

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی

سال دوم، شماره اول، شماره پیاپی (۳)، بهار ۱۳۸۹

تاریخ وصول: ۸۸/۸/۱۶

تاریخ پذیرش: ۸۹/۲/۱۱

صص ۷۷-۹۲

مخارج سرمایه‌ای، ارقام تعهدی و بازده سهام

بیبا مشایخی*، محمد اسماعیل فدایی نژاد** و راحله کلاته رحمانی***^۱

* استادیار دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران

** دانشیار دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی

*** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی

چکیده

این تحقیق "نابهنجاری ارقام تعهدی (اثر ارقام تعهدی بر بازده سهام)"، "نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای (اثر مخارج سرمایه‌ای بر بازده سهام)" و بهبود عملکرد سهام با به‌کارگیری همزمان هر دو نابهنجاری در بازار سرمایه ایران را بررسی می‌کند. این موضوع از طریق بررسی عملکرد پرتفویهای تشکیل شده روی مخارج سرمایه‌ای و ارقام تعهدی، با استفاده از سه مقیاس مختلف از بازده، آزمون می‌شود. بر اساس نمونه‌ای متشکل از ۴۸۰ سال-شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۰، نتایج حاکی از آن بود که نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای و نابهنجاری ارقام تعهدی در بازار سرمایه ایران وجود دارد و از هم مجزا هستند، اگرچه این دو نابهنجاری ممکن است به طرق مختلف با هم مربوط باشند. نتایج حاکی از آن است که بعد از کنترل کردن برای سه عامل ریسک فاما-فرنچ، سرمایه‌گذاران با به‌کارگیری همزمان دو نابهنجاری به جای فقط استفاده از یک نابهنجاری، بازده‌های بالاتری کسب می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: نابهنجاری ارقام تعهدی، نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای، پرتفوی مصون سازی CI، پرتفوی مصون سازی TAC، پرتفوی مصون سازی CI+TAC

۱. مقدمه

ناکارآمدی اطلاعاتی بازارهای سهام افزایش داده است. از جمله این مدارک، کسب بازده‌های غیرعادی برای پرتفویهای ساخته شده بر مبنای اطلاعاتی است که در دسترس عموم است. پرکاربردترین اطلاعاتی که به منظور تشکیل پرتفولیوها استفاده شده است، اطلاعاتی است که در ادبیات مربوط به نابهنجاری‌های بازار شناخته شده است.

با توجه به گسترده بودن متغیرهای موثر بر بازده سهام، هدف این تحقیق به بررسی دو دسته از نابهنجاری‌های بازار سهام محدود می‌شود که عبارتند از: نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای و نابهنجاری اقلام تعهدی.

ناهنجاری مخارج سرمایه‌ای

شواهد تجربی در ادبیات سرمایه گذاری شرکت‌ها نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که بیشتر سرمایه گذاری می‌کنند، بازده تعدیل شده از لحاظ ریسک^۶ پایین تری را کسب می‌کنند. این پدیده اغلب به عنوان "ناهنجاری مخارج سرمایه‌ای" اشاره می‌شود. ادبیات موجود، برخی دلایل را برای رابطه منفی بین مخارج سرمایه‌ای و بازده‌های سهام آتی ارائه می‌کند. برای مثال، تیمن و همکاران نشان دادند که رابطه منفی برای شرکت‌هایی با اختیار سرمایه گذاری بزرگتر، قویتر است [۲۳]. باکر و همکاران [۸]؛ و پلک و ساپینزا [۱۸] اشاره کردند که شرکت‌ها هنگامی که سهامشان اضافه ارزش گذاری می‌شود، تمایل به سرمایه گذاری بیشتر دارند و آنها متعاقباً بازده‌های سهام نسبتاً پایینی را کسب می‌کنند. اندرسن و گارسیا نشان دادند شرکت‌هایی که مصرف سرمایه

یکی از مهمترین و گسترده‌ترین پژوهش‌های بازارهای مالی تشریح رفتار بازده سهام است. برای این منظور، از مدل‌های مختلفی استفاده شده است؛ از جمله مدل تک عاملی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)^۱، مدل سه عاملی فاما و فرنچ [۱۹]، مدل آربیتراژ^۲، مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای چند دوره‌ای (ICAPM)^۳، و سایر مدل‌هایی که بر اساس پیشرفت‌های اخیر در ادبیات امور مالی^۴ ساخته شده‌اند. از معروف‌ترین و قدیمی‌ترین این مدل‌ها CAPM است. نتایج پژوهش‌های دو دهه گذشته در آمریکا، ژاپن و سایر کشورهای پیشرفته حاکی از این است که متغیرهایی همچون اندازه، نسبت سود به قیمت سهام، نسبت جریان‌های نقدی به قیمت، نسبت جریان‌های نقدی عملیاتی به قیمت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، اقلام تعهدی و اجزای آن، مخارج سرمایه‌ای، بازده سهام را بهتر از مدل CAPM پیش بینی می‌کند [برای مثال، ۱۴، ۱۵، ۱۲، ۹ و ۲]. موارد ذکر شده به نابهنجاری‌های بازار^۵ منجر می‌شوند. در حقیقت نابهنجاری‌های بازار نتایج پژوهش‌های تجربی هستند که با تئوری‌های شناخته شده قیمت گذاری دارایی‌ها همخوانی ندارند. این نابهنجاری‌ها نشان دهنده ناکارآمدی بازار (فرصت‌های سودآوری) یا کامل نبودن مدل قیمت گذاری مورد استفاده هستند [۱۷].

سال‌های اخیر گواه مجموعه در حال رشدی از مدارک بوده است که تردیدهای جدیدی را درباره

1 Capital Asset Pricing Model (CAPM)

2 Arbitrage

3 Intertemporal CAPM

4 Finance Literature

5 Market Anomalies

6 Risk-adjusted return

نتایج تحقیق ابراهیمی کردلر و حسنی آذردریانی در سال ۱۳۸۵ نشان داد که بین ارقام تعهدی جاری اختیاری سال اول شرکت‌ها و عملکرد بلندمدت قیمت سهام در سه سال آتی رابطه مثبت وجود دارد [۱]. نتایج تحقیق کردستانی و رود نشین (۱۳۸۵) نشان داد که اجزای نقدی سود حسابداری قدرت توضیح دهندگی ارزش بازار شرکت را دارد، در حالی که اجزای تعهدی سود توان پیش‌بینی و توضیح تغییرات در ارزش بازار شرکت را ندارد [۵].

ارتباط بین نابهنجاری ارقام تعهدی و نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای

مطالعه حاضر این دو جریان تحقیق؛ یعنی نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای و نابهنجاری ارقام تعهدی را به هم ربط می‌دهد. ارقام تعهدی و مخارج سرمایه‌ای ممکن است به اشکال گوناگونی با هم مرتبط باشند. برای مثال، اگر مدیران انتظار دارند تقاضای آتی بالا باشد، آنها ظرفیت تولید و موجودی کالا را افزایش خواهند داد. افزایش در ظرفیت تولید احتمالاً افزایش در مخارج سرمایه‌ای را ایجاد می‌کند. افزایش موجودی کالا قطعاً با افزایش‌هایی در ارقام تعهدی مربوط می‌شود، زیرا موجودی کالا یک جزء از ارقام تعهدی جاری است. بنابراین، ارقام تعهدی و مخارج سرمایه‌ای ممکن است از طریق انتظار مشابه تقاضای آتی بالا مربوط باشند. اگر تقاضای آتی کمتر از انتظارات مدیران باشد، بازار به طور منفی پاسخ خواهد داد و بازده سهام احتمالاً به خاطر ظرفیت اضافه (بیش از اندازه) نزول می‌کند. بنابراین، هر دو نابهنجاری ممکن است با انتظارات شدیداً خوش بینانه مدیران درباره تقاضای تولید آتی مربوط باشند [۲۴].

گذاری را تسریع می‌کنند، نسبت به شرکت‌هایی که مصرف سرمایه گذاری را کند می‌کنند. بازده‌های سهام پایین‌تری را تشخیص می‌دهند.

ناهنجاری ارقام تعهدی

ادبیات حسابداری شواهدی از نابهنجاری ارقام تعهدی مستند کرده است که بر ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده‌های آتی سهام اشاره دارد. در ابتدا اسلوان [۲۰] این نابهنجاری را مستند کرد. او استنباط کرد که بازار در استفاده و ترکیب کردن همه اطلاعات جاسازی شده در اجزای سود کوتاهی می‌کند [۲۴]. از ۱۹۹۶ اجزای خاص ارقام تعهدی که ممکن است به نابهنجاری مربوط باشند، شناسایی و بررسی شده‌اند. برای مثال، زای مستند کرده است که ارزش گذاری بیش از اندازه کل ارقام تعهدی، شدیداً یک نتیجه ارزش گذاری بیش از اندازه ارقام تعهدی اختیاری است که به نظر می‌رسد از اختیار مدیریتی ناشی شده باشد [۲۵]. تئو و همکاران یک رابطه منفی بین ارقام تعهدی جاری اختیاری و بازده‌های سهام آتی برای شرکت‌هایی که در حال منتشر کردن سهام جدید هستند و نیز سایر شرکت‌ها مستند کردند [۲۱] و [۲۲]. چن و همکاران (۲۰۰۶) به این نتیجه رسیدند که تنها اجزای اختیاری ارقام تعهدی و اجزای خاص ارقام تعهدی جاری، از قبیل حساب‌های دریافتنی و موجودی کالا، بازده‌های آتی را پیش‌بینی می‌کنند [۱۱]. خواجه‌وی و ناظمی (۱۳۸۴) شواهدی ارائه کردند مبنی بر اینکه نمی‌توان پذیرفت، بازده شرکت‌ها تحت تاثیر مقدار کم یا زیاد ارقام تعهدی است [۳]. قائمی و همکاران در سال ۱۳۸۷ نشان دادند که بازده سهام شرکت‌ها تحت تاثیر میزان ارقام تعهدی و اجزای مربوط به آن قرار می‌گیرد [۴].

ما در ابتدا بررسی می‌کنیم که آیا هر دوی این نابهنجاری‌ها در بازار سرمایه ایران وجود دارد. سپس به دنبال پاسخ این سؤال هستیم که آیا هر کدام از این نابهنجاری‌ها به طور جداگانه، اطلاعات جدید کافی برای تحت تاثیر قرار دادن قیمت‌ها را فراهم می‌کنند؛ حتی اگر هر دو نابهنجاری به وسیله انتظار مشابهی از تقاضای آتی تحریک شوند؟ بحثی وجود دارد حاکی از اینکه اگر مدیران اقداماتی را انجام دهند که هر دوی مخارج سرمایه‌ای و موجودی‌ها (اقلام تعهدی جاری) را تحت تاثیر قرار دهد و اثبات شود که این اقدامات اشتباه است، در آن صورت قیمت‌های سهام بیشتر از هنگامی که مدیران این اقدامات را در یک منطقه مخارج سرمایه‌ای یا موجودی‌ها انجام دهند، متضرر می‌شود [۲۴]. این بحث سؤال سوم را پیش می‌آورد مبنی بر اینکه، آیا یک استراتژی مبادلاتی بر مبنای هر دو نابهنجاری از یک استراتژی مبادلاتی که فقط بر مبنای یک نابهنجاری است، بهتر عمل می‌کند یا خیر؟

برخی مطالعات قبلی برای ارتباط دادن ارقام تعهدی به مخارج سرمایه‌ای تلاش کرده‌اند. بنیش و همکاران (۲۰۰۱) کل ارقام تعهدی و مخارج سرمایه‌ای را در کنار نه متغیر توضیحی دیگر در مدل رگرسیون به کار بردند. آنها نتیجه گرفتند که هر دوی مخارج سرمایه‌ای و ارقام تعهدی به طور مهم و منفی با بازده‌های آتی مربوط می‌شوند [۱۰]. فیرفیلد و همکاران (۲۰۰۳) نشان دادند که نابهنجاری ارقام تعهدی احتمالاً قابل انتساب به قیمت گذاری نادرست بازار از رشد در خالص دارایی‌های عملیاتی است، زیرا ارقام تعهدی جزئی از خالص دارایی‌های عملیاتی هستند [۱۳]. هرشلیفر و همکاران (۲۰۰۴) دوام عملکرد سود را بررسی کردند و دریافتند که هر

دوی کل ارقام تعهدی و خالص دارایی‌های عملیاتی پیش بینی‌کننده‌های قوی از بازده‌های بلندمدت هستند [۱۶]. ریچاردسن و همکاران (۲۰۰۵) قابلیت اتکای ارقام تعهدی را به ثبات سود ارتباط دادند. آنها نتیجه گرفتند اجزائی از سود که قابلیت اتکای پایینی دارند، از قبیل دارایی‌های عملیاتی غیر جاری، به ثبات سود پایین‌تر منجر می‌شوند [۱۹]. پلک و ساینزا (۲۰۰۸) بررسی کردند که آیا قیمت گذاری نادرست بازار تصمیمات سرمایه گذاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد. آنها ارقام تعهدی اختیاری را به عنوان نماینده‌ای برای قیمت گذاری نادرست بازار سهام استفاده کردند و نتیجه گرفتند که هر دوی ارقام تعهدی اختیاری و مخارج سرمایه‌ای، بازده‌های سهام آتی را تحت تاثیر قرار می‌دهند [۱۸].

اختلاف عمده تحقیق حاضر با مطالعاتی که اشاره شد، آن است که ما با استفاده از روش‌شناسی به‌کارگرفته شده در تحقیق وی و زای (۲۰۰۸) [۲۴] بررسی کردیم که آیا قیمت گذاری نادرست بازار از مخارج سرمایه‌ای که به وسیله تیمن و همکاران (۲۰۰۴) [۲۳] نشان داده شده است، از نابهنجاری ارقام تعهدی که به وسیله اسلوان (۱۹۹۶) [۲۰] مستند شده است، مجزا است یا خیر؟ و آیا به کارگیری همزمان آنها به بازده بزرگتری منجر می‌شود یا خیر؟

سؤال‌ها و فرضیات تحقیق

بنابراین، با توجه به ادبیات تحقیق خلاصه سؤال‌ها به شرح زیر است:

۱. آیا نابهنجاری‌های ارقام تعهدی و مخارج سرمایه‌ای در بازار سرمایه ایران وجود دارد؟
۲. آیا این دو نابهنجاری مجزا از یکدیگر هستند؟

۲. روش تحقیق

۲-۱. مدل و متغیرهای مورد استفاده

در این تحقیق از سه مقیاس بازده استفاده شده است که عبارتند از: بازده خام^۱، بازده تعدیل شده به وسیله پرتفوی مبنا^۲ (بازده مازاد^۳) و بازده تعدیل شده از لحاظ ریسک^۴. برای محاسبه بازده تعدیل شده از لحاظ پرتفوی مبنا، روش‌شناسی طراحی شده در مطالعه وی و زای (۲۰۰۸) [۲۴]؛ و تیمن و همکاران (۲۰۰۴) [۲۳] را استفاده کردیم؛ با این تفاوت که با توجه به محدود بودن شرکت‌ها، تعداد پرتفوی را کاهش دادیم. طبق این روش، بازده خام ماهانه مربوط به سهام تکی به وسیله بازده پرتفویهای مبنای^۵ فاما و فرنچ (۱۹۹۲) تعدیل شدند تا به این وسیله اثر اندازه و B/M بر بازده خام شرکت‌ها کنترل شود. اندازه و B/M به طور مهمی به تغییر مقطعی در بازده مربوط می‌شوند. این پرتفویهای مبنا به شکل زیر ایجاد می‌شوند:

سهام عادی بر اساس ارزش بازارشان در پایان شهریور سال t به دو پرتفوی اندازه تقسیم می‌شوند. در این تقسیم‌بندی نقطه تفکیک پرتفوی‌ها میانه است. شرکت‌ها در هر پرتفوی اندازه به طور مساوی داخل سه طبقه بر مبنای نسبت B/M در پایان سال $t-1$ تقسیم می‌شوند. به این طریق شش پرتفوی مبنا تشکیل می‌شود که در نگاره (۱) ارائه شده است:

۳. آیا یک استراتژی مبادلاتی بر مبنای هر دو نابهنجاری می‌تواند از یک استراتژی مبادلاتی که فقط بر مبنای یک نابهنجاری است، بهتر عمل کند؟ با توجه به ادبیات تحقیق و سؤال‌های مطرح شده، فرضیات تحقیق به قرار زیر است:

۱. بین مخارج سرمایه‌ای و بازده آتی سهام رابطه منفی وجود دارد؛
۲. بین کل ارقام تعهدی و بازده آتی سهام رابطه منفی وجود دارد؛
۳. هر کدام از نابهنجاری‌ها به طور جداگانه می‌توانند بازده سهام را تحت تاثیر قرار دهند؛
۴. استراتژی مبادلاتی که از هر دو نابهنجاری به طور همزمان استفاده می‌کند، از استراتژی مبادلاتی که فقط بر مبنای یک نابهنجاری است، بهتر عمل می‌کند. اهمیت پژوهش حاضر این است که اگر وجود نابهنجاری‌های ارقام تعهدی و مخارج سرمایه‌ای در بازار سرمایه ایران اثبات شود، آنگاه می‌تواند از لحاظ علمی در مدل‌های قیمت گذاری سهام اثرگذار باشد و عواملی غیر از ریسک سیستماتیک را برجسته کند که می‌توانند در پیش بینی بازده در ایران دخالت داشته باشند؛ بنابراین، عملاً در رفتار سرمایه گذاران تاثیر خواهد گذاشت. همچنین اگر بتوان نشان داد که ترکیب کردن نابهنجاری‌ها، بازده غیر عادی بیشتری ایجاد می‌کند، این اطلاعات مخصوصاً باید برای سرمایه گذاران در بازار بورس جالب باشد. ادامه مقاله به این شکل سازماندهی شده است: در بخش بعدی روش تحقیق ارائه می‌شود؛ در بخش سوم، یافته‌های پژوهش گزارش می‌شود و بخش چهارم نتیجه گیری و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

1 Raw Return

2 Benchmark- adjusted return

3 Excess return

4 Risk- adjusted return

5 Benchmark portfolios

نگاره ۱. طبقه بندی شرکت‌ها بر اساس عامل اندازه و ارزش

	High B/M	Middle B/M	Low B/M
Small	S-H	S-M	S-L
Big	B-H	B-M	B-L

است). بازده مازاد مربوط به پرتفویهای آزمون به عنوان بازده پرتفوی، تعدیل شده از لحاظ پرتفوی مبنا^۱ نیز شناخته می‌شود. از این به بعد هر جا از واژه بازده تعدیل شده (AdjRtn) استفاده شد، منظور میانگین موزون بازده‌های مازاد سهام تکی در یک پرتفوی آزمون است.

سومین نوع بازده استفاده شده در این تحقیق؛ یعنی بازده تعدیل شده از لحاظ ریسک (α) در مدل

زیر)، به این شکل محاسبه می‌شود: بازده خام پرتفویهای^۲ آزمون (بازده خام هر پرتفوی آزمون از میانگین بازده‌های خام سهام در آن پرتفوی به دست می‌آید) را به وسیله سه عامل فاما و فرنچ (۱۹۹۲) [۱۴] تعدیل می‌کنیم. تعدیل کردن بازده از بابت عامل‌های فاما و فرنچ برای کنترل کردن عامل‌های ریسک است. عرض از مبدا برآورد شده به عنوان بازده تعدیل شده از لحاظ ریسک^۳ یا آلفای فاما- فرنچ (FF alpha) روی پرتفوی p شناخته می‌شود. مدل استفاده شده (مدل سه عاملی فاما و فرنچ) به شکل زیر است:

(۲)

$$Rtn_{p,t} = \alpha_p + \beta_1 R_{HML,t} + \beta_2 R_{SMB,t} + \beta_3 R_{Mkt,t} + \epsilon_{p,t}$$

در هر پرتفوی مبنا، میانگین بازده ماهانه سهام از مهر سال t تا شهریور سال t+1 محاسبه می‌شود. تشکیل پرتفویهای مبنا هر سال تکرار می‌شود. بنابراین، شرکت‌ها می‌توانند بسته به تغییرات اندازه و نسبت B/M در پرتفویهای مختلف جا به جا شوند. این رویکرد به انعکاس طبیعت پویای شرکت‌ها در بازار سهام و متغیر بودن ویژگی‌های ریسک و بازدهی شرکت‌ها منجر می‌شود [۶، ۲۴].

بعد از تشکیل پرتفویهای مبنا، بازده مازاد محاسبه می‌شود؛ به این ترتیب که در هر ماه، هر سهام بر اساس ویژگی اندازه و B/M با یک پرتفوی مبنا مطابقت داده می‌شود. سپس با کسر کردن بازده پرتفوی مبنای متناظر سهام از بازده سهام، بازده مازاد آن سهم به دست می‌آید.

(۱)

$$R_{it}^e \equiv R_{it} - R_{it}^{B/M}$$

که در این فرمول R_{it}^e و R_{it} و $R_{it}^{B/M}$ به ترتیب

عبارتند از: بازده مازاد سهم i در ماه t، بازده خام سهم i در ماه t و بازده پرتفوی مبنا در ماه t. بازده‌های مازاد مربوط به سهام تکی، برای محاسبه کردن میانگین بازده مازاد مربوط به پرتفویهای آزمون استفاده می‌شود. این پرتفویهای آزمون بر مبنای طبقه بندی کردن شرکت‌ها در طبقات مختلف CI و TAC ایجاد می‌شوند (توضیحات بیشتر درباره تشکیل این پرتفوها در بخش روش تجزیه و تحلیل اطلاعات ارائه شده

1 Benchmark- adjusted portfolio returns
2 Portfolio raw returns
3 Risk- adjusted return

۱. عامل بازار $(R_m - R_f)$: عامل بازار حاصل تفاوت میانگین بازدهی بازار و نرخ بازده بدون ریسک است که مقادیر ماهانه آن را در محاسبات آورده‌ایم. برای میانگین بازده بازار، شاخص بازده نقدی و قیمت بورس اوراق بهادار تهران را در نظر گرفته‌ایم. نرخ سود اوراق مشارکت با تضمین دولت را نیز به عنوان نرخ بازده بدون ریسک در محاسبات در نظر می‌گیریم. این نرخ در دوره مورد مطالعه ما به شرح نگاره (۲) است:

نگاره ۲. نرخ اوراق مشارکت به عنوان مبنای بازده ی بدون ریسک

سال	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵	۸۶
نرخ	%۱۷	%۱۷	%۱۷	%۱۶	%۱۵.۵	%۱۵.۵

با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین است. برای محاسبه عامل ارزش، متغیر اندازه کنترل می‌شود. (۴)

$$R_{HML} = \frac{\text{جمع بازده پرتفوی با } \frac{B}{M} \text{ بالا}}{2} - \frac{\text{جمع بازده پرتفوی با } \frac{B}{M} \text{ پایین}}{2}$$

۴. مخارج سرمایه‌ای^۱: آن دسته از مخارجی است که از تحمل آنها انتظار کسب منافع بلندمدت یا بیش از یک دوره مالی داریم. این مخارج سرمایه‌ای از صورت جریان‌های نقدی به روش مستقیم به دست می‌آید و به وسیله خالص دارایی‌های ثابت در آغاز سال مالی موزون می‌شود.

که $R_{tm,p,n}$ بازده خام پرتفوی p منهای بازده بدون ریسک در ماه t است. R_{Mkt} و R_{SMB} ، R_{HML} عامل‌های فاما و فرنچ هستند که به ترتیب عبارتند از: عامل ارزش، عامل اندازه و عامل بازار (در ادامه توضیح داده شده‌اند). $\epsilon_{p,t}$ پسماند را ارائه می‌کند. اگر مدل سه عاملی فاما- فرنچ بتواند تغییر مقطعی بازده پرتفوی p را توضیح دهد، عرض از مبدأ برآورد شده (α) نباید اختلاف آماری معنی داری با صفر داشته باشد. تعریف سایر متغیرها در زیر ارائه شده است:

۲. عامل اندازه $(Small\ minus\ Big)$: R_{SMB} حاصل تفاوت بازده ماهانه پرتفوی سهام با اندازه کوچک و بازده ماهانه پرتفوی سهام با اندازه بزرگ، با کنترل متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است. محاسبه این عامل طبق روشی که فاما و فرنچ در مدل خود بیان می‌کنند و با استفاده از نگاره (۱)، به صورت زیر انجام می‌شود: (۳)

$$R_{SMB} = \frac{\text{جمع بازده پرتفوی بزرگ}}{3} - \frac{\text{جمع بازده پرتفوی کوچک}}{3}$$

۳. عامل ارزش

R_{HML} : $(High\ B/M\ Minus\ Low\ B/M)$ حاصل تفاوت بازده ماهانه پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و بازده ماهانه پرتفوی سهام

مقیاس‌های حسابداری قبل از بازده است؛ برای تضمین کردن اینکه سرمایه‌گذاران به اطلاعات حسابداری که بررسی می‌شوند، دسترسی داشته‌اند. داده‌های پرت تعیین شده توسط نرم افزار Spss از متغیرهای حسابداری کنار گذاشته شدند تا به این وسیله نتایج تحقیق تحت تاثیر این داده‌ها قرار نگیرد. نرمال بودن نمونه نهایی با استفاده از آزمون کولموگوروف-اسمیرنوف بررسی شد و سپس روابط همبستگی بین متغیرهای پژوهش با استفاده از روش همبستگی پیرسون و اسپیرمن برآورد شد. برای بررسی فرضیه‌های (۱) و (۲) از آزمون میانگین یک جامعه برای پرتفوها (آزمون معنی داری میانگین بازده پرتفوها) استفاده شد. برای این منظور، همان طور که در نگاره (۴) ارائه شده است، ما شرکت‌ها را در هر سال در هشت طبقه CI و هشت طبقه TAC مرتب کردیم. برای مثال ۱۲.۵ درصد پایین همه شرکت‌ها در رتبه بندی CI در طبقه اول (CI1) و ۱۲.۵ درصد بالای همه شرکت‌ها در طبقه هشتم (CI8) قرار داده شده است. سپس بازده ماهانه آتی را برای پرتفوی در هر طبقه به عنوان میانگین بازده همه سهام در آن طبقه محاسبه کردیم. در هر سال، پرتفوی بندی مجدداً انجام شد. بنابراین، اطلاعات مربوط به بازده خام، بازده تعدیل شده، آلفای فاما-فرنچ (FF alpha) برای هر طبقه در هر سال و به صورت ماهانه جمع‌آوری شد. آنچه در نگاره (۴) ارائه شده است، میانگین سری زمانی این بازده‌های ماهانه برای پرتفوهاست. بعلاوه، اختلاف بازده بین دو پرتفوی انتهایی به عنوان بازده پرتفوی مصون سازی گزارش شده است.

۵. کل ارقام تعهدی^۱: برابر است با سود خالص منهای جریان نقد حاصل از عملیات و به وسیله کل دارایی‌ها در آغاز سال مالی موزون می‌شود. شایان ذکر است که هر جا از عبارت نابهنجاری ارقام تعهدی و نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای استفاده می‌شود منظور خود متغیرهای ارقام تعهدی و مخارج سرمایه‌ای نیست، بلکه به آثاری اشاره دارند که دو متغیر مخارج سرمایه‌ای و ارقام تعهدی بر بازده ایجاد می‌کنند (همان طور که در ادبیات تحقیق توضیح داده شده است)؛ یعنی در این پژوهش، برای تشکیل پرتفوی، دسته بندی سهام بر اساس این دو متغیر انجام می‌شود (همان طور که در قسمت ۲-۲ ارائه شده است). سپس اگر میانگین بازده پرتفوها از لحاظ آماری معنی دار باشد، آنگاه گفته می‌شود که این دو متغیر می‌توانند بازده سهام را پیش بینی کنند و چون عاملی غیر از بتا هستند، بنابراین آثار آنها بر بازده نابهنجاری خوانده می‌شود.

۲-۲. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات و آزمون فرضیه‌ها

به منظور بررسی فرضیه‌های پژوهش، ابتدا کل ارقام تعهدی و مخارج سرمایه‌ای برای دوره ۱۳۸۴-۱۳۸۰ محاسبه و داده‌های مربوط به بازده‌های خام ماهانه برای مهر سال ۱۳۸۱ تا شهریور سال ۱۳۸۶ جمع‌آوری شدند. بازده تعدیل شده از لحاظ پرتفوی مبنا و بازده تعدیل شده از لحاظ ریسک برای همان دوره زمانی محاسبه شدند. به عبارت دیگر، بازده‌ها از مهر سال t تا شهریور سال $t+1$ با مقیاس‌های حسابداری در سال $t-1$ مطابقت داده شدند. زمان

1 Total accruals (TAC)

بررسی کنیم. نتایج اصلی در نگاره (۶) ارائه شده است.

از آنجایی که در محاسبه کردن بازده تعدیل شده از لحاظ ریسک (FF alpha) از روش رگرسیون استفاده شده است، آزمون‌های مربوط به برقراری مفروضات کلاسیک را انجام دادیم و آنچه در هر بخش ارائه شده، نتایج نهایی رگرسیون‌های استفاده شده است. به عبارتی، در هر یک از رگرسیون‌ها عدم خود همبستگی، نرمال بودن خطاها، فقدان هم خطی مرکب، آزمون گردید.

۲-۳. جامعه آماری و نمونه گیری

جامعه آماری مورد مطالعه، تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۰ هستند. نمونه گیری به این ترتیب بود که شرکت‌های مالی و شرکت‌هایی که پایان سال مالی آنها ۱۲/۲۹ نبود، کنار گذاشته شدند. شرکت‌ها باید طی سال ۱۳۸۶-۱۳۸۰ عملیات مستمر می‌داشتند و شرکت‌هایی که اطلاعات لازم را نداشتند، حذف شدند. در ابتدا جامعه آماری شامل ۴۵۰ شرکت بود که پس از عملیات حذفی ۱۴۶ شرکت باقی ماند. از بین این شرکت‌ها ۹۶ شرکت به طور تصادفی انتخاب شدند.

داده‌های لازم برای آزمون فرضیه‌ها با استفاده از نرم افزارهای تدبیرپرداز و رهاورد نوین جمع آوری شد. برای تحلیل داده‌ها از نرم افزار Excell و Access و برای انجام آزمون‌های آماری از نرم افزار Spss استفاده شده است.

برای آزمون فرضیه‌های (۳) و (۴) از تحلیل پرتفوی^۱ استفاده می‌شود. برای این منظور، همان طور که در نگاره (۵) نشان داده شده است، ابتدا شرکت‌ها داخل چهار طبقه بر مبنای مقیاس CI برای سال t تفکیک شدند. سپس در هر طبقه از CI، شرکت‌ها داخل چهار طبقه بر مبنای مقیاس TAC در همان سال مالی تفکیک شدند. بازده ماهانه برای هر پرتفوی از مهر سال t+1 تا شهریور سال t+2 به عنوان میانگین بازده مربوط به سهام تکی در آن پرتفوی محاسبه شد. در نگاره (۵) میانگین سری زمانی این بازده‌های ماهانه مربوط به پرتفوها ارائه شده است. برای بررسی کردن اینکه آیا اختلاف بازده بین دو پرتفوی انتهایی از لحاظ آماری معنی دار است، ما دو پرتفوی مصون‌سازی ایجاد کردیم. پرتفوی مصون سازی CI^۲ با در نظر گرفتن long position در پایین‌ترین طبقه CI و short position در بالاترین طبقه CI ایجاد می‌شود (طبق [۲۴])؛ یعنی سری بازده مربوط به پرتفوی مصون‌سازی CI با کسر کردن سری بازده روی پرتفوی CI^۴ از سری بازده روی CI^۱ و محاسبه می‌شود. پرتفوی مصون‌سازی TAC و بازده‌های آن به طریق مشابه محاسبه شد. long position معرف شرکت‌هایی است که تمایل به خرید سهام آنها داریم و short position معرف شرکت‌هایی است که تمایل به فروش سهام آنها داریم (به دلیل پایین بودن بازده آنها). طبقه بندی دو راهه کمک می‌کند تا اثر مخارج سرمایه‌ای را بعد از کنترل برای نابهنجاری اقلام تعهدی و اثر اقلام تعهدی را پس از کنترل کردن برای نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای

۳. یافته‌های پژوهش

نگاره (۳) بخش الف، آماره‌های توصیفی را برای نمونه در طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۶ ارائه می‌کند. میانگین مخارج سرمایه‌ای برای نمونه در حدود ۳۰.۸ درصد خالص دارایی‌های ثابت در دوره مورد بررسی است. میانگین کل ارقام تعهدی ۱.۹ درصد کل

دارایی‌هاست. نگاره (۳) بخش ب، همبستگی اسپیرمن و پیرسون را بین مخارج سرمایه‌ای و کل ارقام تعهدی ارائه می‌کند. ضریب همبستگی اسپیرمن از لحاظ آماری معنی‌دار است و این نتیجه با مطالعات قبلی [۲۴، ۲۳، ۸، ۱۸ و ۷] که ضریب اسپیرمن معنی‌داری را نشان می‌دهند، مطابقت دارد.

نگاره ۳. خلاصه آماره‌ها برای متغیرهای انتخاب شده در نمونه، ۱۳۸۰-۱۳۸۶

بخش الف. آماره‌های توصیفی (برای نمونه‌ای متشکل از ۴۸۰ سال-شرکت)

متغیر	Mean	Std. Dev.	Median	Minimum	Maximum
TAC	۰.۰۱۹	۰.۱۳۴	۰.۰۱۰	-۰.۴۰۴	۰.۶۰۵
CI	۰.۳۰۸	۰.۳۳۶	۰.۲۴۴	-۰.۹۹۳	۱.۶۴۶
B/M	۰.۴۳۷	۰.۳۳۱	۰.۳۷۸	-۱.۱۱۱	۱.۶۰۵
Ln(SZ)	۲۵۸۵	۱.۵۲	۲۵۸۰	۲۲.۲۴	۳۰.۷۴

بخش ب. همبستگی اسپیرمن (بالا) و پیرسون (پایین)

	TAC	CI
TAC	۱.۰۰۰	۰.۰۸۵*
CI	۰.۰۶۰	۱.۰۰۰

TAC کل ارقام تعهدی موزون شده به وسیله جمع دارایی‌ها در آغاز سال مالی است که کل ارقام تعهدی به عنوان سود خالص منهای جریان نقد حاصل از عملیات اندازه‌گیری می‌شود. CI مخارج سرمایه‌ای موزون شده به وسیله خالص دارایی‌های ثابت در آغاز سال مالی است. B/M نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام است. ارزش دفتری و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام برای سال مالی که متناسب با سال تقویمی t است، اندازه‌گیری می‌شوند. Ln(SZ) لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان شهریور سال t است. ** معنی داری در سطح ۵٪ و * معنی داری در سطح ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

۱. حضور نابهنجاری ارقام تعهدی و مخارج سرمایه‌ای

نگاره (۴) میانگین سری زمانی بازده‌های ماهانه برای پرتفوی‌های CI (بخش A) و پرتفوی‌های TAC (بخش B) را نشان می‌دهد. اختلاف بازده بین دو

پرتفوی انتهایی در ستون آخر گزارش شده است. در پرتفوی‌های CI: ۱- بیشتر بازده‌های محاسبه شده، مخصوصاً بازده خام و بازده تعدیل شده از لحاظ ریسک (FF alpha)، از لحاظ آماری معنی‌دار هستند؛ ۲- بازده‌های ماهانه آتی برای شرکت‌هایی که مخارج

از لحاظ ریسک (FF alpha)، از لحاظ آماری معنی دار هستند؛ ۲- بازده‌های ماهانه آتی برای شرکت‌هایی که اقلام تعهدی بزرگتری داشته‌اند، کوچکتر است. بنابراین، می‌توان گفت بین اقلام تعهدی و بازده‌های آتی سهام ارتباط منفی وجود دارد؛ یعنی فرضیه (۲) به طور کامل تایید شد و این نتیجه در مطابقت با اکثر تحقیقات اشاره شده در ادبیات تحقیق در ارتباط با نابهنجاری اقلام تعهدی [۲۰، ۲۱، ۲۲، ۱۱ و ۴] است.

سرمایه‌ای بزرگتری داشته‌اند، کوچکتر است. بنابراین، می‌توان گفت بین مخارج سرمایه‌ای و بازده‌های آتی سهام ارتباط منفی وجود دارد؛ یعنی فرضیه (۱) به طور کامل تایید شد. این نتیجه در مطابقت با تحقیقات اشاره شده در بخش ادبیات تحقیق در ارتباط با نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای [۲۴، ۲۳، ۸، ۱۸ و ۷] است. بنابراین، نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای در بازار سرمایه ایران وجود دارد. برای پرتفویهای TAC نیز: ۱- بیشتر بازده‌های محاسبه شده، مخصوصاً بازده خام و بازده تعدیل شده

نگاره ۴. عملکرد سهام برای پرتفویهای مربوط به CI و پرتفویهای مربوط به TAC، ۱۳۸۶-۱۳۸۰

$$R_{it}^e \equiv R_{it} - R_t^{bi}, \quad (1)$$

$$R_{n,p,t} = \alpha_p + \beta_1 R_{HML,t} + \beta_2 R_{SMB,t} + \beta_3 R_{Mkt,t} + \varepsilon_{p,t}, \quad (2)$$

مقیاس	پرتفوها								1-8 Hedge
	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	
A. CI sorted									
RawRet	۳.۰۳**	۲.۶۶**	۲.۸۴**	۱.۲۰**	۱.۲۲**	۲.۴۷**	۱.۲۹**	۲.۰۲**	۱.۰۱
AdjRtn	۴.۸۳	۴.۹۲	۸.۰۹	۳.۹۷**	۳.۳۹**	۵.۳۶	۲.۷۶**	۳.۹۰	۶.۱۷
FF alpha	-۵.۲۹**	-۶.۵۲**	-۱.۳۴	-۱۰.۹۵**	-۱۱.۲۳**	-۸.۳۶**	-۹.۰۹**	-۱۳.۱۳**	۸.۸۵**
B. TAC sorted									
RawRet	۳.۰۵**	۳.۱۴**	۲.۴۳**	۱.۸۴**	۱.۶۲*	۰.۸۵*	۱.۲۹**	۲.۵۲**	۰.۵۸
AdjRtn	۰.۹۶	۱.۰۸	۰.۱۳	-۰.۴۷	-۰.۶۵	-۱.۱۹**	-۰.۵۸	۰.۳۹	۰.۶۸
FF alpha	-۲.۶۷	-۱۱.۶۴**	-۷.۴۱**	-۷.۰۷**	-۶.۷۷**	-۱۱.۷۶**	-۹.۸۹**	-۹.۰۵**	۶.۳۸**

RawRet عبارت است از میانگین بازده‌های خام سهام موجود در پرتفوی. AdjRtn میانگین بازده‌های ماهانه تعدیل شده از لحاظ پرتفوی مینا روی سهام موجود در پرتفوی مشخص است (ابتدا بازده ی مازاد هر سهم با توجه به معادله (۱) و سپس میانگین بازده‌های مازاد سهام موجود در هر پرتفوی محاسبه می‌شود). FF alpha بازده‌های ماهانه تعدیل شده برای سه عامل فاما-فرنج است (مقادیر α در معادله (۲)). ستون آخر (1-8 Hedge) میانگین سری زمانی اختلاف بین دو پرتفوی انتهایی برای یک متغیر مشخص (اقلام تعهدی یا مخارج سرمایه‌ای) را نشان می‌دهد. ** معنی داری در سطح ۵٪ و * معنی داری در سطح ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

۲. یک اثر یا دو اثر؟

برای تعیین اینکه آیا دو نابهنجاری در واقع یک اثر را ارائه می‌کنند یا دو اثر مجزا هستند، از تجزیه و تحلیل پرتفوی استفاده کردیم که نتایج در نگاره (۵) ارائه شده است. نگاره (۵) میانگین سری زمانی بازده‌های ماهانه برای پرتفوهای CI+TAC را نشان می‌دهد که نحوه تشکیل این پرتفوها در روش تجزیه و تحلیل اطلاعات توضیح داده شد. چند نتیجه در این نگاره قابل ملاحظه است: اول، اثر مخارج سرمایه‌ای پر بازده، مستقل از اثر اقلام تعهدی است. دلیل آن این است که برای یک گروه مشخص از TAC، با افزایش در مخارج سرمایه‌ای، بازده پرتفوها معمولاً کاهش می‌یابند و شرکت‌ها در گروه CI4 بازده پایین‌تری از شرکت‌ها در گروه CI1 ایجاد می‌کنند و این رابطه برای بازده خام و FF alpha مشهودتر است. به طور مشابه، برای یک گروه مشخصی از CI، بازده‌های ماهانه در بخش A و C، با افزایش در کل اقلام تعهدی معمولاً کاهش می‌یابند. بعلاوه، در بخش A میانگین بازده خام برای چهار پرتفوی مصون سازی CI، ۱.۲۳ درصد در ماه، تقریباً ۱۴.۷۶ درصد در سال است و میانگین بازده‌های خام برای چهار پرتفوی مصون سازی TAC، ۰.۶۵ درصد در ماه، تقریباً ۷.۸ درصد در سال است. با توجه به تعریف پرتفوی مصون سازی (بازده پایین‌ترین طبقه CI یا TAC منهای بازده بالاترین طبقه آن) این نتایج اشاره می‌کنند به وجود یک رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده‌های آتی بعد از اینکه اثر مخارج سرمایه‌ای کنترل شد و نیز یک رابطه منفی بین مخارج سرمایه‌ای و بازده‌های آتی بعد از اینکه کل اقلام تعهدی کنترل شد. نتایج برای FF alpha نیز مشابه الگوی بازده در بخش A است. از آنجا که اثر

مخارج سرمایه‌ای و اقلام تعهدی مجزا از هم هستند، فرضیه (۳) برای بازده خام و FF alpha تایید می‌شود و این نتیجه در مطابقت با تحقیق وی و زای (۲۰۰۸) [۲۴] است.

دومین نتیجه قابل ملاحظه در نگاره (۵) مربوط به استفاده همزمان از دو استراتژی است. از آنجا که پایین‌ترین مقادیر CI و TAC، هر دو، بازده‌های آتی بالایی را پیش بینی می‌کنند، بنابراین به نظر می‌رسد که بهترین استراتژی سرمایه‌گذاری شامل شرکت‌هایی با پایین‌ترین اقلام تعهدی و مخارج سرمایه‌ای باشد. این مورد در بخش A و C صدق می‌کند. برای مثال، در بخش C، شرکت‌هایی که در گروه TAC1+CI1 قرار دارند، بازده تعدیل شده از لحاظ ریسک ۱.۱۴ درصد در ماه را کسب می‌کنند که بالاترین بازده در میان ۱۶ پرتفوی در همان بخش است و بر عکس شرکت‌هایی که دارای CI و TAC بالاتری هستند، بازده تعدیل شده از لحاظ ریسک کوچکتری کسب کردند.

بنابراین، به نظر می‌رسد که یک استراتژی برتر، استراتژی "پرتفوی مصون سازی CI+TAC" انتهایی^۱ باشد (انتها اشاره دارد به پایین‌ترین و بالاترین مقادیر از دو متغیر CI و TAC؛ یعنی استراتژیی که long position را روی شرکت‌های در short position و CI1+TAC1 را روی شرکت‌هایی در CI4+TAC4 قرار می‌دهد. نتایج این استراتژی در آخرین ردیف هر بخش ارائه شده است. برای مثال، در بخش C از نگاره (۵) استراتژی مصون سازی CI+TAC، بازده تعدیل شده از لحاظ ریسک ماهانه ۱۳.۷۲ درصد را ایجاد کرده است که اساساً

1 Extreme CI+TAC hedge portfolio

را به طور همزمان به کار می‌برد، بهتر از استراتژی عمل می‌کند که فقط یک نابهنجاری را استفاده می‌کند. بنابراین، فرضیه (۴) تایید می‌شود و این در مطابقت با وی و زای (۲۰۰۸) [۲۴] است.

نسبت به بازده ایجاد شده به وسیله استراتژی مصون سازی فقط CI (۵.۸۱ درصد) یا استراتژی مصون سازی فقط TAC (۰.۲ درصد) بالاتر است. این نتایج در مورد FF alpha و تا حدودی در مورد بازده خام نشان می‌دهد، استراتژی مبادلاتی که هر دو نابهنجاری

نگاره ۵. عملکرد سهام برای ۱۶ پرتفوی شکل گرفته بر اساس CI+TAC. ۱۳۸۰ - ۱۳۸۶

$$R_{it}^e \equiv R_{it} - R_{it}^{bi}, \quad (1)$$

$$Rtn_{p,t} = \alpha_p + \beta_1 R_{HML,t} + \beta_2 R_{SMB,t} + \beta_3 R_{MKT,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (2)$$

TAC Rank	پرتفوی‌های CI				CI Hedge
	۱	۲	۳	۴	
A. میانگین بازده ی خام ماهانه (RawRet) برای پرتفوی‌های CI+TAC					
۱	۴.۰۰***	۲.۵۹**	۲.۰۸**	۳.۲۰**	۰.۷۹
۲	۳.۴۳***	۰.۳۱	۱.۳۲	۰.۹۲	۲.۵۰*
۳	۲.۴۹**	۱.۵۶	۱.۵۴**	۰.۹۴	۱.۵۵
۴	۲.۰۸*	۱.۸۱**	۳.۳۸	۱.۹۹**	۰.۰۸
TAC Hedge	۱.۹۱	۰.۷۸	-۱.۲۹	۱.۲۱	
Average CI Hedge: ۱.۲۳**					
Average TAC Hedge: ۰.۶۵					
(TAC1+CI1)-(TAC4+CI4): ۲.۰۰					
B. میانگین بازده‌های مازاد (AdjRtn) برای پرتفوی‌های CI+TAC (بازده‌های مازاد از معادله ی (۱) به دست آمده اند)					
۱	۱.۱۳	۱.۵۴	۰.۲۱	۱.۱۳	۰.۰۰
۲	۰.۷۲	-۱.۲۱**	-۱.۰۱	-۱.۲۸*	۲.۰۱
۳	۰.۰۷	-۱.۰۱	-۰.۴۸	-۰.۲۵	۰.۳۳
۴	۰.۰۱	-۰.۱۴	-۰.۷۴	-۰.۰۲	۰.۰۴
TAC Hedge	۱.۱۱	۱.۶۹	۰.۹۵	۱.۱۶	
Average CI Hedge: ۰.۵۹					
Average TAC Hedge: ۱.۲۳*					
(TAC1+CI1)-(TAC4+CI4): ۱.۱۶					
C. بازده تعدیل شده از لحاظ ریسک (FF alpha) برای پرتفوی‌های CI+TAC (در معادله (۲))					
۱	۱.۱۴	-۹.۶۳**	-۱۲.۱۷**	-۸.۸۰**	۹.۹۴**
۲	-۷.۵۷**	-۱۴.۲۸**	-۸.۰۳**	-۱۲.۴۹**	۴.۹۲**
۳	-۷.۶۲**	-۴.۴۱**	-۱۰.۰۵**	-۱۳.۱۱**	۵.۴۹**
۴	-۹.۶۶**	-۸.۸۱**	۰.۷۸**	-۱۲.۵۸**	۲.۹۲**
TAC Hedge	۱۰.۸۰**	-۰.۸۲**	-۱۲.۹۵**	۳.۷۸**	
Average CI Hedge: ۵.۸۱**					
Average TAC Hedge: ۰.۰۲**					
(TAC1+CI1)-(TAC4+CI4): ۱۳.۷۲**					
سه ردیف آخر در هر بخش میانگین بازده‌های ماهانه را برای پرتفوی‌های مصون سازی ارائه می‌کند** معنی داری در سطح ۵٪ و * معنی داری در سطح ۱۰٪ را نشان می‌دهد.					

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

ما بررسی کردیم که آیا توانایی ارقام تعهدی برای پیش بینی کردن بازده سهام، که به وسیله اسلوان [۲۰] مستند شده است، می‌تواند اثر مخارج سرمایه‌ای را که به وسیله تیمن و همکاران [۲۳] مستند شده است، توضیح دهد. نتایج نشان می‌دهد که در بازار سرمایه ایران نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای (اثر مخارج سرمایه‌ای بر بازده سهام) و نابهنجاری ارقام تعهدی (اثر ارقام تعهدی بر بازده سهام) از یکدیگر مجزا هستند. نتایج این مطالعه کاربردهایی برای تحلیلگران و سهامداران دارد، زیرا ما نشان دادیم، استراتژی مبادلاتی که سهام شرکت‌هایی با پایین‌ترین گروه ارقام تعهدی و مخارج سرمایه‌ای را خریداری می‌کند و به طور همزمان سهام شرکت‌هایی با بالاترین گروه ارقام تعهدی و مخارج سرمایه‌ای را می‌فروشد، می‌تواند بازده بالاتری کسب کند و این استراتژی بازده بالاتری دارد نسبت به استراتژی که فقط بر مبنای ارقام تعهدی یا فقط بر مبنای مخارج سرمایه‌ای است. بنابراین، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود برای ارتقای سودآوری تجاری شان هر دو نابهنجاری را به طور همزمان در نظر بگیرند. پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی برای محاسبه ارقام تعهدی از سایر مقیاس‌ها و مدل‌های موجود استفاده و نتایج مقایسه شود. درسال‌های آینده، پژوهش می‌تواند با استفاده از داده‌های بیشتر و با استفاده از روش شناختی این تحقیق انجام شود تا بر روایی و اعتبار نتایج بیفزاید.

منابع

۱. ابراهیمی کردلر، علی، حسنی آذر داریانی، الهام. (۱۳۸۵). "بررسی مدیریت سود در زمان عرضه اولیه سهام به عموم در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۴۵، ۳-۲۳.
۲. ثقفی، علی، سلیمی، محمد جواد. (۱۳۸۴). "متغیرهای بنیادی حسابداری و بازده سهام". مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، ۲۲ (۴۳)، ۶۱-۷۴.
۳. خواجهی، شکرالله، ناظمی، امین. (۱۳۸۴). "نقش ارقام تعهدی در تشریح و تحلیل کیفیت سود". بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۲ (۴۰)، ۳۷-۶۰.
۴. قائمی، محمد حسین، جمال لیوانی، علی، ده بزرگی، سجاد. (۱۳۸۷). "کیفیت سود و بازده سهام شرکت‌ها". بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۵ (۵۲)، ۷۱-۸۸.
۵. کردستانی، غلامرضا، رود نشین، حمید. (۱۳۸۵). "بررسی میزان مربوط یودن اجزای نقدی و تعهدی سود حسابداری به ارزش بازار شرکت‌ها". بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۴۵، ۴۵-۶۸.
۶. کیمیاگری، علی محمد، اسلامی بیدگلی، غلامرضا، اسکندری، مهدی. (۱۳۸۶). "بررسی رابطه بین ریسک و بازده در بورس تهران بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ". تحقیقات مالی، ۹ (۲۳)، ۶۱-۸۲.
7. Anderson, C.W., and Garcia-Feijo, L. (2006). "Empirical Evidence on Capital Investment, Growth Options, and Security

- Prices.” *Journal of Accounting and Economics*, vol. 39, no. 3 (September):437–485.
20. Sloan, R. (1996). “Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?”. *The Accounting Review*, 71, July, 289–315.
 21. Teoh, S., Welch, I., and Wong, T. (1998b). “Earnings management and the long-run underperformance of initial public offerings”. *Journal of Finance*, 53, 1935–1974.
 22. Teoh, S., Welch, I., and Wong, T. (1998a). “Earnings management and the long-run underperformance of seasoned equity offerings”. *Journal of Financial Economics*, 50, 63–100.
 23. Titman, S., Wei, K.C.J. and Xie, F. (2004). “Capital Investments and Stock Returns.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 39, no. 4 (December):677–700.
 24. Wei, K.C.J., and Xie, F. (2008). “Accruals, capital investments, and stock returns”. *Financial Analysts Journal*, 64, 34 – 44.
 25. Xie, H. (2001). “The mispricing of abnormal accruals”. *The Accounting Review*, 76, July, 357–373.
 8. Baker, M., Stein, J.C., and Wurgler, J. (2003). “When Does the Market Matter? Stock Prices and the Investment of Equity Dependent Companies.” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, no. 3 (August):969–1006.
 9. Basu, S. (1997). “The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings”. *Journal of Accounting and Economics*, 24, 3–37.
 10. Beneish, M.D., Lee, C.M.C., and Tarpley, R.L. (2001). “Contextual Fundamental Analysis through the Prediction of Extreme Returns.” *Review of Accounting Studies*, vol. 6, no. 2–3 (June/September):165–189.
 11. Chan, K., Chan, L.K.C., Jegadeesh, N., and Lakonishok, J. (2006). “Earnings Quality and Stock Returns”. *Journal of Business*, 79 (3), 1041–1082.
 12. Dechow, W., and Thaler, R. (1985). “Does the Stock Market Overreact”, *Journal of Finance*, 40, 557-581.
 13. Fairfield, P., Whisenant, J., and Yohn, T. (2003). “Accrued Earnings and Growth: Implications for Future Profitability and Market Mispricing.” *Accounting Review*, vol. 78, no. 1 (January):353–371.
 14. Fama, E., and French, K. (1992). “The cross-section of expected stock returns”. *Journal of Finance*, 47, June, 427–466.
 15. Fama, E., and French, K. (1993). “Common Risk Factors in Returns on stocks and bonds”. *Journal of Financial Economics*, 33, 3–56.
 16. Hirshleifer, D., Hou, K., Teoh, S.H., and Zhang, Y. (2004). “Do Investors Overvalue Companies with Bloated Balance Sheets?” *Journal of Accounting and Economics*, vol. 38 (December):297–331.
 17. Kothari, S. (2001). “Capital markets research in accounting”. *Journal of Accounting & Economics*, 31, 105-231.
 18. Polk, C., and Sapienza, P. (2008). “The Stock Market and Corporate Investment: A Test of Catering Theory.” *Review of Financial Studies*.
 19. Richardson, S.A., Sloan, R.G. Soliman, M.T., and Tuna, I. (2005). “Accrual Reliability, Earnings Persistence and Stock

