



Sophisticated Investors and Accruals Trading Strategy

Seyed Ehsan Hosseini¹, 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.

Results: 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

سرمایه گذاران خبره و راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی

سید احسان حسینی^۱، سید عباس هاشمی^{۲*}

۱- دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

seied.ehsan.hosseini@ase.ui.ac.ir

۲- دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

a.hashemi@ase.ui.ac.ir

چکیده

اهداف: در این پژوهش به کارگیری راهبردهای اقلام تعهدی سنتی و اقلام تعهدی نسبی به وسیله سرمایه گذاران خبره آزمون شده است. به علاوه مقایسه‌ای بین سرمایه گذاران خبره استفاده کننده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی و سرمایه گذاران خنثی نسبت به این راهبردها، از نظر کسب بازده مازاد و بازده تعدیل شده براساس ریسک انجام شد.

روش: بدین منظور داده‌های ۹۵۰ سال - شرکت مربوط به شرکت‌های سرمایه گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به صورت فصلی بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ جمع آوری و برای آزمون فرضیه‌ها از آزمون t استفاده شد.

نتایج: نتایج نشان داد سرمایه گذاران خبره از راهبردهای یاد شده استفاده نمی کنند؛ البته استفاده از این راهبردها به وسیله زیر نمونه‌ای از سرمایه گذاران خبره تأیید شد. به علاوه سرمایه گذاران خبره استفاده کننده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی، بازده مازاد و بازده تعدیل شده براساس ریسک بیشتری را در مقایسه با سرمایه گذاران خنثی نسبت به این راهبرد کسب نمی کنند؛ اما درباره راهبرد اقلام تعهدی نسبی، شواهدی از کسب بازده مازاد و بازده تعدیل شده براساس ریسک بیشتر یافت شد.

واژه‌های کلیدی: ناهنجاری اقلام تعهدی، راهبرد اقلام تعهدی، سبد مصون سازی، سرمایه گذار خبره، فرضیه بازار کارا

* نویسنده مسؤول

مقدمه

توانایی کسب بازده مازاد با به کارگیری راهبرد اقلام تعهدی در پژوهش‌های متعددی گزارش شده است (اسلون^۲، ۱۹۹۶؛ باشی^۳ و رییدی^۴، ۲۰۰۳؛ نوی مارکس^۵، ۲۰۱۳). وجود ناهنجاری اقلام تعهدی و امکان کسب بازده مازاد با به کارگیری راهبرد اقلام تعهدی، انگیزه 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^۶ و مولر^۷، ۲۰۱۷؛ گرین^۸، هند^۹ و سولیمان^{۱۰}، ۲۰۱۱) و در نتیجه، افزایش کارایی 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، به کارگیری راهبرد اقلام تعهدی به‌وسیله سرمایه‌گذاران خبره تأیید شده است (هرشلایفر^{۱۱}، تئو^{۱۲} و یو^{۱۳}، ۲۰۱۱؛ فو^{۱۴}، ۲۰۱۸)؛ بنابراین، در اینجا این پرسش‌ها مطرح می‌شود: آیا سرمایه‌گذاران خبره در بورس اوراق بهادار تهران از ناهنجاری اقلام تعهدی به‌منزله راهبردی معاملاتی استفاده می‌کنند یا خیر؟ آیا آن بخش از سرمایه‌گذاران خبره که از راهبرد اقلام تعهدی استفاده می‌کنند، بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده

فرضیه بازار کارا از دهه ۱۹۶۰ در ادبیات مالی وجود دارد. طبق این فرضیه، سرمایه‌گذاران آگاه و منطقی نسبت به اطلاعات جدید واردشده به بازار، واکنشی منطقی، صحیح و سریع نشان می‌دهند (فاما^{۱۵}، ۱۹۷۰)؛ بنابراین، قیمت‌های سهام نسبت به اطلاعات جدید واکنشی سریع، کامل و بدون تورش دارد و در هر لحظه نشان‌دهنده ارزش ذاتی سهام است. در این شرایط، پیش‌بینی بازده آینده از روی بازده و اطلاعات گذشته سهام ممکن نیست و تغییرات قیمت سهام از الگوی گام تصادفی پیروی می‌کند. در صورت کارایی بازار و وجود نداشتن ناهنجاری، قیمت‌های سهام، ارزش ذاتی آنها را نشان می‌دهند و راهبردهای معاملاتی کارکردی ندارند؛ ولی اگر درباره کارایی 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 رابطه 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 مرشدزاده بافقی، 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.

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

1. Fama

وجودداشتن ناهنجاری، اصولاً به تجزیه و تحلیل اوراق بهادار نیازی نیست؛ زیرا قیمت‌های سهام، بیان‌کننده ارزش ذاتی آنهاست و سرمایه‌گذاران به راحتی قادر به تصمیم‌گیری‌اند؛ ولی چنانچه بازار کارا نباشد یا ناهنجاری وجود داشته باشد، می‌توان از طریق 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 نظریه خاص، حاکم و غالب باشد، باید بتواند پدیده‌های پیرامونی و مرتبط را توضیح دهد و توجیه کند. اگر نظریه مذکور نتواند پدیده‌ای را تبیین کند، به آن پدیده ناهنجاری آن نظریه گفته می‌شود. با فرض وجود نظریه بازارهای کارا، اگر امکان پیش‌بینی بازده آینده سهام با متغیر و عاملی وجود داشته باشد، آن متغیر و عامل، ناهنجاری نظریه بازارهای کاراست. یکی از این ناهنجاری‌ها که در ادبیات مالی توجه زیادی به آن شده است، ناهنجاری اقلام تعهدی است (گادفری^۵، هادسون^۶ و هولمز^۷، ۲۰۰۳).

ناهنجاری اقلام تعهدی از قوی‌ترین و برجسته‌ترین ناهنجاری‌های قیمت‌گذاری دارایی‌هاست. ادبیات حسابداری و مالی شواهد گسترده‌ای از وجود رابطه 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

براساس ریسک را کسب می‌کنند یا خیر؟ ذکر این نکته ضروری است که در داخل کشور، در زمینه توانایی کسب بازده مازاد با به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی پژوهش‌هایی انجام شده است؛ اما در زمینه بررسی استفاده سرمایه‌گذاران خبره از ناهنجاری اقلام تعهدی و کسب بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک به وسیله سرمایه‌گذاران خبره پژوهشی یافت نشد. در ادامه مبانی نظری تشریح و فرضیه‌ها و روش پژوهش مطرح می‌شوند. در نهایت 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 همه اطلاعات گذشته را منعکس کند، سطح ضعیف کارآیی وجود دارد. در این شرایط، پیش‌بینی بازده آینده از روی بازده و اطلاعات گذشته سهام ممکن نیست؛ بنابراین، تخمین قیمت‌های آینده سهام به وسیله الگوی قیمت‌های گذشته محال است. آزمون تجربی شکل ضعیف کارآیی، آزمون قابلیت پیش‌بینی بازده است. در این آزمون چنانچه بتوان به وسیله متغیر یا متغیرهایی بازده آینده سهام را پیش‌بینی کرد، وجود سطح ضعیف کارآیی رد می‌شود (سویل^۱، ۲۰۱۲). از جمله آزمون‌های قابلیت پیش‌بینی بازده، پژوهش‌های مرتبط با اثر ماه ژانویه (کیم^۲، ۱۹۸۳)، اثر روز دوشنبه (فرنچ^۳، ۱۹۸۰) و رابطه ویژگی‌های شرکت (مثل اندازه، اهرم و ...) و بازده (بنز^۴، ۱۹۸۱) است. در صورت کارآیی بازار و

5. Godfrey
6. Hodgson
7. Holmes

1. Sewell
2. Keim
3. French
4. Banz

افزایش استفاده شرکت‌های سرمایه‌گذاری از ناهنجاری ارقام تعهدی در معاملات، قابلیت پیش‌بینی بازده با استفاده از ارقام تعهدی کاهش می‌یابد و در نتیجه، با گذشت زمان ناهنجاری ارقام تعهدی تضعیف می‌شود (جاکوبز و مولر، ۲۰۱۷؛ گرین و همکاران، ۲۰۱۱). نتایج پژوهش‌های دیگر نشان می‌دهد پس از انتشار مقالاتی درباره ناهنجاری‌های بازار، معاملات سرمایه‌گذاران بر مبنای ناهنجاری‌های بازار افزایش می‌یابد (کالازو^{۱۱}، مونتا^{۱۲} و توپالوگلو^{۱۳}، ۲۰۱۸؛ مک‌لین^{۱۴} و پانتیف^{۱۵}، ۲۰۱۶). نتایج پژوهش‌هایی از این دست، نشان‌دهنده استفاده عموم سرمایه‌گذاران از راهبرد ارقام تعهدی در معاملات است. نتایج برخی دیگر از پژوهش‌ها نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران خبره از راهبرد ارقام تعهدی استفاده می‌کنند. فو (۲۰۱۸) نقش صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را بر قیمت‌گذاری ارقام تعهدی در بازار اوراق بهادار چین بررسی کرد و با انتخاب نمونه‌ای بین سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۱، چنین نتیجه گرفت که قیمت‌گذاری اشتباه ارقام تعهدی در شرکت‌هایی متمرکز است که بیشتر شرکت‌های سرمایه‌گذاری مشترک آنها را خریداری و نگهداری می‌کنند؛ به عبارت دیگر، سهامی که شرکت‌های سرمایه‌گذاری مشترک خریداری و نگهداری می‌کنند، بیشترین سطح قیمت‌گذاری ارقام تعهدی را دارد. هرشلیفر و همکاران (۲۰۱۱) استفاده فروشندگان استقرایی از راهبرد ارقام تعهدی را بررسی کردند. آنها با بررسی نمونه‌ای از شرکت‌ها بین سال‌های ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۹ نشان دادند فروشندگان استقرایی از ناهنجاری ارقام تعهدی با فروش سهام با سطح بالای ارقام تعهدی

از اندازه می‌کند. از دلایل وجود ناهنجاری ارقام تعهدی عبارت‌اند از: پایداری [جزء تعهدی] سود به وسیله سرمایه‌گذاران ناآگاه (اسلون، ۱۹۹۶؛ شهریاری و سلیم، ۲۰۱۴)، رشد شرکت (فریلد^۱، ویسنت^۲، و یان^۳، ۲۰۰۳)، ریسک (خان^۴، ۲۰۰۸) و مداخله سود عملیاتی نقدی در رابطه بین جزء تعهدی سود با بازده سال آتی سهام (بال^۵، گراکوس^۶، لیننما^۷ و نیکولوف^۸، ۲۰۱۶).

ناهنجاری ارقام تعهدی فرصت ارائه راهبرد ارقام تعهدی را در خرید و فروش سهام فراهم می‌کند. راهبرد ارقام تعهدی، راهبردی معاملاتی است که طبق آن سهام با سطح نسبی پایین ارقام تعهدی، خریداری و نگهداری و سهام با سطح نسبی بالای ارقام تعهدی فروخته می‌شود. این راهبرد مستلزم فروش سهام با سطح بالای ارقام تعهدی است؛ زیرا قیمت‌گذاری بیش از حد شده است. به همین ترتیب راهبرد ارقام تعهدی مستلزم خرید سهام با سطح پایین ارقام تعهدی است؛ زیرا قیمت‌گذاری کمتر از واقع شده است. در این راهبرد اعتقاد بر این است که پس از بیش‌واکنش قیمتی ناشی از سطح بالای ارقام تعهدی، قیمت سهام در آینده کاهش می‌یابد. به علاوه طبق این راهبرد انتظار می‌رود پس از واکنش کمتر از اندازه ناشی از سطح پایین ارقام تعهدی، قیمت سهام در آینده افزایش یابد؛ بنابراین، در صورت تحقق چنین پدیده‌ای فرصت تحصیل بازده مازاد فراهم می‌شود (لو^۹ و نسیم^{۱۰}، ۲۰۰۶). شواهد برخی پژوهش‌ها نشان می‌دهد در پی

11. Calluzzo
12. Moneta
13. Topaloglu
14. McLean
15. Pontiff

1. Fairfield
2. Whisenant
3. Yohn
4. Khan
5. Ball
6. Gerakos
7. Linnainma
8. Nikolaev
9. Lev
10. Nissim

سرمایه‌گذاران خبره منطقی‌تر به نظر می‌رسد. مطابق توضیحات ارائه‌شده، فرضیه‌های اول و دوم به شرح زیر مطرح می‌شوند:

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

فرضیه 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. نتیجه 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 سبب شرکت‌های با اقلام تعهدی بالا، بازده‌های پایینی در سال بعد کسب کرده‌اند؛ یعنی اطلاعات سود در قیمت‌های سهام به درستی 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 مطالعه علی^۷، چن^۸، یایو^۹ 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

استفاده می‌کنند. در مقابل نتایج برخی پژوهش‌ها بیان می‌کند که سرمایه‌گذاران خبره از راهبرد اقلام تعهدی استفاده نمی‌کنند (کیم^۱، لی^۲، لی و سانوو^۳، 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 به‌منزله هم‌مقیاس‌کننده اقلام تعهدی شرکت‌های سرمایه‌پذیر استفاده می‌شود. حامیان اقلام تعهدی نسبی با تمرکز بر ایده اولیه اسلون (۱۹۹۶) مبنی بر اینکه سرمایه‌گذاران سود را پایدار می‌پندارند، از سود به‌منزله هم‌مقیاس‌کننده اقلام تعهدی استفاده می‌کنند. آنها معتقدند هنگام استفاده از اقلام تعهدی نسبی، ناهنجاری اقلام تعهدی، بیشتر ظهور و بروز می‌یابد (حفظ‌الله^۴، لاند هولم^۵ و وان وینکل^۶، 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 شاهسونند، ۲۰۱۳). پژوهش‌های متعددی بر وجود ناهنجاری اقلام تعهدی (کرمی و مرشدزاده بافقی، ۲۰۱۵؛ هاشمی و همکاران، ۲۰۱۳؛ مشایخی و همکاران، ۲۰۱۰) و توان پیش‌بینی بازده و سود آتی به‌وسیله اقلام تعهدی (فروغی و رهروی دستجردی، ۲۰۱۶) در بازار سرمایه 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

1. Kim
2. Lee
3. Sunwoo
4. Hafzalla
5. Lundholm
6. Van Winkle

7. Ali
8. Chen
9. Yao

شرکت‌های خنثی نسبت به این راهبرد، به صورت معناداری، بازده تعدیل شده براساس ریسک بیشتری را کسب می‌کنند.

روش پژوهش

برای محاسبه برخی متغیرها از روش تجزیه و تحلیل رگرسیون و برای آزمون فرضیه‌ها، از آزمون t استفاده می‌شود. شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ، نماینده سرمایه‌گذاران خبره در نظر گرفته می‌شوند؛ زیرا تنها این شرکت‌ها به موجب بند ۹ از ماده ۷ دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت شده نزد سازمان، الزام به افشای سبد سرمایه‌گذاری خود دارند. برای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز، 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 صفحه گسترده مایکروسافت اکسل و نرم‌افزار ایویوز استفاده شد.

نمونه آماری درباره شرکت‌های مطالعه شده، شامل همه شرکت‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه 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 وقفه 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 وقفه معاملاتی نداشته باشند، سال مالی خود را در قلمرو پژوهش تغییر نداده باشند و صورت‌های مالی

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 استفاده همزمان از ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری مخارج سرمایه‌ای (مشایخی و همکاران، ۲۰۱۰) تأیید شده است. نتایج مطالعه کیم و همکاران (۲۰۱۷) نشان داد شرکت‌های سرمایه‌گذاری استفاده‌کننده از راهبرد اقلام تعهدی، بازده غیرعادی کسب نمی‌کنند. مطابق توضیحات ارائه شده، فرضیه‌های سوم و چهارم به شرح زیر مطرح می‌شوند:

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

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

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

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

فرضیه ششم: شرکت‌های سرمایه‌گذاری با بیشترین میزان استفاده از راهبرد اقلام تعهدی نسبی در مقایسه با

در دوره سه ماهه عبارت است از میانگین موزون رتبه‌های دهکی اقلام تعهدی سهام‌هایی که به ترتیب در پایان اردیبهشت، مرداد، آبان و بهمن ماه سال t نگهداری می‌کند.

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

در رابطه (۱)، $AIM_{i,tk}$ سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی شرکت سرمایه گذاری i در سه ماهه k ام سال t ، $AccRank_{j,tk}$ رتبه دهکی اقلام تعهدی سهم j در سه ماهه k ام سال t ، N تعداد انواع سهام نگهداری شده به وسیله شرکت سرمایه گذاری i دو ماه پس از پایان سه ماهه k ام سال t و $W_{i,j,tk}$ درصد سهام j در سبد سهام شرکت سرمایه گذاری i دو ماه پس از پایان سه ماهه k ام سال t براساس ارزش بازار است که از رابطه (۲) محاسبه می‌شود:

$$W_{i,j,tk} = (n_{i,j,tk} * p_{j,tk}) / \sum (n_{i,j,tk} * p_{j,tk}) \quad (2)$$

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

$$ACC = OI - CFO \quad (3)$$

که در رابطه (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 انجام شده در این حوزه، محاسبه سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی برای شرکت‌های سرمایه گذاری با تأخیر زمانی نسبت به تاریخ رتبه‌بندی شرکت‌های سرمایه پذیر انجام می‌شود

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

مطابق پژوهش‌های کیم و همکاران (۲۰۱۷) و علی و همکاران (۲۰۰۸) برای آزمون فرضیه اول و دوم و اندازه گیری میزان معامله براساس ناهنجاری اقلام تعهدی، برای هر شرکت سرمایه گذاری در هر دوره سه ماهه، سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی محاسبه شده است. این سنجه، میانگین موزون رتبه‌های دهکی اقلام تعهدی تک تک سهام‌هایی است که یک شرکت سرمایه گذاری نگهداری می‌کند. در پژوهش‌های کیم و همکاران (۲۰۱۷) و علی و همکاران (۲۰۰۸)، سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی هر صندوق سرمایه گذاری مشترک برای هر سال محاسبه شده است. برای آزمون این دو فرضیه از آزمون t به شکل سری زمانی استفاده می‌شود و تعداد شرکت‌های سرمایه گذاری دارای عمر و سابقه مناسب، کافی نیست؛ بنابراین، در اینجا سنجه ذکر شده در هر دوره سه ماهه با استفاده از صورت‌های مالی میان دوره‌ای محاسبه شده است.

برای محاسبه سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی یک شرکت سرمایه گذاری، ابتدا همه سهام موجود در نمونه براساس سطح اقلام تعهدی همگن شده به وسیله ارزش دفتری دارایی‌ها (فرضیه اول) در پایان سال $t-1$ ، پایان خرداد، شهریور و آذر سال t به دهک تقسیم می‌شود. برای آزمون فرضیه دوم، از قدر مطلق سود عملیاتی، به منزله هم مقیاس کننده اقلام تعهدی استفاده می‌شود. اطلاعات مورد نیاز برای این کار از صورت‌های مالی میان دوره‌ای استخراج می‌شود. دهک اول نشان دهنده پایین ترین سطح اقلام تعهدی است. شرکتی که در دهک اول قرار می‌گیرد، رتبه یک و شرکتی که در دهک دوم قرار می‌گیرد، رتبه ده را به خود اختصاص می‌دهد. مطابق رابطه (۱)، سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی یک شرکت سرمایه گذاری

(علی و همکاران، ۲۰۰۸؛ کیم و همکاران، ۲۰۱۷؛ نالاردی^۱ و اگنوا^۲، ۲۰۱۷).

اندازه کم سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی نشان می دهد شرکت سرمایه گذاری، سهام هایی با اقلام تعهدی پایین نگهداری می کند. اگر میانگین سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی شرکت های سرمایه گذاری از سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی سبد تصادفی (عدد ۵/۵) به صورت معناداری کوچک تر باشد، می توان نتیجه گرفت شرکت های سرمایه گذاری از راهبرد اقلام تعهدی استفاده می کنند. دلیل انتخاب عدد ۵/۵ این است که شرکت های سرمایه گذاری می توانند سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی بین ۱ تا ۱۰ داشته باشند که میانگین حساسی این اعداد، ۵/۵ می شود. برای آزمون این فرضیه از آزمون t استفاده می شود.

برای آزمون فرضیه های سوم تا ششم، مطابق پژوهش های کیم و همکاران (۲۰۱۷) و علی و همکاران (۲۰۰۸)، ابتدا در هر دوره سه ماهه، شرکت ها براساس اقلام تعهدی سنتی (فرضیه های سوم و پنجم) و اقلام تعهدی نسبی (فرضیه های چهارم و ششم) رتبه بندی و برای هر یک از شرکت های سرمایه گذاری، سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی محاسبه می شود؛ سپس در هر دوره سه ماهه، شرکت های سرمایه گذاری براساس سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی به پنج طبقه تقسیم می شوند. پنجک اول نشان دهنده شرکت های سرمایه گذاری با پایین ترین سطح سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی و پنجک پنجم نشان دهنده شرکت های سرمایه گذاری با بالاترین سطح سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی است. به علاوه طبقه دیگری از شرکت های سرمایه گذاری تشکیل می شود که بیشترین نزدیکی

سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی به عدد ۵/۵ را دارند. شرکت های سرمایه گذاری موجود در این طبقه که در هر دوره سه ماهه ۲۰ درصد شرکت های سرمایه گذاری موجود را تشکیل می دهند، نسبت به راهبرد اقلام تعهدی، خنثی و بی توجه اند. در این پژوهش، این شرکت ها، شرکت های سرمایه گذاری خنثی نامیده می شوند؛ سپس میانگین حساسی بازده شرکت های سرمایه گذاری موجود در هر طبقه محاسبه می شود؛ به طوری که برای فرضیه سوم و چهارم از بازده مازاد، برای فرضیه پنجم و ششم از بازده تعدیل شده براساس ریسک الگوی CAPM^۳ و بازده تعدیل شده براساس ریسک الگوی سه عاملی فاما و فرنچ استفاده می شود. میانگین بازده مازاد شرکت های سرمایه گذاری موجود در هر طبقه برای دوره های سه ماهه و با یک ماه تأخیر نسبت به تاریخ رتبه بندی شرکت ها براساس اقلام تعهدی محاسبه می شود. برای مثال در ابتدای سال t، همه شرکت ها براساس اقلام تعهدی رتبه بندی می شوند. در پایان اردیبهشت ماه سال t، محاسبه سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی شرکت های سرمایه گذاری انجام می شود. بازده مازاد سه ماهه شرکت های سرمایه گذاری نیز در فاصله بین پایان فروردین تا پایان تیرماه سال t محاسبه می شود؛ بنابراین، تا این مرحله در هر دوره سه ماهه، برای هر پنجک، میانگین نرخ بازده وجود دارد. در این مرحله می توان سبد مصون سازی را تشکیل داد. سبد مصون سازی به معنای برخورداری از بازده پنجک اول و از دست دادن بازده پنجک خنثی است؛ بنابراین، در هر دوره سه ماهه، میانگین بازده پنجک خنثی از میانگین بازده پنجک اول کسر می شود. برای بررسی اینکه آیا با راهبرد اقلام تعهدی سنتی (نسبی) می توان بازده مازاد کسب کرد یا نه، باید

1. Nallareddy
2. Ogneva

3. Capital asset pricing model

که در این روابط، $ER_{i,t}$ مازاد بازده شرکت سرمایه گذاری i نسبت به نرخ بازده بدون ریسک در دوره سه ماهه t ، $MKTRF_t$ مازاد بازده بازار بر نرخ بازده بدون ریسک در دوره سه ماهه t ، SMB_t بازده شرکت های کوچک منهای بازده شرکت های بزرگ در ابتدای دوره سه ماهه t و HML_t بازده شرکت های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا منهای بازده شرکت های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین در ابتدای دوره سه ماهه t است^۱. برای محاسبه بازده تعدیل شده براساس ریسک الگوی CAPM و الگوی سه عاملی فاما و فرنچ، ابتدا روابط رگرسیونی (۵) و (۶) برای هر شرکت سرمایه گذاری طی ۱۲ دوره سه ماهه گذشته برآزش می شود؛ سپس مطابق پژوهش های انجام شده در این حوزه (علی و همکاران، ۲۰۰۸؛ کیم و همکاران، ۲۰۱۷؛ نالاردی و اگنوا، ۲۰۱۷)، بازده تعدیل شده براساس ریسک الگوی CAPM و الگوی سه عاملی فاما و فرنچ، بر مبنای حاصل جمع عرض از مبدأ (α) و باقی مانده (ε) الگوی برآزش شده محاسبه می شود.

یافته ها

در جدول (۱) آمار توصیفی داده های پژوهش ارائه شده است. در بخش الف، تقسیم بندی شرکت - سال های سرمایه گذاری براساس اقلام تعهدی سنتی و در بخش ب، تقسیم بندی براساس اقلام تعهدی نسبی انجام شده است. تعداد کل مشاهدات، ۹۵۰ است که براساس شاخص سنجه اقلام تعهدی (AIM) به ۵ پنجک ۱۹۰ مشاهده ای تقسیم شده اند. پنجک اول، کم ترین و پنجک پنجم، بیشترین سطح سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی یا سرمایه گذاری براساس

سری زمانی میانگین سه ماهه بازده مازاد سبد مصون سازی را بررسی کرد. در صورتی که این میانگین به صورت معناداری از صفر بزرگ تر باشد، به معنای کسب بازده غیرعادی از اعمال راهبرد اقلام تعهدی است. برای آزمون این فرضیه ها، از آزمون t استفاده می شود.

مطابق پژوهش نالاردی و اوگنوا (۲۰۱۷) بازده مازاد از طریق مازاد بازده سه ماهه شرکت سرمایه گذاری نسبت به نرخ بازده بدون ریسک سه ماهه محاسبه می شود. برای محاسبه نرخ بازده بدون ریسک یک دوره سه ماهه در سال های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳، از متوسط نرخ سپرده های بانکی پنج ساله منتشر شده از طرف بانک مرکزی و برای سال های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷، از میانگین ساده نرخ بازده اسناد خزانه اسلامی موجود در آن دوره استفاده شد. بازده سه ماهه به شرح زیر محاسبه می شود:

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

که در این رابطه، $R_{i,t}$ بازده شرکت سرمایه گذاری i در دوره سه ماهه t ، $P_{i,t}$ قیمت هر سهم شرکت سرمایه گذاری i در انتهای دوره سه ماهه t ، $P_{i,t-1}$ قیمت هر سهم شرکت سرمایه گذاری i در ابتدای دوره سه ماهه t ، $D_{i,t}$ سود نقدی مصوب طی دوره سه ماهه t ، X نسبت افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات و Y نسبت افزایش سرمایه از محل سود انباشته و اندوخته ها است.

برای محاسبه بازده تعدیل شده براساس ریسک، از روابط رگرسیونی (۵) و (۶) به شکل سری زمانی برای هر شرکت سرمایه گذاری استفاده می شود.

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

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

۱. برای تقسیم بندی شرکت ها از لحاظ اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، از آخرین صورت های مالی میان دوره ای استفاده شده است.

طبق فرضیه‌های اول و دوم، میانگین سنجۀ سرمایه‌گذاری ارقام تعهدی باید از سبد تصادفی (عدد ۵/۵) کمتر باشد. سنجۀ سرمایه‌گذاری ارقام 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 سه‌ماهه همه مشاهدات ۶/۷۷ درصد است. در بخش الف جدول، بیشترین میانگین بازده متعلق به پنجم اول و کمترین بازده متعلق به پنجم خنثی است که این کاملاً در حمایت از فرضیه‌های سوم تا ششم است.

ناهنجاری ارقام تعهدی را دارند. به‌علاوه پنجم خنثی شامل ۱۹۰ مشاهده‌ای است که بیشترین نزدیکی سنجۀ سرمایه‌گذاری ارقام تعهدی را به عدد ۵/۵ دارند. میانگین سنجۀ سرمایه‌گذاری ارقام تعهدی همه 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 سنجۀ سرمایه‌گذاری ارقام تعهدی متعلق به پنجم اول و بیشترین سنجۀ سرمایه‌گذاری ارقام تعهدی متعلق به پنجم است. یادآوری می‌شود

جدول (۱) توصیف آماری شرکت‌های سرمایه‌گذاری

بخش (الف) براساس ارقام 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 ارقام 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

جدول (۲) نتایج آزمون فرضیه اول

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

فرضیه دوم برای آزمون استفاده شرکت‌های سرمایه گذاری از راهبرد اقلام تعهدی نسبی مطرح شد. اگر میانگین سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی نسبی مشاهدات به طور 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 فرضیه دوم

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

بر اساس جدول (۳)، میانگین سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی نسبی به صورت معناداری از ۵/۵ بزرگ‌تر است؛ در نتیجه، فرضیه دوم رد می‌شود. نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم نشان می‌دهد شرکت‌های سرمایه گذاری در مقایسه با سبد تصادفی، در سبد سرمایه گذاری 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 در نتیجه امکان کسب بازده مازاد وجود نداشته باشد. دلیل احتمالی دیگر این است که راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی سودآوری و کارایی لازم را نداشته باشد. در نهایت ممکن است سرمایه گذاران خبره مهارت کافی در استفاده از این راهبرد نداشته باشند. در فرضیه‌های سوم تا ششم این موضوع تحلیل شده است.

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

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 همه مشاهدات و مشاهدات پنجک اول، عددی کوچک‌تر است. در ستون پنجم، میانگین ارزش دفتری جمع دارایی‌های شرکت‌های سرمایه گذاری 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 سرمایه گذاری 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 سرمایه پذیر پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار ارائه شده است. در بخش الف جدول (۱)، بیشترین و کمترین تعداد شرکت‌های سرمایه پذیر به ترتیب مربوط به پنجک چهارم و دوم و در بخش ب، بیشترین و کمترین تعداد شرکت‌های سرمایه پذیر به ترتیب مربوط به پنجک اول و دوم است.

فرضیه اول برای آزمون استفاده شرکت‌های سرمایه گذاری از راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی سنتی مطرح شد. اگر میانگین سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی سنتی مشاهدات به طور 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. بر اساس جدول (۲)، میانگین سنجه سرمایه گذاری اقلام تعهدی سنتی به صورت معنادار از ۵/۵ بزرگ‌تر است؛ در نتیجه، فرضیه اول رد می‌شود.

کرده‌اند. مشاهده‌های پنجک خنثی نیز به نمایندگی شرکت‌های سرمایه‌گذاری که از راهبرد اقلام تعهدی استفاده نمی‌کنند، انتخاب شد. به علاوه میانگین سنجۀ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی پنجک خنثی، فاصله معناداری از ۵/۵ ندارد؛ بنابراین، مشاهده‌های این پنجک از راهبرد اقلام تعهدی استفاده نمی‌کنند و می‌توان پنجک اول را نماینده شرکت‌های استفاده‌کننده از راهبرد اقلام تعهدی و پنجک خنثی را نماینده شرکت‌های بی‌توجه به راهبرد یادشده دانست.

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 سنجۀ سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی پنجک اول به صورت معناداری از ۵/۵ کوچک‌تر است؛ بنابراین، مشاهده‌های این پنجک از راهبرد اقلام تعهدی استفاده

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

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

بازده مازاد پنجک خنثی، ۰/۳۷ درصد است. با اینکه میانگین بازده مازاد سه‌ماهه پنجک اول، ۲/۹۵ درصد بیشتر از میانگین بازده مازاد سه‌ماهه پنجک خنثی است، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست؛ بنابراین، فرضیه سوم رد می‌شود.

طبق فرضیه 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 سه‌ماهه پنجک اول، ۳/۲ درصد از میانگین بازده مازاد سه‌ماهه پنجک خنثی بیشتر است. با توجه به سطح معناداری ۰/۰۴۰۲، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد معنادار است؛

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 سبب مصون‌سازی تمرکز کرد. سبب مصون‌سازی بیان‌کننده تفاوت بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک بین پنجک اول و پنجک خنثی است. چنانچه میانگین بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده براساس ریسک سبب مصون‌سازی به‌طور معناداری از صفر بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌های سوم تا ششم تأیید می‌شوند.

مطابق فرضیه 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

مهارت کافی سرمایه گذار ربطی ندارد؛ بلکه سودآور نبودن راهبرد اقلام تعهدی سنتی را باید در کارآیی ضعیف راهبرد اقلام تعهدی سنتی جستجو کرد؛ زیرا براساس نتیجه آزمون فرضیه چهارم در شرایط مشابه بازار و سرمایه گذار، راهبرد اقلام تعهدی نسبی سودآور است. نتایج پژوهش‌های دیگر از جمله حفظ‌الله و همکاران (۲۰۱۱) و کردستانی و شاهسوند (۲۰۱۳) نیز این تحلیل را تأیید می‌کنند.

بنابراین، فرضیه چهارم رد نمی‌شود. در تحلیل نتایج فرضیه‌های سوم و چهارم باید گفت دلیل سودآور نبودن یک راهبرد در وجود نداشتن ناهنجاری بازار، کارآیی ضعیف آن راهبرد و مهارت نداشتن کافی سرمایه گذار در اعمال آن راهبرد است. نتایج آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم نشان می‌دهد سودآور نبودن راهبرد اقلام تعهدی سنتی به وجود نداشتن ناهنجاری اقلام تعهدی یا وجود نداشتن

جدول (۵) نتایج آزمون فرضیه‌های سوم تا ششم

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

شیوه طبق‌الگوی CAPM (رابطه 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 تعدیل شده براساس ریسک سه‌ماهه پنجک اول، ۱/۹۷ درصد از میانگین بازده تعدیل شده براساس ریسک سه‌ماهه پنجک خنثی بیشتر است؛ اما این

مطابق فرضیه پنجم شرکت‌های استفاده‌کننده از راهبرد اقلام تعهدی سنتی، بازده تعدیل شده براساس ریسک بیشتری نسبت به شرکت‌های خنثی نسبت به این راهبرد کسب می‌کنند؛ بنابراین، مشاهده‌های پنجک اول، بازده تعدیل شده براساس ریسک بیشتری در مقایسه با مشاهده‌های پنجک خنثی کسب می‌کنند. در پژوهش حاضر بازده تعدیل شده براساس ریسک به دو

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 سودآور نبودن راهبرد اقلام تعهدی سنتی به وجود داشتن ناهنجاری اقلام تعهدی یا وجود داشتن مهارت کافی سرمایه‌گذار ربطی ندارد؛ بلکه این امر در کارآیی ضعیف راهبرد اقلام تعهدی سنتی ریشه دارد؛ زیرا طبق نتیجه آزمون فرضیه ششم مشاهده می‌شود در همین بازار، راهبرد اقلام تعهدی نسبی تا حدی سودآور است.

برای آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم، بازده مازاد از طریق مازاد بازده سه‌ماهه 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 بر اساس اقلام تعهدی نسبی	بازده مازاد بر اساس اقلام تعهدی سنتی	
۳/۸۳ (۰/۲۹۶۶)	۲/۷۲ (۰/۲۷۸۶)	پنجک ۱
۲/۰۹ (۰/۸۰۴۷)	۱/۴۱ (۰/۷۵۸۶)	پنجک ۲
۰/۹۲ (۰/۶۴۸۴)	۱/۴۹ (۰/۷۶۴۸)	پنجک ۳
۰/۴۷ (۰/۴۴۲۷)	۱/۱۳ (۰/۳۵۹۴)	پنجک ۴
۱/۶۴ (۰/۸۴۲۰)	۱/۸۶ (۰/۶۳۹۶)	پنجک ۵
۰/۵۹ (۰/۸۳۴۵)	۱/۳۷ (۰/۹۱۴۵)	پنجک خنثی
۳/۲۴ (۰/۰۳۴۶)	۱/۳۵ (۰/۳۲۴۹)	سبد مصون‌سازی

تفاوت در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست. درباره بازده تعدیل شده بر اساس 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 تعدیل شده بر اساس ریسک سه‌ماهه پنجک اول، ۱/۸۲ درصد از میانگین بازده تعدیل شده بر اساس ریسک سه‌ماهه پنجک خنثی بیشتر است، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست؛ بنابراین، فرضیه پنجم رد می‌شود.

طبق فرضیه ششم، شرکت‌های استفاده‌کننده از راهبرد اقلام تعهدی نسبی، بازده تعدیل شده بر اساس ریسک بیشتری نسبت به شرکت‌های خنثی نسبت به این راهبرد کسب می‌کنند؛ بنابراین، مشاهده‌های پنجک اول، بازده تعدیل شده بر اساس 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 تعدیل شده بر اساس ریسک سه‌ماهه پنجک اول، ۳/۲۲ درصد از میانگین بازده تعدیل شده بر اساس ریسک سه‌ماهه پنجک خنثی بیشتر است، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست. درباره بازده تعدیل شده بر اساس 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 تعدیل شده بر اساس ریسک سه‌ماهه پنجک اول، ۲/۹۲ درصد از میانگین بازده تعدیل شده بر اساس ریسک سه‌ماهه پنجک خنثی بیشتر است، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست؛ بنابراین، فرضیه ششم رد می‌شود؛ البته از آنجا که سطح معناداری کمتر از ۱۰

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 خبره 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. درباره 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) هم‌راستا است؛ اما درباره راهبرد اقلام تعهدی نسبی، شواهد مثبتی یافت شد. این نتیجه با پژوهش‌های حفظ‌الله و همکاران (۲۰۱۱) و کردستانی و شاهسون (۲۰۱۳) هم‌سوست. ممکن است یکی از دلایل استفاده‌نکردن سرمایه‌گذاران خبره از ناهنجاری اقلام تعهدی، سودآور نبودن کافی این راهبرد باشد. درباره این احتمال، در پژوهش حاضر به‌ویژه درباره 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 به‌وسیله 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 به منزله راهبردی معاملاتی استفاده کنند و علاوه بر کسب بازده مازاد، سبب تضعیف این ناهنجاری نیز شوند (گرین و همکاران، ۲۰۱۱)؛ اما نتایج فرضیه اول و

در این شیوه بازده مازاد، تفاوت بازده واقعی با بازده میانگین سبد ایجادشده بر مبنای اندازه شرکت‌هاست. در این روش مطابق پژوهش اسلون (۱۹۹۶) ابتدا همه 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 مبنای 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 شیوه محاسبه نیز نتایج آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم تغییری نکرد.

نتایج و پیشنهادها

در بستر فرضیه بازار کارا چنانچه امکان پیش‌بینی قیمت یا بازده آینده سهام با تغییری وجود داشته باشد، آن متغیر را ناهنجاری یا استثنا نسبت به فرضیه بازار کارا می‌نامند. ناهنجاری اقلام تعهدی از جمله ناهنجاری‌های مهم بازار است که وجود آن دیرزمانی است در پژوهش‌های تجربی از جمله 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، استفاده 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

رگرسیون و با کنترل ویژگی‌های خاص هر سرمایه‌گذار بررسی کنند.

References

- [۱] آقای، م.، نیکزادقادیکلایی، م. و احمدیان، و. (۱۳۹۴). بررسی میزان اطمینان سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران نسبت به پایداری ارقام 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 ارقام 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). ناهنجاری‌های بازار و بازده‌های غیرعادی. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۸ (۱)، ۱۲۷-۱۵۸.
- [۶] کردستانی، غ.، و شاهسونند، م. (۱۳۹۲). مقایسه بازده اضافی سبد سهام تشکیل شده براساس ارقام 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 ارقام تعهدی و رابطه میان آن دو. *دانش حسابداری*، ۵ (۱۹)، ۲۶-۷.

دوم هم‌راستا با پژوهش آقای، نیکزادقادیکلایی و احمدیان (۲۰۱۶) نشان داد عموم سرمایه‌گذاران خبره در بورس اوراق بهادار تهران نیز دچار اشتباه یادشده می‌شوند. دلیل دیگر استفاده نکردن سرمایه‌گذاران خبره از ناهنجاری ارقام تعهدی، استفاده نکردن آنها از پژوهش‌هاست. مکین و پانتیف (۲۰۱۶) در پژوهشی دریافتند پس از انتشار پژوهش‌ها درباره ناهنجاری ارقام تعهدی در بازار سرمایه آمریکا، ناهنجاری یادشده کاهش یافته است. آنها نتیجه گرفتند سرمایه‌گذاران از پژوهش‌ها استفاده می‌کنند؛ بنابراین، یکی از دلایل احتمالی استفاده نکردن سرمایه‌گذاران خبره از ناهنجاری ارقام تعهدی، دوری آنها از پژوهش‌هاست. مطابق با نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های اول و دوم، سرمایه‌گذاران خبره از راهبرد ارقام تعهدی استفاده نمی‌کنند؛ این در حالی است که طبق نتایج فرضیه‌های چهارم و ششم، شواهدی از امکان کسب بازده مازاد و بازده تعدیل شده براساس ریسک با اعمال راهبرد ارقام تعهدی نسبی به دست آمد. پیشنهاد می‌شود عموم سرمایه‌گذاران از راهبرد یادشده استفاده کنند تا ضمن کسب بازده مازاد، ناهنجاری ارقام تعهدی نیز در بازار سرمایه ایران تضعیف شود. در این مطالعه دو گروه از سرمایه‌گذاران خبره براساس میزان استفاده از راهبرد ارقام تعهدی شناسایی شدند؛ یعنی دسته‌هایی که بیشترین و کمترین استفاده را از این راهبرد می‌کردند؛ سپس میزان بازده مازاد و بازده تعدیل شده 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 رابطه بین میزان استفاده از راهبرد ارقام تعهدی و بازده مازاد را بین سرمایه‌گذاران خبره با استفاده از تجزیه و تحلیل

- [17] Calluzzo, P., Moneta, F., & Topaloglu, S. (2018). When anomalies are publicized broadly, do institutions trade accordingly? *Management Science*, Forthcoming, Available 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, Available 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. *Quarterly 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*
- [8] مشایخی، ب.، فدایی نژاد، م.، و کلاته رحمانی، ر. (۱۳۸۹). مخارج سرمایه‌ای، اقلام تعهدی و بازده سهام. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۲ (۱)، ۷۷-۹۲.
- [۹] مهران‌سی، س.، و نونهال‌نهر، ع. (۱۳۸۷). بررسی امکان به کارگیری راهبرد معاملاتی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵ (۱)، ۲۵-۴۶.
- [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)، ۱-۲۰.
- [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

- 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