

## **Investigating the Reverse Hypothesis of Long-run Return Trends in Tehran Stock Exchange**

**Mohsen Mehrara<sup>1</sup>, Mojtaba Mohammadian<sup>2</sup>**

### **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

---

<sup>1</sup> . Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran, Email:mmherara@ut.ac.ir

<sup>2</sup> . PhD candidate in Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. Corresponding Author, Email:mo\_mohammadian@ut.ac.ir

## بررسی فرضیه معکوس شدن روندهای بازدهی در بلندمدت در بازار بورس

اوراق بهادار تهران<sup>۱</sup>محسن مهرآرا<sup>۲</sup>، مجتبی محمدیان<sup>۳</sup>

## چکیده

این مطالعه با استفاده از اطلاعات ۱۷۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۶ به بررسی اثرات معکوس بلندمدت می پردازد. فرضیه اثرات معکوس یا بازگشتی بلندمدت دلالت بر آن دارد که پرتفوی های بازنده (برنده) در بلندمدت به پرتفوی های برنده (بازنده) تبدیل می شوند. نتایج حاصل از پژوهش حاضر، این فرضیه را تأیید می کند و وجود سودهای بازگشتی در بازدهی های سهام برای یک دوره زمانی ۳۶ ماهه را نشان می دهد. بعلاوه اثرات بازگشتی مذکور نامتقارن است و نتیجه مذکور در مورد سهام های برنده صادق نیست. همچنین در ادامه، این مطالعه به بررسی این موضوع می پردازد که این افزایش بازدهی های آتی سهام های بازنده به افزایش ریسک آن ها برمی گردد. به عبارت دیگر سهام های 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 با وجود کنترل اثرات اندازه، ارزش و نقدینگی، سودهای بازگشتی بلندمدت را بر اساس ریسک آن ها به طور کامل توضیح دهد. در مقابل استفاده از مدل های چندعاملی قیمت گذاری دارایی توانست به طور کامل سودهای بازگشتی بلندمدت را به نحو رضایت بخشی تبیین کند. در این توضیح دهندگی، اثر اندازه اهمیت بیش تری نسبت به سایر عوامل ریسکی دارد. این نتایج نشان می دهد که پرتفوی بازنده در مقایسه با پرتفوی برنده شامل سهام های با اندازه به نسبت کوچک تری می باشند که ریسک بالاتری دارند؛ بنابراین، بالاتر بودن بازدهی های پرتفوی بازنده نسبت به پرتفوی برنده چیزی جز جبران ریسک سبدهای بازنده نیست و نمی توان راهبرد سرمایه گذاری معکوس را به عنوان استراتژی تحویل سود غیرعادی در بازار بورس تهران در نظر گرفت.

**واژه های کلیدی:** اثرات بازگشتی بلندمدت، CAPM، مدل های چندعاملی قیمت گذاری دارایی،

پرتفوی برنده، پرتفوی بازنده.

طبقه بندی 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

## مقدمه

هدف سرمایه‌گذاران از خرید سهام، کسب بازده می‌باشد و در نتیجه اطلاعاتی نظیر نحوه مطلوب خرید و فروش سهام در بازار بورس اوراق بهادار بسیار ارزشمند است. پژوهش‌های زیادی در زمینه به کارگیری 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 به اشتباه خود پی برده و قیمت‌ها تعدیل شده و به سمت مقدار اولیه خود بازگشت می‌کند.

چنین پدیده‌ای به اثرات بازگشتی بلندمدت<sup>۱</sup> معروف است که بیش از چهار دهه قبل در بازار سهام مطرح شده 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 طولانی مدت عملکرد بهتری نسبت به سهام‌های با عملکرد موفق دارند. اثرات بازگشتی در بازدهی‌های سهام به‌طور کلی نقض‌کننده فرضیه بازار کارا<sup>۲</sup> در ادبیات مطروحه می‌باشد (دیمسون و موسویان<sup>۳</sup>، ۲۰۰۰).

فرضیه بازار کارا، یکی از مهم‌ترین تئوری‌هایی است که در زمینه سرمایه‌گذاری مطرح شده 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. در نتیجه می‌توان گفت در صورت کارا بودن بازار، قیمت‌ها می‌توانند همه اطلاعات موجود در بازار را بدون هیچ نوع یکسوزنگری به‌درستی منعکس کنند و تغییر قیمت‌ها، در طول زمان تصادفی و غیرقابل پیش‌بینی است؛ بنابراین نمی‌توان با استفاده از اطلاعات تاریخی به بازدهی غیرعادی (بیشتر از متوسط بازار) دست یافت.

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 در نتیجه می‌توان با استفاده از راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس<sup>۴</sup> به بازده مازاد بااهمیت دست یافت، بدین صورت 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 وارد شده است. فاما و فرنچ<sup>۵</sup> (۲۰۰۶) استدلال می‌کنند اثرات بازگشتی بلندمدت و سایر بی‌قاعدگی‌های<sup>۶</sup> 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

سرمایه گذاری مربوط شود. توضیحات دیگری نیز در این ارتباط مطرح می شود که بسته به بازار بورس هر کشور و دوره های زمانی مختلف، متفاوت است.

به طور کلی نمی توان مشخص کرد کدام یک از دیدگاه های رقیب در تبیین وجود اثرات بازگشتی بلندمدت بهتر عمل می کند. در نتیجه بهتر است در بازارهای مختلف سهام، صحت و سقم دیدگاه ها 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 ریسک های سرمایه گذاری می باشد. مطالعاتی که در داخل صورت گرفتند تنها به بررسی وجود یا عدم وجود اثرات بازگشتی بلندمدت و سودمندی استراتژی معکوس<sup>۱</sup> در بازار بورس تهران پرداختند و به ارتباط این اثرات با ویژگی های سهام و سایر موضوعات مربوطه توجهی نکردند. در این مطالعه قصد داریم با استفاده از مدل های قیمت گذاری دارایی به بررسی سودمندی استراتژی معکوس با لحاظ ریسک های اندازه، ارزش و نقدینگی پردازیم. در واقع ما به دنبال پاسخ به این سؤال هستیم که در صورتی تعدیلات ریسک در بازدهی های سهام لحاظ شود، آیا می توان گفت که اثرات بازگشتی بلندمدت همچنان وجود دارد.

مقاله حاضر در شش بخش تنظیم شده 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 می شوند. در بخش چهارم به تشریح روش شناسی پژوهش می پردازیم. در بخش پنجم، به تجزیه و تحلیل داده ها و تخمین الگو پرداخته و سرانجام، در بخش ششم مباحث مذکور را جمع بندی کرده و از آن نتیجه گیری می نمایم.

### پیشینه پژوهش و مروری بر ادبیات نظری

یکی از مفروضات بازار کارای سرمایه این است که سرمایه گذاران به طور منطقی نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان می دهند. منتقدان این نظریه، شواهد بسیار زیادی می آورند که سرمایه گذاران نسبت به اطلاعات جدید واکنش بیش از اندازه نشان می دهند. به عقیده آنها، سرمایه گذاران تمایل دارند ارزش بیش تری به اطلاعات جدید دهند و قیمت سهام شرکت هایی که در دوره ای از زمان موفق بوده اند را بالاتر از قیمت واقعی و قیمت سهام ناموفق را پایین تر از قیمت واقعی اش برآورد کنند. این موضوع سبب می شود که در ابتدا بازار نسبت به اطلاعات جدید واکنش بیش از اندازه نشان دهد، اما با گذشت زمان، بازار به اشتباه خود پی برده و قیمت ها تعدیل می شوند و به حالت تعادل برمی گردد.

این اثرات بازگشتی که در بلندمدت اتفاق می افتد، در ادبیات مالی تحت عنوان اثرات بیش واکنشی<sup>۲</sup> شناخته می شود. این اصطلاح اولین بار توسط دی بوندت و تالر<sup>۳</sup> (۱۹۸۵) ارائه شده است (ماهشوراری و هانکار<sup>۴</sup>، ۲۰۱۵). آنها با تحلیل بازار بورس نیویورک طی دوره ۱۹۸۱-۱۹۲۶ به بررسی بازدهی سهام هایی که در طول سه تا پنج سال گذشته دارای بیش ترین زیان یا سود بوده اند، پرداختند. با تشکیل پرتفوی های برنده و بازنده که به ترتیب شامل ۳۵ سهام موفق و ناموفق بود، به ارزیابی عملکرد این پرتفوی ها در ۳۶ ماه آینده پرداختند و به این نتیجه رسیدند پرتفوی بازنده عملکرد بهتری از پرتفوی برنده دارد. چنین شواهدی نشان می دهد می توان با فروش سهام های برنده و خرید سهام های بازنده، سودهای غیرعادی به دست آورد. چنین استراتژی مبتنی بر اثرات بازگشتی سهام تحت عنوان استراتژی معکوس شناخته می شود. یافته های دی بوندت

1 . Contrarian strategy

2 . Overreaction effect

3 . De Bondt and Thaler

4 . Maheshwari and Dhankar

و تالر (۱۹۸۵) مبنی بر سوددهی استراتژی معکوس، فرضیه بازار کارا را که در آن زمان نظریه غالب در اقتصاد مالی بود، زیر سوال 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<sup>۱</sup> (۱۹۹۷) برای انگلستان، اسوالو و فاکس<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) برای نیوزیلند، فانگ<sup>۳</sup> (۱۹۹۹) برای هونگ‌کنگ، رایان و دانلی<sup>۴</sup> (۲۰۰۰) برای ایرلند، چو<sup>۵</sup> و دیگران برای ژاپن (۲۰۰۷)، ماهسواری و هانکار (۲۰۱۵) برای هند، نادلی و تانا<sup>۶</sup> (۲۰۱۷) برای آفریقای جنوبی، شی و ژو<sup>۷</sup> (۲۰۱۷) و چن<sup>۸</sup> و همکاران (۲۰۱۸) برای چین، کاشف<sup>۹</sup> (۲۰۱۸) برای پاکستان و کانگ<sup>۱۰</sup> و همکاران (۲۰۱۸) برای آمریکا می‌باشند. البته مطالعاتی نظیر مدیان<sup>۱۱</sup> و همکاران (۲۰۰۸)، چائوچی و دوگی<sup>۱۲</sup> (۲۰۱۴) و دون<sup>۱۳</sup> 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 انجام شده 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) از جمله مطالعاتی هستند که شواهدی در این خصوص ارائه دادند. در مقابل تعداد اندکی از پژوهشگران هم در پژوهش‌های خود به این نتیجه رسیدند که به کارگیری 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. از آنجا که سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات مثبت و منفی، بیش از حد واکنش نشان می‌دهند، در نتیجه سبب می‌شود قیمت‌ها از مقادیر بنیادی‌شان فاصله بگیرند 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<sup>۱۴</sup> (۱۹۸۸) و بال و کوتاری<sup>۱۵</sup> (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

مدت زمان طولانی منجر به سوددهی راهبرد معکوس خواهد شد. در تأیید این مطلب زاروین<sup>۱</sup> (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<sup>۲</sup> (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<sup>۳</sup> (۲۰۰۱)؛ رامیا<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۱۶))، اثرات فصلی (کمپل و لیماک<sup>۵</sup> (۱۹۹۷)؛ اوکیف و گالاگر<sup>۶</sup> (۲۰۱۷)) و اثر ریسک متغیر با زمان<sup>۷</sup> (دی‌بونت و تالر (۱۹۸۷)؛ دیسانایک<sup>۸</sup> (۱۹۹۷)) با اثر بازگشتی بلندمدت پرداختند.

باین وجود طرفداران فرضیه کارا، بی‌قاعدگی‌های بازار سهام از جمله 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. باین حال یافته‌های فاما و فرنچ توسط چیاو<sup>۹</sup> و دیگران (۲۰۰۵) بدین علت مورد انتقاد 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<sup>۱۰</sup> برای کلیه شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران که از فروردین ۱۳۸۸ الی اسفند ۱۳۹۶ به‌طور پیوسته معامله می‌شدند، استفاده شده است. بدین منظور شرکت‌هایی که نماد آن‌ها بیش از یک ماه بسته بودند، از بررسی خارج شده‌اند؛ در نهایت تعداد شرکت‌های باقی‌مانده، معادل ۱۷۸ شرکت بودند که همه آن‌ها در پژوهش حاضر، مورد بررسی قرار گرفتند.<sup>۱۱</sup> 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 . Dissanaik

9 . Chiao

10 . Adjusted close price

۱۱. داده‌های فوق از سایت شرکت فناوری بورس تهران (<http://www.tsetmc.com>) استخراج شده است.

نسبت قیمت سهام به ارزش دفتری نیز استفاده شده است.<sup>۱</sup> همچنین در این پژوهش به پیروی از مطالعه خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۲) نرخ سود سپرده گذاری یک ساله<sup>۲</sup> به عنوان سنجش برای نرخ بهره بدون ریسک<sup>۳</sup> لحاظ شده است. در پژوهش حاضر جهت عملیات روی داده‌ها از نرم افزار متلب<sup>۴</sup> استفاده شده است و در ادامه با استفاده از نرم افزار استاتا<sup>۵</sup> به تخمین الگوهای پژوهش پرداختیم.

### روش شناسی پژوهش

در این مطالعه به منظور ارزیابی اثرات بازگشتی بلندمدت بر روی سوددهی سهام‌های موجود در بازار بورس اوراق بهادار تهران، از رویکرد دی بونت و تالر (۱۹۸۵) همراه با کمی تغییرات استفاده شده است. برخلاف کار دی بونت و تالر که از دوره‌های غیرهمپوشان<sup>۶</sup> استفاده کرده‌اند، این مطالعه از پرتفوی‌های همپوشانی که در ابتدای هر سال تراز شده‌اند، استفاده می‌کند. این رویکرد به طور مشابه توسط لوگران و ریتز<sup>۷</sup> (۱۹۹۶)، احمد و حسین (۲۰۰۱)، تریپاتی و آگروال<sup>۸</sup> (۲۰۰۹) و ماهشواری و هانکار (۲۰۱۵) استفاده شده است. در ادامه به طور مختصر به توضیح این رویکرد می‌پردازیم.

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

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \quad (1)$$

که در آن  $R_{i,t}$  بیانگر بازده واقعی ماهیانه سهم  $i$ ام، قیمت تعدیل شده سهم در ماه  $t$  و  $P_{i,t-1}$  قیمت تعدیل شده سهم در ماه  $t-1$  می‌باشد.

- از فروردین سال ۱۳۸۸، بازده غیر عادی برای هر سهم موجود در نمونه برای ۷۲ ماه بعد ( $t = -۳۵, -۳۴, \dots, ۰, \dots, ۳۶$ )، به دست آمده که شامل سه سال دوره تشکیل<sup>۹</sup> پرتفوی ( $۰, \dots, -۳۴$ )،  $t = -۳۵$ ، و سه سال دوره نگهداری<sup>۱۰</sup> پرتفوی ( $۰, ۱, ۲, \dots, ۳۶$ ) می‌باشد.

$$U_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t} \quad (2)$$

که  $U_{i,t}$  بازدهی غیر عادی سهام می‌باشد که از تفاوت بازده واقعی سهام و بازدهی مورد انتظار آن که برابر با بازدهی شاخص بازار ( $R_{m,t}$ )<sup>۱۱</sup> 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) به عنوان شاخص بازار استفاده شده است.

- سپس بازدهی غیرعادی انباشته برای هر سهم بر اساس یک دوره ۳۶ ماهه تشکیل پرتفوی (F) به صورت زیر محاسبه می شود:

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

بر اساس بازدهی غیرعادی انباشته، تمامی سهامها از بالا به پایین مرتب می شوند و ۲۰ درصد سهامهایی که دارای بالاترین بازدهی تجمعی هستند، به عنوان سهام برنده و ۲۰ درصد سهامها با کمترین بازدهی تجمعی به عنوان سهام بازنده انتخاب می شوند. این روش را با توجه به بازه دادهها هر ساله از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴ تکرار می کنیم و در پایان چهار جفت پرتفوی برنده و بازنده مشخص می شوند (به طور مثال متناظر با سال ۱۳۹۱ یک جفت پرتفوی بازنده و برنده بر اساس اطلاعات سالهای ۱۳۸۸-۱۳۹۰ تشکیل می شود). با توجه به نمونه ۱۷۸ تایی، هر کدام از پرتفوی برنده و بازنده در هر سال شامل ۳۶ سهم می باشند.

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

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

- که  $p$  بیانگر پرتفویهای برنده و بازنده،  $n$  تعداد سهامهای موجود هر پرتفوی (در اینجا برابر ۳۶)،  $j$  نشان دهنده یک دوره خاصی از نگهداری می باشد 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 محاسبه شده است.

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

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

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

که  $N$  نشان دهنده 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 می دهد. سودآوری استراتژی معکوس در بازار سهام را می توان با کمک میانگین  $ACAR$  پرتفوی آربیتراژی ( $ACAR_{A,t}$ ) توضیح داد. از آنجا که استراتژی معکوس سرمایه گذار را به خرید سهامهای بازنده و



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 پرتفوی‌های 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<sup>۱</sup> (CAPM) استفاده می‌کنیم. بدین منظور بازده مازاد پرتفوی‌های برنده و بازنده را بر روی بازده مازاد شاخص بازار، مطابق مدل زیر برازش می‌کنیم.

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_M(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{p,t} \quad ; \quad p = L, W \quad (7)$$

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  $t$  جزء  $\varepsilon_{p,t}$  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  $\beta$  و بی‌معنی  $\alpha$  خواهیم داشت. در مقابل،  $\alpha$  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 تک‌عاملی CAPM، این مطالعه از مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی نظیر مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهارعاملی چان و فاف<sup>۲</sup> (۲۰۰۵) با افزوده شدن نقدینگی استفاده می‌کند و عملکرد پرتفوی‌های حدی را بر اساس معادلات زیر مورد بررسی قرار می‌دهد.

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_M(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_S SMB_t + \beta_H HML_t + \varepsilon_{p,t} ; p = L, W \quad (8)$$

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:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_M(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_S SMB_t + \beta_H HML_t + \beta_I IMV_t + \varepsilon_{p,t} ; p = L, W \quad (9)$$

که متغیرهای  $SMB_t$ ،  $HML_t$  و  $IMV_t$  به ترتیب بیانگر متوسط بازدهی پرتفوی‌های شبیه‌سازی شده<sup>۱</sup> برای عوامل ریسک اندازه، نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام و نقدینگی می‌باشند.  $\beta_S$ ،  $\beta_M$  و  $\beta_I$  ضریب زاویه این متغیرها در رگرسیون سری زمانی می‌باشد. برای پرتفوی آربیتراژی (L-W) متغیر وابسته از تفاوت بازدهی پرتفوی‌های بازنده و برنده به دست می‌آید.

عوامل ریسکی تعریف شده در معادله (۹) با استفاده از روش مرتب‌سازی  $3 \times 3 \times 2$  چان و فاف (۲۰۰۵) محاسبه شده 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)<sup>۲</sup> 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/H/N، S/H/V، S/M/I، S/M/N، S/M/V، S/L/I، S/L/N، S/L/V، B/H/I، B/H/N، B/H/V، B/M/I، B/M/N، B/M/V، B/L/I، B/L/N، B/L/V، S/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<sup>۳</sup>)، از تفاوت متوسط بازدهی‌های نه پرتفوی کوچک از متوسط بازدهی‌های نه پرتفوی بزرگ به دست می‌آید. پرتفوی شبیه‌سازی شده برای نسبت ارزش دفتری (HML<sup>۴</sup>) 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<sup>۵</sup>) 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

### ب- تخمین مدل

در این بخش ابتدا به ویژگی های آماری سهام های برنده و بازنده می پردازیم. آماره های توصیفی پرتفوی های برنده و بازنده در دوره تشکیل در جدول ۱ ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می کنیم پرتفوی برنده دارای بازدهی مثبت حداکثری می باشد، در حالی که پرتفوی بازنده دارای بازدهی منفی حداقلی در طول دوره تشکیل پرتفوی است.

جدول ۱. ویژگی های آماری پرتفوی های بلندمدت در دوره تشکیل ۳۶ ماهه

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

همچنین بر اساس جدول ۱، سهام های پرتفوی برنده دارای خصوصیات متنوع تر و انحراف معیار بالاتری نسبت به سهام های موجود در پرتفوی بازنده است. سهام برنده در مقایسه با سهام بازنده دارای اندازه بزرگ تر و ارزش کوچک تری هستند.

### ۱- بازدهی غیرعادی و اثرات بازگشتی بلندمدت

نتایج ارائه شده در جدول ۲، واکنش سهام های برنده و بازنده قبلی در بازار بورس اوراق بهادار تهران را نشان می دهد. این مطالعه با بررسی بازدهی غیرعادی در دوره های تشکیل و نگهداری پرتفوی، به ارزیابی اثر بیش واکنشی می پردازد. جدول ۲، داده های متوسط بازدهی های غیرعادی انباشته برای پرتفوی های برنده، بازنده و آربیتراژی در پایان دوره شکل گیری و همچنین دوره نگهداری ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۱۸، ۲۴ و ۳۶ ماهه گزارش شده است. بر اساس نتایج حاصل از نمونه ۱۷۸ تایی از اوراق بهادار، در زمان تشکیل پرتفوی، سهام های برنده مطابق انتظار عملکرد بهتری نسبت به سهام های بازنده داشتند، اما در ادامه در دوره نگهداری پرتفوی، تغییرات چشمگیری در بازدهی های سهام های مذکور صورت گرفت که بیانگر اثرات بازدهی بلندمدت یا اثرات بیش واکنشی می باشد. همان طور که در جدول مذکور ملاحظه می شود،  $ACAR$  پرتفوی آربیتراژی در دوره نگهداری پرتفوی، بازدهی های مثبتی ایجاد می کند. اگرچه بازنده دوره گذشته نسبت به برنده در تمام دوره های نگهداری پرتفوی عملکرد بهتری دارد، اما تنها سودهای دوره ۳۶ ماهه به طرز قابل توجهی معنی دار می باشد. سهام های بازنده ۳۶ ماه گذشته در ۳۶ ماه آتی متوسط بازدهی مازاد انباشته ای معادل با ۳۸/۰۸ درصد ایجاد می کند، در حالی که این رقم برای سهام های برنده برابر با ۳/۰۷- درصد می باشد؛ 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 می کند. به عبارت دیگر، سهام

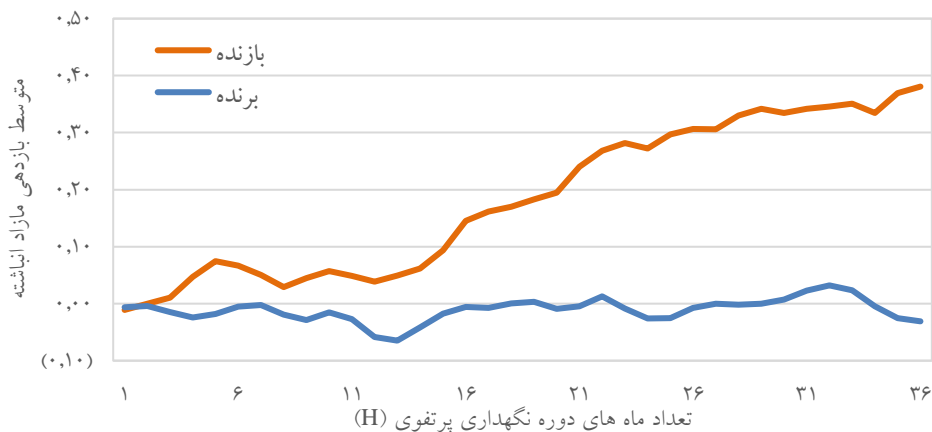
های بازنده گذشته به طور متوسط ۴۱/۱۵ درصد بهتر از سهام‌های برنده گذشته طی دوره ۳۶ ماهه عمل می‌کند. این رقم معادل با سود سالیانه ۱۳/۷ درصد در بازار بورس تهران می‌باشد.

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

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

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. بدین صورت 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

بر اساس نتایج به دست آمده، با مشاهده عملکرد پرتفویهای برنده و بازنده در طول دوره تشکیل و نگهداری، می توان الگوی اثرات بازگشتی در بلندمدت را مورد تأیید قرار داد. وجود اثرات بازگشتی بلندمدت بیش تر به بازگشت در بازدهی پرتفوی بازنده برمی گردد و بیانگر این است که این اثرات نامتقارن است. پرتفوی بازنده، به طور متوسط بازده مازاد انباشته مثبتی به میزان ۳۸/۱ درصد در دوره ۳۶ ماهه نگهداری پرتفوی به دست می آورد، در حالی که 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 می یابد. همان طور که می بینیم بازگشت در بازدهی سهام به صورت نامتقارن می باشد، به صورتی که بازگشت بازدهی های منفی به بازدهی های مثبت به صورت سریع تری نسبت به بازگشت بازدهی های مثبت به سمت بازدهی های منفی اتفاق می افتد. نام<sup>۱</sup> و دیگران (۲۰۰۱) این عدم تقارن را نتیجه یک رفتار طبیعی می دانند و عنوان می کنند اشتباه در قیمت گذاری که توسط سرمایه گذارانی که به اطلاعات منفی به میزان بیش تری واکنش نشان می دهند، منجر به تغییرات نامتقارن بازدهی سهام می شود. در نمودار ۱، متوسط بازدهی مازاد انباشته برای دو پرتفوی برنده و بازنده در دوره نگهداری ارائه شده است. همان طور که مشاهده می کنیم، *ACAR* پرتفوی بازنده دارای بازدهی مثبت و دارای روند صعودی در طول دوره نگهداری می باشد، در حالی که برای پرتفوی برنده، *ACAR* حول محور افقی در نوسان است و تفاوت چندانی با بازدهی صفر ندارد؛ بنابراین، با گذشت زمان و افزایش تعداد ماههای دوره نگهداری پرتفوی، اختلاف میان *ACAR* دو پرتفوی افزایش می یابد.

## ۲- اثرات تقویمی در سودهای بازگشتی بلندمدت

همان طور که در بخش های قبل عنوان شد یکی از ایرادات مطرح شده به وجود اثرات بیش واکنشی، اثرات فصلی است. در این بخش از مقاله، به بررسی اثرات تقویمی ماههای سال در بازدهی های بازگشتی بلندمدت پرتفوی آریترازی در بازار بورس اوراق بهادار تهران می پردازیم. اثرات ماههای سال بیان می کند که بازدهی های انتظاری و استاندارد شده برای تمام ماههای سال یکسان نمی باشد. یکی از مهم ترین این اثرات، اثر ژانویه<sup>۲</sup> می باشد که بیانگر این است بازدهی سهام به طور 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 ارائه شده 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 <i>F</i> (آنالیز واریانس)	۰/۱۶ (۰/۹۹۰)					

توضیحات: عدد داخل پرانتز بیانگر سطح معناداری می باشد.

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. در نتیجه 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. با این حال، 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 به صورت 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 پرتفوی‌های حادی را بر روی بازدهی مازاد بازار برازش می‌کنیم. با توجه به این که برای چند دوره پرتفوی‌های بازنده برنده تعریف شده است، تخمین بر اساس روش‌های داده‌های تلفیقی<sup>۱</sup> و تابلویی (اثرات ثابت<sup>۲</sup> و تصادفی<sup>۳</sup>) صورت می‌گیرد. برای این که تشخیص دهیم کدام یک از روش‌های مذکور تخمین مناسب‌تری از مدل ارائه می‌دهد، از آزمون‌های  $F$  لیمر<sup>۴</sup> و هاسمن<sup>۵</sup> 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 این که تشخیص دهیم کدام یک 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 پل اول جدول ۴، نتایج حاصل از تخمین مدل CAPM در صورت عدم کنترل ریسک‌های موجود ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌کنیم مدل CAPM قادر به توضیح سودهای غیرعادی بازگشتی بلندمدت در بازار بورس تهران نیست. مقدار  $\alpha$  برای پرتفوی‌های بازنده و برنده در افق زمانی بلندمدت منفی به‌دست آمده 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 به‌دست آمده است که همچنان سوددهی استراتژی معکوس سرمایه‌گذاری حتی با وجود ریسک بتا را مورد تأیید قرار

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

می‌دهد. از این رو 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 ۴. تعدیل ریسک سودهای ماهیانه بازگشتی با استفاده از مدل تک عاملی CAPM

پرتفوی	$\alpha$	$t\text{-stat}(\alpha)$	$\beta$	$t\text{-stat}(\beta)$	$Adj R^2$	آماره $F$ لیمر	آماره هاسمن
پنل اول: تعدیل ریسک بازدهی‌ها با استفاده از مدل CAPM							
برنده	-۰/۰۱۶۶	-۶/۰۵**	-۰/۰۵۴۶	-۱/۰۹	۰/۰۰۱۳	۰/۴۳	-
بازنده	-۰/۰۰۵۱	-۱/۳۷	۰/۱۷۹۸	۲/۶۱**	۰/۰۳۹۰	۰/۳۳	-
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۱۱۴	۳/۴۷**	۰/۲۳۴۴	۳/۸۸**	۰/۰۸۹۷	۰/۶۴	-
پنل دوم: تعدیل ریسک بازدهی‌های پرتفوی اندازه-خشتی با استفاده از مدل CAPM							
برنده	۰/۰۰۶۶	۲/۲۴*	۱/۰۸۴۸	۱۹/۹۷**	۰/۷۳۷۵	۰/۸۱	-
بازنده	۰/۰۰۶۸	۱/۹۰	۱/۱۲۸۱	۱۷/۱۵**	۰/۶۷۴۵	۰/۳۳	-
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۰۰۲	۰/۰۷	۰/۰۴۳۳	۰/۸۳	۰/۰۰۴۸	۱/۳۳	-
پنل سوم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی ارزش-خشتی با استفاده از مدل CAPM							
برنده	۰/۰۰۷۱	۲/۱۶*	۱/۳۲۲۳	۱۸/۷۶**	۰/۷۱۰۵	۰/۵۱	-
بازنده	۰/۰۰۷۵	۲/۱۷*	۱/۰۹۲۴	۱۷/۰۵**	۰/۶۶۹۵	۰/۸۷	-
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۰۰۵	۰/۱۱	-۰/۰۵۰۶	-۱/۰۷	۰/۰۰۴۹	۳/۰۵*	۱/۸۸
پنل چهارم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی حجم-خشتی با استفاده از مدل CAPM							
برنده	۰/۰۰۴۲	۱/۵۱	۱/۰۴۷۱	۲۰/۵۵**	۰/۷۴۸۴	۱/۵۸	-
بازنده	۰/۰۰۹۸	۲/۴۳*	۱/۱۲۷۵	۱۵/۳۰**	۰/۶۲۲۴	۰/۹۲	-
آربیتراژ (L-W)	۰/۰۰۵۶	۰/۷۸	۰/۰۷۳۷	۱/۳۱	۰/۰۱۳۶	۳/۹۰*	۰/۰۶

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

علاوه بر ریسک بتا، این مطالعه با استفاده از روش منگولی<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) به کنترل ریسک اندازه، ارزش و نقدینگی می‌پردازد. در پژوهش حاضر سنجه استفاده‌شده برای اندازه‌گیری اندازه، ارزش و نقدینگی به ترتیب برابر با ارزش 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 زیر گروه 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

سهام برنده و ۱۲ سهام با بازدهی انباشته کمتر (۲۰ درصد سهام با عملکرد ضعیف تر) را به عنوان سهام بازنده در نظر می گیریم. این عمل برای هر سه زیرگروه انجام می دهیم و مجموعاً ۳۶ سهام برنده و ۳۶ سهام بازنده اندازه-خنثی خواهیم داشت. با کاربرد دوباره این روش، برای کنترل اثر ارزش و نقدینگی، پرتفوی های ارزش-خنثی و نقدینگی-خنثی (حجم-خنثی) به دست می آید.

پنل دوم جدول ۴ سوددهی بازدهی تعدیل شده بر اساس ریسک را در پرتفوی های بلندمدت اندازه-خنثی با استفاده از مدل تک عاملی CAPM نشان می دهد. همان طور که از جدول مشخص است، ضریب  $\alpha$  تنها برای پرتفوی برنده معنادار است. در مقابل ضریب  $\beta$  به دست آمده برای پرتفوی های برنده و بازنده مثبت و معنادار است؛ بنابراین بر اساس نتایج فوق، این سودها مستقل از اثرات اندازه هستند و نمی توان گفت سودهای معکوس بلندمدت معناداری ایجاد می شود.

پنل سوم جدول ۴ سوددهی بازدهی تعدیل شده بر اساس ریسک را در پرتفوی های بلندمدت ارزش-خنثی نشان می دهد. همان طور که مشاهده می کنیم برای پرتفوی آربیتراژی ضرایب به دست آمده از لحاظ آماری معنادار نیستند، در حالی که ضرایب  $\alpha$  و  $\beta$  به دست آمده برای پرتفوی های برنده و بازنده معنادار می باشند؛ بنابراین می توان گفت سودهای بلندمدت معکوس به طور کامل مستقل از اثرات ارزش نیست و بخشی از آن را می توان بر اساس تفاوت ریسک ارزش پرتفوی های حدی توضیح داد.

در پنل چهارم جدول ۴، نتایج حاصل از سوددهی بازدهی تعدیل شده بر اساس ریسک در پرتفوی های حجم-خنثی ارائه شده است. مطابق با نتایج تخمین، اگرچه پرتفوی بلندمدت بازنده، بازدهی تعدیل شده معناداری ایجاد می کند، اما در پرتفوی های بلندمدت برنده و آربیتراژی، سودهای بلندمدت معکوس معناداری ایجاد نمی شود. چنین نتایجی نشان از وجود اثرات نقدینگی بر روی سوددهی بازگشتی بلندمدت در بازار بورس اوراق بهادار تهران می دهد.

#### ۴- رویکرد چند متغیره تعدیل ریسک

در ادامه به بررسی سودآوری بازدهی های بازگشتی بلندمدت تعدیل شده از لحاظ ریسک در چارچوب رویکرد چند متغیره که به طور هم زمان منشأ مختلف ریسک را کنترل می کند، می پردازیم. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) چارچوبی پیشنهاد دادند که در قالب مدل سه عاملی بتوان به طور هم زمان ریسک های 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 تعدیل شده از لحاظ ریسک در بازار بورس اوراق بهادار تهران می پردازد.

در جدول ۵ نتایج حاصل از تخمین مدل سه عاملی ارائه شده است. همان طور که مشاهده می کنیم اگرچه در صورت عدم کنترل اثرات ریسک های اندازه، ارزش و نقدینگی، ضریب  $\alpha$  برای پرتفوی های برنده و بازنده معنادار است، اما مقدار آن منفی است و نمی توان گواهی بر وجود و رد سودهای معکوس بلندمدت باشد. البته در صورت کنترل یکی از ریسک های موجود، ضریب  $\alpha$  بی معنی شده و سوددهی بازگشتی بلندمدت تماماً به ریسک بازار و تفاوت ریسک های موجود در پرتفوی های حدی برمی گردد. همان طور که مشاهده می شود بازدهی پرتفوی های بلندمدت بازنده، برنده و آربیتراژی به طور مثبت و معناداری متأثر از ریسک بازار و ریسک اندازه می باشند. این نتایج نشان می دهد که پرتفوی بلندمدت بازنده شامل سهام های با اندازه به نسبت کوچک تری می باشند که ریسک بالاتری نسبت به سهام های موجود در پرتفوی برنده



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	$\alpha$	$\beta_M$	$\beta_S$	$\beta_H$	$Adj R^2$	آماره $F$ لیمر	آماره هاسن
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 اندازه‌خشی 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-خشی 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-خشی 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 افزوده شده به مدل چهار عاملی تأثیری بر روی نتایج ندارد و ریسک نقدینگی عامل مهمی در تعیین بازدهی‌های بلندمدت پرتفوی‌های برنده و بازنده نیست.

جدول ۶. تعدیل ریسک سودهای ماهیانه بازگشتی با استفاده از مدل چهار عاملی چان و فاف

پرتفوی	$\alpha$	$\beta_M$	$\beta_S$	$\beta_h$	$\beta_i$	$Adj R^2$	آماره $F$ لیمر	آماره هاسمن
پنل اول: تعدیل ریسک بازدهی‌ها با استفاده از مدل چهار عاملی								
برنده	-۰/۰۱۹۸ -۸/۶۶)**	-۰/۰۳۲۷ (-۰/۷۸)	۰/۶۳۰۴ (۷/۶۰)**	-۰/۲۵۱۶ (-۲/۱۶)*	۰/۰۷۷۴ (۰/۸۶)	۰/۳۳۷۳	۱/۳۹	-
بازنده	-۰/۰۰۹۲ -۲/۶۹)**	۰/۲۱۷۴ (۳/۴۷)**	۰/۷۵۹۶ (۶/۱۵)**	-۰/۰۹۹۹ (-۰/۵۸)	۰/۰۴۵۷ (۰/۳۴)	۰/۲۴۷۲	۰/۵۳	-
آریتراژ (L-W)	۰/۰۱۰۶ (۳/۱۵)**	۰/۲۵۰۲ (۴/۰۱)**	۰/۱۲۹۲ (۱/۰۵)	۰/۱۵۱۷ (۰/۸۸)	-۰/۰۳۱۶ -۰/۲۴)**	۰/۰۸۰۵	۰/۷۲	-
پنل دوم: تعدیل ریسک بازدهی‌های پرتفوی اندازه-خستگی با استفاده از مدل چهار عاملی								
برنده	۰/۰۰۳۸ (۱/۴۳)	۱/۱۰۴۸ (۲۲/۳۴)**	۰/۵۷۱۳ (۵/۸۶)**	-۰/۱۵۸۶ (-۱/۱۶)	-۰/۰۸۳۸ (-۰/۷۹)	۰/۷۹۲۴	۱/۴۷	-
بازنده	۰/۰۰۲۴ (۰/۸۰)	۱/۱۶۱۹ (۲۰/۹۴)**	۰/۸۰۸۵ (۷/۴۰)**	-۰/۲۸۲۰ (-۱/۸۴)	۰/۲۲۱۹ (۱/۸۸)	۰/۷۷۹۱	۰/۲۵	-
آریتراژ (L-W)	-۰/۰۰۱۴ (-۰/۵۱)	۰/۰۵۷۰ (۱/۱۱)	۰/۲۳۷۲ (۲/۳۳)*	-۰/۱۲۳۴ (-۰/۸۶)	۰/۳۰۵۷ (۲/۷۸)**	۰/۰۷۷۴	۱/۵۶	-
پنل سوم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی ارزش-خستگی با استفاده از مدل چهار عاملی								
برنده	۰/۰۰۳۸ (۱/۲۸)	۱/۱۵۵۷ (۲۱/۲۱)**	۰/۶۴۲۶ (۵/۹۸)**	-۰/۲۲۷۴ (-۱/۵۱)	۰/۰۵۲۷ (۰/۴۵)	۰/۷۷۶۶	۱/۰۴	-
بازنده	۰/۰۰۳۴ (۱/۲۰)	۱/۱۱۹۸ (۲۰/۸۹)**	۰/۸۱۸۷ (۷/۷۵)**	-۰/۲۹۱۰ (-۱/۹۶)	-۰/۰۱۷۵ (-۰/۱۵)	۰/۷۸۰۹	۰/۶۷	-
آریتراژ (L-W)	-۰/۰۰۰۳ (-۰/۱۱)	-۰/۰۵۱۲ (-۱/۰۵)	۰/۱۶۳۳ (۱/۷۳)	-۰/۰۳۹۷ (-۰/۳۰)	-۰/۰۵۷۶ (-۰/۵۶)	۰/۰۳۵۹	۲/۷۲*	۸۲/۶۴**
پنل چهارم: تعدیل ریسک بازدهی پرتفوی حجم-خستگی با استفاده از مدل چهار عاملی								
برنده	۰/۰۰۱۰ (۰/۴۴)	۱/۰۸۷۷ (۲۴/۵۵)**	۰/۶۱۲۸ (۷/۱۳)**	-۰/۱۹۹۵ (-۱/۶۴)	۰/۰۵۸۵ (۰/۶۳)	۰/۸۲۲۰	۳/۱۷*	۲۶/۵۵**
بازنده	۰/۰۰۴۴ (۱/۲۸)	۱/۱۸۷۵ (۱۸/۶۷)**	۰/۹۶۵۶ (۷/۷۱)**	۰/۰۵۱۰ (۰/۲۹)	۰/۱۰۲۸ (۰/۷۶)	۰/۷۳۱۹	۱/۱۷	-
آریتراژ (L-W)	۰/۰۰۳۴ (۱/۰۸)	۰/۱۱۷۰ (۲/۰۴)*	۰/۳۶۹۵ (۳/۲۷)**	۰/۲۴۵۸ (۱/۵۵)	۰/۰۲۶۳ (۰/۲۲)	۰/۰۸۸۴	۴/۰۷**	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 تعدیل شده  $(Adj R^2)$  مدل‌های تک عاملی و چندعاملی مشاهده کرد. ضریب تعیین تعدیل شده 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،

مقدار این ضریب به ۰/۲۵۲ افزایش می‌یابد. همچنین برای پرتفوی‌های ختشی شده بر اساس عامل‌های ریسک نیز تفاوت‌های مهمی در ضریب تعیین تعدیل شده 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 در گذشته به سهام‌های برنده در آینده در یک دوره طولانی مدت به اثر بازگشتی بلندمدت شهرت دارد. مطالعات انجام شده 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 به منظور کامل کردن مطالعات قبلی در چارچوب مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی به بررسی اثرات بازگشتی بلندمدت در بازدهی‌های سهام‌های پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. در ابتدا با استفاده از آزمون  $t$  به بررسی معناداری اثرات بازگشتی بلندمدت پرداختیم و نتیجه به دست آمده، بازگشت نامتقارن در بازدهی سهام را تأیید می‌کند. به عبارت دیگر سهام‌های بازنده در دوره آتی به سهام‌های برنده تبدیل شده‌اند 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 با وجود کنترل اثرات اندازه، ارزش و نقدینگی، سودهای معکوس بلندمدت را بر اساس ریسک بالاتر به طور 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 مدل‌های 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 سرمایه‌گذاری معکوس را به عنوان 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 به دست آمده از مطالعات قبلی است و بر اساس آن، دیگر نمی‌توان در بازار بورس تهران، اثرات بازگشتی بلندمدت را به عنوان یک بی‌قاعدگی که نقض‌کننده فرضیه بازار کاراست، در نظر گرفت. همچنین نتایج مطالعه فوق استفاده از چارچوب چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی را برای تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری پیشنهاد می‌دهد و مدل CAPM سنتی را به دلیل عدم لحاظ سایر ریسک‌های موجود، مدل صحیح و کاملی تلقی نمی‌کند.

## منابع

- خلیلی عراقی، منصور؛ عباسی نژاد، 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 ۴۷-۶۲.
- سعیدی، علی؛ باقری، سعید (۱۳۸۹)، راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه تحقیقات مالی*، سال دوازدهم، شماره ۳۰، صص ۷۵-۹۴.
- سینایی، حسنعلی؛ اژدرپور، لیلیا (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.
- فدایی نژاد، 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 (۱۳۸۶)، 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 فتح‌الله تازی (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، شماره ۱، صص ۲۵-۴۶.
- نیکبخت، محمدرضا؛ مرادی، مهدی (۱۳۸۴)، ارزیابی واکنش بیش از اندازه سهامداران عادی در بورس اوراق بهادار تهران، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، سال نهم، شماره ۴۰، 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.

- 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.
- Dissanaik, 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 Journal*, 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.

- 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'Keefe, 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 Accounting*, 2(1&2):93-114.
- Zarowin, P. (1990). Size, seasonality, and stock market overreaction. *Journal of Financial and Quantitative analysis*, 25(1), 113-125.