



Momentum Strategies Based on Reference Points; Evidence from Adjustment and Anchoring Bias

Gholamhossein Asadi^{1*}, Maryam Davallou², Sobhan Eskini³

1- Associate Professor, Department of Financial Management and Insurance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
h-assadi@sbu.ac.ir

2- Assistant Professor, Department of Financial Management and Insurance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
m_davallou@sbu.ac.ir

3- Ph.D. Candidate, Department of Financial Management and Insurance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
s_eskini@sbu.ac.ir

Abstract

Objective: According to empirical financial studies, a momentum investment strategy can lead to excess returns in the medium term. One of the driving factors of momentum return is adjustment and anchoring bias. Investors' anchor to reference point price and consequent price adjustment drive momentum in price trends. In this research, based on reference points price stated by literature, Momentum investment strategies are investigated.

Method: Using portfolio study and studying 108 firms listed in Tehran Stock Exchange over the period from 2007 to 2017 (1386-1395 in Solar Hijri-Iranian calendar), the study has been conducted.

Results: Results indicate that investors, applying adjustment and anchoring bias, select reference points based on price extremes up to one year (especially high 26 week price) more than other reference point's prices as anchor, generating then momentum return by this adjusted price. Furthermore, the results of the regression analysis revealed that with risk adjustments and applying other control variables, this return is robust and statistically significant.

Keywords: Momentum Strategy, Adjustment and Anchoring, Reference Points, and Under Reaction

راهبردهای تداوم مبتنی بر نقاط مرجع؛ شواهدی از سوگیری اتکا و تعدیل

غلامحسین اسدی^{۱*}، مریم دولو^۲، سبحان اسکینی^۳

۱- دانشیار، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
h-assadi@sbu.ac.ir

۲- استادیار، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
m_davallou@sbu.ac.ir

۳- دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
s_eskini@sbu.ac.ir

چکیده

اهداف: براساس مطالعات تجربی مالی، راهبرد سرمایه‌گذاری تداوم ممکن است سبب بازده اضافی در میان‌مدت شود. از جمله عوامل ایجاد تداوم که از سوگیری اتکا و تعدیل تأثیر می‌گیرد، اتکا بر نقاط قیمتی مرجع و تعدیلات بعدی قیمت است. در این پژوهش با نقاط مرجع مطرح در ادبیات موضوع، راهبردهای سرمایه‌گذاری تداوم مبتنی بر این نقاط ارزیابی می‌شود.

روش: این مطالعه با استفاده از روش تحلیل سبب و نمونه‌ای متشکل از ۱۰۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌ای ده‌ساله، از ابتدای سال ۱۳۸۶ تا انتهای سال ۱۳۹۵ انجام شده است.

نتایج: نتایج پژوهش نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران متأثر از سوگیری اتکا و تعدیل، نقاط مرجع مبتنی بر آستانه‌های حدی با بازه حداکثر یک‌ساله (به‌ویژه حداکثر قیمت ۲۶ هفته) را بیش از سایر نقاط مرجع، نقطه اتکای خود قرار می‌دهند و با تعدیلات بعدی قیمت، الگوی تداوم بازده را ایجاد می‌کنند. نتایج تجزیه و تحلیل رگرسیون نشان می‌دهد این بازده با تعدیل ریسک و اعمال متغیرهای کنترل، قوی و از لحاظ آماری معنادار است.

واژه‌های کلیدی: راهبرد تداوم، اتکا و تعدیل، نقاط مرجع، فروواکنش

* نویسنده مسؤول

مقدمه

وجود الگو در قیمت سهام با فرضیه بازار کارا تعارض دارد؛ زیرا براساس فرضیه بازار کارا روند قیمت‌ها تصادفی است و الگوی خاصی در قیمت شکل نمی‌گیرد (فاما^۱، ۱۹۹۵). یکی از قوی‌ترین الگوها که فرضیه کارآیی بازار را به چالش می‌کشد، الگوی تداوم^۲ است. برطبق این الگو، راهبرد سرمایه‌گذاری مشتمل بر خرید سهام برنده و فروش سهام بازنده، بازده اضافی ایجاد می‌کند (بیرو^۳، ۲۰۱۵). در نخستین مطالعه، جاگادیش و تیتمن^۴ (۱۹۹۳) تداوم بازده را بررسی کردند و نشان دادند این الگو قادر است بازده‌ای بیش از بازده بازار ایجاد کند. از جمله عواملی که سبب ایجاد تداوم می‌شود، اتکای سرمایه‌گذاران به نقاط قیمتی مرجع است. براساس فرضیه‌های مالی رفتاری، سرمایه‌گذاران در مقایسه با اطلاعات بنیادی به برخی قیمت‌ها در ذهن خود وزن بیشتری می‌دهند و آنها را مرجع تصمیم‌گیری خود قرار می‌دهند (کائمن و تیورسکی^۵، ۱۹۷۹). اتکای سرمایه‌گذاران به این قیمت‌ها، تعدیلات بعدی قیمت را در پی دارد و در بطن این تعدیلات قیمتی، الگوی تداوم شکل می‌گیرد (بوترا و هور^۶، ۲۰۱۳).

جورج و هوانگ^۷ (۲۰۰۴) با در نظر گرفتن حداکثر قیمت ۵۲ هفته به منزله نقطه مرجع، نخستین راهبرد تداوم مبتنی بر نقاط مرجع^۸ را ارائه دادند. آنها نشان دادند وقتی سهام بر مبنای نسبت قیمت جاری به حداکثر قیمت ۵۲ هفته در سبدهایی رتبه‌بندی می‌شود، سهام با بیشترین نسبت طی ۶ تا ۱۲ ماه آتی عملکرد بالاتری از

سهام با کمترین نسبت دارد و بازده این راهبرد عملکرد بالاتری از راهبرد جاگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) به دست می‌دهد. جورج و هوانگ (۲۰۰۴) این مسئله را به سوگیری اتکا و تعدیل^۹ (همسو با مطالعه کائمن و تیورسکی، ۱۹۷۹) نسبت دادند. سوگیری اتکا و تعدیل بدین معنی است که سرمایه‌گذاران براساس گذشته، مبنای برآورد خود را یک رقم (نقطه اتکا یا همان قیمت مرجع) قرار می‌دهند؛ سپس تعدیلات قیمتی خود را براساس آن رقم انجام می‌دهند. اتکای سرمایه‌گذاران به تصمیم‌گیری بر مبنای حداکثر قیمت ۵۲ هفته سبب فروواکنشی^{۱۰} نسبت به اخبار خوب (بد) برای سهامی می‌شود که از نظر قیمتی نزدیک به (دور از) حداکثر قیمت ۵۲ هفته است. فروواکنشی مهم‌ترین عامل توضیح‌دهنده تداوم تلقی می‌شود؛ یعنی سرمایه‌گذاران در رویارویی با اعلان خبر یا تغییرات قیمت سهم (نزدیکی به حداکثر قیمت ۵۲ هفته)، واکنشی کمتر از انتظار نشان می‌دهند. در دوره‌های بعد واکنش ناقص خود را اصلاح می‌کنند و الگوی تداوم شکل می‌گیرد (جاگادیش و تیتمن، ۲۰۰۱). پدیده‌های رفتاری محافظه‌کاری، فرااعتمادی و اثر تمایلاتی از جمله عوامل بروز فروواکنشی به شمار می‌آیند (فرازینی^{۱۱}، ۲۰۰۶).

نکته با اهمیت در نظریه‌های مالی رفتاری آن است که علاوه بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته، نقاط مرجع دیگری نیز وجود دارد که برخی از آنها پشتوانه نظری و تجربی به مراتب بیشتری دارند. از جمله نقاط مرجع عبارت‌اند از: قیمت خرید در قالب اثر تمایلاتی^{۱۲} (شفرین و استتمن^{۱۳}، ۱۹۸۵)، حداکثر قیمت تاریخی

1. Fama
2. Momentum
3. Birru
4. Jegadeesh & Titman
5. Kahneman & Tversky
6. Bhootra & Hur
7. George & Hwang
8. Reference point

9. Adjustment & Anchoring Bias
10. Underreaction
11. Farazzini
12. Disposition Effect
13. Shefrin & Statman

می دهد. تأثیر گزینش سایر قیمت های مرجع از سوی سرمایه گذاران و نحوه اتکا و تعدیلات بعدی قیمت با توجه به این قیمت ها، یافته های جدیدی برای مباحث مرتبط با سوگیری اتکا و تعدیل دارد.

مبانی نظری

بر اساس فرضیه بازار کارا، الگوهای قیمت را که از روند تصادفی پیروی نمی کنند، خلاف قاعده^۳ می گویند. باروسو و سانتا کلارا^۴ (۲۰۱۵) الگوی تداوم را خلاف قاعده^۵ شایع^۵ و فراگیر می دانند. ماسکوئیز و گرینبلات^۶ (۱۹۹۹) اثر تداوم قوی بین صنایع کشف کردند؛ به این صورت که راهبرد خرید سبد صنایع برنده و فروش سبد صنایع بازنده، بازده اضافی ایجاد می کند. آنها با تمرکز بر دوره های تشکیل و آزمون ۶ ماهه، بازده ای برابر ۰/۴۳ درصد به دست آوردند. یافته های آنها به راهبرد تداوم صنعت^۷ معروف شد.

شواهد به دست آمده برای الگوی تداوم به قلمرو مکانی خاصی محدود نمی شود. مطالعات انجام شده در بازارهای مختلف اعم از توسعه یافته و نوظهور، وجود اثر تداوم را نشان می دهد. چاوز^۸ (۲۰۱۲) راهبرد تداوم شرکت های ۲۱ کشور را بررسی کرد که دست کم ۵۰ شرکت پذیرفته شده در بورس خود داشتند. نتایج به دست آمده نشان داد موفقیت راهبرد تداوم به بازار آمریکا محدود نیست. آسنس، ماسکوئیز و پدرس^۹ (۲۰۱۳) بازده راهبرد تداوم و راهبرد ارزشی در بازار ۸ کشور و انواع دارایی (شامل اوراق مشتقه شاخص سهام، ارز، اوراق قرضه دولتی و قرارداد آتی کالا) را

(نیزی^۱، ۲۰۰۵) و آستانه های حدی نظیر حداکثر قیمت ۱۳ هفته و ۲۶ هفته (بیکر، پن و یورگلر^۲، ۲۰۱۲). این پژوهش ها به طور کلی این نکته را بررسی کرده اند که آیا سرمایه گذاران از این قیمت ها به منزله نقطه^۳ مرجع استفاده می کنند یا خیر و در هیچ کدام از آنها این نکات بررسی نشده است: استفاده از سایر نقاط مرجع چه تأثیری بر الگوی تداوم دارد؟ آیا می توان با استفاده از سایر نقاط مرجع راهبردهای تداوم جدیدی تعریف کرد؟ آیا این راهبردها به بازده می افزاید و رقیبی تازه برای راهبردهای موجود است؟ نکته مهمی که کائمن (۱۹۹۲)، واضح نظریه^۴ نقاط مرجع، به آن اشاره می کند این است که «مسئله مهم برای پژوهش های آتی، مطالعه نحوه رقابت و ترکیب چندین نقطه^۵ مرجع است».

پژوهش حاضر در پی بررسی این مسئله و پاسخ به پرسش های مذکور است و با انتخاب سایر نقاط مرجع و مقایسه آنها با حداکثر قیمت ۵۲ هفته، در دو زمینه به توسعه مرزهای دانش کمک می کند: اول، در بحث راهبرد سرمایه گذاری تداوم و دوم، مالی رفتاری. در زمینه اول با انتخاب سایر نقاط مرجع (قیمت های خرید، حداکثر قیمت تاریخی، آستانه های ۱۳ و ۲۶ هفته و حداکثر قیمت ۵۲ هفته)، راهبردهای تداوم جدیدی مطرح می شود که قادرند راهبرد موجود را به چالش بکشند. در حیطه مالی رفتاری، این پژوهش ادبیات موجود در زمینه های مهمی نظیر سوگیری اتکا و تعدیل و نقاط مرجع را توسعه می دهد. بیان شد که سرمایه گذاران نقاط مرجع را، نقطه اتکای خود قرار می دهند و قیمت را برحسب این نقاط تعدیل می کنند. در این پژوهش بررسی می شود که اتکای سرمایه گذاران به سایر قیمت های مرجع و تعدیل انتظارات آتی برحسب این قیمت ها، چه نتایجی ارائه

3. Anomaly
4. Barroso & Santa-Clara
5. Prevasive Anomaly
6. Moskowitz & Grinblatt
7. Industry Momentum Strategy
8. Chaves
9. Asness, Moskowitz & Pedersen

1. Gneezy
2. Baker, Pan & Wurgler

بررسی کردند. طبق شواهد این پژوهش، بازده راهبرد تداوم و ارزش تمامی دارایی‌ها به شدت تأیید می‌شود. مطالعات مالی رفتاری با اتکا به روان‌شناسی، فروواکنشی سرمایه‌گذاران به اخبار خوب و بد را عامل ایجاد تداوم می‌داند (لی و یو^۱، ۲۰۱۲؛ جورج و هوانگ، ۲۰۰۴؛ بوترا و هور، ۲۰۱۳). فروواکنشی بدین معنی است که سرمایه‌گذاران تمام اثر اطلاعات را در قیمت سهم اعمال نمی‌کنند و واکنش آنها به اطلاعات کمتر از حد انتظار است. این واکنش، رانش^۲ قیمتی بعد از اعلان خبر را به دنبال دارد و با گذر زمان که قیمت به ارزش بنیادی نزدیک می‌شود، الگوی تداوم ایجاد می‌شود (سینها^۳، ۲۰۱۶). جکسون و جانسون^۴ (۲۰۰۶) ایجاد الگوی تداوم بدون فروواکنشی نسبت به اخبار را غیرممکن دانستند. آنها نشان دادند اگر اثر واکنش به اطلاعات کنترل شود، اثر تداوم معنادار نخواهد بود.

یکی از عواملی که سبب فروواکنشی می‌شود، وزن‌دهی سرمایه‌گذاران به نقاط مرجع است. نقطه مرجع یا به عبارت بهتر قیمت مرجع، برای اولین بار توسط کائمن و تیورسکی (۱۹۷۹) در قالب نظریه چشم‌انداز^۵ وارد ادبیات اقتصادی شد. این نظریه در اساس نحوه ارزیابی سود و زیان توسط افراد را توصیف می‌کند و از دو فرایند تفکر نام می‌برد: اصلاح^۶ و ارزیابی^۷. در مرحله اصلاح، گزینه‌های سرمایه‌گذاری براساس قاعده سرانگشتی^۸ (غیرمستدل یا ذهنی) رتبه‌بندی می‌شود؛ سپس در مرحله ارزیابی، نقاط مرجع طراحی می‌شود. نقاط مرجع، مبنای نسبی ارزیابی سود و زیان را فراهم می‌کند. کائمن و

تیورسکی (۱۹۷۹) قیمت جاری را معادل قیمت مرجع در نظر می‌گرفتند؛ اما مطالعات بعدی نشان داد قیمت خرید، آستانه‌های حدی تاریخی و آستانه‌های حدی در بازه یک‌ساله، ممکن است نقاط مرجع قوی‌تری باشند. جورج و هوانگ (۲۰۰۴) با بررسی نقش حداکثر قیمت ۵۲ هفته (به منزله یک نقطه مرجع) بر تشکیل تداوم، به این نتیجه رسیدند که وقتی اثر حداکثر قیمت ۵۲ هفته در الگوی تداوم لحاظ می‌شود، بازده این الگو نسبت به الگوهای پایه (جاگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳؛ ماسکوئیتز و گرینبلات، ۱۹۹۹) بیشتر است. آنها معتقد بودند سرمایه‌گذاران برای ارزش‌گذاری سهام با اطلاعات جدید، حداکثر قیمت ۵۲ هفته را نقطه اتکا (مرجع) در نظر می‌گیرند و تعدیلات بعدی آنها تداوم را به وجود می‌آورد. هوانگ، جردن و لیو^۹ (۲۰۱۵) تلاش کرده‌اند به جای سوگیری اتکا و تعدیل، تداوم ناشی از حداکثر قیمت ۵۲ هفته را با عوامل ریسک به ویژه عوامل اقتصاد کلان توضیح دهند؛ یعنی سهامی که نزدیک به حداکثر قیمت ۵۲ هفته است و بازده تداوم بیشتری ایجاد می‌کند، ریسک بیشتری نسبت به سایر سهام دارد؛ بنابراین، اثر حداکثر قیمت ۵۲ هفته را با عوامل ریسک رایج و عوامل رفتاری به طور همزمان بررسی کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که این پدیده بیشتر با فروواکنشی ناشی از سوگیری اتکا و تعدیل سازگار است.

9. Hong, Jordan & Liu

1. Li & Yu
2. Drift
3. Sinha
4. Jackson & Johnson
5. Prospect Theory
6. Editing
7. Evaluation
8. Rule of Thumb

پژوهش بدری و شواخی (۲۰۱۱) است. پژوهشگران با مطالعه ۲۱/۷۲۹ مشاهده (شرکت/هفته) طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۷۸، به این نتیجه رسیدند که حداکثر قیمت ۵۲ هفته در مقایسه با سایر قیمت‌ها، نقطه مرجع قوی‌تری است. رضازاده و فلاح‌شمس (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های مرتبط با حجم معاملات در عرضه‌های اولیه طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۲ اثر تمایلاتی را بررسی کردند. در این پژوهش قیمت عرضه اولیه سهام، مرجع تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در نظر گرفته شد. پژوهشگران ضمن ارائه شواهدی از وجود اثر تمایلاتی نشان دادند نزدیکی قیمت به قیمت عرضه اولیه تأثیر معناداری بر حجم مبادلات دارد. فلاح پور، سعیدی و ابوترابی (۲۰۱۳) اثر حداکثر قیمت ۵۲ هفته گذشته را بر راهبرد تداوم بررسی کردند. با بررسی ۲۷۲ شرکت طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۲، رابطه معناداری بین حداکثر قیمت ۵۲ هفته و بازده روزانه سهام شناسایی شد. پژوهشگران اظهار داشتند توجه سرمایه‌گذاران به حداکثر قیمت ۵۲ هفته، سبب بهبود راهبرد تداوم بازده می‌شود. دولو و جوادیان (۲۰۱۷) دو راهبرد تداوم مبتنی بر «زمان بندی بالاترین قیمت ۵۲ هفته» و «بالاترین قیمت ۵۲ هفته» را طی دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۳ با هم مقایسه کردند. نتایج به دست آمده تأییدکننده سودآوری راهبرد زمان بندی بالاترین قیمت ۵۲ هفته بود. حال آنکه سبد برنده مبتنی بر راهبرد بالاترین قیمت ۵۲ هفته، در مقایسه با همتای بازنده خود در راهبرد یادشده، نتوانست بازده بالاتری کسب کند.

روش پژوهش

در پژوهش حاضر نقش قیمت‌های مرجع در تشکیل راهبردهای تداوم بررسی و به قیمت‌های مرجعی توجه می‌شود که ادبیات موضوعی کمتر آنها را مطرح کرده

سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز می‌شوند و با تمایل به شناسایی سود، اقدام به فروش سهام خود می‌کنند و در قیمت‌های پایین‌تر از این نقطه ریسک‌پذیر می‌شوند و تمایلی به فروش ندارند. فرازینی (۲۰۰۶) یکی از دلایل بروز فروواکنشی را ناشی از اثر تمایلاتی می‌داند. نقطه مرجع سرمایه‌گذاران زیر فرضیه اثر تمایلاتی، قیمت خرید است. او استدلال می‌کند که سرمایه‌گذاران متأثر از اثر تمایلاتی، با اعلان اخبار خوب و بعد از کسب اندکی سود، اقدام به فروش سهام می‌کنند. فشار عرضه ایجادشده، سبب می‌شود سهم از ارزش ذاتی دور شود و بعد از مدتی به ارزش ذاتی برگردد. حکایت مشابهی در انتشار اخبار بد وجود دارد. گرینبلات و کلوهاریو^۱ (۲۰۰۱) با استفاده از داده‌های بازار فنلاند، عوامل تعیین‌کننده مبادلات را بررسی کردند. نتایج به دست آمده نشان داد تصمیم‌گیری بر مبنای نقاط مرجع، از مهم‌ترین عوامل تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران است و آنها حداکثر قیمت گذشته را نقطه مرجع قرار می‌دهند. نیزی (۲۰۰۵) به این نتیجه رسید که حداکثر قیمتی که سهام در گذشته تجربه کرده است، ممکن است یک نقطه مرجع قوی در نظر گرفته شود. نتایج پژوهش او نشان داد این نقطه مرجع بسیار قوی‌تر از نقاطی نظیر قیمت خرید ظاهر می‌شود. لی و یو (۲۰۱۲) نزدیکی قیمت به آستانه ۵۲ هفته و نزدیکی به آستانه تاریخی را سنجه کیفیت اطلاعات در نظر گرفتند که معامله‌گران در گذشته نسبت به آن فروواکنشی یا فراواکنشی داشته‌اند.

برخلاف انجام پژوهش‌های داخلی متعدد در حوزه راهبرد تداوم، مطالعات انجام‌شده در حوزه نقاط مرجع محدود است. از جمله مطالعاتی که نقش نقاط مرجع را در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران بررسی کرده است،

بررسی شده در دوره زمانی موسوم به دوره تشکیل^۳، رتبه بندی می شود؛ سپس در دوره زمانی دیگر به نام دوره آزمون^۴، بازده سبدها آزمون می شود. متغیر بررسی شده در این پژوهش که سبدها براساس آن تشکیل می شوند، نسبت قیمت مرجع^۵ (RPR) سهم i طی ماه t است. این نسبت مشخص می کند قیمت جاری چه میزان به قیمت مرجع نزدیک است. هرچه نسبت مذکور بالاتر باشد، قیمت جاری به قیمت مرجع نزدیک تر است و حداکثر نسبت مذکور برابر ۱ است.

$$RPR_{it} = \frac{\text{قیمت جاری سهم}}{\text{قیمت مرجع سهم}} \quad (1)$$

در پایان هر ماه t، سهام برحسب RPR از بالاترین به کمترین مرتب می شود و در سبدهایی قرار می گیرد. سبدهای با بالاترین RPR، سبد برنده^۶ و سبدهای با کمترین RPR، سبد بازنده^۷ نامیده می شوند. این سبدها برای دوره های زمانی t+6 نگهداری می شود و بازده راهبرد تداوم شامل درپیش گرفتن موقعیت خرید در سبد برنده (با اوزان برابر) و موقعیت فروش در سبد بازنده (با اوزان برابر) است^۸. این بازده براساس روش دوره هم پوشان^۹ محاسبه می شود؛ بدین معنی که بازده سبدها در هر ماه عبارت است از میانگین موزون بازده راهبرد ماه جاری و ۵ ماه گذشته (در مجموع ۶ ماه)؛

است. جامعه آماری پژوهش کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است و شرکت هایی انتخاب می شود که این شرایط را داشته باشند: بیش از شش ماه توقف نماد یا نداشتن مبادله نداشته باشند (توجه به دوره زمانی راهبرد تداوم) و طی دوره بررسی در بازار سرمایه پذیرفته شده باشند و با تأثیر گرفتن از قوانین انتقال به سایر بازارها، از بازار بورس اوراق بهادار به سایر بازارها (نظیر بازار پایه فرابورس یا بازار توافقی) منتقل نشده باشند. علاوه بر این، با توجه به ساختار مالی متفاوت شرکت های سرمایه گذاری و نوع ارزش گذاری متفاوت، این شرکت ها حذف شد^۱. با توجه به اینکه راهبرد تداوم مبتنی بر نقاط مرجع با راهبرد تداوم صنعت مقایسه می شود، شرکت هایی در نمونه گنجانده می شود که متعلق به صنایعی متشکل از دست کم سه شرکت باشد؛ زیرا میانگین متشکل از یک یا دو شرکت، رقم مطمئن و مستندی ارائه نمی دهد و تعداد سهام سبد برنده و بازنده افت می کند؛ پس از رعایت غربال های مذکور، ۱۰۸ شرکت ۱۸ صنعت بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۰ ساله از ابتدای سال ۱۳۸۶ تا انتهای سال ۱۳۹۵ انتخاب شد. داده های پژوهش شامل قیمت تعدیل شده با سود تقسیمی و افزایش سرمایه، حجم معاملات، ارزش بازار و ارزش دفتری است که از سایت شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و سامانه جامع اطلاع رسانی ناشران استخراج شده است.

روش خاص این پژوهش، مطالعه سبد^۲ است. در این روش ابتدا سبدهایی از سهام بر مبنای متغیر

3. Formation Period

4. Test period

5. Reference Price Ratio

6. Winner Portfolio

7. Loser Portfolio

۸. در بیشتر مطالعات تجربی، تمرکز بر بازده راهبرد تداوم با دوره نگهداری ۶ ماهه بوده است (بوترا و هور، ۲۰۱۳)؛ بنابراین، در این پژوهش مشابه مطالعه جورج و هوانگ (۲۰۰۴) و بوترا و هور (۲۰۱۳)، تمرکز بر بازده ۶ ماهه است. ذکر این نکته ضروری است که دوره نگهداری سبدها تا دوره ۱۲ ماهه نیز افزایش یافت؛ اما حاوی نتایج خاصی نسبت به دوره ۶ ماهه نبود.

9. Overlapping Period

۱. درآمد شرکت های سرمایه گذاری از دو محل مبادله و سرمایه گذاری در سهام شرکت ها، سایر اوراق بهادار و دارایی های فیزیکی به دست می آید؛ بنابراین، در بورس اوراق بهادار تهران تحلیلگران به جای نسبت های مالی و قیمتی یا جریان های نقدی (که ملاک ارزش گذاری شرکت های تولیدی است)، خلص ارزش دارایی ها را ملاک ارزش گذاری قرار می دهند.

2. Portfolio Study

R_t ، قیمت مرجع (خرید) سهم در پایان ماه t است، V_t ، نسبت گردش معاملات سهم (تعداد سهام معامله شده در روز t تقسیم بر تعداد کل سهام شرکت در روز t) و P_t قیمت سهم در پایان ماه t است. در این معادله k مقدار ثابتی است که جمع اوزان P طی دوره $t-n$ را برابر یک می کند و به صورت زیر محاسبه می شود:

$$k = \sum_{n=1}^{365} V_{t-n} \left(\prod_{\tau=1}^{n-1} [1 - V_{t-n+\tau}] \right) \quad (3)$$

پشتوانه نظری معادله (۲) فرضیه اثر تمایلاتی است. از آنجا که قیمت خرید به منزله قیمت مرجع در قالب فرضیه اثر تمایلاتی مطرح می شود، انتظار می رود تا زمانی که قیمت در موقعیت سود قرار نگیرد، سهم نگهداری شود و به فروش نرسد. از طرف دیگر، با عبور قیمت از قیمت خرید، برای فروش و شناسایی سود تعجیل شود؛ بنابراین، معادله (۲) میانگین موزونی از قیمت سهم طی یک سال گذشته منتهی به پایان ماه t ارائه می دهد که در آن، عبارت داخل پرانتز برابر است با احتمال اینکه سهم طی یک سال گذشته خریداری شده و تا روز $t-n+\tau$ به فروش نرسیده باشد؛ در واقع، V_{t-n} نشان می دهد سهم در حجم مشخصی در تاریخ $t-n$ خریداری شده است و $1-V_{t-n+\tau}$ نشان می دهد سهم خریداری شده طی دوره $t-n+\tau$ به فروش نرسیده است.

شناسایی سبدهای برنده و بازنده: گفته شد

که سبد با بالاترین RPR سبد برنده و سبد با کمترین RPR سبد بازنده محسوب می شود. نکته بااهمیت تعداد سهم در هر سبد است. در مطالعات انجام شده (جورج و هوانگ، ۲۰۰۴؛ بوترا و هور ۲۰۱۳) از دسته بندی های ۱۰٪ تا ۳۰٪ استفاده شده است؛ بدین معنی که ۱۰٪ یا ۳۰٪ نمونه که بالاترین (کمترین) RPR را دارند،

بنابراین، یک ششم سهام در سبدها با سهام برنده و بازنده جدیدی جایگزین می شود.

در این پژوهش پنج نقطه قیمت (قیمت) مرجع به شرح زیر در نظر گرفته شده است:

حداکثر قیمت ۱۳ هفته (سه ماهه): حداکثر قیمت سهم طی ۱۳ هفته گذشته منتهی به ماه t است (بیکر و همکاران، ۲۰۱۲).

حداکثر قیمت ۲۶ هفته (شش ماهه): حداکثر قیمت سهم طی ۲۶ هفته گذشته منتهی به ماه t است (بیکر و همکاران، ۲۰۱۲).

حداکثر قیمت ۵۲ هفته (یک ساله): حداکثر قیمت سهم طی ۵۲ هفته گذشته منتهی به ماه t است (جورج و هوانگ، ۲۰۰۴).

حداکثر قیمت تاریخی: مشابه تعریف لی و یو (۲۰۱۲) حداکثر قیمت سهم از زمان عرضه اولیه تا پایان ماه t است.

قیمت خرید: برخلاف سایر نقاط مرجع که از تابلوی معاملات به راحتی در دسترس قرار می گیرد، قیمت خرید نیازمند گرفتن داده از شرکت های کارگزاری و صرف زمان زیاد برای تطبیق نقطه زمانی خرید سرمایه گذاران با یکدیگر است که باید به طور روزانه انجام شود. برای رفع این مشکل، گرینبلات و هان^۱ (۲۰۰۴) روشی برای محاسبه قیمت خرید ابداع کردند که مبنای بسیاری از مطالعات بعدی نظیر ساکر، راغب، رجب و عبدو^۲ (۲۰۱۴) و وانگ، یان و یو^۳ (۲۰۱۷) قرار گرفت. مطابق با این روش قیمت خرید عبارت است از:

$$R_t = \frac{1}{k} \sum_{n=1}^{365} (V_{t-n} \prod_{\tau=1}^{n-1} [1 - V_{t-n+\tau}]) P_{t-n} \quad (2)$$

1. Han
2. Sakr, Ragheb, Ragab & Abdou
3. Wang, Yan & Yu

به منزله سبد برنده (بازنده) شناسایی می‌شوند. انتظار می‌رود با حرکت از دسته بندی ۳۰٪ به طرف ۱۰٪ نتایج به سطح معناداری افزوده شود؛ اما از قدرت تعمیم پذیری آنها کاسته شود. دلیل اینکه سبدهای مبتنی بر ۱۰٪ معناداری بیشتری دارند این است که این سبدها حدی^۱ هستند و اثر گزینش نقاط مرجع بر بازده تداوم را بهتر نشان می‌دهند. در این پژوهش تعداد سبدهای برنده و بازنده برحسب دسته بندی ۱۰٪، ۲۰٪ و ۳۰٪ شناسایی می‌شود. با توجه به اینکه تعداد سهام بررسی شده ۱۰۸ شرکت است، تعداد سهام در هر سبد برحسب دسته بندی ۱۰٪، ۲۰٪ و ۳۰٪ به ترتیب برابر با ۱۱، ۲۲ و ۳۳ شرکت خواهد بود (داده‌ها به طرف بالا گرد شده است).

اثر انتظار^۲: در اولین مطالعات تداوم (جاگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳؛ ۲۰۰۱)، بین دوره تشکیل و دوره آزمون سبدها یک دوره یک ماهه وقفه در نظر گرفته شد. به این معنی که وقتی سبدها برحسب یک متغیر (برای مثال RPR) در دوره تشکیل منتهی به پایان ماه t رتبه بندی می‌شوند، دوره آزمون آنها بلافاصله از t+1 شروع نمی‌شود؛ بلکه با یک ماه انتظار از t+2 شروع می‌شود. دلایل مختلفی برای دوره انتظار یک ماهه ذکر شده است که از جمله آنها بازگشت‌های کوتاه مدت در بازده و پرش‌های ناگهانی در مظنه خرید و فروش است (کردیا و شیواکومار^۳، ۲۰۰۲).

نووی - مارکس^۴ (۲۰۱۲) با توسعه دوره‌های انتظار یک ماهه به دوره‌های زمانی بیشتر، مفهوم تازه‌ای به نام اثر انتظار را به ادبیات موضوعی تداوم اضافه کرد. او نشان داد با افزایش دوره انتظار از ۱ ماه

به ۶ ماه، بازده تداوم افزایش می‌یابد. گویال و ویهل^۵ (۲۰۱۵) دلیل این مسئله را انتقال بازگشت‌های کوتاه مدت بازده سهام به بیش از ۱ ماه بیان کردند؛ زیرا انتظار می‌رود سهامی که در گذشته عملکرد بالایی داشته است، به طور مداوم با افزایش قیمت همراه نشود و بعد از بازگشت‌های کوتاه مدت و میان مدت قیمت، دوباره به افزایش قیمت خود ادامه دهد. چن و یانگ^۶ (۲۰۱۶) اثر انتظار را برای راهبرد تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته به کار گرفتند و نتایج پژوهش آنها نشان دهنده تأثیر مثبت اثر انتظار طی دوره های انتظار ۶-۳ ماهه بود. در این پژوهش اثر انتظار در قالب دوره‌های زمانی ۱، ۳ و ۶ ماهه بررسی شده است؛ بدین صورت که پس از تشکیل سبدها بر مبنای RPR در پایان هر ماه، دوره نگهداری بعد از ۱، ۳ و ۶ ماه انتظار آغاز خواهد شد.

محاسبه بازده: برای محاسبه بازده از قیمت‌های تعدیل شده (برحسب سود تقسیمی و افزایش سرمایه) از نرم افزار شرکت فناوری بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است؛ سپس بازده سهم i در ماه t به صورت زیر محاسبه شده است:

$$R_{it} = \frac{P_{it}}{P_{it-1}} \quad (4)$$

R_{it} عبارت است از بازده سهم i در ماه t، P_{it} عبارت است از قیمت تعدیل شده سهم در پایان ماه t و P_{it-1} عبارت است از قیمت تعدیل شده سهم در پایان ماه t-1؛ سپس برای محاسبه بازده تجمعی^۷ طی دوره نگهداری ۶ ماهه از معادله زیر استفاده می‌شود:

$$R_{ij} = \prod_{t=1}^6 R_{it} \quad (5)$$

5. Goyal & Wahal
6. Chen & Yang
7. Cumulative Return

1. Marginal Portfolio
2. Echo Effect
3. Chordia & Shivakumar
4. Novy-Marx

در این معادله $\overline{R_{Mt.R.E}}$ از معادله (۷) به دست می‌آید و سایر عوامل به شرح زیر است:

$RMRF_t$ بازده مازاد سبد بازار بر نرخ بازده بدون ریسک در ماه t است (صرف بازار) و به صورت زیر به دست می‌آید:

$$RMRF_t = RM_t - RF_t \quad (9)$$

RM_t بازده بازار (تغییرات شاخص کل) طی ماه t و RF_t بازده اوراق مشارکت دولتی طی ماه t است.

SMB_t تفاوت بین میانگین بازده سبد سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ است که به آن عامل اندازه (صرف اندازه) می‌گویند. ابتدا ارزش بازار شرکت‌ها (قیمت سهم در پایان ماه t در تعداد سهام شرکت در پایان ماه t) محاسبه می‌شود و شرکت‌ها به صورت نزولی رتبه‌بندی می‌شوند. ۳۰٪ بالای این رتبه‌بندی به منزله سبد سهام بزرگ و ۳۰٪ پایین به منزله سبد سهام کوچک دسته‌بندی می‌شود؛ سپس بازده هر سبد محاسبه می‌شود و متغیر SMB_t به صورت زیر به دست می‌آید:

$$SMB_t = R_{st} - R_{bt} \quad (10)$$

R_{st} و R_{bt} به ترتیب بازده سبد سهام کوچک و سهام بزرگ طی ماه t است.

HML_t تفاوت بین میانگین بازده سبد سهام شرکت‌های ارزشی و رشدی است که به آن عامل ارزش (صرف ارزش) می‌گویند و در طریقی مشابه با SMB_t به دست می‌آید. با این تفاوت که متغیر بررسی شده به جای اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار هر شرکت در پایان ماه t است. شرکت‌هایی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالاتری (پایین تری) دارند شرکت‌های ارزشی (رشدی) نامیده می‌شوند. HML عبارت است از:

در معادله (۵)، R_{ij} بازده تجمعی سهم i طی دوره j (۶ ماه) است؛ پس از دسته‌بندی سهام در سبدهای برنده و بازنده، بازده راهبرد تداوم عبارت است از:

$$R_{Mt.R.E} = \left(\sum_{i=1}^n x_{iW} \times R_{iWj} \right) - \left(\sum_{i=1}^n x_{iL} \times R_{iLj} \right) \quad (6)$$

در این معادله $R_{Mt.R.E}$ بازده راهبرد تداوم ماه t مبتنی بر نقطه مرجع R با دوره انتظار E ماه است، x_{iW} (x_{iL}) اوزان سهام برنده (بازنده) و R_{iWj} (R_{iLj}) بازده سهم برنده (بازنده) i طی دوره نگهداری j (۶ ماه) است. با توجه به دوره پژوهش (۱۰ ساله)، میانگین بازده راهبرد تداوم به روش زیر محاسبه می‌شود:

$$\overline{R_{Mj.R.E}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{Mit.R.E} \quad (7)$$

در این معادله $\overline{R_{Mj.R.E}}$ میانگین بازده ماهانه سبدهای تداوم طی دوره j ماهه است.

تعدیل ریسک: برای آزمون همزمان بازده

راهبردهای مبتنی بر تداوم با عوامل ریسک و بررسی این موضوع که راهبرد های تداوم سبب بازده اضافی خواهند شد یا خیر، بازده این راهبردها با روش فاما و فرنچ^۱ (۱۹۹۶) برازش می‌شود و در صورت معناداری α رگرسیون، بخشی از بازده راهبرد تداوم توسط عوامل ریسک توصیف نمی‌شود؛ بنابراین، استفاده از این راهبرد بازده اضافی ایجاد می‌کند؛ به عبارت دیگر، α را می‌توان بازده تعدیل شده با ریسک دانست. این معادله الگوی رگرسیونی سه‌عاملی به شرح زیر است:

$$\overline{R_{Mt.R.E}} = \alpha_p + \beta_{1p} RMRF_t + \beta_{1p} SMB_t + \beta_{1p} HML_t + \varepsilon_{pt} \quad (8)$$

به طور مجزا ارزیابی می کند. این رگرسیون، یک رگرسیون مقطعی دوگام است که در مطالعات مالی از آن برای ارزیابی کارآیی الگوهای آزمون شده استفاده می شود. بعد از محاسبه ضرایب مذکور، میانگین ضرایب با استفاده از آزمون فرض آماری ارزیابی می شود.

$$R_{M,it} = b_{0jt} + b_{1jt}R_{it-1} + b_{2jt}Size_{it-1} + b_{3jt}JTH_{it} + b_{4jt}JTL_{it} + b_{5jt}MGH_{it} + b_{6jt}MGL_{it} + b_{7jt}RPRH_{it,R,E} + b_{8jt}RPRL_{it,R,E} \quad (12)$$

$R_{M,it}$ بازده تداوم سهم i در پایان ماه t است که نقش متغیر وابسته را ایفا می کند. $RPRH_{it,R,E}$ و $RPRL_{it,R,E}$ متغیرهای مجازی اند که نقش متغیر مستقل اصلی را ایفا می کنند و وقتی سهم i با رتبه بندی سبدها برحسب RPR (با E دوره انتظار) در پایان ماه t در سبد برنده (بازنده) قرار می گیرد، $RPRH_{it,R,E}$ ($RPRL_{it,R,E}$) برابر ۱ و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. JTH_{it} و JTL_{it} دو متغیر مجازی اند که اثر راهبرد تداوم JT را کنترل می کنند و وقتی سهم i با رتبه بندی سبدها برحسب JT در پایان ماه t در سبد برنده (بازنده) قرار می گیرد، JTH_{it} (JTL_{it}) برابر ۱ و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. نحوه محاسبه این دو متغیر اینگونه است که ابتدا با معادله (۶) بازده تجمعی هر سهم i در پایان ماه t در دوره ۶ ماهه گذشته محاسبه می شود؛ سپس تعداد سهام حاضر در نمونه از بیشترین به کمترین بازده مرتب می شود. ۳۰٪ سهام با بالاترین بازده، سبد برنده (JTH) و ۳۰٪ سهام با کمترین بازده، سبد بازنده (JTL) شناسایی می شود. MGL_{it} و MGH_{it} دو متغیر مجازی اند که اثر راهبرد تداوم صنعت MG را کنترل

$$HML_t = R_{ht} - R_{lt} \quad (11)$$

R_{ht} و R_{lt} به ترتیب بازده سبد سهام ارزشی و رشدی طی ماه t است.

آزمون های چندمتغیره: مطالعه سبد

تجزیه و تحلیل، تک متغیره محسوب می شود و نمی تواند تأثیر سایر متغیرها بر راهبرد تداوم را به طور همزمان بررسی کند؛ بنابراین، باید با تجزیه و تحلیل رگرسیون اثر سایر متغیرهای تأثیرگذار بر بازده تداوم بررسی شود. بازده تداوم ممکن است از بازگشت های کوتاه مدت در قیمت تأثیر بگیرد که ناشی از بازده دوره گذشته است (جاگادیش، ۱۹۹۰). دلیل این موضوع تأثیرپذیری قیمت از برخی عوامل بازار نظیر شکاف مظنه و اخلال در خرده ساختارهای بازار^۱ بیان شده است (چن و یانگ، ۲۰۱۶). اثر اندازه بر تداوم نیز توجه کردنی است. فاما و فرنچ (۲۰۱۲) و آتناسوف و نیتچکا^۲ (۲۰۱۴) بازده تداوم در سهام کوچک را قوی تر دیدند و معتقد بودند ویژگی اندازه، تأثیر ریسک سیستماتیک را بهتر نمایان می کند و شرکت های کوچک تر، ریسک سیستماتیک بیشتری دارند. علاوه بر این، باید مشخص شود بازده تداوم ایجاد شده حاصل نقاط مرجع است یا بازده ناشی از راهبردهای کلاسیک تداوم نظیر راهبرد تداوم جاگادیش و تیمن (۱۹۹۳) (از این به بعد JT) یا راهبرد تداوم صنعت ماسکوئیتز و گرینبلات (۱۹۹۹) (از این به بعد GM) است. مشابه جورج و هوانگ (۲۰۰۴) و بوترا و هور (۲۰۱۳) از تجزیه و تحلیل رگرسیون مقطعی فاما و مک بث^۳ (۱۹۷۳) استفاده می شود. این رگرسیون علاوه بر اینکه امکان بررسی قوت نتایج را می دهد، بازده سبدهای برنده و بازنده را

1. Microstructure Distortions
2. Atanasov & Nitschka
3. MacBeth

اندرسون - دارلینگ^۲ را برای سبدهای راهبرد تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۱۳ هفته به تصویر می کشد. فرض صفر این آزمون عبارت است از اینکه توزیع بازده سبدهای برنده (بازنده) از توزیع نرمال پیروی می کند. معناداری آماره^۳ AD بیان کننده این واقعیت است که فرض صفر رد می شود و توزیع داده ها از توزیع نرمال پیروی نمی کند. سطح بالای معناداری این نکته را گوشزد می کند که توزیع داده ها هم معنادار نیست هم شباهتی به توزیع نرمال ندارد. با توجه به اینکه توزیع t زنگوله ای شکل، متقارن و نزدیک به توزیع نرمال است، انتظار می رود وجود داده های پرت و عدم تقارن توزیع، بر نتایج تأثیر گذاشته باشد.

ازاین رو، برای بررسی معناداری نتایج از آزمون های ناپارامتریک استفاده شد. برای آزمون بازده راهبرد تداوم مبتنی بر نقاط مرجع، تفاوت بازده سبدهای برنده و بازنده با آزمون من-ویتنی^۳ بررسی شد. این آزمون مشابه آزمون مقایسه میانگین دو جامعه با دو نمونه مستقل است و معادل ناپارامتری آن محسوب می شود. نکته مهم در این آزمون این است که به جای میانگین داده ها، میانه را بررسی می کند. در توزیع های نامتقارن که میانگین از داده های پرت تأثیر می گیرد، میانه این خاصیت را دارد که متأثر از این داده ها نیست (نیوبلد، کارلسون و ترون، ۲۰۱۳).

می کنند و وقتی سهم i با رتبه بندی سبدها برحسب MG در پایان ماه t در سبد برنده (بازنده) قرار می گیرد، MGH_{it} (MGL_{it}) برابر ۱ و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. نحوه محاسبه این دو متغیر بدین صورت است که ابتدا با معادله (۶) بازده تجمعی هر صنعت (از ۱۸ صنعت بررسی شده در این پژوهش) در پایان ماه t در دوره ۶ ماهه گذشته محاسبه و از بیشترین به کمترین بازده مرتب می شود. سهام متعلق به ۳۰٪ صنعت با بالاترین بازده، سبد برنده (MGH) و سهام متعلق به ۳۰٪ صنعت با کمترین بازده، سبد بازنده (MGL) شناسایی می شود. R_{it-1} بازده سهم i در پایان ماه $t-1$ است. $Size_{it-1}$ برابر لگاریتم ارزش بازار سهم i در پایان ماه $t-1$ است. b_0 ضریب عرض از مبدأ رگرسیون است.

یافته ها

در این بخش یافته های پژوهش برای سبدهای تداوم مبتنی بر نقاط مرجع ارائه می شود. در آزمون های اولیه مشخص شد برخلاف وجود بازده تداوم حاصل از این راهبردها، این بازده ها به لحاظ آماری معنادار نبود. در حالی که تعداد ماه های بررسی (۱۲۰ ماه) به قدری کافی است که آماره t قوت لازم را داشته باشد؛ اما این آماره برای هیچ کدام از سبدها چه برنده چه بازنده معنادار نبود؛ بنابراین، توزیع آماری بازده ها بررسی و مشخص شد که این توزیع ها بسیار نامتقارن است و داده های پرت^۱ زیادی دارد. برای بررسی دقیق این مسئله، از آزمون های توزیع آماری استفاده شده است. جدول (۱) آزمون نرمالیتی

2. Anderson-Darling Test
3. Mann-Whitney
4. Newbold, Carlson & Throne

1. Outlier

جدول (۱) آزمون نرمالیتی بازده سبدهای برنده و بازنده مبتنی بر قیمت مرجع ۱۳ هفته

$R_{L,13,6}$	$R_{W,13,6}$	$R_{L,13,3}$	$R_{W,13,3}$	$R_{L,13,1}$	$R_{W,13,1}$	$R_{W-L,P,E}$
بازده سبد متشکل از ۱۰٪ سهام برنده و بازنده						
۰/۱۳۹	۰/۲۱۶	۰/۱۶۷	۰/۱۸۸	۰/۱۸۹	۰/۱۷۴	میانگین
۳/۲۹۶***	۱/۶۰۳***	۱/۷۱۳***	۲/۰۲۵***	۲/۰۷۱***	۱/۱۸۷***	آماره A
بازده سبد متشکل از ۲۰٪ سهام برنده و بازنده						
۰/۱۴۰	۰/۲۰۳	۰/۱۵۲	۰/۱۷۷	۰/۱۷۸	۰/۱۶۹	میانگین
۳/۳۴۵***	۱/۹۹۱***	۱/۸۷۹***	۴/۱۷۲***	۲/۶۱۸***	۲/۱۳۴***	آماره AD
بازده سبد متشکل از ۳۰٪ سهام برنده و بازنده						
۰/۱۴۹	۰/۱۹۵	۰/۱۶۶	۰/۱۷۶	۰/۱۸۰	۰/۱۷۶	میانگین
۲/۸۷۷***	۲/۶۲۷***	۲/۶۰۸***	۲/۹۶۵***	۲/۶۵۸***	۲/۱۸۸***	آماره AD
<p>$R_{W-L,P,E}$ میانگین بازده سبد برنده (W) یا بازنده (L) مبتنی بر نقطه مرجع P با دوره انتظار E است. آماره AD، آماره اندرسون - دارلینگ برای آزمون نرمالیتی است. ***، ** و * به معنای آماری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ اشاره دارند.</p>						

جدول (۲) عملکرد سبدهای تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۱۳ هفته

$R_{M,13,6}$	$R_{M,13,3}$	$R_{M,13,1}$	$R_{M,R,E}$
بازده سبد متشکل از ۱۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۵۰**	۰/۰۴۷*	۰/۰۵۸	بازده
۱/۹۶	۱/۷۶	۱/۴۵	آماره z
۰/۰۱۸	۰/۰۱۹	۰/۰۲۶	α_p
۰/۵۷۷	۰/۵۹۳	۰/۹۲۶	آماره t
بازده سبد متشکل از ۲۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۵۳**	۰/۰۲۳*	۰/۰۱۱	بازده
۲/۱۳	۱/۶۷	۰/۸۱	آماره z
۰/۰۳۴*	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	α_p
۱/۷۲	۰/۰۸	۰/۱۱	آماره t
بازده سبد متشکل از ۳۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۴*	۰/۰۳	۰/۰۲	بازده
۱/۸۹	۱/۴۳	۰/۶۰	آماره z
۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰	α_p
۱/۱۱	-۰/۱۹	۰/۱۴	آماره t
<p>بازده سبد تداوم مبتنی بر قیمت مرجع R با دوره انتظار E است. آماره Z معناداری آزمون من-ویتنی را نشان می دهد. α_p بازده تعدیل شده با ریسک راهبرد تداوم مبتنی بر نقطه مرجع P است که از رگرسیون فاما و فرنچ (۱۹۹۶) به دست می آید. آماره t استیودنت مطابق با نیویی و وست^۱ (۱۹۸۷) برای اخلالهای مرتبط با خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس تعدیل شده است. ***، ** و * به معنای آماری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ اشاره دارد.</p>			

می رفت، با افزایش تعداد سهام در هر سبد از سطح معناداری کاسته شده است؛ اما نکته مهم این است که سبدهای متشکل از ۲۰٪ سهام، با توجه به سطح معناداری مناسب، اثر تداوم را بهتر جذب کرده اند. برخلاف وجود بازده تداوم تعدیل شده با ریسک (α_p در طیفی از ۳/۴٪-۱۰/۱٪)، آماره t تعدیل شده نیویی و وست (۱۹۸۷) نشان می دهد معناداری آماری بازده تعدیل شده با ریسک ضعیف است و عوامل ریسک بخش زیادی از بازده مذکور را توضیح می دهد. تنها در دوره انتظار ۶ ماهه سبدهای ۲۰٪ سهام است که بازده تعدیل شده با ریسک معنادار است.

جدول (۲) نتایج حاصل از سه راهبرد تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۱۳ هفته را نشان می دهد. مشاهده می شود که در هر سه راهبرد بازده تداوم وجود دارد و این بازده در طیفی از ۵/۸٪-۱/۱٪ است. با افزایش دوره انتظار بر سطح معناداری نتایج (آماره z آزمون من-ویتنی) افزوده می شود و دو راهبرد تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۱۳ هفته با دوره انتظار ۳ و ۶ ماهه به ترتیب در سطح ۵٪ و ۱۰٪ معنادار است. معناداری دوره انتظار ۶ ماهه با افزایش تعداد سهام در سبد نیز حفظ شده و حتی برای سبدهای متشکل از ۳۰٪ سهام برنده و بازنده نیز معنادار است. همان طور که انتظار

جدول (۳) عملکرد سبدهای تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۲۶ هفته

$R_{M,26,6}$	$R_{M,26,3}$	$R_{M,26,1}$	$R_{M,R,E}$
بازده سبد متشکل از ۱۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۷۸***	۰/۰۴۲**	۰/۰۴۲**	بازده
۲/۷۸	۲/۳۸	۱/۹۴	آماره z
۰/۰۳۷	۰/۰۴۸**	۰/۰۳۳	α_p
۱/۱۵	۲/۳۴	۱/۳۵	آماره t
بازده سبد متشکل از ۲۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۶**	۰/۰۵**	۰/۰۳*	بازده
۲/۱۲	۲/۳۰	۱/۶۸	آماره z
۰/۰۴۰**	۰/۰۲۱	۰/۰۱۷	α_p
۲/۲۹	۱/۰۱	۰/۶۴	آماره t
بازده سبد متشکل از ۳۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۷۱*	۰/۰۵۳**	۰/۰۶۹	بازده
۱/۶۷	۲/۰۷	۱/۳۱	آماره z
۰/۰۳۴*	۰/۰۲۰	۰/۰۱۷	α_p
۱/۹۱	۰/۹۳	۰/۹۳	آماره t
<p>$R_{M,R,E}$ بازده سبد تداوم مبتنی بر قیمت مرجع P با دوره انتظار E است. آماره Z معناداری آزمون من - ویتنی را نشان می دهد. α_p بازده تعدیل شده با ریسک راهبرد تداوم مبتنی بر نقطه مرجع P است که از رگرسیون فاما و فرنچ (۱۹۹۶) به دست می آید. آماره t استیودنت مطابق با نیویی - وست (۱۹۸۷) برای اخلاص های مرتبط با خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس تعدیل شده است.</p> <p>***، ** و * به معناداری آماری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ اشاره دارند.</p>			

برنده و بازنده از سطح بازده و معناداری نتایج کاسته می شود. این نشان می دهد سبدهای متشکل از سهام برنده (بازنده) حدی که بالاترین (کمترین) RPR را داشته اند، اثر تداوم را بهتر جذب کرده اند. برخلاف راهبرد تداوم حداکثر قیمت ۱۳ هفته، تعداد بیشتری از راهبردهای تداوم حداکثر قیمت ۲۶ هفته بازده تعدیل شده برحسب ریسک معنادار دارند؛ این بازده با دوره انتظار ۶ ماهه حتی برای سبدهای متشکل از ۳۳ شرکت معنادار است. نتایج این بخش از پژوهش نشان می دهد راهبرد تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۲۶ هفته با دوره های انتظار ۶ ماهه مناسب است و با وجود عوامل ریسک نیز معنادار است؛ بنابراین، این راهبرد ممکن است بازده اضافی ایجاد کند.

جدول (۳) نتایج حاصل از سه راهبرد تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۲۶ هفته را نشان می دهد. در تمامی راهبردها بازده تداوم وجود دارد و این بازده در طیفی از ۷/۸٪-۳٪ است. با افزایش دوره انتظار هم بر سطح بازده و هم بر سطح معناداری آماری نتایج افزوده شده است و بازده راهبرد تداوم با دوره انتظار ۶ ماهه بیشتر از سایر راهبردهاست. بازده راهبرد با دوره انتظار ۳ ماهه، برخلاف معناداری مناسب (آماره Z من - ویتنی برای دوره های انتظار ۳ ماهه در سبدهای متشکل از ۱۰٪، ۲۰٪ و ۳۰٪ سهام برنده و بازنده در سطح ۵٪ معنادار است)، به لحاظ سطح بازده کمتر از بازده دوره انتظار ۶ ماهه است. از طرف دیگر، با افزایش تعداد سهم در سبدهای

جدول (۴) عملکرد سبدهای تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته

$R_{M,52,6}$	$R_{M,52,3}$	$R_{M,52,1}$	$R_{M,R,E}$
بازده سبد متشکل از ۱۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۷۱*	۰/۰۵۳***	۰/۰۶۹**	بازده
۱/۶۵	۲/۵۹	۱/۹۸	آماره Z
۰/۰۱۲	۰/۰۴۴**	۰/۰۰۵	α_p
۰/۳۷۱	۱/۹۸	۰/۱۷۲	آماره t
بازده سبد متشکل از ۲۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۳۶	۰/۰۳۶**	۰/۰۳۳*	بازده
۱/۳۴	۲/۰۴	۱/۷۴	آماره Z
۰/۰۲۴	۰/۰۱۲	۰/۰۰۰	α_p
۱/۲۶	۰/۴۳	-۰/۰۲	آماره t
بازده سبد متشکل از ۳۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۲۲	۰/۰۳۷*	۰/۰۲۷	بازده
۱/۳۶	۱/۶۲	۱/۵۰	آماره Z
۰/۰۱۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	α_p
۰/۶۴	۰/۱۹	۰/۳۴	آماره t
<p>$R_{M,R,E}$ بازده سبد تداوم مبتنی بر قیمت مرجع P با دوره انتظار E است. آماره Z معناداری آزمون من - ویتنی را نشان می دهد. α_p بازده تعدیل شده با ریسک راهبرد تداوم مبتنی بر نقطه مرجع P است که از رگرسیون فاما و فرنچ (۱۹۹۶) به دست می آید. آماره t استیوندت مطابق با نیویی و وست (۱۹۸۷) برای اختلال های مرتبط با خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس تعدیل شده است. ***، ** و * به معناداری آماری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ اشاره دارند.</p>			

بہتر از سایر ترکیب‌های سبد جذب کرده است. این نتایج نشان می‌دهد برخلاف وجود بازده تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته در بیشتر سبدها، این بازده برای تعداد بیشتری از سهام برنده و بازنده تنها با دوره‌های انتظار ۳ ماهه معنادار است. بازده تعدیل شده با ریسک نیز تنها برای سبدهای متشکل از ۱۰٪ سهام برنده با دوره انتظار ۳ ماهه معنادار است و آماره t تعدیل شده نیویی و وست (۱۹۸۷) نشان می‌دهد سطح معناداری آماری حدود ۵٪ است. معنادار نبودن α_p می‌تواند بیان‌کننده این نکته باشد که بازده تداوم راهبردهای ۵۲ هفته، با عوامل ریسک توضیح داده می‌شود؛ بنابراین، بازده مذکور به جای آنکه به وسیله راهبرد تداوم ایجاد شود، به دلیل عوامل ریسک ایجاد شده است.

جدول (۴) بازده حاصل از راهبردهای تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته را ارائه می‌دهد. داده‌ها نشان می‌دهد بازده تداوم حاصل از این راهبرد وجود دارد و در طیفی از ۱/۷-۲/۲٪ است. با این حال، تمام بازده‌ها به لحاظ آماری معنادار نیست. مطابق با آماره Z من - ویتنی بازده راهبرد با دوره انتظار ۳ ماهه در تمام سبدهای متشکل از ۱۰٪، ۲۰٪ و ۳۰٪ سهام، به ترتیب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنادار است. برخلاف راهبردهای مبتنی بر حداکثر قیمت ۱۳ و ۲۶ هفته، با افزایش دوره انتظار، بازده راهبردها افزایش نمی‌یابد؛ اما مشابه با آنها با افزایش تعداد سهام در هر سبد، بازده راهبردها کاهش می‌یابد. سبدهای متشکل از ۱۰٪ سهام برنده و بازنده، بازده تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته را

جدول (۵) عملکرد سبدهای تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت گذشته

$R_{M, \text{Max Price}, 6}$	$R_{M, \text{Max Price}, 3}$	$R_{M, \text{Max Price}, 1}$	$R_{M, R, E}$
بازده سبد متشکل از ۱۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۳۶	۰/۰۴۷*	۰/۰۴۵*	بازده
۱/۳۰	۱/۸۳	۱/۹۲	آماره Z
۰/۰۰۴	۰/۰۰۷	۰/۰۰۸	α_p
۰/۱۸	۰/۲۹	۰/۲۶	آماره t
بازده سبد متشکل از ۲۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۳۰	۰/۰۲۳	۰/۰۰۷	بازده
۱/۱۸۴	۱/۱۱	۱/۱۵	آماره Z
-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۴	α_p
-۰/۱۴	-۰/۰۲	-۰/۰۲	آماره t
بازده سبد متشکل از ۳۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۰۹	۰/۰۲۱	۰/۰۲۶	بازده
۰/۰۷	۰/۲۸	۰/۳۴	آماره Z
-۰/۰۱۴	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	α_p
-۰/۸۰	-۰/۲۱	۰/۱۱	آماره t
<p>$R_{M, R, E}$ بازده سبد تداوم مبتنی بر قیمت مرجع P با دوره انتظار E است. آماره Z معناداری آزمون من - ویتنی را نشان می‌دهد. α_p بازده تعدیل شده با ریسک راهبرد تداوم مبتنی بر نقطه مرجع P است که از رگرسیون فاما و فرنج (۱۹۹۶) به دست می‌آید. آماره t استیودنت مطابق با نیویی و وست (۱۹۸۷) برای اخلال‌های مرتبط با خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس تعدیل شده است.</p> <p>***، ** و * به معناداری آماری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ اشاره دارند.</p>			

می‌دهد این بازده‌ها نیز وقتی با ریسک تعدیل می‌شود، معنادار نیست. جدول (۶) نتایج حاصل از راهبرد تداوم مبتنی بر قیمت خرید را نشان می‌دهد. بازده تداوم در طیفی از $۰/۶۲ - ۰/۱۲$ وجود دارد و با افزایش دوره انتظار (به‌ویژه بازده تعدیل شده با ریسک) بهبود می‌یابد؛ اما بازده‌های مذکور اعم از بازده عادی و تعدیل شده با ریسک، معنادار نیست؛ بنابراین، راهبرد تداوم مبتنی بر قیمت خرید قادر نیست بازده معناداری برای سرمایه‌گذاران ایجاد کند.

جدول (۵) نتایج حاصل از راهبرد تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت تاریخی را نشان می‌دهد. بازده تداوم حاصل از این راهبرد در دوره‌های انتظار ۱، ۳ و ۶ ماهه بین $۰/۰۱$ تا $۰/۴۷$ است؛ اما بازده‌های تعدیل شده با ریسک بسیار پایین و در بعضی موارد منفی‌اند. سطح بازده با افزایش تعداد سهم در سبد کاهش می‌یابد؛ به طوری که تنها بازده حاصل از سبدهای متشکل از ۱۰ ٪ سهام برنده و بازنده و آن هم تنها برای دوره‌های انتظار ۱ و ۳ ماهه معنادار است. با این حال، α_p نشان

جدول (۶) عملکرد سبدهای تداوم مبتنی بر قیمت خرید

$R_{M, Purchase price,6}$	$R_{M, Purchase price,3}$	$R_{M, Purchase price,1}$	$R_{M,R,E}$
بازده سبد متشکل از ۱۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۳۵	۰/۰۴۰	۰/۰۳۸	بازده
۰/۰۳۲	۱/۴۷	۰/۰۴۵	آماره z
۰/۰۳۱	۰/۰۳۴	-۰/۰۰۶	α_p
۰/۰۷۸	۱/۰۷	-۰/۱۸	آماره t
بازده سبد متشکل از ۲۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۴۴	۰/۰۱۲	۰/۰۴۴	بازده
۰/۰۶۰	۱/۲۶	۰/۰۶۹	آماره z
۰/۰۴۶	۰/۰۱۵	۰/۰۰۷	α_p
۱/۳۳	۰/۶۷	۰/۲۳	آماره t
بازده سبد متشکل از ۳۰٪ سهام برنده و بازنده			
۰/۰۶۲	۰/۰۳۱	۰/۰۴۰	بازده
۰/۰۴۳	۱/۴۲	۰/۸۷	آماره z
۰/۰۲۱	۰/۰۱۱	-۰/۰۳۵	α_p
۰/۰۷۱	۰/۵۰	-۱/۱۸	آماره t
<p>$R_{M,R,E}$ بازده سبد تداوم مبتنی بر قیمت مرجع P با دوره انتظار E است. آماره Z معناداری آزمون من-ویتنی را نشان می‌دهد. α_p بازده تعدیل شده با ریسک راهبرد تداوم مبتنی بر نقطه مرجع P است که از رگرسیون فاما و فرنچ (۱۹۹۶) به دست می‌آید. آماره t، آماره t نیویی و وست (۱۹۸۷) است که در مقایسه با آماره t برای خودهمبستگی تعدیل شده است. ***، ** و * به معناداری آماری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ اشاره دارند.</p>			

حداکثر قیمت ۱۳، ۲۶ و ۵۲ هفته با دوره انتظار ۶، ۶ و ۳ ماهه معنادار بود و در مواردی با تعدیل ریسک همچنان سطح معناداری خود را حفظ می‌کرد،

برای بررسی بیشتر، آزمون‌های چندمتغیره حاصل از رگرسیون فاما - مک‌بث (۱۹۷۳) ارزیابی می‌شود. با توجه به اینکه تنها بازده راهبرد‌های تداوم مبتنی بر

هفته $(RPRL_{it,13,6})$ ، عملکرد سبدهای بازنده در راهبرد ۲۶ و ۵۲ هفته منفی نیست و آنچه سبب ایجاد بازده تداوم شده است، عملکرد بالای سبدهای برنده است. این مطلب بیان کننده این نکته است که وقتی شرکت‌ها برحسب نقاط مرجع رتبه‌بندی می‌شوند، بازده حاصل از آنها چولگی به طرف بازده مثبت دارد؛ زیرا در سبدهای با کمترین نسبت نیز همچنان ضریب متغیرها مثبت است. همچنین عملکرد بازده راهبرد ۲۶ هفته قوی‌تر از سایر راهبردهای مبتنی بر نقاط مرجع است. آماره t نشان می‌دهد این بازده به لحاظ آماری در سطح ۵٪ برای سبب برنده و در سطح ۱۰٪ برای سبب بازنده معنادار است.

آزمون‌های چندمتغیره بر آزمون این راهبردها متمرکز است؛ از این رو، نتایج سه رگرسیون حاصل از این راهبرد‌ها در جدول (۷) به تصویر کشیده شده است. نتایج حاصل از رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) نشان می‌دهد بازده راهبرد تداوم مبتنی بر نقاط مرجع ۱۳، ۲۶ و ۵۲ هفته حتی در حضور راهبردهای کلاسیک تداوم (JT و MG)، قوی و معنادار است. با توجه به امکان تفکیک سبدهای برنده و بازنده در تجزیه و تحلیل رگرسیون، مشخص است که عمده بازده راهبردهای مبتنی بر نقاط مرجع ناشی از عملکرد مناسب سبب برنده $(RPRH_{it,R,E})$ است. جدا از سبب بازنده در راهبرد ۱۳

جدول (۷) آزمون‌های چندمتغیره با استفاده از رگرسیون فاما - مک‌بث

Rm,it	Int	Size _{it-1}	R _{it-1}	JTL _{it}	JTH _{it}	MGL _{it}	MGH _{it}	RPRL _{it,R,E}	RPRH _{it,R,E}
راهبرد تداوم مبتنی بر حداکثر ۱۳ هفته با دوره انتظار ۶ ماهه									
b_0	-۰/۰۳	-۰/۰۹***	۰/۱۱***	-۰/۱۳***	۰/۲۰***	-۰/۰۲	۰/۱۶***	-۰/۰۴	۰/۱۰۳*
آماره t	-۱/۳۱	-۳/۲۵	۳/۹۶	-۲/۰۲	۵/۴۰	-۰/۴۵	۳/۴۳	-۱/۲۸	۱/۶۹
راهبرد تداوم مبتنی بر حداکثر ۲۶ هفته با دوره انتظار ۶ ماهه									
b_0	۰/۰۷***	-۰/۰۳۶	۰/۰۷۷**	۰/۱۲۵**	۰/۱۸۹***	۰/۰۵۴	۰/۱۳**	۰/۰۴۰*	۰/۰۹۵**
آماره t	۳/۱۰	-۱/۴۹	۲/۴۱	۲/۱۷	۵/۳۱	۱/۱۳	۲/۸۷	۱/۸۱	۲/۵۷
راهبرد تداوم مبتنی بر حداکثر ۵۲ هفته با دوره انتظار ۳ ماهه									
b_0	-۰/۰۳۷	-۰/۰۷***	۰/۱۱***	-۰/۱۶۳***	۰/۲۲۷***	-۰/۰۷۱	۰/۱۲۹***	۰/۰۱۸	۰/۰۶۵*
آماره t	-۱/۳۱	-۲/۵۵	۴/۲۲	-۲/۱۲	۵/۴۹	-۱/۶۱	۳/۲۸	۱/۳۲	۱/۹۳

متغیرها در معادله (۱۲) تشریح شده است. آماره t استیودنت مطابق با نیویی و وست (۱۹۸۷) برای اختلال‌های مرتبط با خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس تعدیل شده است. ***، ** و * به معنای آماری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ اشاره دارد.

برای کنترل اثر خودهمبستگی و بازگشت‌های کوتاه‌مدت در سهم اضافه شده است، در هر سه رگرسیون معنادار است. این موضوع نشان می‌دهد اعمال دوره‌های وقفه دست کم یک‌ماهه رویکردی منطقی برای کنترل بازده نویزی^۱ ماه قبل است؛ زیرا در صورت اعمال نشدن وقفه یک‌ماهه، بخشی از بازده

بین راهبردهای کلاسیک تداوم، راهبرد JT، قوی‌تر از راهبرد (مقدار و معنی داری ضرایب) تداوم صنعت MG و راهبردهای مبتنی بر نقاط مرجع ظاهر شده است. بازده سبدهای برنده راهبرد JT (JTH)، بازدهی بین ۲۲/۷٪-۱۸/۹٪ دارد و این بازده در سطح ۱٪ به لحاظ آماری معنادار است. بخشی از بازده، با بازده ماه قبل (R_{it-1}) توضیح داده شده است. این متغیر که

تداوم، ناشی از خودهمبستگی بازده ماه t با بازده ماه قبل (R_{it-1}) بود. رابطه بازده تداوم با اندازه شرکت منفی است و جدای از رگرسیون راهبرد حداکثر قیمت ۲۶ هفته، ضریب اندازه در سطح ۱٪ معنادار است؛ از این رو، بازده تداوم رابطه‌ای معکوس با اندازه شرکت دارد و انتظار می‌رود اثر تداوم برای شرکت‌های کوچک‌تر، قوی‌تر باشد.

بررسی تطبیقی نتایج نشان می‌دهد موافق با جورج و هوانگ (۲۰۰۴) و بوترا و هور (۲۰۱۳) بازده تداوم مبتنی بر قیمت مرجع، پدیده‌ای قابل توجه است. سرمایه‌گذاران به این قیمت‌ها اتکا و با فروواکنشی در رویارویی با آنها، بازده تداوم را ایجاد می‌کنند. سازگار با هاو، سیانگ - هوی، کنگ - یی، کوان - چنگ^۱ (۲۰۱۶) که پدیده مذکور را در بازار تایوان به منزله یک بازار نوظهور بررسی کردند، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد راهبرد تداوم، مشابه بازارهای بالغ، راهبردی سودمند برای سرمایه‌گذاری در بازارهای نوظهور است. مشابه نتایج فرازینی (۲۰۰۶) اگرچه وجود بازده تداوم مبتنی بر قیمت خرید نشان دهنده وجود فروواکنشی در بورس اوراق بهادار تهران است، این بازده معنادار نیست؛ بنابراین، احتمالاً سرمایه‌گذاران قیمت خرید را یک نقطه مرجع قوی در نظر نمی‌گیرند. این نتیجه سازگار با مطالعه بدری و شواخی (۲۰۱۱) است که آستانه‌های حدی نقطه مرجع قوی‌تری از قیمت خرید در بورس اوراق بهادار تهران است. نکته دیگر اینکه اعمال دوره‌های انتظار، تأثیر بسزایی بر بازده تداوم دارد. مشابه نیویی - مارکس (۲۰۱۲)، دوره‌های انتظار ۶ ماهه تأثیر بیشتری از دوره‌های انتظار ۱ ماهه دارد. مشابه چن و یانگ (۲۰۱۶) درباره راهبرد حداکثر قیمت ۵۲ هفته، دوره‌های انتظار ۳ ماهه قوی‌تر

از سایر دوره‌های انتظار است. به نظر می‌رسد بازگشت‌های کوتاه‌مدت در سهم، بر بازده تداوم تأثیر می‌گذارد و اعمال دوره انتظار، ضمن کنترل اثر بازگشت بازده، بر بازده راهبرد تداوم می‌افزاید. آزمون‌های رگرسیون چندمتغیره نشان دهنده این است که بازده تداوم مبتنی بر نقاط مرجع در حضور متغیرهای کنترل (اندازه و بازده ماه گذشته) و راهبرد کلاسیک تداوم نظیر راهبرد تداوم (MG و JT) معنادار است. هم‌راستا با نتایج جاگادیش (۱۹۹۰)، بازده سهم ممکن است با تأثیر گرفتن از خودهمبستگی سریالی و بازگشت‌های کوتاه‌مدت، متأثر از بازده ماه قبل باشد. مطابق با فاما و فرنچ (۲۰۱۲) و آتناسوف و نیتچکا (۲۰۱۴)، اثر تداوم بین شرکت‌های کوچک‌تر قوی‌تر است. با توجه به اینکه بازده تداوم حاصل فروواکنشی سرمایه‌گذاران است، شرکت‌های کوچک‌تر با توجه به ریسک بالای خود نظیر نداشتن شفافیت کافی و حجم معاملات اندک، سرمایه‌گذاران را بیشتر در رویارویی با واکنش‌های ناقص قرار می‌دهند.

نکته تأمل‌برانگیز، بازده بالای راهبرد مبتنی بر حداکثر قیمت ۲۶ در مقایسه با سایر راهبردهای مبتنی بر آستانه‌های حدی است. این بازده (۷/۸٪-۶٪) به ویژه از بازده راهبرد مبتنی بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته (۵/۳٪-۳/۶٪) که در ادبیات تداوم بررسی شده است (مطالعاتی نظیر جورج و هوانگ، ۲۰۰۴؛ چن و یانگ، ۲۰۱۶)، بیشتر است. این یافته می‌تواند سازگار با نتایج باسلز، وبر و ولفنز^۲ (۲۰۱۱)، نشان‌دهنده پدیده به‌روزرسانی نقاط مرجع^۳ باشد؛ یعنی سرمایه‌گذاران تنها به یک نقطه مرجع اتکا نمی‌کنند؛ بلکه با گذر زمان و با توجه به شرایط بازار، نقاط مرجع خود را به‌روزرسانی می‌کنند؛ بنابراین، می‌توان گفت احتمالاً سرمایه‌گذاران

2. Baucells, Weber & Welfens
3. Reference-Point Updating

1. Hao, Hsiang-Hui, Keng-Yu & Kuan-Cheng

تمایلاتی) در ایجاد بازده تداوم مؤثر است؛ از این رو، می‌توان گفت در بورس اوراق بهادار تهران سرمایه‌گذاران متأثر از سوگیری اتکا و تعدیل نسبت به آستانه‌های حدی، در بازه حداکثر یک‌ساله فروواکنشی دارند که این فروواکنشی بازده تداوم را رقم می‌زند. از طرف دیگر، بین آستانه‌های حدی، نقش حداکثر قیمت ۲۶ هفته بازتر از سایر نقاط است و بازده حاصل از این راهبرد هم به لحاظ مقدار و هم به لحاظ معناداری، بیشتر از سایر راهبردهاست؛ این در حالی است که ادبیات موضوعی بیشتر بر بازده راهبرد تداوم ۵۲ هفته تأکید دارد. این موضوع ممکن است ناشی از سوگیری تازه‌گرایی و پدیده به‌روزرسانی نقاط مرجع باشد. در مقایسه با حداکثر قیمت ۵۲ هفته، سرمایه‌گذاران حداکثر قیمت ۲۶ هفته را نقطه اتکای خود قرار می‌دهند و با فروواکنشی نسبت به آن، بازده تداوم ایجاد می‌کنند.

یافته‌های پژوهش پیشنهادهایی برای فعالان حرفه‌ای و دانشگاهی ارائه می‌دهد. سرمایه‌گذاران می‌توانند با تمرکز بر آستانه‌های حدی قیمت، راهبردهای تداوم مشخصی برای خود تعریف و با استفاده از آنها بازده اضافی کسب کنند. همچنین این نکته را به آنها گوشزد می‌کند که با تأثیر گرفتن از سوگیری اتکا و تعدیل، با نزدیک شدن قیمت به آستانه‌های حدی نباید ارزش بنیادی سهام را نادیده بگیرند و راهبرد سرمایه‌گذاری خود را تغییر دهند. پژوهش حاضر با توجه به ابعاد خود، توسعه برخی حیطه‌ها را به پژوهش‌های بعدی پیشنهاد می‌دهد. در ادبیات موضوعی، برای محاسبه قیمت خرید به‌منزله قیمت مرجع، از داده‌های کارگزاری نیز استفاده شده است؛ بنابراین، می‌تواند با تغییر روش محاسبه قیمت خرید (به‌منزله قیمت مرجع) یافته‌های جدیدی را رقم‌زند. در برخی مطالعات نظیر

متأثر از آستانه‌های حدی نظیر ۲۶ هفته که در مقایسه با حداکثر قیمت ۵۲ هفته به لحاظ زمانی نزدیک‌تر است، مظنه‌های خود را تعدیل می‌کنند و بازده تداوم را به وجود می‌آورند. احتمال دیگر برای توضیح بازده راهبرد تداوم ۲۶ هفته، سوگیری تازه‌گرایی^۱ است. مطابق با این سوگیری، سرمایه‌گذاران به اخبار و رویدادهایی که به لحاظ زمانی نزدیک‌ترند، وزن بیشتری می‌دهند (بوترا و هور، ۲۰۱۳). با توجه به نزدیکی زمانی حداکثر قیمت ۲۶ هفته در مقایسه با ۵۲ هفته، احتمالاً سرمایه‌گذاران وزن بیشتری به این قیمت مرجع می‌دهند.

نتایج و پیشنهادها

غلبه بر بازار و کسب بازده اضافی، هدف بسیاری از فعالان دانشگاهی و حرفه‌ای در بازار سرمایه است. این هدف که در تضاد با فرضیه بازار کاراست، سبب شناسایی طیف وسیعی از راهبردهای سرمایه‌گذاری شده است که مدعی کسب بازده بیشتر از بازده بازارند. یکی از قوی‌ترین راهبردها که بارها هم در محیط عملی و هم در پژوهش‌های دانشگاهی، آزمون شده و بازده بالایی ایجاد کرده است، راهبرد تداوم است. مطالعات مالی رفتاری، فروواکنشی سرمایه‌گذاران به نقاط مرجع را که متأثر از سوگیری‌های رفتاری (اثر تمایلاتی و سوگیری اتکا و تعدیل) است، عامل ایجاد تداوم بازده تشخیص داده است. این پژوهش تأثیر گزینش نقاط مرجع بر بازده تداوم در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کرد. نتایج نشان می‌دهد آستانه‌های حدی با بازه حداکثر یک‌ساله (۱۳ هفته، ۲۶ هفته و ۵۲ هفته ناشی از سوگیری اتکا و تعدیل) بیش از سایر نقاط مرجع (قیمت خرید ناشی از اثر

- ۳- بدری، احمد، و علیرضا شواخی زواره (۱۳۹۰) نقاط مرجع، قیمت سهام و حجم معاملات: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار ۳(۱۲): ۱۵۱-۱۷۳.
- ۴- رضا زاده، الهه و فلاح شمس، میر فیض (۱۳۹۲) اثر تمایلی زیان گریزی سرمایه گذاران بر اساس حجم معاملات IPO در بورس اوراق بهادار تهران، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۶ (۱): ۷۵-۸۶

References

- [1] Asness, C. S., Moskowitz, T. J. & Pedersen. L. H. (2013). Value and momentum everywhere. *The Journal of Finance*, 68 (3), 929-985. <https://doi.org/10.1111/jofi.12021>.
- [2] Atanasov. V., & Nitschka, T. (2014). The size effect in value and momentum factors: Implications for the cross-section of international stock returns. *Tinbergen Institute Discussion Paper* 13-180/IV/DSF66. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2351711>.
- [3] Badri. A., & Shavakhi, A. (2011). Reference points, stock price and trading volume: Evidences from Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 12 (3), 151-173. (in Persian). http://journal.seo.ir/article_10909.html.
- [4] Baker. M., Pan. X., & Wurgler, J. (2012). The effect of reference point prices on mergers and acquisitions. *Journal of Financial Economics*, 106 (1): 49-71. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.04.010>.
- [5] Barroso. P., & Santa-Clara, P. (2015). Momentum has its moments. *Journal of Financial Economics*, 116 (1), 111-120. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.11.010>.
- [6] Baucells. M., Weber. M., & Welfens, F. (2011). Reference-point formation and updating. *Management Science*, 57 (3), 506-519. <https://doi.org/10.1287/mnsc.1100.1286>.
- [7] Bhootra. A., & Hur. J. (2013). The timing of 52-week high price and momentum. *Journal of Banking & Finance*, 37 (10), 3773-3782. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.05.025>.

بوترا و هور (۲۰۱۳) و بارسو و سانتا - کلارا (۲۰۱۵) نقش استفاده همزمان از نقاط مرجع و رابطه تعاملی آنها در تأثیرگذاری بر راهبرد تداوم بررسی شده است؛ بنابراین، به پژوهش‌های بعدی پیشنهاد می‌شود با استفاده از یافته‌های پژوهش درباره تأثیرگذاری نقاط مرجع بر راهبرد تداوم، استفاده همزمان از نقاط مرجع در این راهبرد و رابطه تعاملی آنها با یکدیگر را بررسی کنند. علاوه بر این، در این پژوهش از دوره‌های انتظار ۳ و ۶ ماهه استفاده شد و هر کدام نتایج خاص خود را داشت؛ استفاده از دوره‌های انتظار دیگر ممکن است حاوی یافته‌های جدیدی باشد.

ذکر این نکته ضروری است که برخی شرایط ساختاری خاص بازار سرمایه کشور، محدودیت‌هایی را در راه توسعه و بررسی قوت یافته‌های پژوهش ایجاد کرد. وقفه‌های طولانی برخی نمادها، حجم مبادلات پایین به ویژه در دهه گذشته، نبود پایگاه آماری جامع برای برخی قیمت‌های مرجع نظیر قیمت خرید (برای مثال گرینبلات و کلوهاریو (۲۰۰۱) در بازار نوظهوری نظیر بازار فلاند از پایگاه داده مشخص استفاده می‌کنند)، از جمله عوامل محدودکننده پژوهش است.

منابع فارسی

- ۱- فلاح پور، سعید، و رسول سعدی، و غلامرضا ابوترابی فرد (۱۳۹۲). رابطه بین بازده روزانه سهام انفرادی و بالاترین قیمت ۵۲ هفته گذشته در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران ۶(۲۲): ۷۳-۱۰۱.
- ۲- دولو، مریم و جوادیان، بهاره (۱۳۹۶). مومنتوم "زمان بندی بالاترین قیمت ۵۲ هفته": شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار. ۳۵(۱۰): ۶۳-۷۷.

- <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00896.x>.
- [19] George, T., & Hwang, C. (2004). The 52-week high and momentum investing. *The Journal of Finance*, 59 (5), 2145-2176. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00695.x>.
- [20] Gneezy, U. (2005). Updating the reference level: Experimental evidence. *Experimental Business Research*, 3 (1), 263-284. https://link.springer.com/chapter/10.1007/0-387-24244-9_12.
- [21] Goyal, A., & Wahal, S. (2015). Is momentum an echo?. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50 (6), 1237-1267. <https://doi.org/10.1017/S0022109015000575>.
- [22] Grinblatt, M., & Han, B. (2004). Prospect theory, mental accounting and momentum. *Journal of Financial Economics*, 78 (2), 311-339. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.10.006>.
- [23] Grinblatt, M., & Keloharju, M. (2001). What makes investors trade?. *Journal of Finance*, 56 (2), 589-616. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00338>.
- [24] Hao, Y., Hsiang-Hui, D., Keng-Yu, D., & Kuan-Cheng, D. (2016). The 52-week high and momentum in the Taiwan stock market: Anchoring or recency biases?. *International Review of Economics and Finance*, 43 (3), 121-138. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.10.035>.
- [25] Hong, X., Jordan, B., & Liu, M. (2015). Industry information and the 52-week high effect. *Pacific-Basin Finance Journal*, 32 (C), 111-130. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2015.02.011>.
- [26] Jackson, A., & Johnson, T. (2006). Unifying underreaction anomalies. *Journal of Business*, 79 (1), 75-114. <https://doi.org/10.1086/497406>.
- [27] Jegadeesh, N. (1990). Evidence of predictable behavior of security returns. *Journal of Finance*, 45 (3), 881-898. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb05110.x>.
- [28] Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48 (1), 65-91. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x>.
- [8] Birru, J. (2015). Confusion of confusions: A test of the disposition effect and momentum. *The Review of Financial Studies*, 28 (7), 1849-1873. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhv007>.
- [9] Chaves, D. (2012). Eureka! A momentum strategy that also works in Japan. *SSRN Electronic Journal*. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1982100>.
- [10] Chen, A., & Yang, W. (2016). Echo effects and the returns from 52-week high strategies. *Finance Research Letters*, 16 (1), 38-46. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.10.015>.
- [11] Chordia, T., & Shivakumar, L. (2002). Momentum, business cycle and time-varying expected returns. *The Journal of Finance*, 57 (2), 985-1019. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00449>.
- [12] Davallou, M., & Javadian, J. (2017). The timing of 52-week high price momentum: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 35 (10), 63-77. (in Persian). http://jfkasa.srbiau.ac.ir/article_10664.html.
- [13] Fallahpour, S., Sadi, R., & Aboutorabi, G. (2013). The relationship between daily return of individual stocks and the highest price in last 52 weeks in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 22 (6), 73-101. (in Persian). http://journal.seo.ir/article_10999.html.
- [14] Fama, E. (1995). Random walks in stock market prices. *Financial Analysts Journal*, 21 (5), 55-59. <http://dx.doi.org/10.2469/faj.v51.n1.1861>.
- [15] Fama, E., & French, K. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*, 51 (1), 55-84. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05202>.
- [16] Fama, E., & French, K. (2012). Size, value and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, 106(3), 457-472. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.011>.
- [17] Fama, E., & MacBeth, D. (1973). Risk, return and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81 (3), 607-636. <https://doi.org/10.1086/260061>.
- [18] Frazzini, A. (2006). The disposition effect and underreaction to news. *The Journal of Finance*, 61 (4), 2017-2046.

- Economics*, 103 (3), 429-453.
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.05.003>.
- [37] Rezazadeh, E., & Falahshams, M. (2013). Trading volume impact of the loss aversion in Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 17 (6), 75-83. (in Persian).
http://jfkfsa.srbiau.ac.ir/article_2612.html.
- [38] Sakr. A., Ragheb. M., Ragab. A., & Abdou. R. (2014). Return anomalies disposition effect and momentum: Evidence from the Egyptian stock market. *International Journal of Economics and Finance*, 6 (2), 181-961.
<https://doi.org/10.5539/ijef.v6n2p181>.
- [39] Shefrin, H., & Statman, M. (1985). The disposition to sell winners too early and ride losers too long: Theory and evidence. *The Journal of Finance*, 40 (3), 777-790.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05002.x>.
- [40] Sinha. R. (2016). Underreaction to news in the US stock market. *Quarterly Journal of Finance*, 6 (2), 1-46.
<https://doi.org/10.1142/S2010139216500051>.
- [41] Wang. H., Yan. J., & Yu. J. (2017). Reference-dependent preferences and the risk-return trade-off. *Journal of Financial Economics*, 123 (2), 395-414.
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.09.010>.
- [42] www.tsetmc.com.
- [43] www.codal.ir.
- [29] Jegadeesh N., & Titman, S. (2001). Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *The Journal of Finance*, 56 (2), 699-720.
<https://doi.org/10.1111/0022-1082.00342>.
- [30] Kahneman, D. (1992). Reference points, anchors, norms and mixed feelings. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 51 (2), 296-312.
[https://doi.org/10.1016/0749-5978\(92\)90015-Y](https://doi.org/10.1016/0749-5978(92)90015-Y).
- [31] Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47 (2), 263-292.
<http://dx.doi.org/10.2307/1914185>.
- [32] Li, J., & Yu, J. (2012). Investor attention, psychological anchors and stock return predictability. *Journal of Financial Economics*, 104 (2), 401-419.
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.04.003>.
- [33] Moskowitz, T. J., & Grinblatt, M. (1999). Do industries explain momentum? *The Journal of Finance*, 54 (4), 1249-1290.
<https://doi.org/10.1111/0022-1082.00146>.
- [34] Newbold. P., Carlson. W., & Thorne. B. (2013). *Statistics for Business and Economics*. London. Pearson Education.
- [35] Newey. W., & West. W. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55 (3), 703-708.
[10.2307/1913610](https://doi.org/10.2307/1913610).
- [36] Novy-Marx. R. (2012). Is momentum really momentum? *Journal of Financial*