Archive of SID

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 29
Summer 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2018/05/29
Accepted: 2018/11/30

Investigating the Reverse Hypothesis of Long-run Return Trends inTehran Stock Exchange

Mohsen Mehrara[1], Mojtaba Mohammadian[2]

Abstract

This study investigates the long-run reversal effects using the data of 178 listed companies in Tehran Stock Exchange for a period of 2009-2017. The hypothesis of long-run reversal (contrarian) effect implies that loser (winner) portfolios become winner (loser) portfolios in the long-run. The result shows the existence of reversal profits in stock returns for a period of 36 months. In addition, this reversal effects are asymmetrical and the result is not true for the winner stocks. In the following, the study examines whether this increase in the future return of loser stocks be attributed to their increased risk. In other words, winner stocks will still be losers in the long run even after risk-adjustments. For this purpose, the CAPM was used. This model cannot fully explain the long-run reversal profits even by controlling the effects of size, value, and liquidity. In the contrary, multifactor asset pricing models were able to fully explain the long-run reversal profits, in which size has a greater significance effect than other risk factors. These findings suggest that the long-run loser portfolio consists of small stocks with a higher risk as compared to the winner portfolio. Therefore, the excess profits from loser portfolios are nothing but compensation for the risk held. Accordingly, the contrarian investment strategy cannot be considered as a strategy to earn abnormal returns in Tehran Stock Exchange.

Keywords: Long-Run Reversal Effect, CAPM, Multifactor Asset Pricing Model, Loser Portfolio, Winner Portfolio.
JEL: G11 ،G12 ،G14

---

1 . Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran, Email:mmherara@ut.ac.ir
2 . PhD candidate in Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. Corresponding Author, Email:mo_mohammadian@ut.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره بیست و نهم
تابستان ۱۳۹۹
صص ۶۰-۴۱

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۰۳/۰۸
تاریخ تصویب: ۱۳۹۷/۰۹/۰۹

بررسی فرضیه معکوس شدن روندهای بازدهی در بلندمدت در بازار بورس اوراق بهادار تهران[1]

محسن مهرآرا[2]، مجتبی محمدیان[3]

چکیده

این مطالعه با استفاده از اطلاعات ۱۷۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۶ به بررسی اثرات معکوس بلندمدت می‌پردازد. فرضیه اثرات معکوس یا بازگشتی بلندمدت دلالت بر آن دارد که پرتفوی‌های بازنده (برنده) در بلندمدت به پرتفوی‌های برنده (بازنده) تبدیل می‌شوند. نتایج حاصل از پژوهش حاضر، این فرضیه را تأیید می‌کند و وجود سودهای بازگشتی در بازدهی‌های سهام برای یک دوره زمانی ۳۶ ماهه را نشان می‌دهد. بعلاوه اثرات بازگشتی مذکور نامتقارن است و نتیجه مذکور در مورد سهام‌های برنده صادق نیست. همچنین در ادامه، این مطالعه به بررسی این موضوع می‌پردازد که این افزایش بازدهی‌های آتی سهام‌های بازنده به افزایش ریسک آن‌ها برمی‌گردد. به‌عبارت‌دیگر سهام‌های برنده (بازنده) در بلندمدت حتی پس از تعدیلات روی ریسک همچنان بازنده (برنده) خواهند بود. بدین منظور از مدل CAPM استفاده شد که این مدل نتوانست حتی باوجود کنترل اثرات اندازه، ارزش و نقدینگی، سودهای بازگشتی بلندمدت را بر اساس ریسک آن‌ها به‌طور کامل توضیح دهد. در مقابل استفاده از مدل‌های چندعاملی قیمت گذاری دارایی توانست به‌طور کامل سودهای بازگشتی بلندمدت را به نحو رضایت‌بخشی تبیین کند. در این توضیح‌دهندگی، اثر اندازه اهمیت بیش‌تری نسبت به سایر عوامل ریسکی دارد. این نتایج نشان می‌دهد که پرتفوی بازنده در مقایسه با پرتفوی برنده شامل سهام‌های با اندازه به نسبت کوچک‌تری می‌باشند که ریسک بالاتری دارند؛ بنابراین، بالاتر بودن بازدهی‌های پرتفوی بازنده نسبت به پرتفوی برنده چیزی جز جبران ریسک سبدهای بازنده نیست و نمی‌توان راهبرد سرمایه-گذاری معکوس را به‌عنوان استراتژی تحصیل سود غیرعادی در بازار بورس تهران در نظر گرفت.

واژه های کلیدی: اثرات بازگشتی بلندمدت، CAPM، مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی، پرتفوی برنده، پرتفوی بازنده.
طبقه‌بندی موضوعی: G11,G12,G14

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2018.20566.1682
۲. استاد اقتصاد دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد، تهران، ایران، Email:mmherara@ut.ac.ir
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد، تهران، ایران، نویسنده مسئول، Email:mo_mohammadian@ut.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

هدف سرمایه‌گذاران از خرید سهام، کسب بازده می‌باشد و درنتیجه اطلاعاتی نظیر نحوه مطلوب خریدوفروش سهام در بازار بورس اوراق بهادار بسیار ارزشمند است. پژوهش‌های زیادی در زمینه به‌کارگیری راهبردهای مشخص سرمایه‌گذاری جهت تحصیل سود بالاتر از متوسط بازار در اکثر بازارهای سازمان‌یافته بورس دنیا صورت گرفته است. یکی از این راهبردها که با تکیه بر روند گذشته، بازده آینده را پیش‌بینی می‌کند، راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس است که بر اساس آن، به دلیل بیش واکنشی سرمایه‌گذاران به اطلاعات کوتاه‌مدت، قیمت از سطح تعادلی خود فاصله می‌گیرد، ولی در بلندمدت سرمایه‌گذاران به‌اشتباه خود پی برده و قیمت‌ها تعدیل‌شده و به سمت مقدار اولیه خود بازگشت می‌کند.

چنین پدیده‌ای به اثرات بازگشتی بلندمدت[1] معروف است که بیش از چهار دهه قبل در بازار سهام مطرح‌شده است. مطابق این اثرات، سهام‌هایی با بازده پایین، طی یک افق زمانی ۱۸ ماهه و بیش‌تر، به‌طور متوسط بازدهی بالاتری برای سرمایه‌گذاران به همراه می‌آورند که در این صورت امکان پیش‌بینی و کسب سودهای بلندمدت در بازار بورس سهام وجود دارد. در ادبیات مربوطه، استدلال می‌شود سهام‌های با عملکرد ناموفق در افق زمانی طولانی‌مدت عملکرد بهتری نسبت به سهام‌های با عملکرد موفق دارند. اثرات بازگشتی در بازدهی‌های سهام به‌طورکلی نقض‌کننده فرضیه بازار کارا[2] در ادبیات مطروحه می‌باشد (دیمسون و موسویان[3]، ۲۰۰۰).

فرضیه بازار کارا، یکی از مهم‌ترین تئوری‌هایی است که در زمینه سرمایه‌گذاری مطرح‌شده است. کارایی در اینجا اشاره به این مسئله دارد که بازار تا چه میزان در تعیین قیمت اوراق بهادار موفق عمل کرده است. موفق بودن بازار به این معنی است که قیمت‌ها به‌طور پیوسته اطلاعات جدید را که شامل اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌ها و اوراق بهادار آن‌ها می‌باشد، منعکس می‌کند؛ بنابراین بازاری را می‌توان کارا نامید که کارایی لازم را برای پردازش و ارزیابی صحیح اطلاعات داشته باشد. درنتیجه می‌توان گفت در صورت کارا بودن بازار، قیمت‌ها می‌توانند همه اطلاعات موجود در بازار را بدون هیچ نوع یکسونگری به‌درستی منعکس کنند و تغییر قیمت‌ها، در طول زمان تصادفی و غیرقابل‌پیش‌بینی است؛ بنابراین نمی‌توان با استفاده از اطلاعات تاریخی به بازدهی غیرعادی (بیشتر از متوسط بازار) دست‌یافت.

اثرات بازگشتی بلندمدت نمونه‌ای از بی‌قاعدگی‌های مالی می‌باشد که انحراف بازار از قواعد منطقی و عقلایی را نشان می‌دهد و در تناقض با فرضیه بازار کارا قرار دارد. در بازاری که کارایی وجود ندارد، سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات جدید واکنش بیش‌ازاندازه نشان می‌دهند و درنتیجه می‌توان با استفاده از راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس[4] به بازده مازاد بااهمیت دست‌یافت، بدین‌صورت که سهامی که بازار در ابتدا نسبت به آن بدبین است، خریداری می‌شود و در مقابل سهامی که بازار نسبت به آن خوش‌بین است، فروخته می‌شود. البته از سوی طرفداران فرضیه بازار کارا، انتقاداتی به این نظریه واردشده است. فاما و فرنچ[5] (۲۰۰۶) استدلال می‌کنند اثرات بازگشتی بلندمدت و سایر بی‌قاعدگی‌های[6] مشابه بازار سهام می‌تواند به عدم لحاظ ریسک

1 . Long-run reversal effects
2 . Market efficiency theory
3 . Dimson and Mussavian
4 . Contrarian investment strategy
5 . Fama and French
6 . Anomalies

www.SID.ir

Archive of SID

سرمایه‌گذاری مربوط شود. توضیحات دیگری نیز دراین‌ارتباط مطرح می‌شود که بسته به بازار بورس هر کشور و دوره‌های زمانی مختلف، متفاوت است.

به‌طورکلی نمی‌توان مشخص کرد کدام‌یک از دیدگاه‌های رقیب در تبیین وجود اثرات بازگشتی بلندمدت بهتر عمل می‌کند. درنتیجه بهتر است در بازارهای مختلف سهام، صحت‌وسقم دیدگاه‌ها بررسی و آزمون شوند. در همین راستا مطالعه حاضر به دنبال بررسی مجدد وجود اثرات بازگشتی بازدهی بلندمدت در بازار بورس اوراق بهادار تهران با لحاظ ریسک‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد. مطالعاتی که در داخل صورت گرفتند تنها به بررسی وجود یا عدم وجود اثرات بازگشتی بلندمدت و سودمندی استراتژی معکوس[1] در بازار بورس تهران پرداختند و به ارتباط این اثرات با ویژگی‌های سهام و سایر موضوعات مربوطه توجهی نکردند. در این مطالعه قصد داریم با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی به بررسی سودمندی استراتژی معکوس با لحاظ ریسک‌های اندازه، ارزش و نقدینگی بپردازیم. درواقع ما به دنبال پاسخ به این سؤال هستیم که در صورتی تعدیلات ریسک در بازدهی‌های سهام لحاظ شود، آیا می‌توان گفت که اثرات بازگشتی بلندمدت همچنان وجود دارد.

مقاله حاضر در شش بخش تنظیم‌شده است. بخش دوم مقاله به تبیین ادبیات نظری پژوهش و مطالعات تجربی پیرامون مبحث اثرات بازگشتی بلندمدت اختصاص دارد. در بخش سوم متغیرهای پژوهش معرفی می‌شوند. در بخش چهارم به تشریح روش‌شناسی پژوهش می‌پردازیم. در بخش پنجم، به تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و تخمین الگو پرداخته و سرانجام، در بخش ششم مباحث مذکور را جمع‌بندی کرده و از آن نتیجه‌گیری می‌نماییم.

پیشینه پژوهش و مروری بر ادبیات نظری

یکی از مفروضات بازار کارای سرمایه این است که سرمایه‌گذاران به‌طور منطقی نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند. منتقدان این نظریه، شواهد بسیار زیادی می‌آورند که سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات جدید واکنش بیش‌ازاندازه نشان می‌دهند. به عقیده آن‌ها، سرمایه‌گذاران تمایل دارند ارزش بیش‌تری به اطلاعات جدید دهند و قیمت سهام شرکت‌هایی که در دوره‌ای از زمان موفق بوده‌اند را بالاتر از قیمت واقعی و قیمت سهام ناموفق را پایین‌تر از قیمت واقعی‌اش برآورد کنند. این موضوع سبب می‌شود که در ابتدا بازار نسبت به اطلاعات جدید واکنش بیش‌ازاندازه نشان دهد، اما باگذشت زمان، بازار به‌اشتباه خود پی برده و قیمت‌ها تعدیل می‌شوند و به حالت تعادل برمی‌گردد.

این اثرات بازگشتی که در بلندمدت اتفاق می‌افتد، در ادبیات مالی تحت عنوان اثرات بیش واکنشی[2] شناخته می‌شود. این اصطلاح اولین بار توسط دی‌بونت و تالر[3] (۱۹۸۵) ارائه‌شده است (ماهشواری و هانکار[4]، ۲۰۱۵). آن‌ها با تحلیل بازار بورس نیویورک طی دوره ۱۹۸۱-۱۹۲۶ به بررسی بازدهی سهام‌هایی که در طول سه تا پنج سال گذشته دارای بیش‌ترین زیان یا سود بوده‌اند، پرداختند. با تشکیل پرتفوی‌های برنده و بازنده که به ترتیب شامل ۳۵ سهام موفق و ناموفق بود، به ارزیابی عملکرد این پرتفوی‌ها در ۳۶ ماه آینده پرداختند و به این نتیجه رسیدند پرتفوی بازنده عملکرد بهتری از پرتفوی برنده دارد. چنین شواهدی نشان می‌دهد می‌توان با فروش سهام‌های برنده و خرید سهام‌های بازنده، سودهای غیرعادی به دست آورد. چنین استراتژی مبتنی بر اثرات بازگشتی سهام تحت عنوان استراتژی معکوس شناخته می‌شود. یافته‌های دی‌بونت

1 . Contrarian strategy
2 . Overreaction effect
3 . De Bondt and Thaler
4 . Maheshrawari and Dhankar

www.SID.ir

Archive of SID

و تالر (۱۹۸۵) مبنی بر سوددهی استراتژی معکوس، فرضیه بازار کارا را که در آن زمان نظریه غالب در اقتصاد مالی بود، زیر سال برد و توجهات زیادی به خود جلب کرد.

به دنبال مطالعه دی‌بونت و تالر (۱۹۸۵)، پژوهشگران زیادی به بررسی دوباره قابلیت سوددهی پدیده بازگشتی بازدهی بلندمدت در بازارهای سهام پرداختند. نتایج این مطالعات نشان از تأیید وجود اثرات بیش واکنشی بلندمدت در طیف وسیعی از بازارهای سهام دارد. این مطالعات شامل مطالعه کمپل و لیماک[1] (۱۹۹۷) برای انگلستان، اسوالو و فاکس[2] (۱۹۹۸) برای نیوزیلند، فانگ[3] (۱۹۹۹) برای هونگ‌کنگ، رایان و دانلی[4] (۲۰۰۰) برای ایرلند، چو[5] و دیگران برای ژاپن (۲۰۰۷)، ماهشواری و هانکار (۲۰۱۵) برای هند، نادی و تانا[6] (۲۰۱۷) برای آفریقای جنوبی، شی و ژو[7] (۲۰۱۷) و چن[8] و همکاران (۲۰۱۸) برای چین، کاشف[9] (۲۰۱۸) برای پاکستان و کانگ[10] و همکاران (۲۰۱۸) برای آمریکا می‌باشند. البته مطالعاتی نظیر مدیان[11] و همکاران (۲۰۰۸)، چائوچی و دوگی[12] (۲۰۱۴) و دون[13] و همکاران (۲۰۱۶) در تناقض با اثر بیش واکنشی بلندمدت به ترتیب در بازارهای بورس ترکیه، تونس و استرالیا ارائه شدند.

در ایران نیز مطالعاتی در این زمینه انجام‌شده است. اکثر این مطالعات به پشتیبانی از رفتار بیش واکنشی سرمایه‌گذاران و سودآوری راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس پرداختند. مطالعه نیکبخت و مرادی (۱۳۸۴)، فدایی‌نژاد و صادقی (۱۳۸۵)، قالیباف اصل و نادری (۱۳۸۶)، مهرانی و نونهال‌نهر (۱۳۸۷)، دموری و همکاران (۱۳۸۸)، سعیدی و باقری (۱۳۸۹) و سینایی و اژدرپور (۱۳۹۳) ازجمله مطالعاتی هستند که شواهدی در این خصوص ارائه دادند. در مقابل تعداد اندکی از پژوهشگران هم در پژوهش‌های خود به این نتیجه رسیدند که به‌کارگیری راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس به کسب بازده اضافی منجر نمی‌شود. مهدوی و همکاران (۱۳۹۲) معتقدند بیش واکنشی به اندازه‌ای نیست که بتواند موقعیت کسب بازده اضافی معناداری را فراهم آورد.

دو دلیل احتمالی برای توضیح وجود اثرات بازگشتی بلندمدت در بازار سهام در ادبیات مالی به‌طور گسترده مطرح می‌شود. دی‌بونت و تالر (۱۹۸۵) یافته‌های مطالعات خود را ناشی از وجود رفتار غیر عقلایی سرمایه‌گذاران عنوان می‌کنند. ازآنجاکه سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات مثبت و منفی، بیش‌ازحد واکنش نشان می‌دهند، درنتیجه سبب می‌شود قیمت‌ها از مقادیر بنیادی‌شان فاصله گیرند و بعد از گذشت دو تا سه سال، قیمت‌ها به مقادیر بنیادی خود بازگردند. چنین رفتاری سبب ایجاد اثرات بازگشتی در دوره بلندمدت خواهد شد. علاوه بر توضیح دهی این پدیده مبتنی بر رفتار سرمایه‌گذاران، توضیح دیگری نیز مطرح می‌شود که مبتنی بر ریسک است و به قیمت‌گذاری نادرست از ریسک پرتفوی‌های حدی مرتبط می‌شود. چان[14] (۱۹۸۸) و بال و کوتاری[15] (۱۹۸۹) بحث می‌کنند بی‌ثباتی ریسک پرتفوی‌های برنده و بازنده طی یک

1 . Campbell and Limmack
2 . Swallow and Fox
3 . Fung
4 . Ryan and Donnelly
5 . Chou
6 . Nnadi and Tanna
7 . Shi and Zhou
8 . Chen
9 . Kashif
10 . Kang
11 . Mehdian
12 . Chaouachi, and Douagi
13 . Doan
14 . Chan
15 . Ball and Kothari

www.SID.ir

Archive of SID

مدت‌زمان طولانی منجر به سوددهی راهبرد معکوس خواهد شد. در تأیید این مطلب زاروین[1] (۱۹۹۰) عنوان می‌کند پرتفوی‌های بازنده قبلی دارای اندازه کوچک‌تر و ریسک بالاتری نسبت به پرتفوی برنده قبلی دارند که در افق زمانی طولانی‌تر بازده بالاتری ایجاد می‌کند. سایر پژوهشگران به اثرات فصلی موجود در سوددهی معکوس پرداختند. پتنجیل و جوردن[2] (۱۹۹۰) عنوان می‌کنند سوددهی بالای راهبرد معکوس در بازار سهام ایالات متحده کاملاً به اثر ژانویه برمی‌گردد. برخلاف مطالعات فوق، تعدادی از مطالعات در حمایت از اثرات بیش واکنشی، به رد ارتباط اثر اندازه (احمد و حسین[3] (۲۰۰۱)؛ رامیا[4] و همکاران (۲۰۱۶))، اثرات فصلی (کمپل و لیماک[5] (۱۹۹۷)؛ اوکیف و گالاگر[6] (۲۰۱۷)) و اثر ریسک متغیر با زمان[7] (دی‌بونت و تالر (۱۹۸۷)؛ دیساسانایک[8] (۱۹۹۷)) با اثر بازگشتی بلندمدت پرداختند.

بااین‌وجود طرفداران فرضیه کارا، بی‌قاعدگی‌های بازار سهام ازجمله اثرات بازگشتی بلندمدت را ناشی از کاستی‌های مدل قیمت‌گذاری دارایی می‌دانند. در این راستا، فاما و فرنچ (۱۹۹۶ و ۲۰۰۶) ادعا می‌کنند میزان بالای سوددهی بازگشتی بلندمدت را می‌توان توسط مدل سه عاملی قیمت‌گذاری دارایی توضیح داد. نتایج حاصل از مطالعه آن‌ها نشان داد که با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری چندعاملی، می‌توان سودهای بازگشتی بلندمدت را بر مبنای ریسک توضیح داد. بااین‌حال یافته‌های فاما و فرنچ توسط چیائو[9] و دیگران (۲۰۰۵) بدین علت موردانتقاد قرار گرفت که عوامل ریسک فاما و فرنچ نتوانست به‌طور کامل اثر بازگشتی بلندمدت را در بازارهای غیر از ایالات متحده توضیح دهد. در ادامه پژوهش‌های دیگری در این زمینه با اضافه کردن عامل‌های جدید به مدل برای توضیح کامل‌تری از اثرات بازگشتی بلندمدت صورت گرفت. در پژوهش حاضر تلاش می‌شود پس از کنترل عوامل متعدد ریسک در بازار بورس اوراق بهادار تهران، به بررسی سوددهی اثرات بازگشتی در بلندمدت پرداخته شود.

داده‌های پژوهش

در این پژوهش، به‌منظور محاسبه بازده ماهیانه سهام از اطلاعات مربوط به قیمت پایانی تعدیل‌شده[10] برای کلیه شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران که از فروردین ۱۳۸۸ الی اسفند ۱۳۹۶ به‌طور پیوسته معامله می‌شدند، استفاده‌شده است. بدین منظور شرکت‌هایی که نماد آن‌ها بیش از یک ماه بسته بودند، از بررسی خارج‌شده‌اند؛ درنهایت تعداد شرکت‌های باقی‌مانده، معادل ۱۷۸ شرکت بودند که همه آن‌ها در پژوهش حاضر، موردبررسی قرار گرفتند.[11] علاوه بر قیمت پایانی تعدیل‌شده، از اطلاعات دیگری مانند ارزش سرمایه‌ای بازار، حجم معاملات سهام و

1 . Zarowin
2 . Pettengill and Jordan
3 . Ahmad and Hussain
4 . Ramiah
5 . Campbell and Limmack
6 . O'Keeffe & Gallagher
7 . Time-varying risk
8 . Dissanaike
9 . Chiao
10 . Adjusted close price
۱۱. داده‌های فوق از سایت شرکت فناوری بورس تهران (http://www.tsetmc.com) استخراج شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

نسبت قیمت سهام به ارزش دفتری نیز استفاده‌شده است.[۱] همچنین در این پژوهش به پیروی از مطالعه خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۲) نرخ سود سپرده‌گذاری یک‌ساله[۲] به‌عنوان سنجه‌ای برای نرخ بهره بدون ریسک[۳] لحاظ شده است. در پژوهش حاضر جهت عملیات روی داده‌ها از نرم‌افزار متلب[۴] استفاده‌شده است و در ادامه با استفاده از نرم‌افزار استتا[۵] به تخمین الگوهای پژوهش پرداختیم.

روش‌شناسی پژوهش

در این مطالعه به‌منظور ارزیابی اثرات بازگشتی بلندمدت بر روی سوددهی سهام‌های موجود در بازار بورس اوراق بهادار تهران، از رویکرد دی‌بونت و تالر (۱۹۸۵) همراه با کمی تغییرات استفاده‌شده است. برخلاف کار دی‌بونت و تالر که از دوره‌های غیرهمپوشان[۶] استفاده کرده‌اند، این مطالعه از پرتفوی‌های همپوشانی که در ابتدای هرسال تراز شده‌اند، استفاده می‌کند. این رویکرد به‌طور مشابه توسط لوگران و ریتر[۷] (۱۹۹۶)، احمد و حسین (۲۰۰۱)، تریپاتی و اگروال[۸] (۲۰۰۹) و ماهشواری و هانکار (۲۰۱۵) استفاده‌شده است. در ادامه به‌طور مختصر به توضیح این رویکرد می‌پردازیم.

- در ابتدا بازده واقعی سهام بر ا ساس قیمت‌های تعدیل شده محا سبه می‌گردد. در این قیمت‌ها تعدیلاتی همچون افزایش سرمایه و سود نقدی هر سهم لحاظ شده است.

$$R_{i.t} = \frac{P_{i.t} - P_{i.t-1}}{P_{i.t-1}} \qquad (۱)$$

که در آن $R_{i.t}$ بیانگر بازده واقعی ماهیانه سهم iام، $P_{i.t}$ قیمت تعدیل‌شده سهم در ماه t و $P_{i.t-1}$ قیمت تعدیل‌شده سهم در ماه t-1 می‌باشد.

- از فروردین سال ۱۳۸۸، بازده غیرعادی برای هر سهم موجود در نمونه برای ۷۲ ماه بعد (t=۰،...،۳۶)، به‌دست‌آمده که شامل سه سال دوره تشکیل[۹] پرتفوی (t=-۳۵،-۳۴،...،۰) و سه سال دوره نگهداری[۱۰] پرتفوی (t=۰،۱،۲،...،۳۶) می‌باشد.

$$U_{i.t} = R_{i.t} - R_{m.t} \qquad (۲)$$

که $U_{i.t}$ بازدهی غیرعادی سهام می‌باشد که از تفاوت بازده واقعی سهام و بازدهی مورد انتظار آن‌که برابر با بازدهی شاخص بازار ($R_{m.t}$)[۱۱] است، به دست می‌آید.

---

۱. داده‌های مربوط به ارزش سرمایه‌ای بازار و حجم معاملات از سایت بورس اوراق بهادار تهران (http://tse.ir) استخراج شده است. همچنین برای محاسبه ارزش دفتری سهام، از اطلاعات ترازنامه شرکت‌های سهامی که در سامانه اطلاع‌رسانی کدال (https://www.codal.ir) ارائه شده است، استفاده شده است.

۲. داده‌های مذکور از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (https://tsd.cbi.ir) استفاده شده است.

3 . Risk-free rate
4 . MATLAB
5 . STATA
6 . Non-overlapping periods
7 . Loughran and Ritter
8 . Tripathi and Aggarwal
9 . Formation period
10 . Holding period

۱۱. در این پژوهش از شاخص کل (TEDPIX) به‌عنوان شاخص بازار استفاده شده است.

www.SID.ir

- سپس بازدهی غیرعادی انباشته برای هر سهم بر اساس یک دوره ۳۶ ماهه تشکیل پرتفوی (F) به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$CU_i = \sum_{t=-35}^{0} U_{i.t} \qquad (۳)$$

بر اساس بازدهی غیرعادی انباشته، تمامی سهام‌ها از بالا به پایین مرتب می‌شوند و ۲۰ درصد سهام‌هایی که دارای بالاترین بازدهی تجمعی هستند، به‌عنوان سهام برنده و ۲۰ درصد سهام‌ها با کمترین بازدهی تجمعی به‌عنوان سهام بازنده انتخاب می‌شوند. این روش را با توجه به بازه داده‌ها هرساله از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴ تکرار می‌کنیم و در پایان چهار جفت پرتفوی برنده و بازنده مشخص می‌شوند (به‌طور مثال متناظر با سال ۱۳۹۱ یک جفت پرتفوی بازنده و برنده بر اساس اطلاعات سال‌های ۱۳۹۰–۱۳۸۸ تشکیل می‌شود). با توجه به نمونه ۱۷۸ تایی، هرکدام از پرتفوی برنده و بازنده در هرسال شامل ۳۶ سهم می‌باشند.

- برای هر دو پرتفوی برنده و بازنده (W و L)، میانگین بازده غیرعادی (AR) تمامی سهام‌های داخل پرتفوی برای مدت هر ۳۶ ماه دوره نگهداری (H) برای هر چهار دوره آزمون محاسبه می‌شود:

$$AR_{p.j.t} = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{n} U_{i.j.t} \quad ; \quad t = 1.2.3 \ldots .36 \; ; \; j = 1.2.3.4 \quad ; \quad p = L.W \qquad (۴)$$

که p بیانگر پرتفوهای برنده و بازنده، n تعداد سهام‌های موجود هر پرتفوی (در اینجا برابر ۳۶)، j نشان‌دهنده یک دوره خاصی از نگهداری می‌باشد و t به ماه خاصی از هر دوره نگهداری اشاره دارد.

- سپس، متوسط بازده غیرعادی انباشته (CAR) برای هر دو پرتفوی برنده و بازنده برای هر ۳۶ ماه در هر چهار دوره نگهداری محاسبه‌شده است.

$$CAR_{p.j.t} = \sum_{\tau=1}^{t} AR_{p.j.t} \quad ; \quad t = 1.2.3 \ldots .36 \; ; \; j = 1.2.3.4 \quad ; \quad p = L.W \qquad (۵)$$

- با استفاده از متوسط بازده غیرعادی انباشته (CAR)، میانگین آن (ACAR) برای هر پرتفوی و برای هر ۳۶ ماه از تمام دوره‌های نگهداری محاسبه می‌شود.

$$ACAR_{p.t} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} CAR_{p.j.t} \quad ; \quad t = 1.2.3 \ldots .36 \quad ; \quad p = L.W \qquad (۶)$$

که N نشان‌دهنده تعداد کل دوره‌های نگهداری (در اینجا ۴ دوره) است.

اگر اثر بیش واکنشی (اثر بازگشتی بازدهی بلندمدت) در بازار بورس تهران وجود داشته باشد، در طول دوره نگهداری سهام ($t>0$)، باید $ACAR$ سهام‌های بازنده بزرگ‌تر از صفر و $ACAR$ سهام‌های برنده دارای بازدهی منفی باشد، زیرا اثر بیش واکنشی منجر به وقوع پدیده بازگشت بازدهی‌های سهام‌های برنده و بازنده دوره قبل خواهد شد؛ بنابراین اگر $ACAR$ پرتفوی آربیتراژی ($ACAR(L)-ACAR(W)$) بزرگ‌تر از صفر باشد، نشان از سوددهی استراتژی معکوس می‌دهد. سودآوری استراتژی معکوس در بازار سهام را می‌توان با کمک میانگین $ACAR$ پرتفوی آربیتراژی ($ACAR_{A,t}$) توضیح داد. ازآنجاکه استراتژی معکوس سرمایه‌گذار را به خرید سهام‌های بازنده و

www.SID.ir

Archive of SID

فروش سهام‌های برنده توصیه می‌کند، هرگونه بازدهی مثبت در پرتفوی آربیتراژی نشان از سودآوری استراتژی معکوس در بازار بورس تهران دارد.

به‌منظور بررسی اثر بازگشتی بلندمدت در بازار بورس تهران، فرضیه‌های زیر باید مورد آزمون قرار گیرند.

Null Hypothesis	Alternative Hypothesis
$H_{10} : ACAR_{W,t} = 0$	$H_{1a} : ACAR_{W,t} < 0$
$H_{20} : ACAR_{L,t} = 0$	$H_{2a} : ACAR_{L,t} > 0$
$H_{30} : ACAR_{A,t} = ACAR_{W,t} - ACAR_{L,t} = 0$	$H_{2a} : ACAR_{A,t} > 0$

فرضیه‌های فوق با استفاده از آماره *t-student* در سطح معنی‌داری پنج درصد مورد آزمون قرار می‌گیرند. زمانی که آماره t بالاتر از مقادیر بحرانی مربوطه باشد، فرضیه صفر رد خواهد شد.

الف- تعدیل سودهای بازگشتی از لحاظ ریسک

روش توضیح داده‌شده در قسمت قبل به‌منظور بررسی وجود اثرات بازگشتی بازدهی‌های پرتفوی‌های حدی در بلندمدت توسط دی‌بونت و تالر (۱۹۸۵) ارائه شد. چان (۱۹۸۸) و بال و دیگران (۱۹۹۵) وجود این اثرات بیش واکنشی بلندمدت را ناشی از تفاوت ریسک‌های پرتفوهای حدی می‌دانند. به همین دلیل، فاما و فرنچ (۱۹۹۳) ضروری می‌دانند که بی‌قاعدگی‌های بازار نظیر اثرات بازگشتی بازدهی بلندمدت در قالب مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی بررسی شود، زیرا ممکن است بازده بالاتر ایجادشده در این بی‌قاعدگی‌ها چیزی جز جبران ریسک نباشد.

به‌منظور ارزیابی ریسک پرتفوی‌های حدی از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[1] (CAPM) استفاده می‌کنیم. بدین منظور بازده مازاد پرتفوی‌های برنده و بازنده را بر روی بازده مازاد شاخص بازار، مطابق مدل زیر برازش می‌کنیم.

$$R_{p.t} - R_{f.t} = \alpha_p + \beta_M\left(R_{m.t} - R_{f.t}\right) + \varepsilon_{p.t} \quad ; \quad p = L.W \qquad (۷)$$

که $R_{p.t}$ بیانگر بازدهی‌های ماهیانه پرتفوی‌های برنده و بازنده، $R_{f.t}$ نرخ بهره بدون ریسک در زمان t، $R_{m.t}$ بازدهی شاخص بازار در زمان t، $\varepsilon_{p.t}$ جزء اخلال می‌باشد. برای پرتفوی آربیتراژی (L-W) نیز همین معادله را خواهیم داشت، با این تفاوت که متغیر وابسته از تفاضل بازدهی بازنده از برنده به دست می‌آید.

بر اساس مدل CAPM، بازدهی مازاد هر پرتفوی باید به‌طور کامل بر اساس مازاد بازدهی بازار توضیح داده شود. اگر سودهای بازگشتی بلندمدت ناشی از ریسک پرتفوی باشد، آنگاه ضرایب معنادار β و بی‌معنی α خواهیم داشت. در مقابل، α مثبت و معنی‌دار برای پرتفوی آربیتراژی از وجود سودهای بازگشتی بلندمدت حتی بعد از تعدیلات صورت گرفته نسبت به ریسک، حمایت می‌کند.

علاوه بر مدل تک عاملی CAPM، این مطالعه از مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی نظیر مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهار عاملی چان و فاف[2] (۲۰۰۵) با افزوده شدن نقدینگی استفاده می‌کند و عملکرد پرتفوی‌های حدی را بر اساس معادلات زیر موردبررسی قرار می‌دهد.

1 . Capital Asset Pricing Model
2 . Chan and Faff

www.SID.ir

Archive of SID

$$R_{p.t} - R_{f.t} = \alpha_p + \beta_M\left(R_{m.t} - R_{f.t}\right) + \beta_s SMB_t + \beta_h HML_t + \varepsilon_{p.t} \quad ; \quad p = L.W \qquad (۸)$$

معادله (۸)، بیانگر مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) می‌باشد. چان و فاف (۲۰۰۵) با افزودن عامل نقدینگی به مدل، مدل چهار عاملی زیر را ارائه کردند:

$$R_{p.t} - R_{f.t} = \alpha_p + \beta_M\left(R_{m.t} - R_{f.t}\right) + \beta_s SMB_t + \beta_h HML_t + \beta_i IMV_t + \varepsilon_{p.t} \quad ; \quad p = L.W \qquad (۹)$$

که متغیرهای SMB_t، HML_t و IMV_t به ترتیب بیانگر متوسط بازدهی پرتفوی‌های شبیه‌سازی شده[1] برای عوامل ریسک اندازه، نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام و نقدینگی می‌باشند. β_M، β_s و β_i ضریب زاویه این متغیرها در رگرسیون سری زمانی می‌باشد. برای پرتفوی آربیتراژی (L-W) متغیر وابسته از تفاوت بازدهی پرتفوهای بازنده و برنده به دست می‌آید.

عوامل ریسکی تعریف‌شده در معادله (۹) با استفاده از روش مرتب‌سازی ۳×۳×۲ چان و فاف (۲۰۰۵) محاسبه‌شده است. طبق این روش در ابتدا شرکت‌ها را بر اساس ارزش بازاری سهام در دوره تشکیل پرتفوی با نسبت‌های مساوی به دو گروه بزرگ (Big) و کوچک (Small) تقسیم می‌شوند. این عمل در هر گروه این بار بر اساس نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام تکرار می‌شود و هر گروه به سه زیرگروه زیاد (High)، متوسط (Medium) و اندک (Low) با نسبت‌های ۳۰، ۴۰ و ۳۰ درصد تفکیک می‌شوند. این عمل را دوباره بر اساس نسبت نقدینگی تکرار می‌کنیم و هر زیرگروه را به سه دسته نقدینه (Very liquid)، نسبتاً نقدینه (Moderately liquid)[2] و غیر نقدینه (Illiquid) با نسبت‌های ۳۰، ۴۰ و ۳۰ درصد تقسیم می‌کنیم. در پایان دو گروه خواهیم داشت که هر گروه دارای سه زیرگروه و هر زیرگروه شامل سه دسته خواهد بود که مجموعاً ۱۸ پرتفوی (S/L/V، S/L/N، S/L/I، S/M/V، S/M/N، S/M/I، S/H/V، S/H/N، S/H/I، B/L/V، B/L/N، B/L/I، B/M/V، B/M/N، B/M/I، B/H/V، B/H/N، B/H/I) ایجاد خواهد شد. شرکت‌های حاضر در این ۱۸ پرتفوی در دوره تشکیل به‌عنوان پرتفوی‌های شبیه‌سازی شده برای عامل‌های اندازه، نسبت ارزش دفتری و نقدینگی در دوره تشکیل پرتفوی بکار می‌روند. مشابه با رویه بکار رفته در مطالعه فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، پرتفوی شبیه‌سازی شده برای اندازه (SMB[3])، از تفاوت متوسط بازدهی‌های نُه پرتفوی کوچک از متوسط بازدهی‌های نُه پرتفوی بزرگ به دست می‌آید. پرتفوی شبیه سازی شده برای نسبت ارزش دفتری (HML[4]) نیز، از تفاوت متوسط بازدهی‌های شش پرتفوی با نسبت بالای ارزش دفتری از متوسط بازدهی‌های شش پرتفوی با نسبت اندک ارزش دفتری به دست می‌آید. به‌طور مشابه پرتفوی شبیه‌سازی شده برای نسبت نقدینگی (IMV[5]) از تفاوت متوسط بازدهی‌های شش پرتفوی غیر نقدینه از متوسط بازدهی‌های شش پرتفوی نقدینه به دست می‌آید.

قبل از تخمین معادله رگرسیون، ابتدا باید از جعلی نبودن رگرسیون اطلاع پیدا کرد. بدین منظور با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد داده‌های پنل به بررسی مانایی متغیرهای پژوهش پرداخته شد که نتیجه حاصل نشان داد همه متغیرهای پژوهش در سطح مانا هستند.

---

1 . Mimicking portfolios

۲. به دلیل متمایز شدن از نماد زیرگروه متوسط (Medium)، نماد اختصاری دسته نسبتاً نقدینه را با N نشان می‌دهیم.

3 . Small minus big

4 . High minus low

5 . Illiquid minus very liquid

www.SID.ir

Archive of SID

ب- تخمین مدل

در این بخش ابتدا به ویژگی‌های آماری سهام‌های برنده و بازنده می‌پردازیم. آماره‌های توصیفی پرتفوی‌های برنده و بازنده در دوره تشکیل در جدول ۱ ارائه‌شده است. همان‌طور که ملاحظه می کنیم پرتفوی برنده دارای بازدهی مثبت حداکثری می‌باشد، درحالی‌که پرتفوی بازنده دارای بازدهی منفی حداقلی در طول دوره تشکیل پرتفوی است.

جدول ۱. ویژگی‌های آماری پرتفوی‌های بلندمدت در دوره تشکیل ۳۶ ماهه

ویژگی آماری	پرتفوی برنده	پرتفوی بازنده
متوسط ماهیانه بازدهی غیرعادی	۰/۰۲۹۶	-۰/۰۳۳۸
انحراف معیار	۰/۰۰۰۲۳	۰/۰۰۰۱۶
متوسط ارزش سرمایه‌ای (میلیارد ریال): اندازه	۲۵۰۸۷/۵۹	۲۰۵۳۵/۱۷
متوسط نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام: ارزش	۲/۱۰۳	۳/۹۱۲

همچنین بر اساس جدول ۱، سهام‌های پرتفوی برنده دارای خصوصیات متنوع‌تر و انحراف معیار بالاتری نسبت به سهام‌های موجود در پرتفوی بازنده است. سهام برنده در مقایسه با سهام بازنده دارای اندازه بزرگ‌تر و ارزش کوچک‌تری هستند.

۱- بازدهی غیرعادی و اثرات بازگشتی بلندمدت

نتایج ارائه‌شده در جدول ۲، واکنش سهام‌های برنده و بازنده قبلی در بازار بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد. این مطالعه با بررسی بازدهی غیرعادی در دوره‌های تشکیل و نگهداری پرتفوی، به ارزیابی اثر بیش واکنشی می‌پردازد. جدول ۲، داده‌های متوسط بازدهی‌های غیرعادی انباشته برای پرتفوی‌های برنده، بازنده و آربیتراژی در پایان دوره شکل‌گیری و همچنین دوره نگهداری ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۱۸، ۲۴ و ۳۶ ماهه گزارش‌شده است. بر اساس نتایج حاصل از نمونه ۱۷۸ تایی از اوراق بهادار، در زمان تشکیل پرتفوی، سهام‌های برنده مطابق انتظار عملکرد بهتری نسبت به سهام‌های بازنده داشتند، اما در ادامه در دوره نگهداری پرتفوی، تغییرات چشمگیری در بازدهی‌های سهام‌های مذکور صورت گرفت که بیانگر اثرات بازدهی بلندمدت یا اثرات بیش واکنشی می‌باشد. همان‌طور که در جدول مذکور ملاحظه می‌شود، $ACAR$ پرتفوی آربیتراژی در دوره نگهداری پرتفوی، بازدهی‌های مثبتی ایجاد می‌کند. اگرچه بازنده دوره گذشته نسبت به برنده در تمام دوره های نگهداری پرتفوی عملکرد بهتری دارد، اما تنها سودهای دوره ۳۶ ماهه به طرز قابل‌توجهی معنی‌دار می‌باشد. سهام‌های بازنده ۳۶ ماه گذشته در ۳۶ ماه آتی متوسط بازدهی مازاد انباشته‌ای معادل با ۳۸/۰۸ درصد ایجاد می‌کند، درحالی‌که این رقم برای سهام‌های برنده برابر با ۳/۰۷- درصد می‌باشد؛ بنابراین، پرتفوی آربیتراژی (L-W) در طول دوره ۳۶ ماهه، $ACAR$ مثبتی معادل با ۴۱/۱۵ درصد که از لحاظ آماری معنادار (آماره-t برابر با ۴/۳۱) است، ایجاد می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، سهام

www.SID.ir

Archive of SID

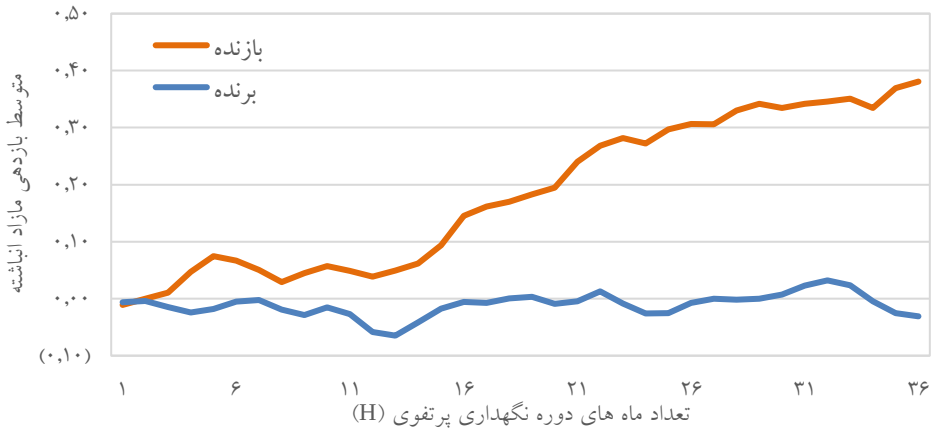
های بازنده گذشته به‌طور متوسط ۴۱/۱۵ درصد بهتر از سهام‌های برنده گذشته طی دوره ۳۶ ماهه عمل می‌کند. این رقم معادل با سود سالیانه ۱۳/۷ درصد در بازار بورس تهران می‌باشد.

جدول ۲. بررسی معناداری *ACAR* بازدهی پرتفوی‌های بلندمدت برنده و بازنده

پرتفوی	بازدهی انباشته در دوره تشکیل	متغیرها	تعداد ماه‌های دوره نگهداری پرتفوی (H)					
			H=۳	H=۶	H=۹	H=۱۲	H=۱۸	H=۲۴	H=۳۶
برنده	۱/۰۶۴۶	*ACAR*	-۰/۰۱۴۹	-۰/۰۰۵۱	-۰/۰۲۸۶	-۰/۰۵۸۵	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۸۴	-۰/۰۳۰۷
		بازده ماهیانه (٪)	-۰/۴۹۵۱	-۰/۰۸۵۳	-۰/۳۱۷۷	-۰/۴۸۷۳	۰/۰۰۱۴	-۰/۱۰۸۶	-۰/۰۸۵۴
		Prob	(۰/۸۰۵)	(۰/۲۱۱)	(۰/۰۶۲)*	(۰/۴۶۶)	(۰/۰۸۷)*	(۰/۰۵۶)*	(۰/۰۰۶)**
بازنده	-۱/۲۱۸۳	*ACAR*	۰/۰۱۰۵	۰/۰۶۶۶	۰/۰۴۵۰	۰/۰۳۸۵	۰/۱۷۰۱	۰/۲۸۱۵	۰/۳۸۰۸
		بازده ماهیانه (٪)	۰/۳۵۱۵	۱/۱۰۹۷	۰/۴۹۹۸	۰/۳۲۱۱	۰/۹۴۵۲	۱/۱۳۴۰	۱/۰۵۷۷
		Prob	(۰/۶۱۹)	(۰/۳۴۲)	(۰/۶۸۸)	(۰/۸۱۶)	(۰/۱۴۹)	(۰/۰۶۱)*	(۰/۰۱۷)**
آربیتراژ (L-W)		*ACAR*	۰/۰۲۵۴	۰/۰۷۱۷	۰/۰۷۳۶	۰/۰۹۷۰	۰/۱۶۹۹	۰/۲۹۸۲	۰/۴۱۱۵
		سود متوسط ماهیانه	۰/۸۴۶۷	۱/۱۹۵۰	۰/۸۱۷۵	۰/۸۰۸۴	۰/۹۴۳۸	۱/۲۴۲۵	۱/۱۴۳۰
		آماره-*t*	۰/۵۸۲۰	۰/۹۸۹۱	۰/۷۱۵۷	۰/۶۱۱۴	۱/۵۲۸۶	۲/۳۱۰۰	۴/۳۰۹۰**

توضیحات: * معناداری در سطح ۱۰ درصد ** معناداری در سطح ۵ درصد

وجود اثرات بازگشتی بازدهی بلندمدت در بازار بورس تهران، نشان از سوددهی استراتژی سرمایه‌گذاری معکوس دارد. بدین‌صورت که با فروش سهام برنده و خرید سهام بازنده ۳۶ ماه گذشته، سوددهی معنادار ۱۳/۷ درصد در سال ایجاد خواهد کرد. مطالعه حاضر مشابه مطالعات سعیدی و باقری (۱۳۸۹) و مهدوی و دیگران (۱۳۹۲) وجود اثرات بیش واکنشی در بازار بورس تهران را تأیید می‌کند. البته میزان سودهای بازگشتی در مطالعه حاضر نسبت به مطالعات مذکور کمتر است که این موضوع بیانگر کاهش اندازه اثرات بازگشتی بلندمدت در طول سال‌های اخیر می‌باشد.



نمودار ۱. *ACAR* پرتفوی‌های بلندمدت برنده و بازنده در بازار بورس تهران

www.SID.ir

Archive of SID

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، با مشاهده عملکرد پرتفوهای برنده و بازنده در طول دوره تشکیل و نگهداری، می‌توان الگوی اثرات بازگشتی در بلندمدت را مورد تأیید قرار داد. وجود اثرات بازگشتی بلندمدت بیش‌تر به بازگشت در بازدهی پرتفوی بازنده برمی‌گردد و بیانگر این است که این اثرات نامتقارن است. پرتفوی بازنده، به‌طور متوسط بازده مازاد انباشته مثبتی به میزان ۳۸/۱ درصد در دوره ۳۶ ماهه نگهداری پرتفوی به دست می آورد، درحالی‌که در دوره ۳۶ ماهه تشکیل پرتفوی، بازدهی انباشته برابر با ۷۱/۹- درصد به دست آورده است. در طرف مقابل، برای پرتفوی برنده بازدهی مازاد انباشته ۳۶ ماهه به میزان ۳۵/۶ درصد در دوره تشکیل پرتفوی بوده و تا سطح ۳/۱- درصد در دوره نگهداری پرتفوی کاهش می‌یابد. همان‌طور که می‌بینیم بازگشت در بازدهی سهام به‌صورت نامتقارن می‌باشد، به صورتی که بازگشت بازدهی‌های منفی به بازدهی‌های مثبت به‌صورت سریع‌تری نسبت به بازگشت بازدهی‌های مثبت به سمت بازدهی‌های منفی اتفاق می‌افتد. نام[1] و دیگران (۲۰۰۱) این عدم تقارن را نتیجه یک رفتار طبیعی می‌دانند و عنوان می‌کنند اشتباه در قیمت‌گذاری که توسط سرمایه‌گذارانی که به اطلاعات منفی به میزان بیش‌تری واکنش نشان می‌دهند، منجر به تغییرات نامتقارن بازدهی سهام می‌شود. در نمودار ۱، متوسط بازدهی مازاد انباشته برای دو پرتفوی برنده و بازنده در دوره نگهداری ارائه‌شده است. همان‌طور که مشاهده می‌کنیم، $ACAR$ پرتفوی بازنده دارای بازدهی مثبت و دارای روند صعودی در طول دوره نگهداری می‌باشد، درحالی‌که برای پرتفوی برنده، $ACAR$ حول محور افقی در نوسان است و تفاوت چندانی با بازدهی صفر ندارد؛ بنابراین، باگذشت زمان و افزایش تعداد ماه‌های دوره نگهداری پرتفوی، اختلاف میان $ACAR$ دو پرتفوی افزایش می‌یابد.

۲- اثرات تقویمی در سودهای بازگشتی بلندمدت

همان‌طور که در بخش‌های قبل عنوان شد یکی از ایرادات مطرح‌شده به وجود اثرات بیش واکنشی، اثرات فصلی است. در این بخش از مقاله، به بررسی اثرات تقویمی ماه‌های سال در بازدهی‌های بازگشتی بلندمدت پرتفوی آربیتراژی در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازیم. اثرات ماه‌های سال بیان می‌کند که بازده‌های انتظاری و استانداردشده برای تمام ماه‌های سال یکسان نمی‌باشد. یکی از مهم‌ترین این اثرات، اثر ژانویه[2] می‌باشد که بیانگر این است بازدهی سهام به‌طور متوسط در ماه‌های اول سال نسبت به سایر ماه‌ها بالاتر است. در جدول ۳ میانگین سودهای ماهیانه بلندمدت معکوس برای هر یک از ۱۲ ماه سال ارائه‌شده است.

جدول ۳. بررسی اثرات تقویمی در سودهای بازگشتی بلندمدت

ماه	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور
بازدهی (٪)	۰/۵۳۶۶	۰/۵۸۶۵	۰/۳۷۹۳	۰/۷۲۵۳	۰/۹۳۶۴	۰/۹۲۵۳
انحراف معیار	۰/۰۱۶۵	۰/۰۱۵۷	۰/۰۲۰۷	۰/۰۱۹۱	۰/۰۱۵۸	۰/۰۱۲۰
ماه	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند
بازدهی (٪)	۰/۸۵۷۰	۰/۷۳۵۳	۰/۸۰۹۱	۰/۸۲۲۸	۰/۸۸۷۸	۰/۸۵۶۰
انحراف معیار	۰/۰۱۰۷	۰/۰۱۰۵	۰/۰۱۲۱	۰/۰۱۳۶	۰/۰۱۳۲	۰/۰۱۳۳
آماره F (آنالیز واریانس)			۰/۱۶ (۰/۹۹۰)			

توضیحات: عدد داخل پرانتز بیانگر سطح معناداری می‌باشد.

1 . Nam
2 . January effect

www.SID.ir

Archive of SID

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌کنیم نشانه‌ای از وجود اثرات تقویمی در ماه‌های اول سال دیده نمی‌شود. بیش‌ترین و کم‌ترین بازدهی بلندمدت به ترتیب متعلق به ماه‌های مرداد و خرداد می‌باشد. همچنین بیش‌ترین و کم‌ترین انحراف معیار نیز به ترتیب متعلق به ماه‌های خرداد و آبان است. بر اساس آماره F به‌دست‌آمده از تحلیل واریانس (برابر با ۰/۱۶)، تفاوت میان سودهای بلندمدت معکوس از لحاظ آماری معنادار نیست. درنتیجه وجود اثرات تقویمی ماهیانه در سودهای بازگشتی بلندمدت در بازار بورس تهران رد می‌شود.

۳- تعدیل سودهای بازگشتی بلندمدت با استفاده از مدل تک عاملی CAPM

نتایج بخش قبلی با استفاده از سودهای تعدیل‌شده بر اساس شاخص بازار از وجود سودهای بلندمدت معکوس در بازار بورس اوراق بهادار تهران خبر می‌داد. بااین‌حال، مهم است که به بررسی بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک نیز بپردازیم. این مطالعه با استفاده از تکنیک‌های مختلف به تعدیل ریسک بازدهی سهام می‌پردازد. مطابق با مطالعه ماهشواری و هانکار (۲۰۱۵)، در ابتدا با استفاده از رویکرد تک متغیره به‌صورت جدا سعی در کنترل چهار نوع ریسک بتا، اندازه، ارزش و نقدینگی داریم. در ادامه از یک رویکرد چند متغیره استفاده می‌کنیم و مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی را برای کنترل ریسک‌های موجود به کار می‌بریم.

در ابتدا برای کنترل ریسک بتا از مدل تک عاملی CAPM استفاده می‌کنیم. طبق این مدل، بازدهی پرتفوی های حدی را بر روی بازدهی مازاد بازار برازش می‌کنیم. با توجه به این‌که برای چند دوره پرتفوی‌های بازنده و برنده تعریف‌شده است، تخمین بر اساس روش‌های داده‌های تلفیقی[1] و تابلویی (اثرات ثابت[2] و تصادفی[3]) صورت می‌گیرد. برای این‌که تشخیص دهیم کدام‌یک از روش‌های مذکور تخمین مناسب‌تری از مدل ارائه می‌دهد، از آزمون‌های F لیمر[4] و هاسمن[5] استفاده می‌کنیم. بدین منظور در ابتدا با استفاده از آزمون F لیمر نوع داده‌های ترکیبی (تلفیقی یا تابلویی) مشخص می‌شود که در صورت پذیرش فرضیه صفر آزمون از روش داده‌های تلفیقی استفاده می‌کنیم؛ اما در صورت عدم پذیرش فرضیه صفر، از مدل‌های داده‌های تابلویی (اثرات ثابت و تصادفی) استفاده می‌شود. در ادامه برای این‌که تشخیص دهیم کدام‌یک از مدل‌های داده‌های تابلویی تخمین بهتری ارائه می‌دهد، از آزمون هاسمن استفاده می‌کنیم. فرضیه صفر آزمون هاسمن دلالت بر انتخاب روش اثرات تصادفی دارد که در صورت عدم پذیرش آن از مدل اثرات ثابت استفاده می‌شود.

در پنل اول جدول ۴، نتایج حاصل از تخمین مدل CAPM در صورت عدم کنترل ریسک‌های موجود ارائه‌شده است. همان‌طور که مشاهده می‌کنیم مدل CAPM قادر به توضیح سودهای غیرعادی بازگشتی بلندمدت در بازار بورس تهران نیست. مقدار α برای پرتفوی‌های بازنده و برنده در افق زمانی بلندمدت منفی به‌دست‌آمده است که بر این اساس نمی‌توان وجود سودهای بازگشتی بلندمدت را رد کرد یا پذیرفت. البته برای پرتفوی آربیتراژی مقدار عرض از مبدأ مثبت و معنی‌دار با بازدهی ماهیانه ۱/۱۴ درصد به‌دست‌آمده است که همچنان سوددهی استراتژی معکوس سرمایه‌گذاری حتی باوجود ریسک بتا را مورد تأیید قرار

1 . Pooled
2 . Fixed effect
3 . Random effect
4 . F-limer
5 . Hausman

www.SID.ir

Archive of SID

می‌دهد. ازاین‌رو می‌توان گفت پرتفوی بلندمدت بازنده قبلی طی ۳۶ ماه آتی عملکرد بهتری نسبت به پرتفوی بلندمدت برنده قبلی دارد و این اختلاف بازدهی را نمی‌توان با استفاده از ریسک بتا توضیح داد.

جدول ٤. تعدیل ریسک سودهای ماهیانه بازگشتی با استفاده از مدل تک عاملی *CAPM*

پرتفوی	α	*t-stat* (α)	β	*t-stat* (β)	*Adj* R^2	آماره F لیمر	آماره هاسمن
پنل اول: تعدیل ریسک بازدهی‌ها با استفاده از مدل *CAPM*							
برنده	-۰/۰۱٦٦	-٦/۰٥**	-۰/۰٥٤٦	-۱/۰۹	۰/۰۰۱۳	۰/٤۳	–
بازنده	-۰/۰۰٥۱	-۱/۳۷	۰/۱۷۹۸	۲/٦۱**	۰/۰۳۹۰	۰/۳۳	–
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۱۱٤	۳/٤۷**	۰/۲۳٤٤	۳/۸۸**	۰/۰۸۹۷	۰/٦٤	–
پنل دوم: تعدیل ریسک بازدهی‌های پرتفوی اندازه-خنثی با استفاده از مدل *CAPM*							
برنده	۰/۰۰٦٦	۲/۲٤*	۱/۰۸٤۸	۱۹/۹۷**	۰/۷۳۷٥	۰/۸۱	–
بازنده	۰/۰۰٦۸	۱/۹۰	۱/۱۲۸۱	۱۷/۱٥**	۰/٦۷٤٥	۰/۳۳	–
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۰۰۲	۰/۰۷	۰/۰٤۳۳	۰/۸۳	۰/۰۰٤۸	۱/۳۳	–
پنل سوم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی ارزش-خنثی با استفاده از مدل *CAPM*							
برنده	۰/۰۰۷۱	۲/۱٦*	۱/۳۲۲۳	۱۸/۷٦**	۰/۷۱۰٥	۰/٥۱	–
بازنده	۰/۰۰۷٥	۲/۱۷*	۱/۰۹۲٤	۱۷/۰٥**	۰/٦٦۹٥	۰/۸۷	–
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۰۰٥	۰/۱۱	-۰/۰٥۰٦	-۱/۰۷	۰/۰۰٤۹	۳/۰٥*	۱/۸۸
پنل چهارم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی حجم-خنثی با استفاده از مدل *CAPM*							
برنده	۰/۰۰٤۲	۱/٥۱	۱/۰٤۷۱	۲۰/٥٥**	۰/۷٤۸٤	۱/٥۸	–
بازنده	۰/۰۰۹۸	۲/٤۳*	۱/۱۲۷٥	۱٥/۳۰**	۰/٦۲۲٤	۰/۹۲	–
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۰٥٦	۰/۷۸	۰/۰۷۳۷	۱/۳۱	۰/۰۱۳٦	۳/۹۰*	۰/۰٦

توضیحات: * معناداری در سطح ۵ درصد، ** معناداری در سطح ۱ درصد

علاوه بر ریسک بتا، این مطالعه با استفاده از روش منگولی[1] (۲۰۰۴) به کنترل ریسک اندازه، ارزش و نقدینگی می‌پردازد. در پژوهش حاضر سنجه استفاده‌شده برای اندازه‌گیری اندازه، ارزش و نقدینگی به ترتیب برابر باارزش جاری بازار، نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام (B/M) و نرخ معاملات می‌باشد. برای کنترل اثر اندازه و عدم تأثیرپذیری نتایج از آن، ابتدا همه سهام را در پایان دوره تشکیل پرتفوی بر اساس ارزش جاری‌شان از پایین به بالا مرتب می‌کنیم. در مرحله بعد سهام‌ها را از لحاظ اندازه به سه گروه کوچک، متوسط و بزرگ تقسیم می‌کنیم. دوباره سهام‌های موجود در هر زیرگروه را بر اساس بازدهی انباشته دوره تشکیل پرتفوی مرتب می‌کنیم و ۱۲ سهام با بازدهی انباشته بالاتر (۲۰ درصد سهام با عملکرد بهتر) را به‌عنوان

1 . Mengoli

www.SID.ir

Archive of SID

سهام برنده و ۱۲ سهام با بازدهی انباشته کمتر (۲۰ درصد سهام با عملکرد ضعیف‌تر) را به‌عنوان سهام بازنده در نظر می‌گیریم. این عمل برای هر سه زیرگروه انجام می‌دهیم و مجموعاً ۳۶ سهام برنده و ۳۶ سهام بازنده اندازه–خنثی خواهیم داشت. با کاربرد دوباره این روش، برای کنترل اثر ارزش و نقدینگی، پرتفوی‌های ارزش–خنثی و نقدینگی–خنثی (حجم–خنثی) به دست می‌آید.

پنل دوم جدول ۴ سوددهی بازدهی تعدیل‌شده بر اساس ریسک را در پرتفوی‌های بلندمدت اندازه–خنثی با استفاده از مدل تک عاملی CAPM نشان می‌دهد. همان‌طور که از جدول مشخص است، ضریب α تنها برای پرتفوی برنده معنادار است. در مقابل ضریب β به‌دست‌آمده برای پرتفوی‌های برنده و بازنده مثبت و معنادار است؛ بنابراین بر اساس نتایج فوق، این سودها مستقل از اثرات اندازه هستند و نمی‌توان گفت سودهای معکوس بلندمدت معناداری ایجاد می‌شود.

پنل سوم جدول ۴ سوددهی بازدهی تعدیل‌شده بر اساس ریسک را در پرتفوی‌های بلندمدت ارزش–خنثی نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌کنیم برای پرتفوی آربیتراژی ضرایب به‌دست‌آمده از لحاظ آماری معنادار نیستند، درحالی‌که ضرایب α و β به‌دست‌آمده برای پرتفوی‌های برنده و بازنده معنادار می باشند؛ بنابراین می‌توان گفت سودهای بلندمدت معکوس به‌طور کامل مستقل از اثرات ارزش نیست و بخشی از آن را می‌توان بر اساس تفاوت ریسک ارزش پرتفوی‌های حدی توضیح داد.

در پنل چهارم جدول ۴، نتایج حاصل از سوددهی بازدهی تعدیل‌شده بر اساس ریسک در پرتفوی‌های حجم–خنثی ارائه‌شده است. مطابق با نتایج تخمین، اگرچه پرتفوی بلندمدت بازنده، بازدهی تعدیل‌شده معناداری ایجاد می‌کند، اما در پرتفوی‌های بلندمدت برنده و آربیتراژی، سودهای بلندمدت معکوس معناداری ایجاد نمی‌شود. چنین نتایجی نشان از وجود اثرات نقدینگی بر روی سوددهی بازگشتی بلندمدت در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌دهد.

٤- رویکرد چند متغیره تعدیل ریسک

در ادامه به بررسی سودآوری بازدهی‌های بازگشتی بلندمدت تعدیل‌شده از لحاظ ریسک در چارچوب رویکرد چند متغیره که به‌طور هم‌زمان منشأ مختلف ریسک را کنترل می‌کند، می‌پردازیم. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) چارچوبی پیشنهاد دادند که در قالب مدل سه عاملی بتوان به‌طور هم‌زمان ریسک‌های بازار، اندازه و ارزش را کنترل کرد. بعدها این مدل با اضافه کردن عامل ریسک نقدینگی توسط چان و فاف (۲۰۰۵) تکمیل شد. پژوهش حاضر با استفاده از هر دو مدل سه عاملی فاما و فرنچ و چهار عاملی چان و فاف به ارزیابی سوددهی بلندمدت تعدیل‌شده از لحاظ ریسک در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

در جدول ۵ نتایج حاصل از تخمین مدل سه عاملی ارائه‌شده است. همان‌طور که مشاهده می‌کنیم اگرچه در صورت عدم کنترل اثرات ریسک‌های اندازه، ارزش و نقدینگی، ضریب α برای پرتفوی‌های برنده و بازنده معنادار است، اما مقدار آن منفی است و نمی‌توان گواهی بر وجود و رد سودهای معکوس بلندمدت باشد. البته در صورت کنترل یکی از ریسک‌های موجود، ضریب α بی‌معنی شده و سوددهی بازگشتی بلندمدت تماماً به ریسک بازار و تفاوت ریسک‌های موجود در پرتفوی‌های حدی برمی‌گردد. همان‌طور که مشاهده می‌شود بازدهی پرتفوی‌های بلندمدت بازنده، برنده و آربیتراژی به‌طور مثبت و معناداری متأثر از ریسک بازار و ریسک اندازه می‌باشند. این نتایج نشان می‌دهد که پرتفوی بلندمدت بازنده شامل سهام‌های با اندازه به نسبت کوچک‌تری می‌باشند که ریسک بالاتری نسبت به سهام‌های موجود در پرتفوی برنده

www.SID.ir

Archive of SID

دارند؛ بنابراین، بالاتر بودن بازدهی سهام‌های بازنده نسبت به سهام‌های برنده در دوره تشکیل پرتفوی به ریسک بالاتر این سهام‌ها برمی‌گردد.

جدول ۵. تعدیل ریسک سودهای ماهیانه بازگشتی با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ

پرتفوی	α	β_M	β_S	β_h	$Adj\ R^2$	آماره F لیمر	آماره هاسمن
پنل اول: تعدیل ریسک بازدهی‌ها با استفاده از مدل سه عاملی							
برنده	−۰/۰۱۹۷	−۰/۰۳۴۸	۰/۶۳۰۴	−۰/۲۵۱۳	۰/۳۳۸۵	۱/۴۵	–
	(−۸/۶۵)**	(−۰/۸۳)	(۷/۶۱)**	(−۲/۱۶)*			
بازنده	−۰/۰۰۹۱	۰/۲۱۶۲	۰/۷۵۹۶	−۰/۰۹۹۷	۰/۲۵۱۹	۰/۵۴	–
	(−۲/۶۹)**	(۳/۴۷)**	(۶/۱۷)**	(−۰/۵۸)			
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۱۰۶	۰/۲۵۱۰	۰/۱۲۹۲	۰/۱۵۱۶	۰/۰۸۶۷	۰/۷۳	–
	(۳/۱۵)**	(۴/۰۵)**	(۱/۰۶)	(۰/۸۸)			
پنل دوم: تعدیل ریسک بازدهی‌های پرتفوی اندازه-خنثی با استفاده از مدل سه عاملی							
برنده	۰/۰۰۳۷	۱/۱۰۷۱	۰/۵۷۱۳	−۰/۱۵۸۹	۰/۷۹۷۳	۱/۳۸	–
	(۱/۳۹)	(۲۲/۴۵)**	(۵/۸۷)**	(−۱/۱۶)			
بازنده	۰/۰۰۲۷	۱/۱۵۶۱	۰/۸۰۸۵	−۰/۲۸۱۱	۰/۷۷۵۱	۰/۲۲	–
	(۰/۹۱)	(۲۰/۶۸)**	(۷/۳۳)**	(−۱/۸۱)			
آربیتراژ (L-W)	−۰/۰۰۰۹	۰/۰۴۹۰	۰/۲۳۷۳	−۰/۱۲۲۱	۰/۰۳۳۱	۱/۱۸	–
	(−۰/۳۴)	(۰/۹۳)	(۲/۲۸)*	(−۰/۸۴)			
پنل سوم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی ارزش-خنثی با استفاده از مدل سه عاملی							
برنده	۰/۰۰۳۸	۱/۱۵۴۳	۰/۶۴۲۶	−۰/۲۲۷۲	۰/۷۷۷۹	۱/۰۷	–
	(۱/۳۱)	(۲۱/۲۸)**	(۶/۰۰)**	(−۱/۵۱)			
بازنده	۰/۰۰۳۴	۱/۱۲۰۳	۰/۸۱۸۷	−۰/۲۹۱۰	۰/۷۸۲۴	۰/۶۸	–
	(۱/۱۹)	(۲۱/۰۰)**	(۷/۷۸)**	(−۱/۹۷)			
آربیتراژ (L-W)	−۰/۰۰۰۴	−۰/۰۴۹۷	۰/۱۶۳۰	−۰/۰۴۰۲	۰/۰۳۲۸	۲/۷۹*	۱۴/۳۲**
	(−۰/۱۴)	(−۱/۰۲)	(۱/۷۳)	(−۰/۳۰)			
پنل چهارم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی حجم-خنثی با استفاده از مدل سه عاملی							
برنده	۰/۰۰۱۱	۱/۰۸۶۲	۰/۶۱۳۰	−۰/۱۹۹۰	۰/۸۲۱۲	۳/۲۸*	۸۲۰/۶۵**
	(۰/۴۷)	(۲۴/۶۱)**	(۷/۱۵)**	(−۱/۶۴)			
بازنده	۰/۰۰۴۶	۱/۱۸۴۸	۰/۹۶۵۶	۰/۰۵۱۵	۰/۷۳۲۷	۱/۱۶	–
	(۱/۳۳)	(۱۸/۶۹)**	(۷/۷۲)**	(۰/۲۹)			
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۰۳۵	۰/۱۱۱۳	۰/۳۵۵۸	۰/۲۸۵۵	۰/۰۸۷۴	۴/۰۵**	۲/۸۳
	(۱/۱۰)	(۱/۹۸)*	(۳/۲۵)**	(۱/۸۴)			

توضیحات: * معناداری در سطح ۵ درصد، ** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره t می‌باشند.

جدول ۶ نتایج حاصل از تخمین رگرسیون مدل چهار عاملی چان و فاف برای پرتفوی‌های حدی بلندمدت را نشان می‌دهد. با مقایسه نتایج این مدل با نتایج حاصل از مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مشاهده می‌کنیم که عامل نقدینگی افزوده‌شده به مدل چهار عاملی تأثیری بر روی نتایج ندارد و ریسک نقدینگی عامل مهمی در تعیین بازدهی‌های بلندمدت پرتفوی‌های برنده و بازنده نیست.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ٦. تعدیل ریسک سودهای ماهیانه بازگشتی با استفاده از مدل چهار عاملی چان و فاف

پرتفوی	α	β_M	β_S	β_h	β_i	$Adj\ R^2$	آماره F لیمر	آماره هاسمن
پنل اول: تعدیل ریسک بازدهی‌ها با استفاده از مدل چهار عاملی								
برنده	-۰/۰۱۹۸ (-۸/٦٦)**	-۰/۰۳۲۷ (-۰/۷۸)	۰/٦۳۰٤ (۷/٦۰)**	-۰/۲۵۱٦ (-۲/۱٦)*	۰/۰۷۷٤ (۰/۸٦)	۰/۳۳۷۳	۱/۳۹	-
بازنده	-۰/۰۰۹۲ (-۲/٦۹)**	۰/۲۱۷٤ (۳/٤۷)**	۰/۷۵۹٦ (٦/۱۵)**	-۰/۰۹۹۹ (-۰/۵۸)	۰/۰٤۵۷ (۰/۳٤)	۰/۲٤۷۲	۰/۵۳	-
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۱۰٦ (۳/۱۵)**	۰/۲۵۰۲ (٤/۰۱)**	۰/۱۲۹۲ (۱/۰۵)	۰/۱۵۱۷ (۰/۸۸)	-۰/۰۳۱٦ (-۰/۲٤)**	۰/۰۸۰۵	۰/۷۲	-
پنل دوم: تعدیل ریسک بازدهی‌های پرتفوی اندازه-خنثی با استفاده از مدل چهار عاملی								
برنده	۰/۰۰۳۸ (۱/٤۳)	۱/۱۰٤۸ (۲۲/۳٤)**	۰/۵۷۱۳ (۵/۸٦)**	-۰/۱۵۸٦ (-۱/۱٦)	-۰/۰۸۳۸ (-۰/۷۹)	۰/۷۹۲٤	۱/٤۷	-
بازنده	۰/۰۰۲٤ (۰/۸۰)	۱/۱٦۱۹ (۲۰/۹٤)**	۰/۸۰۸۵ (۷/٤۰)**	-۰/۲۸۲۰ (-۱/۸٤)	۰/۲۲۱۹ (۱/۸۸)	۰/۷۷۹۱	۰/۲۵	-
آربیتراژ (L-W)	-۰/۰۰۱٤ (-۰/۵۱)	۰/۰۵۷۰ (۱/۱۱)	۰/۲۳۷۲ (۲/۳۳)*	-۰/۱۲۳٤ (۰/۸٦)	۰/۳۰۵۷ (۲/۷۸)**	۰/۰۷۷٤	۱/۵٦	-
پنل سوم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی ارزش-خنثی با استفاده از مدل چهار عاملی								
برنده	۰/۰۰۳۸ (۱/۲۸)	۱/۱۵۵۷ (۲۱/۲۱)**	۰/٦٤۲٦ (۵/۹۸)**	-۰/۲۲۷٤ (-۱/۵۱)	۰/۰۵۲۷ (۰/٤۵)	۰/۷۷٦٦	۱/۰٤	-
بازنده	۰/۰۰۳٤ (۱/۲۰)	۱/۱۱۹۸ (۲۰/۸۹)**	۰/۸۱۸۷ (۷/۷۵)**	-۰/۲۹۱۰ (-۱/۹٦)	-۰/۰۱۷۵ (-۰/۱۵)	۰/۷۸۰۹	۰/٦۷	-
آربیتراژ (L-W)	-۰/۰۰۰۳ (-۰/۱۱)	-۰/۰۵۱۲ (-۱/۰۵)	۰/۱٦۳۳ (۱/۷۳)	-۰/۰۳۹۷ (-۰/۳۰)	-۰/۰۵۷٦ (-۰/۵٦)	۰/۰۳۵۹	۲/۷۲*	۸۲/٦٤**
پنل چهارم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی حجم-خنثی با استفاده از مدل چهار عاملی								
برنده	۰/۰۰۱۰ (۰/٤٤)	۱/۰۸۷۷ (۲٤/۵۵)**	۰/٦۱۲۸ (۷/۱۳)**	-۰/۱۹۹۵ (-۱/٦٤)	۰/۰۵۸۵ (۰/٦۳)	۰/۸۲۲۰	۳/۱۷*	۲٦/۵۵**
بازنده	۰/۰۰٤٤ (۱/۲۸)	۱/۱۸۷۵ (۱۸/٦۷)**	۰/۹٦۵٦ (۷/۷۱)**	۰/۰۵۱۰ (۰/۲۹)	۰/۱۰۲۸ (۰/۷٦)	۰/۷۳۱۹	۱/۱۷	-
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۰۳٤ (۱/۰۸)	۰/۱۱۷۰ (۲/۰٤)*	۰/۳٦۹۵ (۳/۲۷)**	۰/۲٤۵۸ (۱/۵۵)	۰/۰۲٦۳ (۰/۲۲)	۰/۰۸۸٤	٤/۰۷**	۳/۵۰

توضیحات: * معناداری در سطح ۵ درصد، ** معناداری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره t می‌باشند.

نکته دیگری که در پایان می‌توان بدان اشاره کرد، این است که مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی (مدل‌های سه عاملی و چهار عاملی) در توضیح دهی بازدهی‌های سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران نسبت به مدل تک عاملی CAPM موفق‌تر عمل می‌کنند. این موضوع را می‌توان با مقایسه ضریب تعیین تعدیل‌شده ($Adj\ R^2$) مدل‌های تک عاملی و چندعاملی مشاهده کرد. ضریب تعیین تعدیل‌شده برای پرتفوی بازنده در مدل CAPM برابر با ۰/۰۳۹ می‌باشد، درحالی‌که در مدل سه عاملی این ضریب برابر با ۰/۳۳۸ است. همچنین این ضریب برای پرتفوی برنده در مدل CAPM برابر با ۰/۰۰۱ است درحالی‌که با کاربرد مدل سه عاملی،

www.SID.ir

Archive of SID

مقدار این ضریب به ۰/۲۵۲ افزایش می‌یابد. همچنین برای پرتفوی‌های خنثی‌شده بر اساس عامل‌های ریسک نیز تفاوت‌های مهمی در ضریب تعیین تعدیل‌شده مشاهده می‌شود.

نتیجه‌گیری و بحث

یک سؤال اساسی در ادبیات کارایی بازارها این است که آیا سهام‌های بازنده همچنان بازنده باقی می‌مانند یا به سهام‌های برنده تبدیل می‌شوند. تبدیل سهام‌های بازنده درگذشته به سهام‌های برنده در آینده در یک دوره طولانی‌مدت به اثر بازگشتی بلندمدت شهرت دارد. مطالعات انجام‌شده در این زمینه، تنها به بررسی وجود و عدم وجود این پدیده در بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و علت و چرایی این موضوع را بررسی نکردند. مطالعه حاضر به‌منظور کامل کردن مطالعات قبلی در چارچوب مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی به بررسی اثرات بازگشتی بلندمدت در بازدهی‌های سهام‌های پذیرفته‌شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. در ابتدا با استفاده از آزمون t به بررسی معناداری اثرات بازگشتی بلندمدت پرداختیم و نتیجه به‌دست‌آمده، بازگشت نامتقارن در بازدهی سهام را تأیید می‌کند. به‌عبارت‌دیگر سهام‌های بازنده در دوره آتی به سهام‌های برنده تبدیل‌شده‌اند اما این نتیجه در مورد سهام‌های برنده صادق نیست.

سؤال اساسی دیگر این است که آیا می‌توان این افزایش بازدهی سهام‌های بازنده را به افزایش ریسک آن‌ها نسبت داد. در این پژوهش به عواملی ریسکی نظیر ریسک‌های اندازه، ارزش و نقدینگی توجه شد که برای اندازه‌گیری آن‌ها به ترتیب از ارزش جاری بازار، نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام (B/M) و نرخ معاملات استفاده گردید. در ابتدا از مدل CAPM جهت ارزیابی سوددهی اثرات بازگشتی بلندمدت با ریسک آن‌ها استفاده شد که این مدل نتوانست حتی باوجود کنترل اثرات اندازه، ارزش و نقدینگی، سودهای معکوس بلندمدت را بر اساس ریسک بالاتر به‌طور کامل توضیح دهد. بدین منظور در ادامه از مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و چهار عاملی چان و فاف (۲۰۰۵) استفاده گردید که این مدل‌ها توانستند در توضیح دهی بازدهی‌های سهام نسبت به مدل تک عاملی CAPM موفق‌تر عمل کنند. نتایج حاصل از مدل های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی (مدل‌های سه عاملی و چهار عاملی) نشان از توضیح دهی کامل سودهای معکوس بلندمدت بر مبنای ریسک می‌باشد که در این توضیح‌دهندگی، اثر اندازه اهمیت بیش‌تری نسبت به سایر عامل‌های ریسکی داشت. این نتیجه نشان می‌دهد که بالاتر بودن بازدهی سهام‌های بازنده نسبت به سهام‌های برنده در دوره تشکیل پرتفوی به ریسک بالاتر این سهام‌ها برمی‌گردد.

نتایج این پژوهش دارای پیامدهای مهمی در حوزه‌های تئوری و عملی اقتصاد مالی دارد. بر اساس پژوهش حاضر می‌توان گفت سرمایه‌گذاران نهادی، مدیران سبد دارایی و تحلیل‌گران بازار بورس نباید راهبرد سرمایه گذاری معکوس را به‌عنوان استراتژی خود جهت تحصیل سود غیرعادی در بازار بورس تهران قرار دهند. دلیل آن این است که بالاتر بودن بازدهی‌های سبد بازنده نسبت به سبد برنده چیزی جز جبران ریسک سبدهای بازنده نیست. این نتیجه برخلاف نتایج به‌دست‌آمده از مطالعات قبلی است و بر اساس آن، دیگر نمی‌توان در بازار بورس تهران، اثرات بازگشتی بلندمدت را به‌عنوان یک بی‌قاعدگی که نقض‌کننده فرضیه بازار کاراست، در نظر گرفت. همچنین نتایج مطالعه فوق استفاده از چارچوب چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی را برای تصمیم‌گیری‌های سرمایه-گذاری پیشنهاد می‌دهد و مدل CAPM سنتی را به دلیل عدم لحاظ سایر ریسک‌های موجود، مدل صحیح و کاملی تلقی نمی‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

- خلیلی عراقی، منصور؛ عباسی‌نژاد، حسین و یزدان گودرزی (۱۳۹۲)، برآورد تابع تقاضای پول در ایران با رویکرد مدل‌های تصحیح خطا و هم‌جمعی، *فصلنامه اقتصاد مالی (دانش و توسعه)*، سال بیستم، شماره ۵، صص ۱-۲۶.
- دموری، داریوش؛ سعیدا، سعید و احمد فلاح‌زاده (۱۳۸۷)، بررسی عملکرد سرمایه‌گذاران به عملکرد گذشته شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، سال شانزدهم، شماره ۱، صص ٤٧-٦٢.
- سعیدی، علی؛ باقری، سعید (۱۳۸۹)، راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه تحقیقات مالی*، سال دوازدهم، شماره ۳۰، صص ۷۵-۹٤.
- سینایی، حسنعلی؛ اژدرپور، لیلا (۱۳۹۳)، بررسی سودمندی استراتژی شتاب و معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه علمی و پژوهشی حسابداری مالی*، سال ششم، شماره ۲۱، صص ۲۹-۵۰.
- فدایی‌نژاد، محمد اسماعیل؛ صادقی، محسن (۱۳۸۵)، بررسی سودمندی استراتژی مومنتوم و معکوس، *پیام مدیریت*، سال چهارم، شماره ۱۷ و ۱۸، صص ۷-۳۱.
- قالیباف اصل، حسن؛ نادری، معصومه (۱۳۸٦)، بررسی واکنش بیش از اندازه سهامداران در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به اطلاعات و اخبار منتشره در شرایط رکود و رونق، *فصلنامه تحقیقات مالی*، سال هشتم، شماره ۱، صص ۹۷-۱۱۲.
- مهدوی، خدیجه؛ عزیزنژاد، صمد و فتحاله تاری (۱۳۹۲)، ارزیابی راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، *مجلس و راهبرد*، شماره ۷۳، صص ۱۰۳-۱۲۵
- مهرانی، ساسان؛ نونهال‌نهر، علی‌اکبر (۱۳۸۷)، بررسی امکان راهبرد معاملاتی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، *بررسی حسابداری و حسابرسی*، سال سیزدهم، سال پانزدهم، شماره ۱، صص ۲۵-٤٦.

نیکبخت، محمدرضا؛ مرادی، مهدی (۱۳۸٤)، ارزیابی واکنش بیش از اندازه سهامداران عادی در بورس اوراق بهادار تهران، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، سال نهم، شماره ٤٠، صص ۹۷-۱۲۲

- Ahmad, Z. & Hussain, S. (2001). KLSE long-run overreaction and the Chinese New-Year effect. *Journal of business finance & accounting*, *28*(1-2), 63-105.
- Ball, R. & Kothari, S. P. (1989). Nonstationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns. *Journal of Financial Economics*, *25*(1), 51-74.
- Ball, R. Kothari, S. P. & Shanken, J. (1995). Problems in measuring portfolio performance an application to contrarian investment strategies. *Journal of Financial Economics*, *38*(1), 79-107.
- Bondt, D. Werner, F. M. & Thaler, R. H. (1987). Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality. *The Journal of finance*, *42*(3), 557-581.
- Bondt, W. F. & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *The Journal of finance*, *40*(3), 793-805.

www.SID.ir

Archive of SID

- Campbell, K. & Limmack, R. J. (1997). Long-term over-reaction in the UK stock market and size adjustments. *Applied Financial Economics*, *7*(5), 537-548.
- Chan, H. W. & Faff, R. W. (2005). Asset pricing and the illiquidity premium. *Financial Review*, *40*(4), 429-458.
- Chan, K. C. (1988). On the contrarian investment strategy. *Journal of Business*, 6(2): 147-163.
- Chaouachi, O. & Douagi, F. W. B. M. (2014). Overreaction effect in the Tunisian stock market. *Journal of Asian Business Strategy*, *4*(11), 134.
- Chen, Q. Hua, X. & Jiang, Y. (2018). Contrarian strategy and herding behavior in the Chinese stock market. *The European Journal of Finance*, *24*(16), 1552-1568.
- Chiao, C. Cheng, D. C. & Hung, W. (2005). Overreaction after controlling for size and book-to-market effects and its mimicking portfolio in Japan. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, *24*(1), 65-91.
- Chou, P. H. Wei, K. J. & Chung, H. (2007). Sources of contrarian profits in the Japanese stock market. *Journal of Empirical Finance*, *14*(3), 261-286.
- Damoori, D. & Saeeda, S. & Fallahzadeh, A. (2009). The Investigating Overreaction of Investors to Patterns of Past Financial Performance Measures in the Tehran Stock Exchange, *Journal of Accounting and Auditing Review*, 16 (1), 62-47, (in Persian).
- Dimson, E. & Mussavian, M. (2000). Market efficiency, *the current state of business disciplines*, 3: 59-70.
- Dissanaike, G. (1997). Do stock market investors overreact? *Journal of Business Finance & Accounting*, *24*(1), 27-50.
- Doan, M. P. Alexeev, V. & Brooks, R. (2016). Concurrent momentum and contrarian strategies in the Australian stock market. *Australian Journal of Management*, *41*(1), 77-106.
- Fadaeinejad, M. & Sadeghi, M. (2006), Investigation the Profitability of Momentum and Contrarian Strategies, *Management Massage Jouranal*, 17 & 18, 7-31, (in Persian).
- Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, *33*(1), 3-56.
- Fama, E. F. & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The journal of finance*, *51*(1), 55-84.
- Fama, E. F. & French, K. R. (2006). The value premium and the CAPM. *The Journal of Finance*, *61*(5), 2163-2185.
- Fung, A. K. W. (1999). Overreaction in the Hong Kong stock market. *Global Finance Journal*, *10*(2), 223-230.
- Ghalibaf Asl, H. & Naderi, M. (2008). Investigating the Overreaction of Stockholders to Published information and News in Conditions of Stagnation and Prosperity in Tehran Stock Exchange, *Financial Research Journal*, 8 (1), 97-112, (in Persian).
- Kang, M. Khaksari, S. & Nam, K. (2018). Corporate investment, short-term return reversal, and stock liquidity. *Journal of Financial Markets*.
- Kashif, M. Saad, S. Chhapra, I. U. & Ahmed, F. (2018). An empirical evidence of overreaction hypothesis on Karachi stock exchange (KSE). *Asian Economic and Financial Review*, *8*(4), 449.
- Kaul, G. & Nimalendran, M. (1990). Price reversals: Bid-ask errors or market overreaction? *Journal of Financial Economics*, *28*(1-2), 67-93.
- Khalili Araghi, M. & Abbasinejad, H. & Gudarzi Farahani, Y. (2014). Estimation of Money Demand Function in Iran with Cointegration and Error Correction Models Approach, *Financial Monetary Economics*, 20 (5), 1-26, (in Persian).
- Loughran, T. & Ritter, J. R. (1996). Long-term market overreaction: The effect of low-priced stocks. *The Journal of Finance*, *51*(5), 1959-1970.
- Mahdavi, K. & Azizinejad, S. & Tari, F. (2013). Evaluation of Contrarian Investing Strategy in Tehran Stock Exchange, *Quarterly Journal of Majlis & Rahbord*, 20 (73), 103-124, (in Persian).
- Maheshwari, S. & Dhankar, R. S. (2014). A Critique of overreaction effect in the global stock markets over the past three decades.

www.SID.ir

Archive of SID

- Maheshwari, S. & Dhankar, R. S. (2015). Long-Run Return Reversal Effect: A Re-Examination in the Indian Stock Market.
- Mehdian, S. Nas, T. & Perry, M. J. (2008). An examination of investor reaction to unexpected political and economic events in Turkey. *Global Finance Journal*, *18*(3), 337-350.
- Mehrani, S. & Nonahalnahr, A. (2008), An Investigation of Implementing Contrarian Trading Strategy in Tehran Stock Exchange (TSE), *Journal of Accounting and Auditing Review*, 15 (1), 25-46, (in Persian).
- Mengoli, S. (2004). On the source of contrarian and momentum strategies in the Italian equity market. *International Review of Financial Analysis*, *13*(3), 301-331.
- Nam, K. Pyun, C. S. & Avard, S. L. (2001). Asymmetric reverting behavior of short-horizon stock returns: An evidence of stock market overreaction. *Journal of Banking & Finance, 25*(4), 807-824.
- Nickbakht, M. & Moradi, M. (2005). Evaluation of Stockholders Overreaction in Tehran Stock Exchange (TSE), *Accounting and Auditing Reviews*, 9 (40), 97-122, (in Persian).
- Nnadi, M. & Tanna, S. (2017). Accounting analyses of momentum and contrarian strategies in emerging markets. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 1-21.
- O'Keeffe, C. & Gallagher, L. A. (2017). The winner-loser anomaly: recent evidence from Greece. *Applied Economics*, *49*(47), 4718-4728.
- Pettengill, G. N. & Jordan, B. D. (1990). The overreaction hypothesis, firm, size and stock market seasonality. *Journal of Portfolio Management*, 16(3): 60-74.
- Ramiah, V. Li, D. L. Carter, J. Seetanah, B. & Thomas, S. (2016). Explaining contrarian profits with finance fundamentals. *Advances in Investment Analysis and Portfolio Management*.
- Ryan, J. & Donnelly, M. (2000). The overreaction hypothesis: An examination in the Irish stock market.
- Saeedi, A. & Bagheri, S. (2011). Contrarian Strategy in Tehran Stock Exchange, *Financial Research Journal*, 12 (30), 75-94, (in Persian).
- Shi, H. L. & Zhou, W. X. (2017). Time series momentum and contrarian effects in the Chinese stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *483*, 309-318.
- Sinaee, H. & Azhdarpour, L. (2014). Investigating Profitability of Momentum and Contrarian Strategies in Tehran Stock Exchange, *Quarterly Financial Accounting*, 6 (21), 29-50, (in Persian).
- Swallow, S. & Fox, M. A. (1998). *Long run overreaction on the New Zealand stock exchange*. Lincoln University. Commerce Division.
- Tripathi, V. & Gupta, S. (2009). Overreaction Effect in Indian Stock Market. *Asian Journal of Business and Acounting*, 2(1&2):93-114.
- Zarowin, P. (1990). Size, seasonality, and stock market overreaction. *Journal of Financial and Quantitative analysis*, *25*(1), 113-125.

www.SID.ir