیِ یک شرکت سرمایه‌گذاری، ابتدا همهٔ سهام موجود در نمونه براساس سطح اقلام تعهدی همگن‌شده به‌وسیلهٔ ارزش دفتری دارایی‌ها (فرضیهٔ اول) در پایان سال t-1، پایان خرداد، شهریور و آذر سال t به ده دهک تقسیم می‌شود. برای آزمون فرضیهٔ دوم، از قدر مطلق سود عملیاتی، به‌منزلهٔ هم‌مقیاس‌کنندهٔ اقلام تعهدی استفاده می‌شود. اطلاعات موردنیاز برای این کار از صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای استخراج می‌شود. دهک اول نشان‌دهندهٔ پایین‌ترین سطح اقلام تعهدی است. شرکتی که در دهک اول قرار می‌گیرد، رتبهٔ یک و شرکتی که در دهک دهم قرار می‌گیرد، رتبهٔ ده را به خود اختصاص می‌دهد. مطابق رابطهٔ (۱)، سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی یک شرکت سرمایه‌گذاری در دورهٔ سه‌ماهه عبارت است از میانگین موزون رتبه‌های دهکی اقلام تعهدی سهام‌هایی که به ترتیب در پایان اردیبهشت، مرداد، آبان و بهمن‌ماه سال t نگهداری می‌کند.

$$AIM_{i,tk} = \sum_{j=1}^{N} W_{i,j,tk} * AccRank_{j,tk} \qquad (۱)$$

در رابطهٔ (۱)، $AIM_{i,tk}$ سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی شرکت سرمایه‌گذاری i در سه‌ماههٔ k ام سال t، $AccRank_{j,tk}$ رتبهٔ دهکی اقلام تعهدی سهم j در سه‌ماههٔ k ام سال t، N تعداد انواع سهام نگهداری‌شده به‌وسیلهٔ شرکت سرمایه‌گذاری i دو ماه پس از پایان سه‌ماههٔ k ام سال t و $W_{i,j,tk}$ درصد سهام j در سبد سهام شرکت سرمایه‌گذاری i دو ماه پس از پایان سه‌ماههٔ k ام سال t براساس ارزش بازار است که از رابطهٔ (۲) محاسبه می‌شود:

$$W_{i,j,tk} = (n_{i,j,tk} * p_{j,tk}) / \sum (n_{i,j,tk} * p_{j,tk}) \qquad (۲)$$

که در رابطهٔ (۲)، $n_{i,j,t}$ تعداد سهام j که شرکت سرمایه‌گذاری i دو ماه پس از پایان سه‌ماههٔ k ام سال t، نگهداری می‌کند و $p_{j,tk}$ قیمت بازار سهام j دو ماه پس از پایان سه‌ماههٔ k ام سال t است. اقلام تعهدی که رتبه‌بندی براساس آنها انجام می‌شود از رابطهٔ (۳) محاسبه می‌شود:

$$ACC = OI - CFO \qquad (۳)$$

که در رابطهٔ (۳)، ACC اقلام تعهدی، OI سود عملیاتی و CFO وجه نقد عملیاتی است. اطلاعات سود عملیاتی و وجه نقد عملیاتی از صورت‌های مالی استخراج شده است. مطابق با پژوهش‌های انجام‌شده در این حوزه، محاسبهٔ سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی برای شرکت‌های سرمایه‌گذاری با تأخیر زمانی نسبت به تاریخ رتبه‌بندی شرکت‌های سرمایه‌پذیر انجام می‌شود

www.SID.ir

Archive of SID

(علی و همکاران، ۲۰۰۸؛ کیم و همکاران، ۲۰۱۷؛ نالاردی[1] و اگنوا[2]، ۲۰۱۷).

اندازهٔ کم سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی نشان می‌دهد شرکت سرمایه‌گذاری، سهام‌هایی با اقلام تعهدی پایین نگهداری می‌کند. اگر میانگین سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی شرکت‌های سرمایه‌گذاری از سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدیِ سبد تصادفی (عدد ۵/۵) به‌صورت معناداری کوچک‌تر باشد، می‌توان نتیجه گرفت شرکت‌های سرمایه‌گذاری از راهبرد اقلام تعهدی استفاده می‌کنند. دلیل انتخاب عدد ۵/۵ این است که شرکت‌های سرمایه‌گذاری می‌توانند سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی بین ۱ تا ۱۰ داشته باشند که میانگین حسابی این اعداد، ۵/۵ می‌شود. برای آزمون این فرضیه از آزمون t استفاده می‌شود.

برای آزمون فرضیه‌های سوم تا ششم، مطابق پژوهش‌های کیم و همکاران (۲۰۱۷) و علی و همکاران (۲۰۰۸)، ابتدا در هر دورهٔ سه‌ماهه، شرکت‌ها براساس اقلام تعهدی سنتی (فرضیه‌های سوم و پنجم) و اقلام تعهدی نسبی (فرضیه‌های چهارم و ششم) رتبه‌بندی و برای هر یک از شرکت‌های سرمایه‌گذاری، سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی محاسبه می‌شود؛ سپس در هر دورهٔ سه‌ماهه، شرکت‌های سرمایه‌گذاری براساس سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی به پنج طبقه تقسیم می‌شوند. پنجک اول نشان‌دهندهٔ شرکت‌های سرمایه‌گذاری با پایین‌ترین سطح سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی و پنجک پنجم نشان‌دهندهٔ شرکت‌های سرمایه‌گذاری با بالاترین سطح سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی است. به‌علاوه طبقهٔ دیگری از شرکت‌های سرمایه‌گذاری تشکیل می‌شود که بیشترین نزدیکی سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی به عدد ۵/۵ را دارند. شرکت‌های سرمایه‌گذاری موجود در این طبقه که در هر دورهٔ سه‌ماهه ۲۰ درصد شرکت‌های سرمایه‌گذاری موجود را تشکیل می‌دهند، نسبت به راهبرد اقلام تعهدی، خنثی و بی‌توجه‌اند. در این پژوهش، این شرکت‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری خنثی نامیده می‌شوند؛ سپس میانگین حسابی بازده شرکت‌های سرمایه‌گذاری موجود در هر طبقه محاسبه می‌شود؛ به‌طوری که برای فرضیهٔ سوم و چهارم از بازده مازاد، برای فرضیهٔ پنجم و ششم از بازده تعدیل‌شده براساس ریسک الگوی CAPM[3] و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ استفاده می‌شود. میانگین بازده مازاد شرکت‌های سرمایه‌گذاری موجود در هر طبقه برای دوره‌های سه‌ماهه و با یک ماه تأخیر نسبت به تاریخ رتبه‌بندی شرکت‌ها براساس اقلام تعهدی محاسبه می‌شود. برای مثال در ابتدای سال t، همهٔ شرکت‌ها براساس اقلام تعهدی رتبه‌بندی می‌شوند. در پایان اردیبهشت‌ماه سال t، محاسبهٔ سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی شرکت‌های سرمایه‌گذاری انجام می‌شود. بازده مازاد سه‌ماههٔ شرکت‌های سرمایه‌گذاری نیز در فاصلهٔ بین پایان فروردین تا پایان تیرماه سال t محاسبه می‌شود؛ بنابراین، تا این مرحله در هر دورهٔ سه‌ماهه، برای هر پنجک، میانگین نرخ بازده وجود دارد. در این مرحله می‌توان سبد مصون‌سازی را تشکیل داد. سبد مصون‌سازی به معنای برخورداری از بازده پنجک اول و از دست دادن بازده پنجک خنثی است؛ بنابراین، در هر دورهٔ سه‌ماهه، میانگین بازده پنجک خنثی از میانگین بازده پنجک اول کسر می‌شود. برای بررسی اینکه آیا با راهبرد اقلام تعهدی سنتی (نسبی) می‌توان بازده مازاد کسب کرد یا نه، باید

1. Nallareddy
2. Ogneva
3. Capital asset pricing model

www.SID.ir

Archive of SID

سری زمانی میانگین سه‌ماهه بازده مازاد سبد مصون‌سازی را بررسی کرد. در صورتی که این میانگین به‌صورت معناداری از صفر بزرگ‌تر باشد، به معنای کسب بازده غیرعادی از اعمال راهبرد اقلام تعهدی است. برای آزمون این فرضیه‌ها، از آزمون t استفاده می‌شود.

مطابق پژوهش نالاردی و اوگنوا (۲۰۱۷) بازده مازاد ازطریق مازاد بازده سه‌ماههٔ شرکت سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بازده بدون ریسک سه‌ماهه محاسبه می‌شود. برای محاسبهٔ نرخ بازده بدون ریسک یک دورهٔ سه‌ماهه در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳، از متوسط نرخ سپرده‌های بانکی پنج‌ساله منتشرشده ازطرف بانک مرکزی و برای سال های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷، از میانگین سادهٔ نرخ بازده اسناد خزانهٔ اسلامی موجود در آن دوره استفاده شد. بازده سه‌ماهه به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$R_{i,t} = \frac{(P_{i,t} - P_{i,t-1}) + D_{i,t} + (P_{i,t} - 1000)X + P_{i,t}Y}{P_{i,t-1}} \quad (۴)$$

که در این رابطه، $R_{i,t}$ بازده شرکت سرمایه‌گذاری i در دورهٔ سه‌ماههٔ t، $P_{i,t}$ قیمت هر سهم شرکت سرمایه‌گذاری i در انتهای دورهٔ سه‌ماههٔ t، $P_{i,t-1}$ قیمت هر سهم شرکت سرمایه‌گذاری i در ابتدای دورهٔ سه‌ماههٔ t، $D_{i,t}$ سود نقدی مصوب طی دورهٔ سه‌ماههٔ t، X نسبت افزایش سرمایه از محل آوردهٔ نقدی و مطالبات و Y نسبت افزایش سرمایه از محل سود انباشته و اندوخته‌هاست.

برای محاسبهٔ بازده تعدیل‌شده براساس ریسک، از روابط رگرسیونی (۵) و (۶) به شکل سری زمانی برای هر شرکت سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود.

$$ER_{i,t} = \alpha_i + \beta_{MKT}\, MKTRF_t + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

$$ER_{i,t} = \alpha_i + \beta_{MKT}\, MKTRF_t + \beta_{SMB}\, SMB_t + \beta_{HML}\, HML_t + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

که در این روابط، $ER_{i,t}$ مازاد بازده شرکت سرمایه‌گذاری i نسبت به نرخ بازده بدون ریسک در دورهٔ سه‌ماههٔ t، $MKTRF_t$ مازاد بازده بازار بر نرخ بازده بدون ریسک در دورهٔ سه‌ماههٔ t، SMB_t بازده شرکت‌های کوچک منهای بازده شرکت‌های بزرگ در ابتدای دورهٔ سه‌ماههٔ t و HML_t بازده شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا منهای بازده شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین در ابتدای دورهٔ سه‌ماههٔ t است[۱]. برای محاسبهٔ بازده تعدیل‌شده براساس ریسک الگوی CAPM و الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ، ابتدا روابط رگرسیونی (۵) و (۶) برای هر شرکت سرمایه‌گذاری طی ۱۲ دورهٔ سه‌ماههٔ گذشته برازش می‌شود؛ سپس مطابق پژوهش‌های انجام‌شده در این حوزه (علی و همکاران، ۲۰۰۸؛ کیم و همکاران، ۲۰۱۷؛ نالاردی و اگنوا، ۲۰۱۷)، بازده تعدیل‌شده براساس ریسک الگوی CAPM و الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ، بر مبنای حاصل جمع عرض از مبدأ (α) و باقی‌ماندهٔ (ε) الگوی برازش‌شده محاسبه می‌شود.

یافته‌ها

در جدول (۱) آمار توصیفی داده‌های پژوهش ارائه شده است. در بخش الف، تقسیم‌بندی شرکت - سال‌های سرمایه‌گذاری براساس اقلام تعهدی سنتی و در بخش ب، تقسیم‌بندی براساس اقلام تعهدی نسبی انجام شده است. تعداد کل مشاهدات، ۹۵۰ است که براساس شاخص سنجهٔ اقلام تعهدی (AIM) به ۵ پنجک ۱۹۰ مشاهده‌ای تقسیم شده‌اند. پنجک اول، کم‌ترین و پنجک پنجم، بیشترین سطح سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی یا سرمایه‌گذاری براساس

۱. برای تقسیم‌بندی شرکت‌ها ازلحاظ اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، از آخرین صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای استفاده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

ناهنجاری اقلام تعهدی را دارند. به‌علاوه پنجک خنثی شامل ۱۹۰ مشاهده‌ای است که بیشترین نزدیکی سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی را به عدد ۵/۵ دارند. میانگین سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی همهٔ مشاهدات در بخش الف جدول (۱)، ۵/۸۳ و در بخش ب، ۵/۷۸ است که این با فرضیه‌های اول و دوم مغایر است؛ زیرا از ۵/۵ بزرگ‌تر است. در عین حال کمترین سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی متعلق به پنجک اول و بیشترین سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی متعلق به پنجک پنجم است. یادآوری می‌شود طبق فرضیه‌های اول و دوم، میانگین سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی باید از سبد تصادفی (عدد ۵/۵) کمتر باشد. سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی شرکت‌های خنثی، در بخش الف ۵/۵۲ و در بخش ب، ۵/۵۸ است که مطابق انتظار به عدد ۵/۵ نزدیک‌اند. میانگین بازده سه‌ماههٔ همهٔ مشاهدات ۶/۷۷ درصد است. در بخش الف جدول، بیشترین میانگین بازده متعلق به پنجک اول و کمترین بازده متعلق به پنجک خنثی است که این کاملاً در حمایت از فرضیه‌های سوم تا ششم است.

جدول (۱) توصیف آماری شرکت‌های سرمایه‌گذاری

بخش (الف) براساس اقلام تعهدی سنتی

پنجک شرکت‌های سرمایه‌گذاری	تعداد مشاهده	میانگین AIM	میانگین بازده سه‌ماهه (درصد)	میانگین اندازه (میلیارد ریال)	میانگین ارزش دفتری به ارزش بازار (درصد)	میانگین تعداد شرکت سرمایه‌پذیر
پنجک ۱	۱۹۰	۳/۸۹	۸/۴۱	۱۲۰۲۶	۹۶	۲۹
پنجک ۲	۱۹۰	۵/۳۵	۶	۱۳۰۹۷	۱۰۳	۲۴
پنجک ۳	۱۹۰	۵/۸۷	۶/۱۴	۱۰۱۳۳	۱۰۲	۲۶
پنجک ۴	۱۹۰	۶/۳۸	۷/۳۹	۱۲۷۰۱	۱۰۴	۳۲
پنجک ۵	۱۹۰	۷/۶۸	۶/۱۷	۱۵۰۸۰	۱۰۰	۳۰
کل شرکت‌ها	۹۵۰	۵/۸۳	۶/۷۷	۱۲۴۰۸	۱۰۱	۲۸
شرکت‌های خنثی	۱۹۰	۵/۵۲	۵/۴۶	۱۲۳۹۸	۱۰۹	۲۶

بخش (ب) براساس اقلام تعهدی نسبی

پنجک شرکت‌های سرمایه‌گذاری	تعداد مشاهده	میانگین AIM	میانگین بازده سه‌ماهه (درصد)	میانگین اندازه (میلیارد ریال)	میانگین ارزش دفتری به ارزش بازار (درصد)	میانگین تعداد شرکت سرمایه‌پذیر
پنجک ۱	۱۹۰	۳/۲۹	۸/۱۷	۱۰۸۴۷	۹۹	۳۲
پنجک ۲	۱۹۰	۵/۱۶	۶/۰۱	۱۱۲۶۵	۱۰۵	۲۳
پنجک ۳	۱۹۰	۵/۹۲	۶/۶۷	۱۴۱۱۸	۱۰۲	۲۶
پنجک ۴	۱۹۰	۶/۶۲	۷/۰۹	۱۰۸۹۷	۱۰۲	۳۰
پنجک ۵	۱۹۰	۷/۸۴	۵/۲۱	۱۴۶۰۴	۹۸	۳۰
کل شرکت‌ها	۹۵۰	۵/۷۸	۶/۷۷	۱۲۴۰۸	۱۰۱	۲۸
شرکت‌های خنثی	۱۹۰	۵/۵۸	۵/۴۵	۱۱۸۵۸	۱۰۳	۲۶

www.SID.ir

Archive of SID

در بخش ب جدول (۱) نیز بیشترین میانگین بازده به پنجک اول مربوط است؛ اما کمترین بازده به پنجک پنجم متعلق است. بازده مشاهدات خنثی نیز نسبت به میانگین بازده همهٔ مشاهدات و مشاهدات پنجک اول، عددی کوچک‌تر است. در ستون پنجم، میانگین ارزش دفتری جمع دارایی‌های شرکت‌های سرمایه‌گذاری ارائه شده است. در بخش الف جدول، بیشترین و کمترین اندازه مربوط به پنجک پنجم و سوم و در بخش ب، بیشترین و کمترین اندازه مربوط به پنجک پنجم و اول است. در ستون ششم، میانگین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت‌های سرمایه‌گذاری ارائه شده است. در بخش الف جدول، پنجک خنثی بیشترین و پنجک اول کمترین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را دارد. در بخش ب نیز، پنجک دوم و پنجم به ترتیب بیشترین و کمترین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را دارند. در ستون آخر، میانگین تعداد شرکت‌های سرمایه‌پذیر پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار ارائه شده است. در بخش الف جدول (۱)، بیشترین و کمترین تعداد شرکت‌های سرمایه‌پذیر به ترتیب مربوط به پنجک چهارم و دوم و در بخش ب، بیشترین و کمترین تعداد شرکت‌های سرمایه‌پذیر به ترتیب مربوط به پنجک اول و دوم است.

فرضیهٔ اول برای آزمون استفادهٔ شرکت‌های سرمایه‌گذاری از راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی سنتی مطرح شد. اگر میانگین سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی سنتی مشاهدات به‌طور معنادار از عدد ۵/۵ کمتر باشد، این فرضیه تأیید می‌شود. بدین منظور از آزمون t به شکل سری زمانی استفاده و نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است. براساس جدول (۲)، میانگین سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی سنتی به‌صورت معنادار از ۵/۵ بزرگ‌تر است؛ درنتیجه، فرضیهٔ اول رد می‌شود.

جدول (۲) نتایج آزمون فرضیهٔ اول

میانگین AIM سنتی	آمارهٔ t	سطح معناداری
۵/۸۳	۷/۳۲	۰/۰۰۰۰

فرضیهٔ دوم برای آزمون استفادهٔ شرکت‌های سرمایه‌گذاری از راهبرد اقلام تعهدی نسبی مطرح شد. اگر میانگین سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی نسبی مشاهدات به‌طور معنادار از عدد ۵/۵ کمتر باشد، این فرضیه تأیید می‌شود. بدین منظور از آزمون t به شکل سری زمانی استفاده و نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول (۳) نتایج آزمون فرضیهٔ دوم

میانگین AIM نسبی	آمارهٔ t	سطح معناداری
۵/۷۸	۵/۱۶	۰/۰۰۰۰

براساس جدول (۳)، میانگین سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی نسبی به‌صورت معناداری از ۵/۵ بزرگ‌تر است؛ درنتیجه، فرضیهٔ دوم رد می‌شود. نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم نشان می‌دهد شرکت‌های سرمایه‌گذاری در مقایسه با سبد تصادفی، در سبد سرمایه‌گذاری خود از شرکت‌های با اقلام تعهدی سنتی و نسبی کمتر (راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی) استفاده نمی‌کنند. این نتیجه از سه دلیل نشئت می‌گیرد: ممکن است ناهنجاری اقلام تعهدی وجود و درنتیجه امکان کسب بازده مازاد وجود نداشته باشد. دلیل احتمالی دیگر این است که راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی سودآوری و کارآیی لازم را نداشته باشد. درنهایت ممکن است سرمایه‌گذاران خبره مهارت کافی در استفاده از این راهبرد نداشته باشند. در فرضیه‌های سوم تا ششم این موضوع بیشتر تحلیل شده است.

در فرضیه‌های سوم تا ششم این موضوع بررسی می‌شود که آیا آن بخش از شرکت‌های سرمایه‌گذاری

www.SID.ir

Archive of SID

که از راهبرد اقلام تعهدی استفاده می‌کنند، بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک بیشتری در مقایسه با شرکت‌های سرمایه‌گذاری خنثی نسبت به این راهبرد کسب می‌کنند یا خیر؛ بنابراین، مشاهده‌های پنجک اول، به نمایندگی شرکت‌های سرمایه‌گذاری که از راهبرد اقلام تعهدی استفاده می‌کنند، انتخاب شد. جدول (۴) نشان می‌دهد میانگین سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی پنجک اول به‌صورت معناداری از ۵/۵ کوچک‌تر است؛ بنابراین، مشاهده‌های این پنجک از راهبرد اقلام تعهدی استفاده کرده‌اند. مشاهده‌های پنجک خنثی نیز به نمایندگی شرکت‌های سرمایه‌گذاری که از راهبرد اقلام تعهدی استفاده نمی‌کنند، انتخاب شد. به‌علاوه میانگین سنجهٔ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی پنجک خنثی، فاصلهٔ معناداری از ۵/۵ ندارد؛ بنابراین، مشاهده‌های این پنجک از راهبرد اقلام تعهدی استفاده نمی‌کنند و می‌توان پنجک اول را نمایندهٔ شرکت‌های استفاده‌کننده از راهبرد اقلام تعهدی و پنجک خنثی را نمایندهٔ شرکت‌های بی‌توجه به راهبرد یادشده دانست.

جدول (۴) استفاده از راهبرد اقلام تعهدی در برخی زیرنمونه‌ها

	براساس اقلام تعهدی سنتی			براساس اقلام تعهدی نسبی		
	میانگین AIM	آمارهٔ t	سطح معناداری	میانگین AIM	آمارهٔ t	سطح معناداری
پنجک ۱	۳/۸۹	−۱۹/۳۹	۰/۰۰۰۰	۳/۲۹	−۲۶/۵۷	۰/۰۰۰۰
پنجک خنثی	۵/۵۲	۱/۳۶	۰/۱۷۴۸	۵/۵۸	۱/۵۸	۰/۱۱۵۵

نتایج آزمون فرضیه‌های سوم تا ششم در جدول (۵) ارائه شده است. در این جدول میانگین بازده‌های هر پنجک و سطح معناداری مربوط به آن نشان داده شده است. برای آزمون فرضیه‌های یادشده باید بر سطر سبد مصون‌سازی تمرکز کرد. سبد مصون‌سازی بیان‌کنندهٔ تفاوت بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک بین پنجک اول و پنجک خنثی است. چنانچه میانگین بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک سبد مصون‌سازی به‌طور معناداری از صفر بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌های سوم تا ششم تأیید می‌شوند.

مطابق فرضیهٔ سوم شرکت‌های استفاده‌کننده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی، بازده مازاد بیشتری نسبت به شرکت‌های خنثی نسبت به این راهبرد کسب می‌کنند؛ بنابراین، مشاهده‌های پنجک اول، بازده مازاد بیشتری در مقایسه با مشاهده‌های پنجک خنثی کسب می‌کنند. میانگین بازده مازاد پنجک اول، ۳/۳۲ درصد و میانگین بازده مازاد پنجک خنثی، ۰/۳۷ درصد است. با اینکه میانگین بازده مازاد سه‌ماههٔ پنجک اول، ۲/۹۵ درصد بیشتر از میانگین بازده مازاد سه‌ماهه پنجک خنثی است، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست؛ بنابراین، فرضیهٔ سوم رد می‌شود.

طبق فرضیهٔ چهارم شرکت‌های استفاده‌کننده از راهبرد اقلام تعهدی نسبی، بازده مازاد بیشتری نسبت به شرکت‌های خنثی نسبت به این راهبرد کسب می‌کنند؛ بنابراین، مشاهده‌های پنجک اول، بازده مازاد بیشتری در مقایسه با مشاهده‌های پنجک خنثی کسب می‌کنند. میانگین بازده مازاد پنجک اول، ۳/۹ درصد و میانگین بازده مازاد پنجک خنثی، ۰/۷ درصد است؛ بنابراین، میانگین بازده مازاد سه‌ماههٔ پنجک اول، ۳/۲ درصد از میانگین بازده مازاد سه‌ماههٔ پنجک خنثی بیشتر است. با توجه به سطح معناداری ۰/۰۴۰۲، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد معنادار است؛

www.SID.ir

Archive of SID

بنابراین، فرضیهٔ چهارم رد نمی‌شود. در تحلیل نتایج فرضیه‌های سوم و چهارم باید گفت دلیل سودآورنبودن یک راهبرد در وجودنداشتن ناهنجاری بازار، کارآیی ضعیف آن راهبرد و مهارت‌نداشتن کافی سرمایه‌گذار در اعمال آن راهبرد است. نتایج آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم نشان می‌دهد سودآورنبودن راهبرد اقلام تعهدی سنتی به وجودنداشتن ناهنجاری اقلام تعهدی یا وجودنداشتن مهارت کافی سرمایه‌گذار ربطی ندارد؛ بلکه سودآورنبودن راهبرد اقلام تعهدی سنتی را باید در کارآیی ضعیف راهبرد اقلام تعهدی سنتی جستجو کرد؛ زیرا براساس نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ چهارم در شرایط مشابه بازار و سرمایه‌گذار، راهبرد اقلام تعهدی نسبی سودآور است. نتایج پژوهش‌های دیگر ازجمله حفظ‌الله و همکاران (۲۰۱۱) و کردستانی و شاهسوند (۲۰۱۳) نیز این تحلیل را تأیید می‌کنند.

جدول (۵) نتایج آزمون فرضیه‌های سوم تا ششم

	براساس اقلام تعهدی سنتی			براساس اقلام تعهدی نسبی		
	بازده مازاد	بازده CAPM	بازده سه‌عاملی	بازده مازاد	بازده CAPM	بازده سه‌عاملی
پنجک ۱	۳/۳۲ (۰/۳۷۶۶)	۱/۷۴ (۰/۴۸۵۲)	۱/۹۳ (۰/۵۶۳۲)	۳/۹ (۰/۲۹۶۶)	۳/۴۴ (۰/۲۳۱۲)	۳/۲۶ (۰/۲۲۱۴)
پنجک ۲	۰/۹۳ (۰/۷۵۸۶)	−۰/۰۹ (۰/۸۸۲۱)	−۰/۴۶ (۰/۶۷۸۲)	۰/۲۵ (۰/۸۰۴۷)	−۰/۲۳ (۰/۵۲۸۴)	−۰/۲۶ (۰/۴۹۸۱)
پنجک ۳	۰/۹۶ (۰/۷۶۴۸)	۰/۲۱ (۰/۷۴۲۵)	−۰/۱۹ (۰/۳۳۶۷)	۱/۳۳ (۰/۶۴۸۴)	۱/۳۹ (۰/۴۵۹۶)	۰/۸۵ (۰/۴۹۱۹)
پنجک ۴	۲/۵۱ (۰/۳۵۹۴)	۱/۸۹ (۰/۳۲۱۹)	۰/۶۶ (۰/۲۹۶۳)	۲/۵۶ (۰/۴۴۲۷)	۱/۱۹ (۰/۵۶۹۸)	۱/۳۱ (۰/۳۶۴۹)
پنجک ۵	۱/۶۶ (۰/۶۳۹۶)	۰/۵۲ (۰/۴۱۱۱)	۰/۷۴ (۰/۵۵۱۹)	۰/۶۴ (۰/۸۴۲۰)	۰/۷۹ (۰/۸۳۹۱)	۰/۷۲ (۰/۷۱۶۵)
پنجک خنثی	۰/۳۷ (۰/۹۱۴۵)	−۰/۲۳ (۰/۷۴۵۸)	۰/۱۱ (۰/۶۳۳۹)	۰/۷ (۰/۸۳۴۵)	۰/۲۲ (۰/۶۴۳۷)	۰/۳۴ (۰/۸۵۴۵)
سبد مصون‌سازی	۲/۹۵ (۰/۲۰۲۹)	۱/۹۷ (۰/۲۸۱۴)	۱/۸۲ (۰/۲۲۹۴)	۳/۲ (۰/۰۴۰۲)	۳/۲۲ (۰/۰۹۲۶)	۲/۹۲ (۰/۰۹۷۴)

مطابق فرضیهٔ پنجم شرکت‌های استفاده‌کننده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی، بازده تعدیل‌شده براساس ریسک بیشتری نسبت به شرکت‌های خنثی نسبت به این راهبرد کسب می‌کنند؛ بنابراین، مشاهده‌های پنجک اول، بازده تعدیل‌شده براساس ریسک بیشتری در مقایسه با مشاهده‌های پنجک خنثی کسب می‌کنند. در پژوهش حاضر بازده تعدیل‌شده براساس ریسک به دو شیوه طبق الگوی CAPM (رابطهٔ ۵) و الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ (الگوی ۶) محاسبه می‌شود. میانگین بازده CAPM پنجک اول، ۱/۷۴ درصد و میانگین بازده CAPM پنجک خنثی، ۰/۲۳− درصد است. میانگین بازده تعدیل‌شده براساس ریسک سه‌ماههٔ پنجک اول، ۱/۹۷ درصد از میانگین بازده تعدیل‌شده براساس ریسک سه‌ماههٔ پنجک خنثی بیشتر است؛ اما این

www.SID.ir

Archive of SID

تفاوت در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست. دربارهٔ بازده تعدیل‌شده براساس ریسک الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ نیز شرایط مشابهی وجود دارد. میانگین بازده الگوی سه‌عاملی پنجک اول، ۱/۹۳ درصد و میانگین بازده سه‌عاملی پنجک خنثی، ۰/۱۱ درصد است. با اینکه میانگین بازده تعدیل‌شده براساس ریسک سه‌ماههٔ پنجک اول، ۱/۸۲ درصد از میانگین بازده تعدیل‌شده براساس ریسک سه‌ماههٔ پنجک خنثی بیشتر است، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست؛ بنابراین، فرضیهٔ پنجم رد می‌شود.

طبق فرضیهٔ ششم، شرکت‌های استفاده‌کننده از راهبرد اقلام تعهدی نسبی، بازده تعدیل‌شده براساس ریسک بیشتری نسبت به شرکت‌های خنثی نسبت به این راهبرد کسب می‌کنند؛ بنابراین، مشاهده‌های پنجک اول، بازده تعدیل‌شده براساس ریسک بیشتری در مقایسه با مشاهده‌های پنجک خنثی کسب می‌کنند. میانگین بازده CAPM پنجک اول، ۳/۴۴ درصد و میانگین بازده CAPM پنجک خنثی، ۰/۲۲ درصد است. با اینکه میانگین بازده تعدیل‌شده براساس ریسک سه‌ماههٔ پنجک اول، ۳/۲۲ درصد از میانگین بازده تعدیل‌شده براساس ریسک سه‌ماههٔ پنجک خنثی بیشتر است، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست. دربارهٔ بازده تعدیل‌شده براساس ریسک الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ نیز شرایط مشابهی وجود دارد. میانگین بازده سه‌عاملی پنجک اول، ۳/۲۶ درصد و میانگین بازده سه‌عاملی پنجک خنثی ۰/۳۴ درصد است. با اینکه میانگین بازده تعدیل‌شده براساس ریسک سه‌ماههٔ پنجک اول، ۲/۹۲ درصد از میانگین بازده تعدیل‌شده براساس ریسک سه‌ماههٔ پنجک خنثی بیشتر است، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست؛ بنابراین، فرضیهٔ ششم رد می‌شود؛ البته از آنجا که سطح معناداری کمتر از ۱۰ درصد و برابر با ۰/۰۹۲۶ و ۰/۰۹۷۴ است، شواهد ضعیفی برای تأیید این فرضیه وجود دارد. مشابه با نتایج فرضیه‌های سوم و چهارم، نتایج آزمون فرضیه‌های پنجم و ششم نیز نشان می‌دهد سودآورنبودن راهبرد اقلام تعهدی سنتی به وجودنداشتن ناهنجاری اقلام تعهدی یا وجودنداشتن مهارت کافی سرمایه‌گذار ربطی ندارد؛ بلکه این امر در کارآیی ضعیف راهبرد اقلام تعهدی سنتی ریشه دارد؛ زیرا طبق نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ ششم مشاهده می‌شود در همین بازار، راهبرد اقلام تعهدی نسبی تا حدی سودآور است.

برای آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم، بازده مازاد ازطریق مازاد بازده سه‌ماههٔ شرکت سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بازده بدون ریسک سه‌ماهه محاسبه شد. برای بررسی استحکام نتایج، بازده مازاد به شیوه‌ای دیگر نیز محاسبه و نتایج آن در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول (۶) استحکام نتایج

	بازده مازاد براساس اقلام تعهدی سنتی	بازده مازاد براساس اقلام تعهدی نسبی
پنجک ۱	۲/۷۲ (۰/۲۷۸۶)	۳/۸۳ (۰/۲۹۶۶)
پنجک ۲	۱/۴۱ (۰/۷۵۸۶)	۲/۰۹ (۰/۸۰۴۷)
پنجک ۳	۱/۴۹ (۰/۷۶۴۸)	۰/۹۲ (۰/۶۴۸۴)
پنجک ۴	۱/۱۳ (۰/۳۵۹۴)	۰/۴۷ (۰/۴۴۲۷)
پنجک ۵	۱/۸۶ (۰/۶۳۹۶)	۱/۶۴ (۰/۸۴۲۰)
پنجک خنثی	۱/۳۷ (۰/۹۱۴۵)	۰/۵۹ (۰/۸۳۴۵)
سبد مصون‌سازی	۱/۳۵ (۰/۳۲۴۹)	۳/۲۴ (۰/۰۳۴۶)

www.SID.ir

Archive of SID

در این شیوه بازده مازاد، تفاوت بازده واقعی با بازده میانگین سبد ایجادشده بر مبنای اندازهٔ شرکت‌هاست. در این روش مطابق پژوهش اسلون (۱۹۹۶) ابتدا همهٔ شرکت‌ها براساس ارزش بازار خالص دارایی‌ها (ارزش بازار سهام منتشرشده) در ابتدای سال t به ۱۰ دهک تقسیم می‌شوند؛ سپس میانگین فصلی بازده سهام در سال t برای هر دهک محاسبه می‌شود. تشکیل دهک‌ها (سبدها)ی مبنا در هر سال تکرار می‌شود؛ بنابراین، امکان جابه‌جایی شرکت‌ها به نسبت تغییرات اندازه، در دهک‌ها وجود دارد. بازده مازاد فصلی هر سهم شرکت سرمایه‌گذاری در دوره‌های زمانی ذک‌رشده از تفاوت بازده واقعی فصلی آن سهم با میانگین بازده فصلی سبدی محاسبه می‌شود که در آن قرار داشته است. مطابق جدول (۶) در این شیوهٔ محاسبه نیز نتایج آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم تغییری نکرد.

نتایج و پیشنهادها

در بستر فرضیهٔ بازار کارا چنانچه امکان پیش‌بینی قیمت یا بازده آیندهٔ سهام با متغیری وجود داشته باشد، آن متغیر را ناهنجاری یا استثنا نسبت به فرضیهٔ بازار کارا می‌نامند. ناهنجاری اقلام تعهدی ازجمله ناهنجاری‌های مهم بازار است که وجود آن دیرزمانی است در پژوهش‌های تجربی ازجمله در ایران تأیید شده است. در صورت وجودنداشتن ناهنجاری در بازار، تنها میزان پذیرش ریسک است که میزان بازده را مشخص می‌کند و هیچ راهبرد معاملاتی سبب کسب بازده مازاد نمی‌شود؛ اما با وجود ناهنجاری‌ها، فرصت در پیش گرفتن راهبرد معاملاتی و کسب بازده مازاد وجود دارد. در این پژوهش، استفادهٔ سرمایه‌گذاران خبره از راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی سنتی و نسبی بررسی شد. نتایج نشان داد سرمایه‌گذاران خبره در ایران از راهبردهای ذکرشده استفاده نمی‌کنند؛ البته زیرنمونه‌ای از سرمایه‌گذاران خبره استفاده از این راهبردها را تأیید کردند. این نتایج با پژوهش علی و همکاران (۲۰۰۸) هم‌راستا و با نتایج کیم و همکاران (۲۰۱۷) مغایر است. به‌علاوه این موضوع بررسی شد که آیا سرمایه‌گذاران خبرهٔ استفاده‌کننده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی، بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک بیشتری را در مقایسه با سرمایه‌گذاران خنثی نسبت به این راهبردها کسب می‌کنند یا خیر. دربارهٔ راهبرد اقلام تعهدی سنتی، پاسخ نتایج پژوهش به این پرسش منفی بود که با پژوهش علی و همکاران (۲۰۰۸) مغایر و با پژوهش کیم و همکاران (۲۰۱۷) هم‌راستاست؛ اما دربارهٔ راهبرد اقلام تعهدی نسبی، شواهد مثبتی یافت شد. این نتیجه با پژوهش‌های حفظ‌الله و همکاران (۲۰۱۱) و کردستانی و شاهسوند (۲۰۱۳) هم‌سوست. ممکن است یکی از دلایل استفاده‌نکردن سرمایه‌گذاران خبره از ناهنجاری اقلام تعهدی، سودآورنبودن کافی این راهبرد باشد. دربارهٔ این احتمال، در پژوهش حاضر به‌ویژه دربارهٔ راهبرد اقلام تعهدی سنتی شواهدی یافت شد. دلیل دیگر، وجودنداشتن آگاهی و مهارت کافی در سرمایه‌گذاران خبره است. توضیح اینکه یکی از دلایل وجود ناهنجاری اقلام تعهدی، پایدارپنداری جزء تعهدی سود به‌وسیلهٔ سرمایه‌گذاران ناآگاه است (اسلون، ۱۹۹۶)؛ به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاران ناآگاه سطح بالای اقلام تعهدی را قیمت‌گذاری بیش از اندازه و سطح پایین اقلام تعهدی را قیمت‌گذاری کمتر از اندازه می‌کنند؛ بنابراین، ناهنجاری اقلام تعهدی به وجود می‌آید. انتظار می‌رود سرمایه‌گذاران خبره هم دچار این اشتباه نشوند هم از ناهنجاری اقلام تعهدی به‌منزلهٔ راهبردی معاملاتی استفاده کنند و علاوه بر کسب بازده مازاد، سبب تضعیف این ناهنجاری نیز شوند (گرین و همکاران، ۲۰۱۱)؛ اما نتایج فرضیهٔ اول و

www.SID.ir

Archive of SID

دوم هم‌راستا با پژوهش آقایی، نیکزادقادیکلایی و احمدیان (۲۰۱۶) نشان داد عموم سرمایه‌گذاران خبره در بورس اوراق بهادار تهران نیز دچار اشتباه یادشده می‌شوند. دلیل دیگر استفاده‌نکردن سرمایه‌گذاران خبره از ناهنجاری اقلام تعهدی، استفاده‌نکردن آنها از پژوهش‌هاست. مکلین و پانتیف (۲۰۱۶) در پژوهشی دریافتند پس از انتشار پژوهش‌ها دربارهٔ ناهنجاری اقلام تعهدی در بازار سرمایهٔ آمریکا، ناهنجاری یادشده کاهش یافته است. آنها نتیجه گرفتند سرمایه‌گذاران از پژوهش‌ها استفاده می‌کنند؛ بنابراین، یکی از دلایل احتمالی استفاده‌نکردن سرمایه‌گذاران خبره از ناهنجاری اقلام تعهدی، دوری آنها از پژوهش‌هاست.

مطابق با نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های اول و دوم، سرمایه‌گذاران خبره از راهبرد اقلام تعهدی استفاده نمی‌کنند؛ این در حالی است که طبق نتایج فرضیه‌های چهارم و ششم، شواهدی از امکان کسب بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک با اعمال راهبرد اقلام تعهدی نسبی به دست آمد. پیشنهاد می‌شود عموم سرمایه‌گذاران از راهبرد یادشده استفاده کنند تا ضمن کسب بازده مازاد، ناهنجاری اقلام تعهدی نیز در بازار سرمایهٔ ایران تضعیف شود. در این مطالعه دو گروه از سرمایه‌گذاران خبره براساس میزان استفاده از راهبرد اقلام تعهدی شناسایی شدند؛ یعنی دسته‌هایی که بیشترین و کمترین استفاده را از این راهبرد می‌کردند؛ سپس میزان بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک آنها مقایسه شد. سایر ویژگی‌های خاص هر شرکت سرمایه‌گذاری مانند اندازه، نقدینگی و اهرم در این بررسی کنترل نشد. به پژوهشگران بعدی پیشنهاد می‌شود رابطهٔ بین میزان استفاده از راهبرد اقلام تعهدی و بازده مازاد را بین سرمایه‌گذاران خبره با استفاده از تجزیه و تحلیل رگرسیون و با کنترل ویژگی‌های خاص هر سرمایه‌گذار بررسی کنند.

References

[۱] آقایی، م.، نیکزادقادیکلایی، م. و احمدیان، و. (۱۳۹۴). بررسی میزان اطمینان سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران نسبت به پایداری اقلام تعهدی سود. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۳ (۴)، ۳۰-۱۵.

[۲] بدری، الف. و اسکینی، س. (۱۳۹۱). آزمون تجربی استراتژی سرمایه‌گذاری معکوس با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها. *دانش حسابداری*، ۳ (۱۰)، ۱۵۶-۱۳۷.

[۳] سعیدی، ع.، و باقری، س. (۱۳۹۰). راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۲ (۳۰)، ۷۵-۹۴.

[۴] شهریاری، س. و سلیم، ف. (۱۳۹۳). بررسی و آزمون قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی غیرعادی در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۸۱ تا ۸۹. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۲ (۳)، ۱۶-۱.

[۵] فروغی، د.، و رهروی‌دستجردی، ع. (۱۳۹۵). نابهنجاری‌های بازار و بازده‌های غیرعادی. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۸ (۱)، ۱۲۷-۱۵۸.

[۶] کردستانی، غ.، و شاهسوند، م. (۱۳۹۲). مقایسهٔ بازده اضافی سبد سهام تشکیل‌شده براساس اقلام تعهدی سنتی و نسبی (درصدی). *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۰ (۳)، ۱۲۳-۱۰۱.

[۷] کرمی، غ.، و مرشدزاده بافقی، م. (۱۳۹۳). ناهنجاری ناشی از عایدات، ناهنجاری ناشی از اقلام تعهدی و رابطهٔ میان آن دو. *دانش حسابداری*، ۵ (۱۹)، ۲۶-۷.

www.SID.ir

Archive of SID

[۸] مشایخی، ب.، فدایی‌نژاد، م.، و کلاته‌رحمانی، ر. (۱۳۸۹). مخارج سرمایه‌ای، اقلام تعهدی و بازده سهام. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۲ (۱)، ۹۲-۷۷.

[۹] مهرانی، س.، و نونهال‌نهر، ع. (۱۳۸۷). بررسی امکان به‌کارگیری راهبرد معاملاتی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵ (۱)، ۴۶-۲۵.

[۱۰] هاشمی، ع.، حمیدیان، ن.، و ابراهیمی، خ. (۱۳۹۲). بررسی نابهنجاری اقلام تعهدی با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *حسابداری مالی*، ۵ (۱۹)، ۲۰-۱.

[11] Aghaei, M. A., Nikzad Ghadikolaee, M., & Ahmadian, V. (2016). Investigate investor confidence from rate of stability of accruals component in Tehran Stock Exchange. *Asset Management & Financing*, 3 (4), 15-30. (In Persian).

[12] Ali, A., Chen, X., Yao. T., & Yu, T. (2008). Do mutual funds profit from the accruals anomaly? *Journal of Accounting Research*, 46, 1-26. Doi: 10.1111/j.1475-679X.2007.00263.x

[13] Badri, A., & Eskini, S. (2012). Contrarian investment strategy: An empirical test based on data envelopment analysis. *Journal of Accounting Knowledge*, 3 (10), 137-156. (In Persian). Doi: 10.22103/jak.2012.448

[14] Ball, R., Gerakos, J., Linnainmaa, J., & Nikolaev, V. (2016). Accruals, cash flows and operating profitability in the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 121, 28-45. Doi: 10.1016/j.jfineco.2016.03.002

[15] Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18. Doi: 10.1016/0304-405X (81)90018-0

[16] Bushee, B., & Raedy, J. (2003). Factors affecting the implementability of stock market trading strategies. Working Paper, University of Pennsylvania and University of North Carolina, Chapel Hill. Doi: 10.2139/ssrn.384500

[17] Calluzzo, P., Moneta, F., & Topaloglu, S. (2018). When anomalies are publicized broadly, do institutions trade accordingly? *Management Science*, Forthcoming, Avalable at: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2660413. Doi: 10.1287/mnsc.2018.3066

[18] Fairfield, P., Whisenant, J., & Yohn, T. (2003). Accrued earnings and growth: Implications for future profitability and market mispricing. *The Accounting Review*, 78 (1), 353–371. Doi: 10.2308/accr.2003.78.1.353

[19] Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25 (2), 383-417. Doi: 10.2307/2325486

[20] Foroghi, D., & Rahrovi Dastjerdi, A. (2016). Market anomalies and abnormal returns. *Journal of Accounting Advances*, 70, 127-158. (In Persian). Doi: 10.22099/jaa.2016.3855

[21] French, K. R. (1980). Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8, 55-69. Doi: 10.1016/0304-405X (80)90021-5

[22] Fu, J. (2018). Sophistication of the Chinese mutual funds and mispricing of accruals. *Journal of International Accounting Research*, Forthcoming, Avalable at: https://aaajournals.org/doi/abs/10.2308/jiar-52257. Doi: 10.2308/jiar-52257

[23] Godfrey, J., Hodgson, A., & Holmes, S. (2003). *Accounting Theory*. Australia: John Wiley & Sons Australia, Ltd.

[24] Green, J., Hand, J., & Soliman, M. (2011). Going, going, gone? The demise of the accruals anomaly. *Management Science*, 57 (5), 797-816. Doi: 10.1287/mnsc.1110.1320

[25] Hafzalla, N., Lundholm, R., & Van Winkle, E. (2011). Percent accruals. *The Accounting Review*, 86 (1), 209-236. Doi: 10.2308/accr.00000011

[26] Hashemi, S. A., Hamidian, N., & Ebrahimi, K. (2013). An investigation of accruals anomaly considering the risk of financial disability in Tehran Stock Exchange. *Quaterly Financial Accounting*, 5 (19), 1-20. (In Persian).

[27] Hirshleifer, D., Teoh, S., & Yu, J. (2011). Short arbitrage, return asymmetry and the accrual anomaly. *Review of Financial*

www.SID.ir

Archive of SID

investments, accruals and stock returns. *Financial Accounting Researches*, 2 (1), 77-92. (In Persian).

[36] McLean, R., & Pontiff, J. (2016). Does academic research destroy stock return predictability? *Journal of Finance*, 71 (1), 5-32. Doi: 10.1111/jofi.12365

[37] Mehrani, S., & Nonahal Nahr, A. (2008). An investigation of implementing contrarian trading strategy in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 15 (1), 25-46. (In Persian).

[38] Nallareddy, S., & Ogneva, M. (2017). Accrual quality, skill and the cross-section of mutual fund returns. *Review of Accounting Studies*, 22 (2), 503-542. Doi: 10.1007/s11142-017-9389-z

[39] Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium**.** *Journal of Financial Economics***,** 108, 1-28. Doi: 10.1016/j.jfineco.2013.01.003

[40] Saeedi, A., & Bagheri, S. (2011). Contrarian strategy in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 12 (30), 75-94. (In Persian).

[41] Sewell, M. (2012). The efficient market hypothesis: Empirical evidence**.** *International Journal of Statistics and Probability*, 1 (2), 164-178. Doi: 10.5539/ijsp.v1n2p164

[42] Shahryari, S., & Salim, F. (2014). Examination of the mispricing of abnormal accruals on the Tehran Stock Exchange from 1381 to 1389. *Asset Management & Financing*, 2 (3), 1-16. (In Persian).

[43] Sloan, R. G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *Accounting Review*, 71 (3), 289-315.

Studies, 24 (7), 2429-2461. Doi: 10.1093/rfs/hhr012

[28] Jacobs, H., & Müller, S., (2017). Anomalies across the globe: Once public, no longer existent? Available at: SSRN: https://ssrn.com/abstract=2816490. Doi: 10.2139/ssrn.2816490

[29] Karami, G., & Morshedzadeh Bafghi, M. (2015). Earnings-based anomaly, accrual-based anomaly and the relationship between them. *Journal of Accounting* Knowledge, 5 (19), 7-26. (In Persian). Doi: 10.22103/jak.2015.882

[30] Keim, D. B. (1983). Size-related anomalies and stock returns seasonality: Further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 12, 13-32.

[31] Khan, M. (2008). Are accruals mispriced? Evidence from tests of an intertemporal capital asset pricing model. *Journal of Accounting and Economics*, 45 (1), 55-77. Doi: 10.1016/j.jacceco. 2007.07.001

[32] Kim, Y. J., Lee, J., Lee, S. J., & Sunwoo, H. (2017). Do mutual funds exploit the accrual anomaly? Korean evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, 46 (2), 227-242. Doi: 10.1016/j.pacfin.2017.09.008

[33] Kordestani, G., & Shahsavand, M. (2013). The compare of excess returns of portfolio based on traditional accruals and percent accruals. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 20 (3), 101-123. (In Persian). Doi: 10.22059/acctgrev. 2013.35678

[34] Lev, B., & Nissim, D. (2006). The persistence of the accruals anomaly. *Contemporary Accounting Research*, 23 (1), 193–226. Doi: 10.1506/C6WA-Y05N-0038-CXTB

[35] Mashayekhi, B., Fadaei Nejad, M., & Kalate Rahmani, R. (2010). Capital

www.SID.ir