Shahid Beheshti University
Journal of Financial Management Perspective
No. 29, Spring 2020
PP: 9-37

P-ISSN: 2645-4637
E-ISSN: 2645-4645

Adjustment and Anchoring or Disposition Effect; Evidence of Momentum pattern

Gholamhossein Asadi*,Maryam Davallou,**
Sobhan Eskini***

Abstract

Behavioral finance explains contradictory patterns with market efficiency hypotheses with behavioral biases. One of the most common price patterns in the stock market is the pattern of momentum, which can be driven by investors' adjustment and anchoring bias and disposition effect. In this study, the role of adjustment and anchoring bias and disposition effect on the formation of momentum returns on the Tehran Stock Exchange are examined. Using the portfolio study method and the data of the research period of 2007-2016, it was found that investors are more affected by adjustment and anchoring bias compared to disposition effect and form a pattern of momentum by reversing against the maximum price thresholds with a one-year period as the reference price. Also, among the maximum thresholds, investors are most affected by the maximum price of 26 weeks with a six-month waiting period, and further analysis and analysis using the Fama-Macbeth regression and the Fama-French three-factor model confirm these results.

Keywords: Disposition Effect; Adjustment and Anchoring; Reference Price; Momentum.

Received: 2018.May.20, Accepted: 2018.October.18.

*Associate Prof, Department of Accounting, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran.
** Associate Prof, Department of Financial Management and Insurance, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran.
*** Ph.D. Candidate in Financial Management, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran (Corresponding Author). Email: S_Eskini@sbu.ac.ir

دانشگاه شهیدبهشتی
نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۲۹ ـ بهار ۱۳۹۹
ص‌ص ۳۷- ۹

شاپای چاپی: ۲۶۴۵-۴۶۳۷
شاپای الکترونیکی: ۲۶۴۵-۴۶۴۵

اتکا و تعدیل یا اثر تمایلاتی؛ شواهدی از الگوی تداوم

غلامحسین اسدی*، مریم دولو، سبحان اسکینی*****

چکیده

مالی رفتاری الگوهای متناقض با فرضیه کارایی بازار را با سوگیری‌های رفتاری توضیح می‌دهد. از شایع‌ترین الگوهای قیمتی که در بازار سهام تشکیل می‌شود، الگوی تداوم است که می‌تواند به دلیل فروواکنشی سرمایه‌گذاران به قیمت‌های مرجع ناشی از دوسوگیری اتکا و تعدیل و اثر تمایلاتی ایجاد شود. در این پژوهش نقش دوسوگیری اتکا و تعدیل و اثر تمایلاتی در شکل‌گیری بازده تداوم در «بورس اوراق بهادار تهران» بررسی می‌شود. با استفاده از روش پژوهش مطالعه پرتفوی و داده‌های دوره پژوهشی ۱۳۹۵-۱۳۸۶، م شخص شد. سرمایه‌گذاران در مقای سه با اثر تمایلاتی، بی شتر متأثر از سوگیری اتکا و تعدیل هستند و با فروواکنشی در مقابل آستانه‌های حداکثری قیمت با بازه یک‌ساله به‌عنوان قیمت مرجع، الگوی تداوم را ایجاد می‌کنند؛ همچنین در بین آستانه‌های حداکثری، سرمایه‌گذاران بیشتر متأثر از حداکثر قیمت ۲۶ هفته با دوره انتظار شش‌ماهه ه ستند و تجزیه‌وتحلیل بی شتر با ا ستفاده از رگر سیون فاما-مک‌بث و مدل سه‌عاملی فاما-فرنچ این نتایج را تأیید می‌کند.

کلیدواژه‌ها: اثر تمایلاتی؛ اتکا و تعدیل؛ قیمت مرجع؛ تداوم.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۷/۰۲/۳۰، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۰۷/۲۶.

* دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
** دانشیار گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
*** دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول).
Email: S_Eskini@sbu.ac.ir

۱. مقدمه

مطابق با فرضیه بازار کارا قیمت‌ها از روند تصادفی پیروی می‌کند و وجود الگوهای قیمتی، خلاف قاعده[1] محسوب می شود که با فرضیه بازار کارا در تعارض است [۱۳]. یک خلاف قاعده شایع[2] «الگوی تداوم» است [۳]. مطابق با این الگو، سهامی که در گذشته روند صعودی (نزولی) داشته است، در میان‌مدت به روند صعودی (نزولی) خود ادامه می‌دهد و بنابراین استراتژی اتخاذ موضع خرید در سهام برنده (سهامی که به‌طور نسبی بازده بالایی داشته است) و موضع فروش در سهام بازنده (سهامی که به‌طور نسبی بازده پایینی داشته است)، به کسب بازده منجر می شود [۲۶]. جورج و هوانگ[3] (۲۰۰۴) و هاو[4] و همکاران (۲۰۱۶ و ۲۰۱۸)، با استناد به روان‌شناسی، فروواکنشی را دلیل بروز الگوی تداوم معرفی کرده‌اند. فروواکنشی یعنی سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار یا وقایع، واکنشی کمتر از میزان تأثیر واقعی آن اخبار یا وقایع نشان می‌دهند و تمام تأثیر آن ها را در قیمت اوراق بهادار لحاظ نمی‌کنند [۳۲]. جورج و هوانگ (۲۰۰۴)، از جمله دلایل فروواکنشی را سوگیری اتکا و تعدیل[5] دانسته‌اند. فرازینی[6] (۲۰۰۶)، نیز دلیل بروز فروواکنشی را اثر تمایلاتی[7] عنوان کرده است. سوگیری اتکا و تعدیل یعنی سرمایه‌گذاران بر اساس سوابق گذشته، مبنای برآورد خود را روی یک رقم (نقطه اتکا یا همان قیمت مرجع) قرار داده و سپس تعدیل‌های قیمتی موردنظر خود را بر اساس این رقم انجام می‌دهند [۱۸]. مطابق با اثر تمایلاتی، سرمایه‌گذاران قیمت خرید را به‌عنوان قیمت مرجع خود در نظر می‌گیرند و در پایین این قیمت تمایل به فروش سهم در موقعیت زیان ندارند و در بالای این قیمت که سهم در موقعیت سود قرار می‌گیرد، تمایل به فروش سریع سهم دارند [۴۲]. ملاحظه می‌شود که این دوسوگیری پیرامون قیمت مرجع متمرکز است و بر همین مبنا فروواکنشی و الگوی تداوم ایجاد می‌شود. جورج و هوانگ (۲۰۰۴)، معتقدند که وقتی قیمت سهم نزدیک به حداکثر قیمت ۵۲ هفته (به‌عنوان یک قیمت مرجع) است، سرمایه‌گذاران به اطلاعات فروواکنشی نشان می‌دهند و با گذر زمان قیمت اصلاح می شود و در پی این اصلاح الگوی تداوم شکل می‌گیرد. گرینبلات و هان[8] (۲۰۰۵)، نیز اعتقاد مشابهی در مورد قیمت خرید دارند که در پی اثر تمایلاتی باعث می‌شود سرمایه‌گذاران به اخبار فروواکنشی نشان دهند و الگوی تداوم را رقم بزنند. نکته‌ای که پژوهش‌ها کمتر به آن پرداخته‌اند، این مهم است که کدام سوگیری نقش بیشتری در شکل‌گیری الگوی تداوم دارد؟ سوگیری اتکا و تعدیل یا اثر تمایلاتی؟ در پژوهش حاضر این موضوع در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می شود و علاوه بر قیمت‌های مرجعی که تاکنون استراتژی تداوم بر مبنای

1. Anomaly.
2. Prevasive Anomaly.
3. George and Hwang.
4. Hao.
5. Adjustment and anchoring bias.
6. Frazzini .
7. Disposition effect.
8. Grinblatt & Han .

آن‌ها تعریف شده است (حداکثر قیمت ۵۲ هفته و قیمت خرید)، سایر قیمت‌های مرجع مطرح در نظریه موردبررسی قرار می‌گیرد. تعریف استراتژی تداوم بر مبنای سایر قیمت‌های مرجع علاوه بر شناسایی استراتژی‌های جدید تداوم می‌تواند به توسعه مرزهای دانش در این حیطه از دانش مالی کمک کند.

برای مثال، کائنمن[1](۱۹۹۲) عنوان کرده است: «یک مسئله مهم برای پژوهش‌های آتی مطالعه نحوه رقابت و ترکیب چند نقطه مرجع است». در این پژوهش ضمن بررسی تأثیر سوگیری اتکا و تعدیل و اثر تمایلاتی در تشکیل الگوی تداوم، نقش رقابت قیمت‌های مرجع در تشکیل این الگو بررسی می شود. لایت[2]و همکاران (۲۰۱۸)، معتقدند که رفتار سرمایه‌گذاران در بازارهای نوظهور به‌دلیل آسیب‌پذیری اقتصادی، عدم‌ثبات سیاسی، اندازه کوچک نمونه و عدم‌امکان تنوع‌سازی مناسب، متفاوت از بازارهای بالغ است و بررسی خلاف قاعده‌های بازار کارا، نظیر الگوی تداوم، در این بازارها می‌تواند به نتایج جدیدی منجر شود [۱۵]؛ بنابراین یافته‌های این پژوهش با نمونه‌ای از سهام بازار سرمایه ایران (به‌عنوان بازاری نوظهور) حاوی یافته‌های تازه‌ای برای دانش مالی رفتاری است

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

از منظر مالی رفتاری، فروواکنشی سرمایه‌گذاران به اطلاعات و وقایع، دلیل شکل‌گیری الگوی تداوم است. از جمله عواملی که محتوای اطلاعاتی آن به فروواکنشی منجر می‌شود و الگوی تداوم در بطن این فروواکنشی شکل می‌گیرد، نزدیکی قیمت بازار سهم به قیمت مرجع است. مطابق با نظریه چشم‌انداز، سرمایه‌گذاران به‌جای اینکه بر مبنای منحنی‌های مطلوبیت و سطوح ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری تصمیم‌گیری کنند، قیمت‌های مرجع و تغییر ارزش نسبت به این قیمت‌ها را مبنای تصمیم‌گیری قرار می‌دهند. اگر هم‌زمان با انتشار اخبار خوب (بد)، قیمت سهم نزدیک به (دور از) قیمت مرجع باشد، سرمایه‌گذاران با فروواکنشی به انتشار اخبار، تمام تأثیر خبر را در قیمت سهم لحاظ نمی‌کنند و با گذر زمان و مشخص‌شدن تأثیر خبر بر عملکرد شرکت، واکنش خود را اصلاح می‌کنند و قیمت سهم به طرف ارزش ذاتی حرکت می‌کند؛ بنابراین سهمی که به دلیل نزدیکی به (دوری از) قیمت مرجع تمامی اطلاعات در آن لحاظ نشده است، در گذر زمان با افزایش (کاهش) قیمت مواجه می‌شود و می‌توان با اتخاذ موضع خرید (فروش) در سهامی که نزدیک به (دور از) قیمت مرجع است در بازه میان‌مدت بازده‌ای مبتنی بر الگوی تداوم به‌دست آورد [۵، ۱۸].

اینکه چرا نزدیکی به (یا دوری از) قیمت‌های مرجع به فروواکنشی و درنتیجه تشکیل الگوی تداوم منجر می شود را باید در سوگیری‌های رفتاری جُست که به قیمت مرجع می‌پردازند.

1. Kahneman.
2. Liete.

سوگیری اتکاوتعدیل و اثر تمایلاتی ازجمله سوگیری‌هایی است که قیمت مرجع در کانون توجه آن ها قرار می‌گیرد. تیورسکی و کائنمن (۱۹۷۴)، معتقدند که اتکا و تعدیل یک فرایند روان شناختی[1] است که روش افراد در مورد احتمالات را تحت تأثیر قرار می‌دهد. سرمایه‌گذارانی که در معرض این نوع سوگیری قرار دارند، اغلب تحت تأثیر قیمت‌های مرجع بر پایه ترجیحات فردی عمل می‌کنند. این سرمایه‌گذاران به‌جای مقایسه قیمت بازار با ارزش ذاتی، به نقاط مرجع (اتکا) متوسل می‌شوند و قیمت‌هایی که به‌عنوان نقاط مرجع در نظر گرفته‌اند را مبنای تصمیم قرار می‌دهند.

برای چرایی تأثیر سرمایه‌گذاران از سوگیری اتکا و تعدیل و درنتیجه تعیین قیمت مرجع به‌عنوان نقطه اتکا دلایلی عنوان شده است:

۱. **دردسترس‌بودن.** پراویتنن[2](۲۰۱۲)، حداکثر قیمت ۲۶ و ۵۲ هفته را قیمت‌های مرجع در تصمیم‌گیری خرید سهام می‌داند. این قیمت‌ها دردسترس‌ترین اطلاعات برای تصمیم‌گیری بدون هیچ‌گونه تلاش برای محاسبه متغیرهای بنیادی یا بازده گذشته است. به عقیده کائنمن (۲۰۱۱)، دلیل اینکه افراد به‌جای انجام محاسبات بر مبنای روش‌های بهینه‌سازی به روش‌های غیرمستدل و مبتنی بر عقلانیت محدود (نظیر اتکا به نقاط مرجع) روی می‌آورند، پاسخی به پیچیدگی تصمیم‌گیری است. وقتی افراد پاسخ یک سؤال را مشکل ارزیابی می‌کنند، به دنبال سؤال‌های جایگزینی می‌گردند که پاسخ آن‌ها تلاش شناختی اندکی بطلبد. از جمله اطلاعات برجسته‌ای که همواره در انظار قرار دارد (نظیر نقاط مرجع) و در بسیاری از موارد نمی‌توان این اطلاعات را به‌طور مستدل به اصل موضوع ربط داد.

۲. **عدم‌تقارن اطلاعاتی.** هرشلایفر[3](۲۰۰۱)، معتقد است عدم‌اطمینان و نقصان اطلاعات در مورد ارزش شرکت‌ها سوگیری‌های رفتاری را تشدید می‌کند. بیکر[4] و همکاران (۲۰۱۲) و کوکلی[5] و همکاران (۲۰۱۷)، با یافته‌های مالی رفتاری، فرضیه جدیدی برای معاملات ادغام و تملک مطرح کردند: «قدرت نسبی مذاکره تنها عامل تعیین‌کننده قیمت نیست». عدم‌تقارن اطلاعاتی بین طرفین و پیچیدگی‌ها از جمله عواملی است که باعث می شود به‌جای تعیین قیمت بر مبنای روش‌های ارزش‌گذاری، حداکثر قیمت ۲۶ و ۵۲ هفته به‌عنوان قیمت مرجع در نظر گرفته شود.
۳. حجم بالای اطلاعات: وقتی افراد با هجمه اطلاعات مواجه می‌شوند اقدام به انتخاب نقاط بارزی می‌کنند که به لحاظ ادراکی متمایز از سایر اطلاعات است. در بازار سهام، قیمت‌های مرجع

1. Psychological Heuristic.
2. Pravittanon.
3. Hirshleifer.
4. Baker .
5.Coakley .

در نقش نقاط بارز ظاهر می شوند و معمولاً نقاط حداکثری که در فا صله زمانی نزدیک قرار دارند (نظیر حداکثر ۲۶ و ۵۲ هفته) این نقش را ایفا می‌کنند [۲۸].

اثر تمایلاتی نیز از دیگر دلا یل توجه به قیمت مرجع اســـت. مطابق با تعریف شـــفرین و ا ستتمن[1](۱۹۸۵)، اثر تمایلاتی یعنی وقتی سهم به ناحیه سود وارد می شود (قیمت بیش از قیمت خرید می شود)، سرمایه‌گذاران تمایل دارند سریع سهم را بفرو شند؛ اما وقتی سهم در ناحیه زیان ا ست (قیمت سهم کمتر از قیمت خرید ا ست)، تمایلی به فروش سهم ندارند و بر نگهداری سهم ا صرار می‌ورزند؛ بنابراین قیمت مرجع را قیمت خرید قرار می‌دهند. چارچوب نظری مبتنی بر چهار عنصر، اثر تمایلاتی را توضیح می‌دهد:

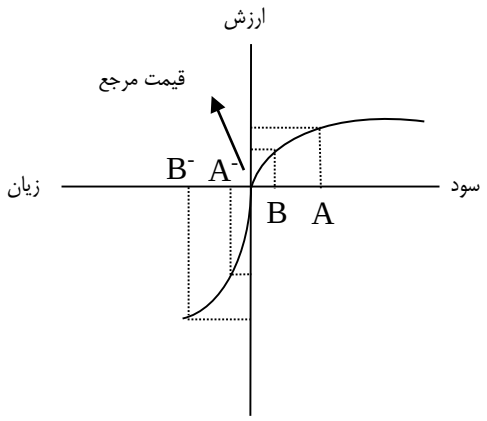
۱) **ریســـک‌پذیری و ریســـک‌گریزی تحت نظریه چشـــم‌انداز:**[2] مطابق نظریه چشـــم‌انداز، سرمایه‌گذاران بعد از مواجهه با سود، ریسک‌گریز و بعد از مواجهه با زیان، ریسک‌پذیر می شوند؛ یعنی اگر سرمایه‌گذاری ن سبت به قیمت خرید افت کند، جذابیت نگهداری بیش از فروش ا ست. این مورد با شکل ۱ که تابع ارزش ا ست، تفسیر می‌شود. با توجه به تعقر (تحدب) تابع ارزش در قیمت‌های بالاتر (پایین‌تر) از قیمت مرجع، سرمایه‌گذاران در این ناحیه ریسک‌گریز (ریسک‌پذیر) می شوند [۲۹]. مطابق اثر تمایلاتی، قیمت خرید نقطه مرجع تصمیم‌گیری افراد ا ست و با حرکت از ناحیه سود به طرف ناحیه زیان، با توجه به تغییر شیب خط بر سطح ریسک‌پذیری و ا صرار بر نگهداری دارایی افزوده می‌شود؛ فاصله بین نقاط A و B در ناحیه سود با فاصله نقاط A^- و B^- در ناحیه زیان برابر اســـت؛ اما به‌ازای این تغییر برابر در ســـود و زیان، ســـرمایه‌گذار ارزش بیشـــتری (محور عمودی) در ناحیه زیان در مقایسه با ناحیه سود از دست می‌دهد [۴۲].

۲) **حســـاب‌انگاری (حســـابداری ذهنی):**[3] تحت این ســـوگیری، افراد تمایل دارند برای منابع و مصارف وجوه، حساب‌های متفاوتی در ذهن تشکیل دهند. وقتی سرمایه‌گذاران سهامی خریداری می‌کنند، حساب جدیدی در ذهن خود برای آن باز می‌کنند؛ سپس ارزش هر سهم را مجزا بررسی و با قیمت خرید مقایسه می‌کنند [۱۹].

۳) پشیمان‌گریزی:[4] خارج شدن از یک سهم با زیان به معنای قبول ا شتباه ا ست و این م سئله می‌تواند به اظهار پشـــیمانی از خرید منجر شـــود؛ بنابراین این مســـئله تمایل به فروش در زیان را کاهش می‌دهد.

1. Shefrin and Statman.
2. Prospect Theory.
3. Mental Accounting.
4. Regret aversion.

٤) خودکنترلی.[1] یعنی افراد احساسات خود را کنترل می‌کنند. سرمایه‌گذاران به دلیل خودکنترلی از اثر تمایلاتی اجتناب می‌کنند و انتظار می‌رود رابطه اثر تمایلاتی و خودکنترلی منفی باشد. با غلبه احساسات از سطح خودکنترلی کاسته می شود و سرمایه‌گذاران تحت تأثیر سوگیری‌های رفتاری قرار می‌گیرند [۴۲].



شکل ۱. تابع ارزش

جورج و هوانگ (۲۰۰۴)، برای نخستین‌بار، استراتژی تداوم را با حداکثر قیمت ۵۲ هفته به‌عنوان قیمت مرجع تعریف کردند و نشان دادند بازده این استراتژی بالاتر از استراتژی تداوم بدون درنظرگرفتن قیمت‌های مرجع است. دلیل فروواکنشی سرمایه‌گذاران به حداکثر قیمت ۵۲ هفته، تأثیرپذیری آن‌ها از سوگیری اتکا و تعدیل عنوان شد. سرمایه‌گذاران حداکثر قیمت ۵۲ هفته را نقطه اتکا قرار می‌دهند و به همین دلیل حاضر نیستند با اعلان اخبار خوب (بد) قیمت سهم را افزایش (کاهش) دهند. این واکنش ناقص به قیمت (فروواکنشی) در گذر زمان اصلاح می‌شود و سهامی که نزدیک به (دور از) حداکثر قیمت ۵۲ هفته است، در میان‌مدت به ارزش ذاتی بازمی‌گردد و الگوی تداوم شکل می‌گیرد. گرینبلات و هان (۲۰۰۵)، استراتژی تداوم را با قیمت خرید به‌عنوان قیمت مرجع تعریف کردند و ضمن تأکید بر اینکه این استراتژی به بازدهی بالاتر منجر می‌شود، فروواکنشی ناشی از اثر تمایلاتی را دلیل این موضوع عنوان کردند. سرمایه‌گذاران متأثر از اثر تمایلاتی (سرمایه‌گذاران تمایلاتی[2]) با اعلان اخبار خوب و بعد از اندکی سود، اقدام به فروش می‌کنند و فشار فروش باعث می‌شود سهم از ارزش ذاتی (متأثر از خبر خوب) دور شود و بعد از مدتی به ارزش ذاتی برگردد. حکایت مشابهی در انتشار اخبار بد وجود دارد. با انتشار اخبار بد، سرمایه‌گذاران تمایلاتی با نگهداری سهام از فشار فروش می‌کاهند و این

1. Self-control .
2. Disposition investors.

موضوع باعث می‌شود که سهام به میزانی که باید افت کند، با کاهش مواجه نشود. با گذر زمان، سهم با افت قیمت مواجه می‌شود و به ارزش بنیادی بازگشت می‌کند.

لیو و همکاران (۲۰۱۱)، چن و یانگ[1](۲۰۱۶) و هاو و همکاران (۲۰۱۶)، نیز به یافته‌های مشابه با جورج و هوانگ (۲۰۰۴)، رسیدند که حاکی از نقش سوگیری اتکا و تعدیل در تشکیل الگوی تداوم است. لیو و همکاران (۲۰۱۱)، با استفاده از روش مطالعه پرتفوی به بررسی استراتژی تداوم مبتنی بر حداکثر ۵۲ هفته در بازارهای بین‌المللی پرداختند. یافته‌ها نشان داد که استراتژی یادشده در ۱۸ بازار از ۲۰ بازار موردمطالعه (۱۲ کشور اروپایی، ۶ کشور آسیایی و ۲ کشور از اقیانوسیه و آمریکای شمالی) سود ایجاد می‌کند که سود ۱۰ بازار به لحاظ آماری معنادار است. چن و یانگ (۲۰۱۶)، نشان دادند که اعمال اثر انتظار[2]به افزایش بازده استراتژی تداوم حداکثر قیمت ۵۲ هفته کمک می‌کند. اثر انتظار به فاصله زمانی بین دوره تشکیل و آزمون پرتفوی اشاره دارد. آن‌ها با استفاده از داده‌های دوره ۱۹۶۳–۲۰۱۳، نشان دادند استفاده از دوره‌های انتظار ۳ تا ۶ ماه دارای تأثیر فزاینده بر الگوی تداوم است. بدین معنی که در مقایسه با حالتی که دوره انتظار اعمال نمی‌شود، بازده تداوم افزایش می‌یابد. هاو و همکاران (۲۰۱۶)، با داده‌های ۶۶۲ شرکت در بازار تایوان طی دوره ۱۹۸۲–۲۰۱۲، استراتژی تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته به‌عنوان نقطه اتکا ایجاد کردند و به این نتیجه رسیدند که این استراتژی نقش بهتری در ایجاد الگوی تداوم ایفا می‌کند. در پژوهشی دیگر، هاو و همکاران (۲۰۱۸)، الگوی تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته را بررسی کردند و دریافتند که سوگیری اتکا و تعدیل بیش از سایر عوامل در تشکیل این الگو نقش دارد و در مواردی که هیجان سرمایه‌گذاران بالا است، بازده این استراتژی افزایش می‌یابد.

هور[3]و همکاران (۲۰۱۰) و اوبرین و بست[4](۲۰۱۷) از جمله پژوهشگرانی هستند که به بررسی نقش اثر تمایلاتی در الگوی تداوم پرداخته و قیمت خرید را به‌عنوان قیمت مرجع در نظر گرفته‌اند. هور و همکاران (۲۰۱۰)، با استفاده از داده‌های سهام آمریکا (شامل نزدک[5]، امکس[6]و نایسی[7]) طی دوره ۱۹۸۰–۲۰۰۵ به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاران متأثر از اثر تمایلاتی که قیمت خرید را قیمت مرجع خود قرار می‌دهند، الگوی تداوم را شکل می‌دهند. اوبرین و بست (۲۰۱۷)، با داده‌های آمریکا، انگلستان، ژاپن و اتحادیه اروپا، استراتژی تداوم متأثر از اثر تمایلاتی را بررسی کردند که یافته‌ها نشان داد اثر تمایلاتی به‌دلیل ایجاد فروواکنشی به ایجاد بازده تداوم منجر می‌شود.

1Chen and Yang.
2. Echo Effect.
3. Hur .
4. O'Brien and Best.
5Nasdaq.
6Amex.
7, Nyse.

به‌رغم انجام پژوهش‌های داخلی متعدد در حوزه استراتژی تداوم، مطالعات انجام‌شده در حوزه نقاط مرجع محدود است. فلاح‌پور و همکاران (۱۳۹۲)، اثر حداکثر قیمت ۵۲ هفته گذشته بر استراتژی تداوم را بررسی کردند. با بررسی ۲۷۲ شرکت طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۹، رابطه معناداری بین حداکثر قیمت ۵۲ هفته و بازده روزانه سهام شناسایی شد. پژوهشگران نشان دادند که توجه سرمایه‌گذاران به حداکثر قیمت ۵۲ هفته به بهبود بازده استراتژی تداوم منجر می‌شود. دولو و جوادیان (۱۳۹۶)، دو استراتژی تداوم مبتنی بر «زمان‌بندی بالاترین قیمت ۵۲ هفته» و «بالاترین قیمت ۵۲ هفته» طی دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۳را با هم مقایسه کردند. نتایج مؤید سودآوری استراتژی «زمان بندی بالاترین قیمت ۵۲ هفته» بود؛ حال آنکه سبد برنده مبتنی بر استراتژی «بالاترین قیمت ۵۲ هفته» در مقایسه با همتای بازنده خود در استراتژی یادشده، نتوانست بازده بالاتری کسب کند.

نکته‌ای که کمتر در پژوهش‌ها به آن پرداخته شده، بررسی هم‌زمان تأثیر سوگیری اتکا و تعدیل و اثر تمایلاتی بر بازده تداوم است و اینکه کدام یک از این سوگیری‌ها نقش مؤثرتری در تشکیل این الگو ایفا می‌کند؟ پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های شرکت‌های پذیرفته شده در «بورس اوراق بهادار تهران» درصدد پاسخ به این پرسش است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نوع مطالعات پس‌رویدادی[1] است که با داده‌های بایگانی‌شده[2] انجام می‌شود. ۱۰۸ شرکت برای دوره ۱۳۸۶-۱۳۹۵ که دارای شرایط زیر بودند، برای این پژوهش انتخاب شدند: با توجه به دوره زمانی استراتژی تداوم، بیش از شش ماه توقف نماد یا عدم‌مبادله نداشته باشند و طی دوره بررسی در بازار سرمایه پذیرفته‌شده باشند و از بازار بورس اوراق بهادار به سایر بازارها (بازار پایه فرابورس یا بازار توافقی) منتقل نشده باشند. علاوه‌براین شرکت‌های سرمایه‌گذاری (هر نوع شرکت با ساختار مشابه اعم از هلدینگ و سایر موارد ازاین‌دست) از نمونه کنار گذاشته شد؛ زیرا نوع ارزش‌گذاری این شرکت‌ها متفاوت است (عمدتاً با خالص ارزش دارایی‌ها است) و اینکه بیشتر آن‌ها دارای پرتفویی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس هستند و تحرکات قیمتی در سهام زیرمجموعه می‌تواند هم‌زمان به رشد قیمتی سهام شرکت مادر منجر شود و پیامد این موضوع افزایش تعداد سهام برنده یا بازنده به‌صورت کاذب در پرتفوی‌های تداوم است. داده‌های پژوهش 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[3] و سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران[4] به‌دست آمده است. در این پژوهش مشابه با پژوهش‌های جورج و

1. Ex-Post Facto.
2. Archival.
3. www.tsetmc.com.
4. www.codal.ir.

هوانگ (۲۰۰۴) و بوترا و هور (۲۰۱۳) از دو رویکرد بررسی استراتژی تداوم استفاده می‌شود: مطالعه پرتفوی و تجزیه‌وتحلیل رگرسیون که مبتنی بر داده‌های پنل است؛ چراکه بررسی تداوم بدون تفکیک سهام و پرتفوی‌بندی آن‌ها به برنده و بازنده امکان‌پذیر نیست و این‌کار تنها با روش مطالعه پرتفوی میسر است؛ از طرف دیگر، مطالعه پرتفوی روشی تک‌متغیره است و پرتفوی‌ها تنها بر مبنای متغیر نزدیکی به قیمت مرجع شکل می‌گیرد و نمی‌تواند تأثیر سایر متغیرهای تأثیرگذار بر تداوم را به‌صورت هم‌زمان لحاظ کند؛ بنابراین با استفاده از آزمون‌های چندمتغیره مبتنی بر رگرسیون، تأثیر سایر متغیرها در تشکیل تداوم بررسی می‌شود.

رویکرد اول (مطالعه پرتفوی). در مطالعه پرتفوی[1] ابتدا پرتفوی‌هایی از سهام بر مبنای متغیر موردبررسی در دوره تشکیل[2] رتبه‌بندی شده و سپس در دوره آزمون[3] بازده پرتفوی‌ها آزمون می شود. متغیر موردبرر سی که پرتفوی‌ها بر ا ساس آن ت شکیل می شوند، ن سبت قیمت مرجع[4] (RPR) سهم i طی ماه t ا ست. این ن سبت ن شان می‌دهد قیمت جاری چه میزان به قیمت مرجع نزدیک است. هرچه نسبت یادشده بالاتر باشد، قیمت جاری به قیمت مرجع نزدیک‌تر بوده و حداکثر نسبت برابر ۱ است.

$$\text{RPR}_{it} = \frac{\text{قیمت جاری سهم}}{\text{قیمت مرجع سهم}} \qquad \text{معادله (۱)}$$

در پایان هر ماه t، سهام برحسب RPR از بالاترین به کمترین مرتب می‌شود و در پرتفوی هایی قرار می‌گیرد. پرتفوی هایی با بالاترین RPR پرتفوی بر نده[5] و پرتفوی هایی با کمترین RPR، پرتفوی بازنده[6] نامیده می‌شوند. پرتفوی‌ها برای دوره‌های زمانی t+6 نگهداری می شود و بازده ا ستراتژی تداوم شامل اتخاذ موقعیت خرید در پرتفوی برنده (با وزن‌های برابر) و موقعیت فروش در پرتفوی بازنده (با وزن‌های برابر) است. این بازده بر اساس روش دوره هم‌پو شان[7] محا سبه می شود؛ بدین معنی که بازده پرتفوی‌ها در هر ماه عبارت ا ست از: میانگین موزون بازده ا ستراتژی ماه جاری و ۵ ماه گذ شته (درمجموع ۶ ماه)؛ بنابراین یک ش شم سهام در پرتفوی‌ها با سهام برنده و بازنده جدیدی جایگزین می‌شود.

این پژوهش سه قیمت مرجع به شرح زیر را در نظر می‌گیرد: حداکثر قیمت ۲۶ هفته، حداکثر قیمت ۵۲ هفته و قیمت خرید. حداکثر قیمت ۲۶ و ۵۲ هفته، قیمت‌های مرجعی ه ستند که نقش

1. Portfolio Study.
2. Formation Period
3. Test Period.
4. Reference Price Ratio.
5. Winner Portfolio.
6. Loser Portfolio.
7. Overlapping Period.

سوگیری اتکا و تعدیل را بررسی می‌کنند. قیمت خرید نیز برای آزمون نقش اثر تمایلاتی در استراتژی تداوم لحاظ شده است. اگر استرتژی تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۲۶ و ۵۲ هفته دارای عملکرد بالاتری (پایین‌تری) از قیمت خرید با شد، می‌توان عنوان دا شت الگوی تداوم تحت تأثیر سوگیری اتکا و تعدیل (اثر تمایلاتی) تشکیل می‌شود. تعریف عملیاتی قیمت‌های مرجع بدین شرح است:

حداکثر قیمت ۵۲ هفته (یک ساله). حداکثر قیمت سهم طی ۵۲ هفته گذ شته منتهی به ماه t است. علاوه بر جورج و هوانگ (۲۰۰۴) و بوترا و هور (۲۰۱۳) که حداکثر قیمت ۵۲ هفته را به‌عنوان قیمت مرجع در نظر گرفتند، چن و یانگ (۲۰۱۶)، هاو و همکاران (۲۰۱۶ و ۲۰۱۸) نیز حداکثر قیمت ۵۲ هفته را به‌عنوان قیمت مرجع در نظر گرفتند و استدلال کردند که حداکثر قیمت ۵۲ هفته قیمتی است که سامانه‌های بازار همواره این قیمت را گزارش می‌دهند، نشریه‌ها، سایت‌های اینترنتی مالی و اقتصادی در گزارش‌های روزانه و هفتگی خود به آن می‌پردازند و ازاین‌رو همواره در انظار سرمایه‌گذاران است و سرمایه‌گذاران به‌عنوان یک نقطه اتکا در تصمیم‌گیری‌های خود به آن وزن می‌دهند و تحت تأثیر سوگیری اتکا و تعدیل در برابر آن فروواکن شی ن شان می‌دهند. کائنمن (۲۰۱۱)، دلیل این پدیده را ا ستفاده از راه‌های غیرم ستدل و ساده‌سازی‌های ذهنی در مواجه با حجم بالای اطلاعات برای پردازش می‌داند.

حداکثر قیمت ٢٦ هفته (شش‌ماهه). حداکثر قیمت سهم طی ۲۶ هفته گذشته منتهی به ماه t است. بیکر و همکاران (۲۰۱۲)، رانگاناتان و سینگ[1](۲۰۱۴) و کوکلی و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهش‌های خود از حداکثر قیمت ۲۶ هفته به‌عنوان قیمت مرجع استفاده کردند و معتقدند که با توجه به عدم‌تقارن اطلاعتی بین سرمایه‌گذاران و مدیران شرکت‌ها ابهامات و سختی‌های ارزش گذاری و همچنین عدم‌توافق بر ارزش های برآوردی، قیمت های مرجع نزد یک به‌عنوان مبنای تصمیم‌گیری قرار می‌گیرند. انتخاب حداکثر قیمت ۲۶ هفته از این نظر اهمیت دارد که به م سئله به‌روزر سانی زمانی قیمت‌های مرجع اهمیت داده شده ا ست و هدف از قیمت‌های مرجع (به‌جز برخی ارقام نظیر حداکثر قیمت ۵۲ هفته که بیشتر در نشریه‌ها گزارش می‌شود)، قیمت‌های برجسته‌ای است که می‌تواند توجه سرمایه گذاران را به خود جلب کند [۳۸].

قیمت خرید. بر خلاف سایر نقاط مرجع که از تابلوی معاملات دردسترس قرار می‌گیرد، قیمت خرید نیازمند اخذ داده از شرکت‌های کارگزاری و صرف زمان برای تطبیق نقطه زمانی خرید سرمایه‌گذاران است که باید به‌طور روزانه انجام شود. برای رفع این مشکل، گرینبلات و هان

1. Ranganathan & Singh.

(۲۰۰۵)، روشی برای محاسبه قیمت خرید ابداع کردند که مبنای مطالعات بعدی نظیر ساکر[1] (۲۰۱۴) و وانگ و همکاران (۲۰۱۷) قرار گرفت. مطابق این روش قیمت خرید عبارت است از:

$$R_t = \frac{1}{k}\sum_{n=1}^{365}(V_{t-n}\prod_{t=1}^{n-1}[1 - V_{t-n+\tau}])P_{t-n} \qquad \text{معادله (۲)}$$

R_t، قیمت مرجع (خرید) سهم در پایان ماه t است، V_t، نسبت گردش معاملات (تعداد سهام معامله شده در روز t تقسیم بر تعداد کل سهام در روز t) و P_t، قیمت سهم در پایان ماه t است. در این معادله k مقدار ثابتی است که جمع وزن‌های P طی دوره t-n را برابر یک می‌کند و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$k = \sum_{n=1}^{365} V_{t-n}(\prod_{t=1}^{n-1}[1 - V_{t-n+\tau}]) \qquad \text{معادله (۳)}$$

پشتوانه معادله ۲، فرضیه اثر تمایلاتی است. چون قیمت خرید به‌عنوان قیمت مرجع در قالب فرضیه اثر تمایلاتی مطرح می‌شود، انتظار می‌رود تا زمانی که قیمت در موقعیت سود قرار نگیرد، سهم نگهداری شده و فروخته نشود و 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 می‌دهد 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. درواقع V_{t-n} نشان می‌دهد که سهم در حجم مشخصی در تاریخ t-n خریداری شده است و $1-V_{t-n+\tau}$ نشان می‌دهد که سهم خریداری‌شده طی دوره $t-n+\tau$ به فروش نرسیده است.

شناسایی پرتفوی‌های برنده و بازنده. عنوان شد که پرتفوی با بالاترین RPR، پرتفوی برنده و پرتفوی با کمترین RPR، پرتفوی بازنده شناخته می شود. نکته حائز اهمیت تعداد سهم در هر پرتفوی است. در مطالعات انجام‌شده (جورج و هوانگ (۲۰۰۴) و بوترا و هور (۲۰۱۳))، از دسته‌بندی‌های ۱۰ تا ۳۰ در صد استفاده شده است؛ یعنی ۱۰ یا۳۰ در صد نمونه که بالاترین (کمترین) RPR را دارند به‌عنوان پرتفوی برنده (بازنده) شناسایی می‌شوند. انتظار می‌رود با حرکت از دسته‌بندی ۳۰ به ۱۰ درصد به سطح معناداری نتایج افزوده شود؛ اما از قدرت تعمیم‌پذیری کاسته شود. دلیل اینکه پرتفوی‌های مبتنی بر ۱۰ در صد دارای معناداری بیشتری هستند، این است که پرتفوی‌های حدی[2] و اثر گزینش نقاط مرجع بر بازده تداوم را بهتر نشان

1.Sakr .
2. Marginal Portfolio .

می‌دهند. در این پژوهش تعداد پرتفوی‌های برنده و بازنده برحسب دسته‌بندی ۱۰، ۲۰ و ۳۰ درصد شناسایی می‌شود. با توجه به اینکه تعداد سهام مورد بررسی ۱۰۸ شرکت است، تعداد سهام در هر پرتفوی برحسب دسته‌بندی ۱۰، ۲۰ و ۳۰ درصد به‌ترتیب برابر با ۱۱، ۲۲ و ۳۳ شرکت خواهد بود (داده‌ها به طرف بالا روند شده است).

اثر انتظار. در نخستین مطالعات تداوم (جاگادیش و تیتمن (۱۹۹۳، ۲۰۰۱))، بین دوره تشکیل و دوره آزمون پرتفوی‌ها یک دوره یک‌ماهه وقفه در نظر گرفته شد؛ یعنی وقتی پرتفوی‌ها بر حسب یک متغیر (برای مثال RPR) در دوره تشکیل منتهی به پایان ماه t رتبه‌بندی می‌شوند، دوره آزمون بلافاصله از t+1 شروع نمی‌شود؛ بلکه دوره آزمون با یک ماه انتظار از t+2 شروع می‌شود. دلایل مختلفی برای دوره انتظار یک‌ماهه عنوان شده است که از جمله آن‌ها می‌توان به بازگشت‌های کوتاه‌مدت در بازده و پرش‌های ناگهانی در مظنه خریدوفروش اشاره کرد [۷].

نووی-مارکس[1](۲۰۱۲)، با توسعه دوره‌های انتظار یک‌ماهه به دوره‌های زمانی بیشتر، مفهومی به نام «اثر انتظار»[2]را به مبانی نظری موضوعی تداوم اضافه کرد و نشان داد با افزایش دوره انتظار از ۱ ماه به ۶ ماه، بازده تداوم افزایش می‌یابد. گویال و ویهل[3](۲۰۱۵)، دلیل این مسئله را انتقال بازگشت‌های کوتاه‌مدت بازده به بیش از ۱ ماه عنوان کردند؛ زیرا انتظار می‌رود سهامی که در گذشته عملکرد بالایی داشته است، به‌طور مداوم با افزایش همراه نشود و بعد از بازگشت‌های کوتاه و میان‌مدت، مجدداً به افزایش قیمت خود ادامه دهد. چن و یانگ (۲۰۱۶)، اثر انتظار را برای استراتژی تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته به‌کار بردند و نتایج پژوهش آن‌ها حاکی از تأثیر مثبت اثر انتظار طی دوره انتظار ۳ تا ۶ ماهه بود. در این پژوهش اثر انتظار در دوره‌های زمانی ۱، ۳ و ۶ ماهه بررسی می‌شود. پس از تشکیل پرتفوی‌ها 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 تعدیل‌شده (بر حسب سود تقسیمی و افزایش سرمایه) نرم‌افزار «شرکت فناوری بورس اوراق بهادار تهران» استفاده شده و سپس بازده سهم i در ماه t با معادله ۴، محاسبه شده است. چون قیمت‌های یادشده تعدیل شده است، دیگر نیازی به تعدیل بازده (برحسب سود تقسیمی و افزایش سرمایه) نیست.

معادله (۴)

$$R_{it} = \frac{P_{it}}{P_{it-1}}$$

1. Novy-Marx.
2. Echo effect.
3. Goyal and Wahal.

R_{it}، بازده سهم i در ماه t، P_{it}، قیمت تعدیل‌شده در پایان ماه t و P_{it-1}، قیمت تعدیل‌شده سهم در پایان ماه t-1 است؛ سپس برای محاسبه بازده تجمعی دوره نگهداری ۶ماهه از معادله ۵، استفاده می‌شود:

$$R_{ij} = \prod_{t=1}^{6} R_{it}$$ معادله (۵)

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

$$R_{Mt.R.E} = (\sum_{i=1}^{n} x_{iw} \times R_{iwj}) - (\sum_{i=1}^{n} x_{iL} \times R_{iLj})$$ معادله (۶)

$R_{Mt.R.E}$، بازده استراتژی تداوم ماه t مبتنی بر نقطه مرجع R با دوره انتظار E ماه است، x_{iw} (x_{iL}) وزن‌های 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 ۱۰ساله، میانگین بازده استراتژی تداوم به روش زیر محاسبه می‌شود:

$$\overline{R_{MJ.R.E}} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} R_{Mit.R.E}$$ معادله (۷)

در معادله ۷، $\overline{R_{MJ.R.E}}$، میانگین بازده ماهانه پرتفوی‌های تداوم طی دوره j ماهه است.

تعدیل ریسک. به‌منظور آزمون هم‌زمان بازده استراتژی‌های مبتنی بر تداوم با عوامل ریسک برای بررسی این موضوع که استراتژی‌های تداوم به بازده اضافی منجر خواهد شد یا خیر، بازده این استراتژی‌ها با روش فاما–فرنچ[1] (۱۹۹۶)، برازش می‌شود و در صورت معناداری α رگرسیون، بخشی از بازده تداوم توسط عوامل ریسک توصیف نمی‌شود و بنابراین استفاده از این استراتژی بازده اضافی ایجاد می‌کند؛ یعنی α بازده تعدیل‌شده با ریسک است. مدل رگرسیونی سه‌عاملی به شرح معادله ۸، است:

$$\overline{R_{Mt.R.E}} = \alpha_P + \beta_{1p}RMRF_t + \beta_{1p}SMB_t + \beta_{1p}HML_t + \varepsilon_{Pt}$$ معادله (۸)

در عبارت بالا، $\overline{R_{Mt.R.E}}$ از معادله ۷، به‌دست می‌آید و سایر عوامل به شرح زیر است:

1. Fama & French.

$RMRF_t$، بازده مازاد بازار بر نرخ بدون ریسک در ماه t است (صرف بازار) که با استفاده از معادله ۹، به‌دست می‌آید:

$$RMRF_t = RM_t - RF_t$$ معادله (۹)

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 و اثر ارزش در آن کنترل شده است و با استفاده از معادل ۱۰، محاسبه می‌شود:

$$SMB_t = \frac{(\frac{S}{L} + \frac{S}{M} + \frac{S}{H})}{3} - \frac{(\frac{B}{L} + \frac{B}{M} + \frac{B}{H})}{3}$$ معادله (۱۰)

S/L، S/M و S/H، شرکت‌هایی از نظر اندازه کوچک و به‌ترتیب از نظر ارزش دفتری به ارزش بازار پایین، متوسط و بالا هستند. B/L، B/M و B/H، شرکت‌هایی از نظر اندازه بزرگ و به‌ترتیب از نظر ارزش دفتری به ارزش بازار پایین، متوسط و بالا هستند.

HML_t، تفاوت بین میانگین بازده سبد سهام شرکت‌های ارزشی و رشدی است که به آن عامل ارزش (صرف ارزش) می‌گویند و اثر اندازه در آن کنترل شده است.

$$HML_t = \frac{(\frac{S}{H} + \frac{B}{H})}{2} - \frac{(\frac{S}{L} + \frac{B}{L})}{2}$$ معادله (۱۱)

رویکرد دوم (تجزیه‌وتحلیل رگرسیون). مطالعه پرتفوی تجزیه‌وتحلیل تک‌متغیره محسوب می‌شود و نمی‌تواند تأثیر سایر متغیرها بر استراتژی تداوم را به‌طور هم‌زمان بررسی کند؛ بنابراین باید با تجزیه‌وتحلیل رگرسیون اثر سایر متغیرهای تأثیرگذار بر بازده تداوم بررسی شود. در اینجا از مدل رگرسیون که مبتنی بر مدل فاما–مک‌بث[1](۱۹۷۳)، استفاده شده است که حاصل پژوهش گرینبلات و هان (۲۰۰۵)، است. معادله ۱۲، این مدل را تشریح می‌کند. نکته حائز اهمیت این است که به‌جای روش پرتفوی از رگرسیون فاما–مک‌بث و به‌جای بررسی تفاوت بازده سهام برنده و بازنده، از یک متغیر با عنوان سود سرمایه‌ای تحقق‌نیافته[2]استفاده می‌شود؛ زیرا از منظر اثر تمایلاتی، آنچه برای سرمایه‌گذاران اهمیت دارد و مرجع تصمیم‌گیری آن‌ها است، تفاوت قیمت با قیمت مرجع است. سود و زیان تحقق‌نیافته ناشی از این تفاوت به خرید و فروش سهم منجر

1. Fama-Macbeth.
2. Unrealized Capital Gains.

می‌شود. در ناحیه سود، سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز می‌شوند و سریع اقدام به فروش سهم می‌کنند و در ناحیه زیان ریسک‌پذیر شده و نمی‌خواهند سهم را با زیان بفروشند. گرینبلات و هان (۲۰۰۵)، معتقدند که برای بررسی تداوم ناشی از قیمت مرجع، سود و زیان تحقق‌نیافته سنجه بهتری از بازده گذشته است؛ زیرا بازده تداوم حاصل ارزیابی قیمت جاری با قیمت مرجع بر مبنای سود تحقق‌نیافته است.

$$R_{it} = a_1 R_{it-1} + a_2 R_{it-2,t-12} + a_3 R_{it-13,t-36} + a_4 V_{it} + a_4 S_{it-1} + a_4 g_{it}$$ معادله (۱۲)

R_{it}: بازده تداوم سهم i در پایان ماه t است که نقش متغیر وابسته را ایفا می‌کند.

R_{it-1}: بازده تجمعی ماه قبل است. بازده تداوم می‌تواند تحت تأثیر بازگشت‌های کوتاه‌مدت در قیمت قرار گیرد که ناشی از بازده دوره گذشته است. دلیل این موضوع تأثیرپذیری قیمت از برخی عوامل بازار نظیر شکاف مظنه و اخلال در خرده‌ساختارهای بازار[1] عنوان شده است [۶].

$R_{it-2,t-12}$: بازده تجمعی سال قبل که برای عدم‌هم‌پوشانی با بازده یک ماه قبل از دو ماه قبل محاسبه شده است. در پژوهش‌ها تمرکز بر بازده استراتژی تداوم با دوره نگهداری (و تشکیل) ۶ماهه بوده است [۵]؛ بنابراین این متغیر اضافه می‌شود تا اثر بازده تداوم کلاسیک را کنترل کند.

$R_{it-13,t-36}$: بازده تجمعی سه سال قبل که برای عدم‌هم‌پوشانی با بازده یک سال قبل از دو سال قبل محاسبه شده است. بازده سه سال قبل مطابق با پژوهش دی‌بونت و تالر[2] (۱۹۸۵)، برای کنترل استراتژی سرمایه‌گذاری معکوس در مدل لحاظ شده است.

V_{it}: میانگین نسبت گردش معاملات ماهانه سهم (تعداد سهام معامله شده در ماه t تقسیم بر تعداد کل سهام شرکت در ماه t) است. حجم (نسبت گردش معاملات) به‌عنوان دیگر عوامل تأثیرگذار بر استراتژی تداوم مبتنی بر قیمت‌های مرجع به‌عنوان متغیر کنترل در مدل لحاظ شده است.

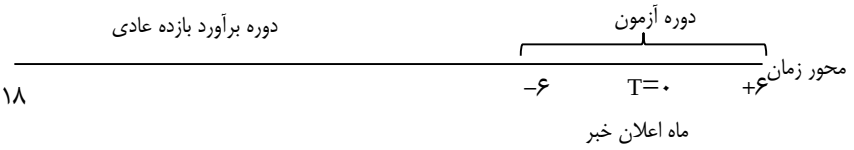
S_{it-1}: لگاریتم ارزش بازار در ابتدای ماه t (آخر ماه قبل:t-1) است. فاما و فرنچ (۲۰۱۲) و آتناسوف و نیتچکا[3] (۲۰۱۴)، بازده تداوم در سهام کوچک را قوی‌تر دیدند و معتقد بودند ویژگی اندازه، تأثیر ریسک را بهتر نمایان می‌سازد و شرکت‌های کوچک‌تر، ریسک بیشتری دارند.

g_{it}: سود تحقق‌نیافته و نسبت قیمت مرجع است که به برای قیمت خرید به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$g_{it} = \frac{P_{it} - R_{it}}{P_{it}}$$ معادله (۱۳)

1. Microstructure distortions.
2. DeBondt & Thaler.
3. Atanasov & Nitschka.

در رابطه ۱۳، P_{it-1} عبارت است از: قیمت سهم i در ماه قبل و R_{it-1} عبارت است از: قیمت خرید سهم i در ماه قبل. برای حداکثر قیمت ۵۲ و ۲۶ هفته، نسبت RPR معادله (۱) استفاده می‌شود؛ همچنین برای نشان‌دادن تأثیر فروواکنشی بر ایجاد بازده تداوم که بتواند به درک مفهومی موضوع کمک کند، فروواکنشی به خبر «اعلام با اهمیت سود» که مطابق با «ماده ۱۶ دستوالعمل اجرایی نحوه انجام معاملات در بورس اوراق بهادار تهران» مشخص می شود، برای پرتفوی‌های تداوم (۳۰ درصد برنده و ۳۰ درصد بازنده) حداکثر قیمت ۵۲ هفته ارائه می‌شود. سهامی از این پرتفوی‌ها در نمونه قرار می‌گیرد که حداقل یک خبر «اعلام با اهمیت سود» در طی سال داشته باشد و هم‌زمانی اعلام با اهمیت سود با سایر رویدادهای بااهمیت، نظیر مجامع عادی و فوق‌العاده و اطلاعیه عرضه عمده سهام مقارن نبا شد. برای این منظور از رویدادپژوهی[1] مطابق پژوهش سینها و گادارووفسکی[2](۲۰۱۰)، استفاده می شود. با این روش تأثیر اعلام خبر بر روند قیمت سهم در بازه اعلام بررسی می شود. ابتدا لازم است قسمتی از بازده که مرتبط با خبر است و «بازده غیرعادی» نامیده می شود از بازده عادی تفکیک شود و رفتار بازده غیرعادی طی دوره آزمون بررسی شود. با توجه به اینکه بازده تداوم طی دوره‌های شش‌ماهه بررسی می شود، برای بررسی فروواکنشی به اعلام اخبار، دوره آزمون از ۶- تا ۶+ ماه پس از اعلان خبر در نظر گرفته می‌شود و برای برآورد بازده عادی (بتوان آن را از بازده غیرعادی در دوره آزمون تفکیک کرد)، دوره ۱۲ماهه قبل از دوره آزمون به‌عنوان دوره برآورد بازده عادی در نظر گرفته می‌شود.



انتظار می‌رود بازده غیرعادی در دوره آزمون از نظر آماری معنادار باشد. برای تفکیک بازده غیرعادی از معادله ۱۴، استفاده می‌شود.

معادله (۱۴) $r_{jt}=\alpha_j+\beta_{jt}r_{mt}+\varepsilon_{jt}$

r_{jt}، لگاریتم طبیعی بازده سهم j (با اعمال افزایش سرمایه و سود نقدی) در ماه t، r_{mt}، لگاریتم طبیعی بازده بازار (حاصل از تغییرات شاخص کل) در ماه t و β_{jt}، حساسیت بازده سهم به بازده بازار است. با داشتن n بازده مشاهده‌نشده طی زمان t و t-n به خاطر n-1 ماه وقفه، بازده سهم j در ماه t با مدل بازار تحت روش مبادله تا مبادله برابر است با:

1. Event Study
2. Sinha & Gadarowski.

$$R_{jt}=an+\beta_{jt}R_{mt}+\sum_{s=t-(n-1)}^{t}\varepsilon_{js}$$ معادله (۱۵)

برای حذف اثر ناهم‌سانی واریانس که ناشی از جمع اجزای خطا در مدل است، اجزای معادله ۱۵، بر $\sqrt{n}$ تقسیم می شود:

$$\frac{1}{\sqrt{n}}R_{jt}=a\sqrt{n}+\beta\frac{1}{\sqrt{n}}R_{mt}+\frac{1}{\sqrt{n}}\sum_{s=t-(n-1)}^{t}\varepsilon_{js}$$ معادله (۱۶)

با به‌دست‌آوردن α و β از مدل بالا، بازده موردانتظار از معادله ۱۷، محاسبه می‌شود:

$$E(R_{jt})=n\bar{a}+\bar{\beta}R_{mt}$$ معادله (۱۷)

درنهایت بازده غیرعادی (AR_{jt}) از تفاضل بازده موردانتظار از بازده واقعی به‌دست می‌آید:

$$AR_{jt}=R_{jt}-E(R_{jt})$$ معادله (۱۸)

با میانگین‌گیری از رابطه ۱۸، رابطه زیر به‌دست می‌آید که با استفاده از آن میانگین بازده غیرعادی پرتفوی‌های تداوم طی دوره آزمون بررسی می‌شود:

$$MAR_{jt}=\frac{AR_{jt}}{C}$$ معادله (۱۹)

جایی که c برابر با تعداد سهم در پرتفوی تداوم طی ماه t است.

٤. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

در این بخش یافته‌های پژوهش ارائه شده و تجزیه‌وتحلیل می شود. در آزمون‌های مقدماتی مشخص شد که داده‌ها از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند؛ بنابراین برای آزمون بازده پرتفوی‌های برنده و بازنده از آزمون من–ویتنی[1] استفاده شد. این آزمون مشابه مقایسه میانگین دوجامعه با دو نمونه مستقل است (در اینجا بازده پرتفوی برنده و بازنده) و معادل ناپارامتری آن محسوب می‌شود. نکته مهم در این آزمون این است که به‌جای میانگین، میانه را بررسی می‌کند. در توزیع‌های نامتقارن که میانگین تحت تأثیر داده‌های پرت قرار می‌گیرد، میانه دارای این خاصیت است که متأثر از این داده‌ها نیست [۳۵].

1. Mann-Whitney.

جدول ۱. عملکرد پرتفوی‌های تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۲۶ هفته

$R_{M,R,E}$	$R_{M,26,1}$	$R_{M,26,3}$	$R_{M,26,6}$
بازده پرتفوی متشکل ۱۰٪ سهام برنده و بازنده			
بازده	۰/۰۴۲**	۰/۰۴۲**	۰/۰۷۸***
آماره z	۱/۹۴	۲/۳۸	۲/۷۸
α_p	۰/۰۳۳	۰/۰۴۸**	۰/۰۳۷
آماره t	۱/۳۵	۲/۳۴	۱/۱۵
بازده پرتفوی متشکل ۲۰٪ سهام برنده و بازنده			
بازده	۰/۰۳*	۰/۰۵**	۰/۰۶**
آماره z	۱/۶۸	۲/۳۰	۲/۱۲
α_p	۰/۰۱۷	۰/۰۲۱	۰/۰۴۰**
آماره t	۰/۶۴	۱/۰۱	۲/۲۹
بازده پرتفوی متشکل ۳۰٪ سهام برنده و بازنده			
بازده	۰/۰۶۹	۰/۰۵۳**	۰/۰۷۱*
آماره z	۱/۳۱	۲/۰۷	۱/۶۷
α_p	۰/۰۱۷	۰/۰۲۰	۰/۰۳۴*
آماره t	۰/۹۳	۰/۹۳	۱/۹۱

$R_{M,R,E}$، بازده سبد تداوم مبتنی بر قیمت مرجع P با دوره انتظار E ا ست. آماره Z معناداری آزمون من–ویتنی را ن شان می‌دهد. α_p، بازده تعدیل شده با ریسک استراتژی تداوم مبتنی بر نقطه مرجع P است که از رگرسیون فاما و فرنچ (۱۹۹۶)، به‌د ست می‌آید. آماره t ا ستیودنت مطابق با نیویی–و ست (۱۹۸۷)، برای اخلال‌های مرتبط با خودهمب ستگی و ناهم سانی واریانس تعدیل‌شده است. ***، ** و * به معناداری آماری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ اشاره دارند.

جدول ۱، نتایج اســتراتژی تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۲۶ هفته را نشــان می‌دهد. بازده ۹ ا ستراتژی تداوم که متشکل از سه دوره انتظار ۱، ۳ و ۶ ماهه و سه ترکیب ۱۰، ۲۰ و ۳۰ در صد پرتفوی‌های برنده و بازنده ا ست، م شاهده می شود. آماره Z ن شان‌دهنده سطح معناداری بازده با آزمون ناپارامتریک من–ویتنی اســت. α_p نشــان‌دهنده بازده اضــافی مدل ســه‌عاملی فاما–فرنچ و آماره t، با تصحیح نیویی و وست[1](۱۹۸۷)، تعدیل شده است. بازده تمامی ا ستراتژی‌ها مثبت بوده و نشــان‌دهنده وجود بازده تداوم ناشــی از ســوگیری اتکاوتعدیل بر مبنای حداکثر قیمت ۲۶ هفته ا ست؛ اما برخی از ا ستراتژی‌ها بازده‌ای ایجاد کرده‌اند که از نظر آماری معنادار ا ست. پرتفوی‌های متشکل از ۱۰ درصد سهام برنده و بازنده بهتر از سایر ترکیب‌ها عمل کرده است و نشان می‌دهد پرتفوی‌های حدی که بالاترین نســبت RPR را داشــته‌اند و اثر ســوگیری اتکا و تعدیل را بیشــتر جذب کرده‌اند، بازده تداوم بیشــــتری داشــــته‌اند؛ همچنین افزایش دوره انتظار از ۱ به ۶ ماه به معناداری آماری افزوده ا ست و پرتفوی‌های مت شکل از دوره انتظار شش‌ماهه بهترین عملکرد را

1.Newey and West.

داشته‌اند. متناسب با عملکرد بهتر استراتژی تداوم، بازده اضافی آن‌ها نیز افزایش یافته است و این بازده برای دوره‌های انتظار شش‌ماهه در سطح خطای ۵ درصد معنادار است.

جدول ۲. عملکرد پرتفوی‌های تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته

$R_{M,R,E}$	$R_{M,52,1}$	$R_{M,52,3}$	$R_{M,52,6}$
بازده پرتفوی متشکل ۱۰٪ سهام برنده و بازنده			
بازده	۰/۰۶۹**	۰/۰۵۳***	۰/۰۷۱*
آماره z	۱/۹۸	۲/۵۹	۱/۶۵
α_p	۰/۰۰۵	۰/۰۴۴**	۰/۰۱۲
آماره t	۰/۱۷۲	۱/۹۸	۰/۳۷۱
بازده پرتفوی متشکل ۲۰٪ سهام برنده و بازنده			
بازده	۰/۰۳۳*	۰/۰۳۶**	۰/۰۳۶
آماره z	۱/۷۴	۲/۰۴	۱/۳۴
α_p	۰/۰۰۰	۰/۰۱۲	۰/۰۲۴
آماره t	−۰/۰۲	۰/۴۳	۱/۲۶
بازده پرتفوی متشکل ۳۰٪ سهام برنده و بازنده			
بازده	۰/۰۲۷	۰/۰۳۷*	۰/۰۲۲
آماره z	۱/۵۰	۱/۶۲	۱/۳۶
α_p	۰/۰۰۸	۰/۰۰۴	۰/۰۱۳
آماره t	۰/۳۴	۰/۱۹	۰/۶۴

$R_{M,R,E}$، 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 تعدیل‌شده با ریسک استراتژی تداوم مبتنی بر نقطه مرجع P است که از رگرسیون فاما و فرنچ (۱۹۹۶)، به‌دست می‌آید. آماره t استیودنت مطابق با نیویی–وست (۱۹۸۷) برای اخلال‌های مرتبط با خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس تعدیل‌شده است. ***، ** و * به معناداری آماری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ اشاره دارند.

جدول ۲، یافته‌های ۹ استراتژی تداوم ناشی از سوگیری اتکا و تعدیل برمبنای حداکثر قیمت ۵۲ هفته را نشان می‌دهد. به‌جز یک مورد، سایر استراتژی‌ها بازده مثبت ایجاد کرده‌اند. مشابه استراتژی‌های مبتنی بر حداکثر قیمت ۲۶ هفته، با افزایش سهم در پرتفوی از سطح معناداری آماری کاسته می‌شود؛ اما با افزایش دوره انتظار، تغییری در نتایج ایجاد نمی‌شود و دوره انتظار سه‌ماهه بهترین عملکرد را دارد که بازده‌ای بین ۰/۴ درصد ـــ ۵/۳ درصد ایجاد کرده است. بازده اضافی نیز در مقایسه با جدول ۱، افت کرده است و تنها برای پرتفوی‌های ۱۰ درصد سهام برنده و بازنده و با دوره‌های انتظار سه‌ماهه معنادار است.

جدول ۳. عملکرد سبدهای تداوم مبتنی بر قیمت خرید

$R_{M,R,E}$	$R_{M,\ Purchase\ price,1}$	$R_{M,\ Purchase\ price,3}$	$R_{M,\ Purchase\ price,6}$
بازده سبد متشکل ۱۰٪ سهام برنده و بازنده			
بازده	۰/۰۳۸	۰/۰۴۰	۰/۰۳۵
آماره z	۰/۰۴۵	۱/۴۷	۰/۳۲
α_p	−۰/۰۰۶	۰/۰۳۴	۰/۰۳۱
آماره t	−۰/۱۸	۱/۰۷	۰/۷۸
بازده سبد متشکل ۲۰٪ سهام برنده و بازنده			
بازده	۰/۰۴۴	۰/۰۱۲	۰/۰۴۴
آماره z	۰/۶۹	۱/۲۶	۰/۶۰
α_p	۰/۰۰۷	۰/۰۱۵	۰/۰۴۶
آماره t	۰/۲۳	۰/۶۷	۱/۳۳
بازده سبد متشکل ۳۰٪ سهام برنده و بازنده			
بازده	۰/۰۴۰	۰/۰۳۱	۰/۰۶۲
آماره z	۰/۸۷	۱/۴۲	۰/۴۳
α_p	−۰/۰۳۵	۰/۰۱۱	۰/۰۲۱
آماره t	−۱/۱۸	۰/۵۰	۰/۷۱

$R_{M,P,E}$، 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 استراتژی تداوم مبتنی بر نقطه مرجع P است که از رگرسیون فاما و فرنچ (۱۹۹۶) به‌دست می‌آید. آماره t، آماره t نیویی–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.

جدول ۳، آزمون‌های تداوم نا شی از اثر تمایلاتی که مبتنی بر قیمت خرید را ن شان می‌دهد. علی‌رغم وجود بازده تداوم در تمامی ۹ استراتژی، این بازده‌ها از نظر آماری معنادار نیست و آماره Z آزمون من–ویتنی ضعیف ظاهر شده است؛ همچنین ترکیب‌های متفاوت از پرتفوی (۱۰، ۲۰ و ۳۰ درصـــد برنده و بازنده) و اعمال دوره‌های انتظار (۱، ۳ و ۶ ماهه) تأثیری در روند نتایج ایجاد نکرده ا ست. بازده ا ضافی حا صل از مدل فاما–فرنچ (α_p) نیز به تبع عملکرد ضعیف پرتفوی‌ها، معنادار نیست و آماره t کمتر از سطوح معناداری است.

یافته‌های بالا نشان می‌دهد بازده تداوم ناشی از سوگیری‌های رفتاری در «بورس اوراق بهادار تهران» بیش از آنکه متاثر از اثر تمایلاتی باشد، حاصل سوگیری اتکا و تعدیل است. برای بررسی بی شتر از مدل رگر سیون پانل و دوگام فاما–مک‌بث ا ستفاده می شود؛ همچنین برای آزمون تأثیر اثر تمایلاتی متغیر ســـود تحقق‌نیافته جایگزین بازده می‌شـــود. در این مدل، مســـائل مرتبط با خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس با تصحیح نیویی–وست تعدیل شده است و بنابراین مشکلی از این نظر یافته‌ها را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. این یافته‌ها در جدول ۴، ارائه شده است.

جدول ۴. یافته‌های حاصل از مدل رگرسیون معادله ۱۲

R_{it}	Int	R_{it-1}	$R_{it-2,t-12}$	$R_{it-13,t-36}$	V_{it}	S_{it}	g_{it}
استراتژی تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۲۶ هفته							
b_0	۰/۰۳۳*	۰/۰۷۴***	−۰/۰۶۵	−۰/۱۱۴	۰/۰۰**	−۰/۰۳۸**	۰/۰۶۴***
آماره t	۱/۸۱	۳/۹۶	−۰/۷۶	−۱/۱۶	۱/۹۸	−۲/۵۶	۴/۶۹
استراتژی تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته							
b_0	۰/۰۲۳	۰/۰۶۴***	۰/۱۴۸**	−۰/۲۶۴***	۰/۰۰**	−۰/۰۰۱۹	۰/۰۶۸***
آماره t	۱/۴۴	۳/۵۳	۲/۴۱	−۴/۵۳	۲/۰۲	−۰/۱۳	۴/۷۴
استراتژی تداوم مبتنی بر قیمت خرید							
b_0	۰/۰۲۴**	۰/۰۰۵	۰/۱۴۹***	−۰/۱۰۱	−۰/۰۰	۰/۰۱۱	۰/۰۳۸***
آماره t	۲/۱۴	۰/۲۵۳	۳/۰۲۶	−۱/۶۱	−۰/۳۶	۰/۹۶۸	۳/۱۱

متغیرها در معادله ۱۰، تشریح شده است. مدل رگرسیون یک رگرسیون مبتنی بر مدل فاما–مک‌بث است. آماره t استیودنت مطابق با نیویی–وست (۱۹۸۷)، برای اخلال‌های مرتبط با خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس تعدیل شده است. ***، ** و * به معناداری آماری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ اشاره دارند.

g_{it} که نقش نسبت قیمت مرجع برای رگرسیون اول و دوم و متغیر سود تحقق‌نیافته برای رگرسیون سوم را ایفا می‌کند، متغیر مستقل اصلی است که شکل‌گیری الگوی تداوم پیرامون قیمت‌های مرجع را نشان می‌دهد و در هر سه رگرسیون قوی ظاهر شده و در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. ملاحظه می‌شود که بالاترین سطح معناداری در تمامی رگرسیون‌ها مربوط به متغیر معرف قیمت مرجع است. در این میان، متغیر رگرسیون‌های مرتبط با سوگیری اتکا و تعدیل (حداکثر قیمت ۲۶ و ۵۲ هفته) دارای سطح (اندازه ضریب) و معناداری بالاتر از متغیر معرف اثر تمایلاتی (قیمت خرید) است. متغیر مرتبط با بازده یک ماه گذشته (R_{it-1}) مثبت و در معنادار است. این موضوع حکایت از خودهمبستگی متغیرهای بازده با یکدیگر دارد و اعمال این متغیر در رگرسیون‌ها، اثر مربوطه را کنترل کرده است. متغیر $R_{it-2,t-12}$ معرف استراتژی‌های تداوم کلاسیک است که بر عملکرد استراتژی تداوم طی دوره یک‌ساله (۶ ماه دوره تشکیل و ۶ ماه دوره آزمون) تأکید دارد. به‌رغم معناداری در برخی رگرسیون‌ها، سطح معناداری یا اندازه متغیر ضعیف‌تر از متغیر معرف استراتژی تداوم مبتنی بر قیمت‌های مرجع (g_{it}) ظاهر شده است. متغیر $R_{it-13,t-13}$ برای کنترل روند معکوس در بازده لحاظ شده است. منفی‌بودن ضریب این متغیر متضمن این نکته است که بازده در بلندمدت با روند معکوس همراه است؛ اما عدم‌معناداری این متغیر در تمامی رگرسیون‌ها نشان می‌دهد که بر خلاف استراتژی تداوم، استراتژی معکوس بازده معناداری ایجاد نمی‌کند. متغیرهای S_{it} و V_{it} که به‌ترتیب برای کنترل اثر اندازه و حجم اضافه شده‌اند، نشان می‌دهند که این متغیرها با وجود معناداری در برخی رگرسیون‌ها، رابطه متغیرهای معرف استراتژی تداوم و بازده را تحت تاثیر قرار نداده‌اند و این متغیرها با حضور متغیرهای اندازه و

حجم، همچنان مثبت و معنادار هستند. همان‌گونه که انتظار می‌رفت، رابطه بازده و اندازه معکوس ا ست و با شرکت‌های کوچک‌تر به‌دلیل ری سک بالاتر، بازده‌ای بی شتری ایجاد می‌کنند. ضریب متغیر حجم نیز رابطه‌ای مســـتقیم با بازده دارد و با افزایش حجم معاملات بازده ســـهام افزایش می‌یابد.

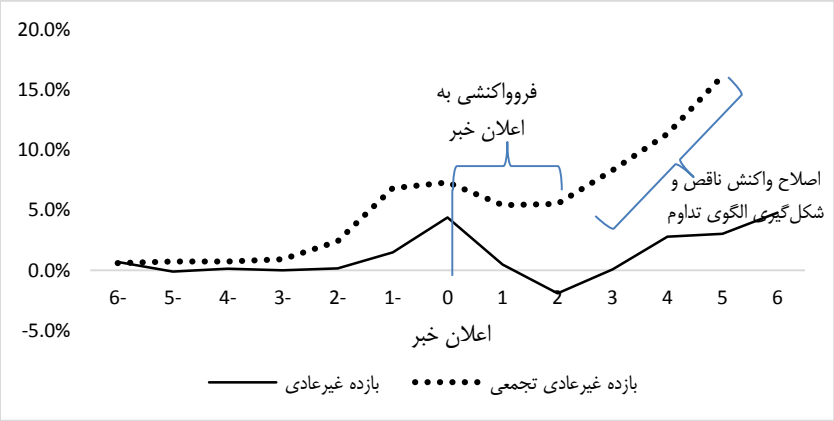
با توجه به آزمون‌های انجام‌شـــده و بررســـی رابطه رگرســـیونی با حضـــور متغیرهای کنترل می‌توان نتیجه گرفت که ا ستراتژی تداوم نا شی از سوگیری‌های رفتاری در «بورس اوراق بهادار تهران» به ایجاد بازده اضـافی منجر می‌شـود و در مقایسـه با اثر تمایلاتی، این سـوگیری اتکا و تعدیل اســـت که ســـرمایه‌گذاران با تأثیرپذیری از آن، الگوی تداوم را ایجاد می‌کنند. درواقع سـهامداران به‌جای تأثیرپذیری از قیمت خرید و فرووا‌کنشـی در برابر آن، به آسـتانه‌های حدی با بازه یک‌ســـاله (حداکثر قیمت ۲۶ و ۵۲ هفته) اتکا کرده و با تعدیل بعدی قیمت، الگوی تداوم را ایجاد می‌کنند.

برای نشـــان‌دادن تأثیر فرووا‌کنشـــی به اعلان اخبار نتایج آزمون میانگین بازده غیرعادی پرتفوی‌های تداوم در جدول ۵، ارائه شده ا ست. در ماه اعلان خبر میانگین بازده غیرعادی سهام پرتفوی‌های مبتنی بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته معادل ۴/۴ درصد و در سطح آماری ۵ درصد معنادار است. به‌رغم‌این همان‌گونه که شکل ۲، نشان می‌دهد طی ماه بعد روند بازده تجمعی افت کرده و ۲ ماه پس از اعلان خبر بازده غیرعادی سـهامی که اعلام با اهمیت تعدیل درآمد داشـته اسـت، منفی می شود؛ اما طی سه ماه بعد (ماه‌های ۴ تا ۶) بازده دوباره مثبت می شود و در ماه ۶ به اوج خود (۴/۸ در صد) می‌ر سد؛ بنابراین می‌توان اذعان دا شت بازده ن سبت به اعلان خبر فرووا‌کن شی داشته است و در ماه‌های بعد واکنش ناقص خود را جبران کرده و بازده سهام مجددا روند صعودی خود را آغاز کرده است و در بطن این اصلاح واکنش، الگوی تداوم تشکیل شده است.

جدول ۵. یافته‌های حاصل از معادله ۱۹

ماه	بازده غیرعادی پرتفوی تداوم	بازده غیرعادی تجمعی
-۶	٪۰/۷	٪۰/۷
-۵	-٪۰/۱	٪۰/۶
-۴	٪۰/۲	٪۰/۸
-۳	٪۰/۰	٪۰/۸
-۲	٪۰/۲	٪۰/۹
-۱	٪۱/۵	٪۲/۴
۰	٪۴/۴**	٪۶/۸
۱	٪۰/۵	٪۷/۳
۲	-٪۱/۹*	٪۵/۴
۳	٪۰/۱	٪۵/۵
۴	٪۲/۸*	٪۸/۳
۵	٪۳/۱**	٪۱۱/۴
۶	٪۴/۸**	٪۱۶/۲

***، ** و * اشاره به معناداری آماری آماره t در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ دارند.



شکل ۲. فروواکنشی به اعلان اخبار تعدیل درآمد برای پرتفوی‌های تداوم مبتنی بر حداکثر قیمت ۵۲ هفته

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

سرمایه‌گذاران متأثر از سوگیری‌های رفتاری، الگوهای قیمتی را در بازار سرمایه ایجاد می‌کنند که متناقض فرضیه کارایی بازار است. الگوی تداوم از جمله روندهای قیمتی است که می‌تواند به‌دلیل فروواکنشی سرمایه‌گذاران به اطلاعات در بازار سهام ایجاد شود. از جمله دلایل فروواکنشی، سوگیری اتکا و تعدیل و اثر تمایلاتی عنوان شده است [۱۹]. این پژوهش نشان داد

سرمایه‌گذاران در مقایسه با اثر تمایلاتی، بیشتر از سوگیری اتکا و تعدیل کنش‌پذیر هستند. با رسیدن قیمت به آستانه‌های حدی با بازه حداکثر یک‌ساله (حداکثر قیمت ۲۶ و ۵۲ هفته)، سرمایه‌گذاران به‌جای اعمال اطلاعات در قیمت سهم، دچار فروواکنشی می‌شوند و تمام اطلاعات را در قیمت لحاظ نمی‌کنند. با گذر زمان، واکنش ناقص خود را اصلاح می‌کنند و در بطن این اصلاح، الگوی تداوم شکل می‌گیرد. بازده استراتژی تداوم ناشی از اتکا به حداکثر قیمت ۲۶ و ۵۲ هفته به‌ترتیب در طیفی از ۳/۳٪ – ۷/۱٪ و ۳٪ –۷/۸٪ معنادار است. اینکه چرا سرمایه‌گذاران به‌جای اثر تمایلاتی، متأثر از سوگیری اتکا و تعدیل هستند، می‌تواند ناشی از پدیده به‌روزرسانی قیمت‌های مرجع باشد. کائنمن و تیور سکی (۱۹۷۹) و تالر و جانسون[1](۱۹۹۰)، عنوان کردند که قیمت‌های مرجع مشابه فرایند سرمایه‌گذاری مالی ایستا نیست و با توجه به شرایط و دیدگاه‌های بعدی سرمایه‌گذاران در مورد سود و زیان، متحرک است. کلیگر و کودریزیف[2](۲۰۰۸)، نشان دادند که سرمایه‌گذاران با دریافت اطلاعات جدید، دیدگاه خود در مورد نقاط مرجع را تغییر می‌دهند. باسلز[3]و همکاران (۲۰۱۱)، نیز به‌روزسانی نقاط مرجع را بررسی کردند و نشان دادند افراد در انتخاب نقاط مرجع به‌صورت بازگشتی[4]عمل نمی‌کنند؛ بدین معنی که نقاط مرجع جدید ترکیبی از نقاط مرجع قبلی با اطلاعات جدید نیست. نکته مهم دیگر، عملکرد مناسب حداکثر قیمت ۲۶ هفته در مقایسه با سایر قیمت‌های مرجع است که مطالعات تداوم بیشتر به آن‌ها پرداخته است ([۵] و [۳۶]). این موضوع می‌تواند ناشی از سوگیری تازه‌گرایی باشد. تحت این سوگیری افراد در مقایسه با اطلاعات قدیمی‌تر به اطلاعات جدید وزن بیشتری می‌دهند. با توجه به اینکه حداکثر قیمت ۲۶ هفته در مقایسه با حداکثر قیمت ۵۲ هفته از نظر زمانی فاصله نزدیک‌تری با قیمت جاری دارد، سرمایه‌گذاران به این نقطه مرجع وزن بیشتری می‌دهند.

بررسی تطبیقی یافته‌ها نشان می‌دهد که مطابق با پژوهش‌های با جورج و هوانگ (۲۰۰۴)، گرینبلات و هان (۲۰۰۵)، بوترا و هور (۲۰۱۳)، چن و یانگ (۲۰۱۶)، هاو و همکاران (۲۰۱۶) و بست و اوبرین (۲۰۱۷)، سوگیری‌های اتکا و تعدیل و اثر تمایلاتی نقش بسزایی در شکل‌گیری الگوی تداوم دارد. یافته‌های حاصل از رگرسیون نشان می‌دهد که در مقایسه با استراتژی کلاسیک تداوم، بازده استراتژی مبتنی بر قیمت‌های مرجع (ناشی از سوگیری اتکا و تعدیل و اثر تمایلاتی) بالاتر و از نظر آماری معناداری بیشتری دارد و با یافته‌های جورج و هوانگ (۲۰۰۴) و هاو و همکاران (۲۰۱۶) در بازار نوظهوری نظیر بازار تایوان سازگار است. مشابه با یافته‌های نووی–مارکس (۲۰۱۲) و چن و یانگ (۲۰۱۶) با افزایش دوره انتظار، بازده حاصل از استراتژی تداوم افزایش می‌یابد و نظیر مطالعه بوترا و هور (۲۰۱۳) با افزایش تعداد سهم در پرتفوی از سطح معناداری بازده تداوم کاسته می‌شود.

1. Thaler & Johnson.
1. Kliger & Kudryavtsev.
2. Baucells.
3. Recursive.

پیشنهادهای پژوهش

پیشنهاد برای سرمایه‌گذاران. تورش‌های رفتاری از جمله عوامل ناکارایی بازار سرمایه می‌تواند فرصت لازم برای کسب بازده اضافی را ایجاد کند؛ بنابراین سرمایه‌گذاران آگاه (اعم از حقیقی و حقوقی) می‌توانند با استفاده از این فرصت‌ها (به‌وسیله سرمایه‌گذاران متأثر از تورش‌های رفتاری ایجاد می‌شود)، استراتژی‌های سرمایه‌گذاری خود را تعریف و بازده اضافی کسب کنند.

پیشنهاد برای سیاست‌گذاران: به عقیده کائنمن (۲۰۱۱)، یکی از دلایلی که افراد به سوگیری‌های رفتاری گرایش پیدا می‌کنند، افزایش فضای ابهام و کاهش شفافیت است؛ ازاین‌رو اتخاذ سیاست‌هایی برای گزارش‌گری و اطلاع‌رسانی شرکت‌ها که بتواند به افزایش شفافیت و کاهش فضای ابهام منجر شود، می‌تواند به افزایش سطح آگاهی سرمایه‌گذاران و کاهش توسل به سوگیری‌های رفتاری کمک کند.

پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی. نکته مهمی که کائنمن (۱۹۹۲)، اشاره می‌کند، رقابت و ترکیب قیمت‌های مرجع است. در این پژوهش رقابت قیمت‌های مرجع در ایجاد بازده تداوم بررسی شد و استراتژی مبتنی بر حداکثر قیمت ۲۶ هفته بهترین عملکرد را داشت. برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می شود که پژوهشگران موضوع ترکیب قیمت‌های مرجع را در نظر داشته باشند. علاوه بر استراتژی تداوم، استراتژی‌های دیگری نیز بر مبنای روند قیمتی تعریف شده است. ازجمله این استراتژی‌ها می‌توان به «استراتژی سرمایه‌گذاری معکوس» اشاره کرد که بر مبنای فراواکنشی سرمایه‌گذاران شکل می‌گیرد [۱۰]. پیشنهاد می شود تأثیر قیمت‌های مرجع بر استراتژی سرمایه‌گذاری معکوس نیز بررسی شود.

محدودیت‌های پژوهش. این پژوهش با محدودیت‌هایی نیز مواجه بوده است که امکان توسعه بیشتر پژوهش را سلب می‌کند. پایگاه متمرکزی برای دسترسی به قیمت خرید سرمایه‌گذاران (به‌عنوان یک قیمت مرجع قوی) در دست نبود؛ ازاین‌رو با استفاده از مدل‌سازی، تقریبی از قیمت خرید در محاسبات لحاظ شد؛ همچنین نبود ابزارهای سرمایه‌گذاری متنوع در «بورس اوراق بهادار تهران» یکی دیگر از محدودیت‌های اعمال کامل استراتژی تداوم است. در این استراتژی فرض می‌شود سرمایه‌گذار پرتفوی برنده را خریداری و پرتفوی بازنده را به‌صورت اسقراضی می‌فروشد و نوعی آربیتراژ ایجاد می‌کند؛ ازاین‌رو پرتفوی بازنده در این پژوهش و سایر پژوهش‌های تداوم که در بازار سرمایه ایران انجام می‌شود، پرتفوی سهام بازنده به‌صورت شبیه‌سازی‌شده به فروش می‌رسد.

منابع

1. 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

2. 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.

3. Barroso, P & Santa-Clara, P. (2015). Momentum has its moments. *Journal of Financial Economics*, *116(1),* 111-120.

4. Baucells, M., Weber, M., & Welfens., F. (2011). Reference-Point Formation and Updating. *Management Science*, *57(3),* 506–519.

5. Bhootra, A., & Hur, J. (2013). The timing of 52-week high price and momentum. *Journal of Banking & Finance*, *37*, 3773-3782.

6. Chen, A. & Yang, W. (2016). Echo effects and the returns from 52-week high strategies. *Finance Research Letters*, *16*, 38-46.

7. Chordia, T., & Shivakumar, L. (2002). Momentum, Business Cycle, and Time-varying Expected Returns . *The Journal of Finance*, *57(2),* 985–1019.

8. Coakley, J., Gazzaz, H., & Hardy, T. (2017). The impact of mispricing and growth on UK M&As. *The European Journal of Finance*, *23(13),* 1219-1237.

9. 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)

10. DeBondt, W. F., & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *The Journal of finance*, *40(3),* 793-805.

11. Leite, A., Klotzle, M., Pinto, A., & Silva, A. (2018). Size, value, profitability, and investment: Evidence from emerging markets.

12. Fama, E. & MacBeth, D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, *81(3),* 607–636.

13.Fama, E. F (1995)" Random Walks in Stock Market Prices", Financial Analysts Journal, 21, 5, PP:55-59.

14. Fama, E. F., & French. K. R. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*, 51, 55–84.

15. Fama, E. & French, K. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, *105*, 457–472.

16.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)

17. Frazzini, A. (2006).The Disposition Effect and Underreaction to News. *The Journal of Finance*, *61(4),* 2017-2046.

18. George, T. J., & Hwang, C. Y. (2004). The 52-week high and momentum investing. *Journal of Finance*, *59(5),* 2145-2176.

19. Grinblatt, M. & Han, B. (2005). Prospect theory, mental accounting, and momentum. *Journal of Financial Economics*, *78*, 311–339.

20. Goyal, A. & Wahal, S. (2015). Is Momentum an Echo? *Journal of Financial and QuntitativeAnalysis*, *50(6),* 1237–1267

21.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*, 121–138.

22. Hao, Y., Chou, R., Ko, K., & Yang, N. (2018). The 52-week high, momentum, and investor sentiment, *International Review of Financial Analysis*, *57*, 167-183.

23. Hirshleifer, D. (2001). Investor psychology and asset pricing. *Journal of Finance*, *56*, 1533-1597.
24. Hong, X. Jordan, B & Liu, M. (2015). Industry information and the 52-week high effect. *Pacific-Basin Finance Journal, 32(C),* 111-130.
24. Hur, J., Pritamani, M. & Sharma, V. (2010). Momentum and the Disposition Effect: The Role of Individual Investors. *Financial Management*, *39(3),* 1155-1176
25. Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance, 48,* 65-91.
26. Jegadeesh, N., & Titman, S. (2001). Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations. *The Journal of Finance*, *56(2)*, 699–720.
27. Kahneman, D. (2011). *Thinking, Fast and Slow*. 1th Edition. Farrar, Straus and Giroux. New York.
28. Kahneman, D. & Tversky, A. (1979). Prospect theory: an analysis of decision under risk. *Econometrica*, *47*, 263–292.
29. Kahneman, D. (1992). Reference points, anchors, norms, and mixed feelings. *Organizational Behavior and Human Decision Processes 51(2)*, 296–312.
30.Kliger, D. & Kudryavtsev, A. (2008). Reference point formation by market investors. *Journal of Banking and Finance, 32(9),* 1782–1794.
31. Li, J., & Yu, J. (2012). Investor attention, psychological anchors, and stock return predictability. *Journal of Financial Economics, 104(2),* 401–419.
32. Liu, M. , Liu, Q., & Ma, T. (2011). The 52-week high momentum strategy in international stock markets. *Journal of International Money and Finance,* 30, 180-204.
33. Newbold, P., Carlson, W., & Thorne, B. (2013). *Statistics for Business and Economics*. 8th Edition, *Pearson Education*. London.
34. Newey, W, & West, W. (1987). A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, *55(3),* 703-708.
35. Novy-Marx, R. (2012). Is momentum really momentum? *Journal of Financial Economics*, 103, 429-453.
36. O'Brien, J. & Best, P. (2017). Momentum, the Disposition Effect and Beta. *Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3124857*
37. Pravittanon, P. (2012). *52-week high momentum investing strategy: evidence on SET*. Thammasat University, Available on: Thammasat University Digital Collections.
38. Raghubir, P. & Das, S. (2010). The Long and Short of It: Why Are Stocks with Shorter Runs Preferred? *Journal of Consumer Research, 36(6),* 964-982.
39. Ranganathan. K. & Singh, P. (2015). The 52 Week High Reference Price Effect on Indian Mergers and Acquisitions: Does the Regulatory Environment Matter. *Available on: National Institute of Industrial Engineering (NITIE)*
40. Sakr, A. Ragheb, M. Ragab, A. & Rabab, K. (2014). Return Anomalies "Disposition Effect and Momentum": Evidence from the Egyptian Stock Market. *International Journal of Economics and Finance*, *6(2),* 181-196
41. Shefrin, H.M. & 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.
42. Sinha, R. (2016). Underreaction to News in the US Stock Market. *Quarterly Journal of Finance*, *6(2*), 1-46.
43. Thaler, R. H. (1985). Mental accounting and consumer choice. *Marketing Science, 4(3),* 199-214.

44. Thaler, R. H., & Johnson, E. J. (1990). Gambling with the house money and trying to break even: The Effect of Prior Outcomes Risky Choice. *Management Science*, *36(6)*, 643-660.
45. Wang. H, Yan. J & Yu. J (2017). Reference-dependent preferences and the risk–return trade-off. *Journal of Financial Economics, 123(2)*, 395-414