



The Style Momentum and Its Origin

Maryam Davallou

Associate Prof., Department of Financial Management, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: ma_davallou@yahoo.com

Bahareh Tabarsa

*Corresponding Author, Ph.D. Candidate, Department of Financial Management, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: bahareh_tabarsa@yahoo.com

Abstract

Objective: Capital market investors have always sought to identify anomalies market and plan profitable trading strategies based on them. Momentum is one the most famous anomalies market. Momentum initially identified by Jagadeesh and Titman (1993) at the level of individual stocks, and recently has been examined at the level of style portfolios. The purpose of this study is to test the profitability of the style momentum strategy based on the size and book value to market value ratio style and its origin through decomposing the profit of strategy in Tehran Stock Exchange.

Methods: To examine the profitability of style momentum used portfolio study method for 3, 6 and 12 ranking and holding period strategies. In this study the profitability of style momentum was attributed to risk factor, return continuation and excessive co-movement that unexplained the macroeconomic factors.

Results: The results show that the style momentum strategy profitability is almost positive and significant for the short-terms and mid-terms periods, but for the long-terms period despite the positive profitability it has not been statically significant or become a reversal strategy. The results show that for 3 and 6 month strategies, the main benefits of style momentum are explained by return continuation theory and for 12 month strategy risk identified as a major component of style momentum.

Conclusion: For 3 and 6 month strategies "risk" and "return continuation theory" are the main components of style momentum, but for the 12 month strategy "risk" is introduced as the sole cause of style momentum.

Keywords: Style momentum strategy, return continuation, cross section covariance.

Citation: Davallou, M., & Tabarsa, B. (2020). The Style Momentum and Its Origin. *Financial Research Journal*, 22(3), 320- 342. (in Persian)

Financial Research Journal, 2020, Vol. 22, No.3, pp. 320-342

DOI: 10.22059/fj.2020.288887.1006924

Received: September 15, 2019; Accepted: April 14, 2020

© Faculty of Management, University of Tehran

مومنتوم سبکی و منشأ بروز آن

مریم دولو

دانشیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: ma_davallou@yahoo.com

بهاره طبرسا

* نویسنده مسئول، دانشجوی دکتری، مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: bahareh_tabarsa@yahoo.com

چکیده

هدف: فعالان بازار سرمایه، همواره برای شناسایی خلاف قاعده‌های بازار و طراحی راهبردهای معاملاتی سودآور مبتنی بر آن کوشیده‌اند. از جمله معروف‌ترین خلاف قاعده‌های بازار، می‌توان به مومنتوم اشاره کرد. خلاف قاعده‌ای که جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) در بدو شناسایی آن را در سطح سهام انفرادی بررسی کردند و اخیراً در سطح پرتفوی‌های سبکی بررسی می‌شود. هدف پژوهش حاضر، آزمون سودآوری استراتژی مومنتوم سبکی مبتنی بر سبک‌های اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و منشأ ایجاد آن از طریق تجزیه سود استراتژی مذکور در بورس اوراق بهادار تهران است.

روش: به منظور آزمون سودآوری مومنتوم سبکی، از روش تحلیل پرتفوی برای استراتژی‌های دوره تشکیل و نگهداری ۳، ۶ و ۱۲ ماهه استفاده شده است. در پژوهش حاضر، سودآوری مومنتوم سبکی به سه عامل ریسک، تداوم بازده و تغییرات مشترک توجه‌ناپذیر با عوامل کلان اقتصادی نسبت داده می‌شود.

یافته‌ها: نتایج نشان می‌دهد که سودآوری مومنتوم سبکی، تقریباً برای دوره‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت مثبت و معنادار است؛ اما برای دوره‌های بلندمدت، علی‌رغم مثبت بودن سودآوری، از نظر آماری معنادار نبوده یا به استراتژی معکوس تبدیل شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، برای استراتژی‌های ۳ و ۶ ماهه، عمده سود مومنتوم سبکی از طریق تئوری تداوم بازده توضیح داده می‌شود و برای استراتژی ۱۲ ماهه، ریسک، مؤلفه اصلی سودآوری مومنتوم سبکی محسوب می‌شود.

نتیجه‌گیری: برای استراتژی‌های ۳ و ۶ ماهه، «ریسک» و «تداوم بازده» مؤلفه‌های اصلی ایجاد مومنتوم سبکی است؛ اما برای استراتژی ۱۲ ماهه، «ریسک» تنها عامل ایجاد مومنتوم سبکی معرفی می‌شود.

کلیدواژه‌ها: استراتژی مومنتوم سبکی، تداوم بازده، کوواریانس مقطعی.

استناد: دولو، مریم؛ طبرسا، بهاره (۱۳۹۹). مومنتوم سبکی و منشأ بروز آن. *تحقیقات مالی*، ۲۲(۳)، ۳۲۰-۳۴۲.

تحقیقات مالی، ۱۳۹۹، دوره ۲۲، شماره ۳، صص. ۳۲۰-۳۴۲

DOI: 10.22059/frj.2020.288887.1006924

دریافت: ۱۳۹۸/۰۶/۲۴، پذیرش: ۱۳۹۹/۰۱/۲۶

© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

مومنتوم بازده سهام، به‌عنوان یکی از خلاف قاعده‌های بازار، از چالشی‌ترین مباحث مالی دو دهه اخیر بوده است. در چارچوب فرضیه بازار کارا (EMH)^۱ امکان وجود هیچ خلاف قاعده‌ای متصور نیست و انتظار می‌رود هرگونه قابلیت پیش‌بینی بازده، تصادفی باشد و از طریق تحریک عرضه و تقاضا، به‌سرعت از بین برود و نتوان از این طریق بر بازار فائق آمد. با وجود این، از زمانی که جگادیش و تیتمن^۲ (۱۹۹۳) بازده استراتژی مومنتوم را معرفی کردند، کماکان به لحاظ آماری معنادار بوده است. مومنتوم بازده، همواره در بسیاری از بازارهای مالی بین‌المللی برقرار است (جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳؛ گریفین، جی و مارتین^۳، ۲۰۰۳ و هورن و پاولو^۴، ۲۰۰۳). در حالی که جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) مومنتوم را در سطح سهام انفرادی بررسی کردند، پژوهش‌های باربریس و شیفر^۵ (۲۰۰۳)، آرتس و لنهرت^۶ (۲۰۰۵)، کیم^۷ (۲۰۱۲) و واهال و یاوز^۸ (۲۰۱۳) حاکی از سودآوری استراتژی مومنتوم در پرتفوی‌های سبکی است.

نخستین بار باربریس و شیفر (۲۰۰۳) استراتژی مومنتوم سبکی را مطرح کردند. به عقیده آنها تمایز قائل شدن بین طبقات مختلف دارایی بر اساس خصیصه‌های متفاوتی نظیر ارزش بازار، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده نقدی برای سرمایه‌گذاران جذاب است؛ زیرا تصمیم‌گیری در خصوص پرتفوی را تسهیل می‌کند. این دست از طبقات دارایی با عنوان سبک^۹ شناخته می‌شود. برخی شواهد تجربی حاکی از معناداری آماری سودآوری استراتژی مومنتوم در سطح پرتفوی سبکی (مومنتوم سبکی) است.

یکی از چالش‌های مهم حوزه استراتژی مومنتوم، پی‌بردن به منشأ آن برای توضیح دلیل بروز پدیده مذکور است. به‌طور کلی، دو رویکرد برای توضیح سودآوری استراتژی مومنتوم متصور است: ریسک‌محور و رفتاری. طبق رویکرد نخست، سودآوری استراتژی مومنتوم به‌دلیل ریسک بیشتر آن است، در حالی که بر اساس رویکرد دوم، سوگیری‌های رفتاری عامل اصلی سودآوری مومنتوم است (چان و دوچرتی^{۱۰}، ۲۰۱۶). باربریس، شیفر و ویشنی^{۱۱} (۱۹۹۸) و هانگ و آستین^{۱۲} (۱۹۹۹) مومنتوم را به عوامل رفتاری و بازده خاص شرکت نسبت دادند (چان و دوچرتی، ۲۰۱۶). منظور از بازده خاص شرکت، بازده ناشی از فروواکنشی/فراواکنشی سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار خاص شرکت^{۱۳} است (جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳). چان و دوچرتی^{۱۴} (۲۰۱۶) عقیده دارند که منشأ سودآوری استراتژی مومنتوم به سه عامل منتسب می‌شود: ریسک بالاتر سهام برنده (ریسک‌محور)، تداوم بازده^{۱۵} (رفتاری) و تغییرات مشترک توجیه‌ناپذیر با عوامل کلان اقتصادی^{۱۶} (رفتاری).

1. Efficient Market Hypothesis

3. Griffin, Ji, & Martin

5. Barberies & Shleifer

7. Kim

9. Style

11. Vishny

13. Firm Specific Information

2. Jegadeesh & Titman

4. Hurn & Pavlov

6. Aarts & Lenhert

8. Wahal & Yavuz

10. Chan & Docherty

12. Hong & Austin

14. Chan & Docherty

۱۵. Return Continuation. این نظریه بیان می‌کند که روند بازده‌های گذشته ادامه دارد، یعنی برندگان گذشته به عملکرد خوب خود و

بازندگان گذشته نیز به عملکرد ضعیف خود ادامه می‌دهند (جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳).

۱۶. Excess Comovement between Stocks. میزان تغییرات مشترک است که با عوامل کلان اقتصادی توجیه نمی‌شود.

اما فاما و فرنچ^۱ (۱۹۹۶) نشان دادند که پرتفوی‌های برنده، لزوماً متضمن ریسک بالاتری نسبت به پرتفوی‌های بازنده نیستند، از این رو، توضیح مومنتوم خاص شرکت^۲ از طریق ریسک بالاتر مطرود است. گریفن و مارتین (۲۰۰۳) نیز توضیح مومنتوم از طریق ریسک را رد کردند. با توجه به ناتوانی مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی در توضیح سودآوری مومنتوم، رفتارگرایان ادعا کردند که دلیل وقوع این پدیده ممکن است از بروز خطاهای شناختی سرمایه‌گذاران نشئت گرفته باشد (چان و دوچرتی، ۲۰۱۶). لی و سوامیناتان^۳ (۲۰۰۰) معتقدند سوگیری دیرپذیری سرمایه‌گذاران موجب می‌شود که در زمان دریافت اطلاعات جدید در خصوص یک شرکت، سرمایه‌گذاران اطلاعات پیشین خود در مورد آن شرکت را به اندازه کافی به‌روزرسانی نکنند. به‌روزرسانی نکردن اطلاعات جدید، موجب بروز فروواکنشی اولیه در بازار می‌شود. بنا بر عقیده هانگ و استین^۴ (۱۹۹۹)، این فروواکنشی، برای سرمایه‌گذاران بازدهی ایجاد کرده و این بازدهی به جذب سایر سرمایه‌گذاران منجر می‌شود و فروواکنشی اولیه سرمایه‌گذاران در بلندمدت به فراواکنشی تبدیل خواهد شد. فروواکنشی اولیه قیمت‌ها نسبت به اطلاعات و تعدیل آنها با سرعت آهسته به اطلاعات جدید، به تداوم بازده در جهت قبلی منجر می‌شود (هانگ، لیم و استین^۵، ۱۹۹۸). آنها فروواکنشی سرمایه‌گذاران در کوتاه‌مدت و فراواکنشی در بلندمدت را دلیل اصلی ایجاد مومنتوم می‌دانند و این نظریه را با عنوان «تئوری تداوم بازده» معرفی کردند. لولن^۶ (۲۰۰۲) سودآوری مومنتوم سبکی را به سه مؤلفه واریانس (ریسک محور)، خودهم‌بستگی^۷ (تداوم بازده) و هم‌بستگی سریالی مقطعی^۸ (تغییرات مشترک توجیه‌ناپذیر با عوامل کلان اقتصادی) تجزیه کرد. وی دو مؤلفه ریسک و تداوم بازده را به‌عنوان منشأ مومنتوم مردود دانسته و عامل اصلی ایجاد مومنتوم را کوواریانس اضافی^۹ معرفی می‌کند (لولن^{۱۰}، ۲۰۰۲). چن و هانگ^{۱۱} (۲۰۰۲) در نقد یافته‌های لولن (۲۰۰۲) نشان دادند که نتایج وی مبتنی بر فرضیه تغییرات مشترک اضافی نیست، بلکه به‌دلیل استفاده از روش تجزیه لو و مکینلی^{۱۲} (۱۹۹۰) حاصل شده است. آنها نشان دادند مادامی که عامل مشترک بازار^{۱۳} به‌طور سریالی هم‌بسته باشد، استفاده از تجزیه لو و مکینلی (۱۹۹۰) نتایج را مخدوش می‌کند؛ زیرا هم‌بستگی سریالی مقطعی و خودهم‌بستگی بازده وابسته به هم‌بستگی سریالی، عامل مشترک بازار است؛ به‌طوری که اگر عامل بازار مثبت (منفی) باشد، هم‌بستگی سریالی مقطعی و خودهم‌بستگی مثبت (منفی) خواهد بود. همچنین آنها نشان دادند خودهم‌بستگی و هم‌بستگی سریالی مقطعی منفی، لزوماً توضیح مومنتوم مبتنی بر فروواکنشی نظریه تداوم بازده را رد نمی‌کند. چان و دوچرتی (۲۰۱۶) برخلاف لولن (۲۰۰۲) نشان دادند هم‌بستگی سریالی مقطعی نقشی در ایجاد بازده مومنتوم سبکی ایفا نکرده و بازده مومنتوم سبکی در تأیید نظریه تدام بازده، عمدتاً از طریق خودهم‌بستگی مثبت بازده توضیح داده می‌شود.

1. Fama & French

۲. Firm Specific Momentum. مومنتومی که در اثر تعریف یک عامل خاص ایجاد می‌شود.

3. Lee & Swaminathan

4. Hong & Stein

5. Hong, Lim & Stein

6. Lewellen

7. Autocorrelation

8. Cross-serial Correlation

9. Excess Covariance

10. Lewellen

11. Chen & Hong

12. Lo & Mackinlay

13. Common Market Factor

با عنایت به مطالب پیش گفته و چالش‌های مطرح شده در خصوص منشأ بروز مومنتوم سبکی، پژوهش حاضر در پی بررسی منشأ سودآوری استراتژی مومنتوم سبکی از طریق واکاوی نقش ریسک بالاتر سهام برنده (ریسک‌محور)، تداوم بازده (رفتاری) و تغییرات مشترک توجیه‌ناپذیر با عوامل کلان اقتصادی (رفتاری) در بورس اوراق بهادار تهران است. خاطرنشان می‌سازد که آزمون مومنتوم سبکی و بررسی دلایل بروز آن، برای نخستین بار در یک بازار در حال توسعه انجام می‌شود.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه‌های پژوهش به شرح ذیل است:

- فرضیه ۱: به‌کارگیری استراتژی سرمایه‌گذاری مومنتوم سبکی به بازده اضافی منجر می‌شود.
- فرضیه ۲: واریانس بازده اضافه‌نشئت گرفته از استراتژی، مومنتوم سبکی را توضیح می‌دهد.
- فرضیه ۳: هم‌بستگی سریالی مثبت بازده اضافه‌نشئت گرفته از استراتژی، مومنتوم سبکی را توضیح می‌دهد.
- فرضیه ۴: هم‌بستگی سریالی مقطعی منفی بازده اضافه‌نشئت گرفته از استراتژی، مومنتوم سبکی را توضیح می‌دهد.

پیشینه پژوهش

شواهد تجربی متعددی وجود دارد که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران هنگام اخذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری، به طبقه‌بندی سهام بر مبنای سبک، مبادرت می‌کنند. رایج‌ترین سبک‌هایی که سرمایه‌گذاران برای طبقه‌بندی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار استفاده می‌کنند، اغلب در عناوین صندوق‌های سرمایه‌گذاری خرده‌فروشی و نهادی قید می‌شود. جذابیت رویکرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر سبک از آن حیث است که چارچوب مناسبی برای سازماندهی استراتژی سرمایه‌گذاری آن‌ها فراهم می‌سازد (دولو و فرتوک‌زاده، ۱۳۹۲). باربریس و شیفر (۲۰۰۳) معتقدند که طبقه‌بندی دارایی‌ها، امکان پردازش کارآمد اطلاعات گسترده و مشکل انتخاب سهام از بین تعداد زیادی سهام را تسهیل می‌کند؛ زیرا امکان تخصیص وجوه بین ۱۰ سبک مختلف دارایی بسیار ساده‌تر از تخصیص آن بین صدها اوراق بهادار است.

نخستین بار، باربریس و شیفر (۲۰۰۳) سرمایه‌گذاری سبکی را مطرح کردند. آنها اقتصادی را متصور شدند که سرمایه‌گذاران دارایی‌های خود را به سبک‌های متفاوتی دسته‌بندی کرده و با توجه به عملکرد نسبی، سبک‌های مختلف دارایی‌های وجوه خود را در آنها سرمایه‌گذاری کردند. در اقتصاد مذکور، تغییرات توأمان دارایی‌های موجود در سبک‌های مشابه، بسیار زیاد و در سبک‌های متفاوت، بسیار کم است. آنها برای آزمون سبک سرمایه‌گذاری فرض کردند که وجوه لازم برای سرمایه‌گذاری در سبک‌های موفق، از محل فروش سهام سرمایه‌گذاری شده در سبک‌های ناموفق تأمین می‌شود. همچنین، فرض کردند که جریان‌های ورود و خروج وجوه نقد به سهام طبقه‌بندی شده در سبک‌های مختلف سرمایه‌گذاری بر قیمت‌ها تأثیر گذاشته و موجب تغییر آن می‌شود. آنها دریافتند که سودآوری استراتژی‌های ارزشی و مومنتوم سبکی، از مومنتوم دارایی منفرد، بالاتر است.

به عقیده جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳)، اگر قیمت سهام نسبت به اطلاعات فراواکنشی/فروواکنشی داشته باشد، می‌توان با خرید سهام برنده و فروش سهام بازنده استراتژی سودآوری طراحی کرد. یافته‌های آنها نشان داد که کلیه استراتژی‌های مومنتوم، به‌استثنای دوره رتبه‌بندی و نگهداری ۳ ماهه، سودآور است. جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) دو مدل برای شناسایی منشأ مومنتوم معرفی کردند. در مدل اول، سه مؤلفه هم‌بستگی سریالی بازده، ریسک سیستماتیک و بازده خاص شرکت را منشأ بروز مومنتوم دانستند. هم‌بستگی سریالی مثبت بازده نشان می‌دهد که روند حرکت بازده سهام در زمان t هم‌جهت با بازده همان سهم در زمان $t-1$ است که این پدیده نشان می‌دهد حرکت بازده سهم در جهت قبلی خود ادامه خواهد داشت و سهامی که در گذشته دارای عملکرد خوبی بوده، در آینده نیز عملکرد مناسبی دارد. بنابراین، هم‌بستگی سریالی می‌تواند یکی از مؤلفه‌های ایجاد مومنتوم باشد. بنا بر استدلال ریسک‌محور، هرچه ریسک سهام افزایش یابد، متناسب با آن بازده نیز افزایش می‌یابد. ریسک بالاتر استراتژی مومنتوم، به سودآوری این استراتژی منجر می‌شود. در نهایت، آنها معتقدند فراواکنشی به دلیل سوگیری نماگری رخ می‌دهد. سوگیری نماگری موجب بروز رفتار کلیشه‌ای در تصمیم‌گیری و استفاده از روندها برای تصمیم‌های آتی می‌شود. برای مثال، سرمایه‌گذاران تصور می‌کند سهامی که در گذشته عملکرد مناسبی داشته، در آینده نیز از بازده مناسبی برخوردار است. بنابراین، هنگامی که در خصوص چنین شرکتی اخبار خوب منتشر می‌شود، سرمایه‌گذاران به دلیل تصور اشتباه خود، دچار فراواکنشی می‌شوند و این فراواکنشی بازده ایجاد می‌کند. جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) در مدل دوم خود با تبعیت از لو و مکینلی (۱۹۹۰) رابطه پیشرو - تأخیری قیمت سهام را منشأ بروز مومنتوم دانستند. فرض مدل مذکور آن است که کوواریانس سریالی مقطعی منفی^۱، به سودآوری مومنتوم منجر می‌شود. فرض کنید فقط دو سهم i و j در بازار وجود دارد که دارای کوواریانس سریالی مقطعی منفی است. اگر امروز سهام i بازده بالاتری نسبت به بازار داشته باشد، به دلیل وجود کوواریانس سریالی مقطعی منفی سهم j در آینده بازده پایین‌تری نسبت به میانگین خواهد داشت. به این ترتیب، استراتژی مومنتوم مبتنی بر خرید سهم i و فروش سهم j سودآور است. جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) نشان می‌دهند که ریسک سیستماتیک و اثر پیشرو - تأخیری قیمت سهام، قادر نیست مومنتوم را توضیح دهد، بلکه بازده خاص شرکت و هم‌بستگی سریالی عامل اصلی بروز مومنتوم است.

لو و مکینلی (۱۹۹۰) نشان دادند که اگر بازده سهامی پیشرو یا مؤخر سهام دیگری باشد، استراتژی فروش پرتفوی برنده و خرید پرتفوی بازنده که استراتژی معکوس^۲ نامیده می‌شود، می‌تواند سودآور باشد. مقصود از ساختار پیشرو - تأخیری تبعیت الگوی یک سهم از سهم دیگر با یک وقفه زمانی معین است. آنها سودآوری استراتژی معکوس را به سه مؤلفه ریسک، فراواکنشی و اثر پیشرو - تأخیری^۳ بازده سهام تجزیه کردند. طبق یافته‌های لو و مکینلی (۱۹۹۰) اثر

۱. کوواریانس سریالی مقطعی به کوواریانس بین سهم i در زمان t و سهم j در زمان $t-1$ اطلاق می‌شود.

۲. سرمایه‌گذارانی که بر مبنای استراتژی معکوس معامله می‌کنند، معتقدند که روندهای فعلی سهام به‌زودی تغییر می‌کند و سهام بازنده امروز به سهام برنده فردا تبدیل می‌شود و برعکس (لو و مکینلی، ۱۹۹۰).

۳. از طریق کوواریانس سریالی مقطعی اندازه‌گیری می‌شود و اگر مثبت باشد، سودآوری استراتژی معکوس تأیید می‌شود.

پیشرو- تأخیری بازده سهام بخش عمده سودآوری این استراتژی را توضیح می‌دهد و کمتر از ۵۰ درصد سود استراتژی معکوس به فراواکنشی نسبت داده می‌شود؛ اما ریسک در توضیح سودآوری این استراتژی نقشی ندارد. جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) برخلاف لو و مکینلی (۱۹۹۰) ادعا کردند که تنها فراواکنشی سبب سودآوری استراتژی معکوس نیست، بلکه فروواکنشی نیز می‌تواند موجب بروز این پدیده باشد. جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) استدلال کردند زمانی که اطلاعات منفی درباره شرکت منتشر می‌شود، سرمایه‌گذاران دچار فروواکنشی می‌شوند و با عرضه بیش از حد سهام آن شرکت، موجب می‌شوند که قیمت بازار به کمتر از ارزش ذاتی آن کاهش پیدا کند. اما با گذر زمان متوجه اشتباه خود می‌شوند و قیمت سهام در بلندمدت اصلاح می‌شود. آنها با استفاده از روش لو و مکینلی (۱۹۹۰) منشأ سودآوری این استراتژی را به سه عامل ریسک (واریانس سهام)، فراواکنشی به اطلاعات خاص شرکت (کوواریانس سریالی مقطعی) و فروواکنشی به عامل بازار که ایجاد کننده اثر پیشرو - تأخیری سهام است، منتسب دانستند.^۱ جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) فراواکنشی به اطلاعات خاص شرکت را منشأ اصلی بروز استراتژی معکوس می‌دانند، در حالی که لو و مکینلی (۱۹۹۰) اثر پیشرو - تأخیری بازده سهام را منشأ اصلی سودآوری این استراتژی دانسته و کمتر از نیمی از سود استراتژی معکوس را به فراواکنشی نسبت می‌دهند.

همان‌گونه که ملاحظه شد، طبق برخی شواهد تجربی، فراواکنشی/فروواکنشی به‌عنوان منشأ سودآوری استراتژی مومنتوم (معکوس) مطرح است. از معروف‌ترین مدل‌های رفتاری در خصوص توضیح فراواکنشی، مدل باربریس و همکاران (۱۹۹۸) است. از دید آنها، سوگیری نماگری موجب می‌شود زمانی که افراد با پدیده جدید و ناسازگار با طبقه‌بندی‌های پیشین خود مواجه می‌شوند، بکوشند تا به هر طریقی پدیده مذکور را با طبقه‌بندی‌های پیشین خود تطبیق دهند. این رفتار، به فراواکنشی و سودآوری استراتژی معکوس منجر می‌شود. مادامی که سرمایه‌گذاری به‌طور پیوسته اخبار خوبی (بدی) درباره شرکت دریافت می‌کند، به سودهای آتی شرکت بسیار خوش‌بین (بدبین) می‌شود. در نتیجه، این امر به افزایش ارزش شرکت به بیش (کمتر) از ارزش ذاتی آن منجر می‌شود. همچنین دیرپذیری باعث می‌شود زمانی که اطلاعات جدید خاص شرکت منتشر می‌شود، سرمایه‌گذاران اطلاعات پیشین خود را به‌میزان کافی به‌روزرسانی نکنند که این امر موجب می‌شود که فروواکنشی اولیه سرمایه‌گذاران و سودآوری مومنتوم بروز کند. باربریس و همکاران (۱۹۹۸) هم‌بستگی سریالی منفی (مثبت) را عامل سودآوری استراتژی معکوس (مومنتوم) دانستند (باربریس و همکاران، ۱۹۹۸).

دنیل، هرشیفر و سابرامانیا^۲ (۱۹۹۸) نشان دادند که فراواکنشی، به دو سوگیری فراعتمادی و خوداسنادی سرمایه‌گذاران مربوط است. فراعتمادی سرمایه‌گذاران، به تخصیص وزن بالا به صحت سیگنال‌های خصوصی^۳ و وزن پایین به سیگنال‌های عمومی^۴ منجر می‌شود که این مسئله سبب می‌شود قیمت سهام افزایش یابد. با توجه به بروز سوگیری خود اسنادی، تأیید اطلاعات عمومی، اعتمادبه‌نفس سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد. در صورتی که عدم تأیید

۱. گفتنی است که به دلیل معکوس بودن این استراتژی، عوامل ذکر شده دارای علامت منفی است.

2. Daniel, Hirshleifer & Subrahmanyam
3. Private Signals

4. Public Signals

اخبار، موجب کاهش اندک اعتماد به نفس سرمایه‌گذاران می‌شود. بنابراین با ورود سیگنال‌هایی که انتظارات قبلی سرمایه‌گذاران را تأیید می‌کند، فراواکنشی افزایش یافته و به تداوم بازده (مومنتوم) در جهت قبلی منجر می‌شود. همچنین، فروواکنشی سرمایه‌گذاران به اطلاعات عمومی، به ایجاد سودآوری معکوس منجر می‌شود. آنها نشان دادند که همبستگی مثبت بازده سهام، می‌تواند ماحصل فراواکنشی باشد که این فراواکنشی در بلندمدت اصلاح می‌شود. دنیل و همکاران (۱۹۹۸)، یافته‌های باربریس و همکاران (۱۹۹۸) مبنی بر انتساب مومنتوم به فروواکنشی را به چالش کشیدند. همان‌طور که در مطالعات مختلف مشاهده شد، اجماع نظر در خصوص عوامل توضیح‌دهنده مومنتوم وجود ندارد؛ اما به‌صورت کلی، رفتارگرایان معتقدند که عوامل خاص شرکتی می‌تواند مومنتوم را توضیح دهد.

لولن (۲۰۰۲) برای نخستین بار نقش صنعت، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در سودآوری مومنتوم سبکی و منشأ بروز آن را آزمون کرد. وی همانند جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) و ماسکوویتز و گرینبلت^۱ (۱۹۹۹) دریافت که سودآوری مومنتوم پرتفوی‌های سبکی، قوی‌تر از مومنتوم سهام انفرادی یا پرتفوی‌های مبتنی بر صنعت است. او نشان داد که بازده خاص شرکت نمی‌تواند سودآوری مومنتوم پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه و B/M را توضیح دهد. وی با استفاده از روش لو و مکینلی (۱۹۹۰) نشان داد تداوم روند مثبت بازده سهامی که در گذشته دارای عملکرد مثبتی بوده، به سه دلیل است: ۱. فروواکنشی سرمایه‌گذاران (همبستگی سریالی مثبت)؛ ۲. کوورایانس اضافی بازده سهام (همبستگی سریالی مقطعی منفی)؛ ۳. ریسک. بر مبنای یافته‌های لولن (۲۰۰۲) توضیح مومنتوم از طریق فروواکنشی، مطرود است و ریسک در توضیح سودآوری مومنتوم سبکی نقش اندکی دارد. به عقیده وی، مهم‌ترین عامل ایجاد مومنتوم، کوورایانس اضافی است.

چن و هانگ^۲ (۲۰۰۲) یافته‌های لولن (۲۰۰۲) را به چالش کشیده و استدلال کردند تجزیه لو و مکینلی (۱۹۹۰) در خصوص منشأ اقتصادی مومنتوم، کارآمد نیست. لو و مکینلی (۱۹۹۰) همبستگی سریالی مقطعی منفی را منشأ اصلی بروز مومنتوم دانستند، در حالی که چن و هانگ (۲۰۰۲) نشان دادند همبستگی سریالی مقطعی و همبستگی سریالی بازده به همبستگی سریالی، عامل مشترک بازار وابسته است؛ به‌طوری که اگر عامل بازار مثبت (منفی) باشد، همبستگی سریالی مقطعی و همبستگی سریالی مثبت (منفی) خواهد بود. بنابراین، آنها برخلاف لو و مکینلی (۱۹۹۰) دریافتند که الگوهای همبستگی سریالی، قادر نیستند که مومنتوم را توضیح دهند. چن و هانگ (۱۹۹۰) با توجه به نارسایی مدل لو و مکینلی (۱۹۹۰) در توجیه منشأ اقتصادی مومنتوم، از تجزیه جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) برای بررسی منشأ مومنتوم سبکی استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که فراواکنشی، در بروز مومنتوم نقشی ندارد، بلکه فروواکنشی، دلیل اصلی سودآوری مومنتوم است.

کیم (۲۰۱۲) به بررسی مومنتوم سبکی دوگانه^۳ پرداخت. وی برای تشکیل پرتفوی‌های سبکی، ابتدا دارایی‌ها را در چهار طبقه مختلف سهام، بدهی، ارز و کالا جای داد، سپس در هر طبقه دارایی، ۵ پرتفوی بر مبنای بازار، اندازه، ارزش و

1. Moskowitz & Grinblatt
3. Cross-asset Style Momentum

2. Chen, & Hong

مومنتوم ایجاد کرد. وی با استفاده از رویکرد لو و مکینلی (۱۹۹۰) و بر خلاف یافته لولن (۲۰۰۲) دریافت که بخش اعظم سود این استراتژی، از طریق هم‌بستگی سریالی توضیح داده می‌شود که نشان‌دهنده فروواکنشی است و هم‌بستگی سریالی مقطعی که معرف تغییرات توأمان اضافی است، در توضیح این پدیده نقش کوچکی دارد.

واهل و یاوز (۲۰۱۳) با استفاده از مدل باربریس و شیفر (۲۰۰۳) به آزمون مومنتوم سبکی و نقش تغییرات توأمان بین دارایی‌های منفرد و سبک آنها پرداختند. یافته‌های آنها نشان داد که بازده گذشته، قادر است پس از کنترل اثر اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده تاریخی، بازده آتی سهام را پیش‌بینی کند. یافته‌ها نشان می‌دهد که تغییرات توأمان بازده سهام و سبک مربوطه، به تغییر سود استراتژی مومنتوم منجر می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده، دال بر عدم تأیید سوگیری‌های رفتاری برای توضیح مومنتوم سبکی نیست؛ اما می‌توان نتیجه گرفت سبکی که سرمایه‌گذاران از آن تبعیت می‌کنند، بازده دارایی‌ها را افزایش می‌دهد.

چان و دوچرتی (۲۰۱۶) در بررسی سودآوری استراتژی مومنتوم سبکی و منشأ بروز آن در استرالیا از دو روش جگادیش و تیمن (۱۹۹۳) و لو و مکینلی (۱۹۹۰) استفاده کردند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که مومنتوم سبکی برای هر دو روش در دوره‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت سودآور است. چان و دوچرتی (۲۰۱۶) به تبعیت از جگادیش و تیمن (۱۹۹۵) سود حاصل از مومنتوم سبکی را به سه مؤلفه ریسک، تداوم بازده و تغییرات مشترک توجیه‌ناپذیر با عوامل کلان اقتصادی منسوب کردند. طبق نتایج حاصل از این پژوهش، ریسک و تداوم بازده منشأ بروز مومنتوم است. چان و دوچرتی (۲۰۱۶) همانند چن و هانگ (۲۰۰۲) یافته لولن (۲۰۰۲) مبنی بر پذیرش تغییرات مشترک توجیه‌ناپذیر با عوامل کلان اقتصادی را به‌عنوان منشأ مومنتوم سبکی مردود می‌دانند.

تاکون محققانی همچون اسلامی بیدگلی، نبوی چاشمی، یحیی‌زاده‌فر و ایکانی (۱۳۸۹)؛ موسوی شیری، صالحی، شاکری و بخشیان (۱۳۹۴) و... سودآوری استراتژی مومنتوم در بورس اوراق بهادار تهران را آزمون کرده‌اند؛ اما به سودآوری مومنتوم سبکی و منشأ آن کمتر توجه شده است. بنابر یافته ابزری، کبیری‌پور و سهیلی (۱۳۹۲)، سبک سرمایه‌گذاری، اندازه، ارزش و روند تغییر قیمت سهام، هیچ یک قادر نیستند اثر نقدشوندگی بر بازده سهام را توضیح دهند. بدری و فتح‌الهی (۱۳۹۳) به این نتیجه رسیدند که سودآوری مومنتوم بازده تا دوره میان‌مدت، از طریق مدل‌های رفتاری توضیح داده می‌شود و فروواکنشی بازار می‌تواند به ایجاد مومنتوم منجر شود. دولو و فرتوک‌زاده (۱۳۹۲) نشان دادند که تغییرات مشترک بازده سهام و سبک، به تغییر سود مومنتوم منجر می‌شود. عباسی و حاج‌ولیان (۱۳۹۴) دریافتند که بین سبک سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران و پیش‌بینی بازده اولیه، کوتاه‌مدت، بلندمدت و غیرعادی سهام، رابطه معناداری وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

در راستای تحقق هدف اصلی پژوهش، یعنی واکاوی منشأ بروز مومنتوم سبکی، نخست سودآوری استراتژی مومنتوم سبکی، آزمون می‌شود. برای آزمون سودآوری مومنتوم سبکی، از روش تحلیل پرتفوی استفاده شده است. در چارچوب

این تحلیل، برای تعیین سودآوری مومنتوم سبکی، سهام شرکت‌های موجود در نمونه، به‌طور مساوری و بر مبنای اندازه (ارزش بازار) و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، به تعداد معینی پرتفوی دسته‌بندی شده است، سپس سودآوری مومنتوم سبکی، بر اساس تفاوت بازده پرتفوی‌های حدی، یعنی پرتفوی‌های دارای کمینه و بیشینه بازده آزمون می‌شوند. اگر مابه‌التفاوت بازده پرتفوی برنده و بازنده بر اساس آزمون t معنادار باشد، سودآوری این استراتژی تأیید می‌شود. به همین منظور، در گام نخست، نحوه تشکیل پرتفوی‌های سبکی توضیح داده شده است.

تشکیل پرتفوی سبکی

برای تشکیل پرتفوی‌های سبکی، تمامی سهام نمونه در اسفند^۱ هر سال بر حسب اندازه (ارزش بازار) به ترتیب صعودی مرتب و به ۳ پرتفوی مساوی دسته‌بندی شدند، سپس کل سهام نمونه در یک طبقه‌بندی مستقل بر حسب نسبت B/M به‌طور صعودی مرتب شد و به ۳ پرتفوی مساوی تخصیص یافت. بدین ترتیب، ۹ پرتفوی تشکیل شد که فصل مشترک شرکت‌های حاضر در هر یک از پرتفوی‌های مبتنی بر طبقه‌بندی دوگانه است. پس از تشکیل پرتفوی، بازده پرتفوی‌های سبکی محاسبه شد. به‌منظور تحلیل حساسیت یافته‌ها نسبت به الگوی وزنی بازده پرتفوی، از دو الگوی وزنی متفاوت برای محاسبه بازده پرتفوی‌های سبکی استفاده شده است: ۱. بازده با وزن مساوی و ۲. بازده موزون بر حسب ارزش بازار.

سودآوری مومنتوم سبکی

برای آزمون سودآوری استراتژی مومنتوم، از رویکرد جگادیش و تیمن (۱۹۹۳) و لو و مکینلی (۱۹۹۰) استفاده شده است. تفاوت این دو رویکرد، در نحوه محاسبه سودآوری مومنتوم سبکی است. به تبعیت از جگادیش و تیمن (۱۹۹۳)، در ابتدای هر ماه (t) پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه و نسبت B/M براساس بازده J ماه گذشته به‌ترتیب صعودی مرتب می‌شوند، به‌نحوی که اولین پرتفوی شامل سهام بازنده و آخرین پرتفوی شامل سهام برنده است. سپس استراتژی معاملاتی طراحی می‌شود که در هر ماه، پرتفوی‌های برنده خریداری و پرتفوی‌های بازنده فروخته می‌شود و این موقعیت برای K ماه حفظ می‌شود. بنابراین با استفاده از روش فوق، بازده پرتفوی‌های برنده و بازنده و سودآوری مومنتوم سبکی برای دوره‌های تشکیل ۳، ۶ و ۱۲ ماهه و دوره‌های نگهداری ۳، ۶، ۱۲ و ۶۰ ماهه محاسبه می‌شود. سودآوری مومنتوم سبکی (π) برابر مابه‌التفاوت بازده پرتفوی برنده و بازنده است. مادامی که سودآوری مومنتوم سبکی بر اساس آزمون t معنادار باشد، سودآوری استراتژی مذکور تأیید می‌شود. برای جلوگیری از بروز اثر ریزساختار بازار^۲ و اصلاحات بازار در کوتاه‌مدت^۳، بین دوره تشکیل و دوره نگهداری یک ماه فاصله منظور می‌شود (لو و کایگز، ۲۰۰۶).

استراتژی‌های معاملاتی مورد بررسی در دوره‌های نگهداری، هم‌پوشانی دارند؛ یعنی پرتفوی‌هایی که در هر ماه نگهداری می‌شود، دربرگیرنده پرتفوی‌هایی است که در $K-1$ ماه قبل تشکیل شده است. در روش دوره‌های همپوشان،

۱. زیرا اسفند برای اغلب شرکت‌ها پایان سال مالی است.

بازده ماهانه ماه اول یک دوره نگهداری سه ماهه برابر با میانگین وزنی بازده پرتفوی رتبه‌بندی شده در ماه قبل، دو ماه قبل و سه ماه قبل است. انجام این روش، معادل بازنگری در وزن‌های یک‌سوم پرتفوی در هر ماه و انتقال مابقی وزن‌ها از ماه قبل است.

در رویکرد لو و مکینلی (۱۹۹۰) مشابه روش قبل، پرتفوی‌ها بر اساس بازده J ماه گذشته به ترتیب صعودی مرتب می‌شوند. سپس استراتژی معاملاتی طراحی می‌شود که در هر ماه، پرتفوی‌های برنده خریداری و پرتفوی‌های بازنده فروخته می‌شود و این موقعیت برای K ماه حفظ می‌شود. در واقع، این رویکرد نیز مشابه روش جگادیش و تیمن (۱۹۹۳) است. این دو روش در نحوه محاسبه سودآوری مومنتوم تفاوت دارند. بنابراین، در این رویکرد سودآوری استراتژی مومنتوم به روش زیر محاسبه می‌شود:

$$\pi_t = \sum w_{it} \cdot r_{it} \quad (\text{رابطه ۱})$$

که w_{it} وزن پرتفوی i در زمان t است و براساس رابطه ۲ محاسبه می‌شود و r_{it} بازده پرتفوی i در زمان t است. در این روش، سودآوری مومنتوم سبکی بر مبنای وزن پرتفوی‌ها محاسبه می‌شود، یعنی با توجه به بازده تعدیل شده بازار در طول دوره تشکیل پرتفوی به دارایی‌ها وزن می‌دهد. وزن هر پرتفوی به روش زیر محاسبه می‌شود:

$$w_{it} = \frac{1}{N} (r_{it-1} - \bar{r}_{mt-1}) \quad (\text{رابطه ۲})$$

که N تعداد پرتفوی‌ها، r_{it-1} بازده پرتفوی i در زمان $t-1$ و \bar{r}_{mt-1} میانگین بازده کل پرتفوی‌های سبکی با وزن برابر در زمان $t-1$ است که از رابطه ۳ محاسبه می‌شود:

$$\bar{r}_{mt-1} = \sum \frac{r_{it-1}}{N} \quad (\text{رابطه ۳})$$

که N تعداد پرتفوی‌ها، r_{it-1} بازده پرتفوی i در زمان $t-1$ است.

منشأ بروز مومنتوم سبکی

همانند چان و دوچرتی (۲۰۱۶)، برای ایجاد تمایز بین عوامل ایجاد سودآوری مومنتوم سبکی، سه مؤلفه واریانس، خودهم‌بستگی و هم‌بستگی سریالی مقطعی به‌عنوان عوامل توضیح دهنده مومنتوم سبکی معرفی می‌شوند. شواهد مبتنی بر واریانس مثبت، از توضیح ریسک‌محور، خودهم‌بستگی مثبت بازده از نظریه تداوم بازده و هم‌بستگی سریالی مقطعی منفی از نظریه تغییرات مشترک توجیه‌ناپذیر با عوامل کلان اقتصادی حمایت می‌کند. برای بررسی منشأ بروز مومنتوم سبکی، می‌توان از دو روش لو و مکینلی (۱۹۹۰) و جگادیش و تیمن (۱۹۹۵) استفاده کرد؛ اما بنا بر ادعای چن و هانگ (۲۰۰۲) هم‌بستگی سریالی مقطعی و هم‌بستگی سریالی در تجزیه لو و مکینلی (۱۹۹۰) به هم‌بستگی سریالی عامل مشترک بازار وابسته است و چنانچه عامل مشترک بازار به‌طور سریالی همبسته باشد، نتایج دقیقی را نشان نمی‌دهد. به همین دلیل، برای بررسی منشأ بروز مومنتوم سبکی از مدل جگادیش و تیمن (۱۹۹۵) استفاده می‌شود.

همانند جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) فرض می‌شود که بازده سهام تابع مدل عاملی زیر است:

$$r_{it} = \mu_i + \beta_{0ik}f_{tk} + \beta_{1ik}f_{t-1k} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه ۴}$$

که r_{it} بازده پرتفوی i در زمان t ; μ_i بازده مورد انتظار غیر شرطی سهام i ; f_t عامل بازار^۱ و ε_{it} جزء اخلال بازده زمان t است. آنها فرض کردند که ضرایب حساسیت با عوامل فراگیر ناهم‌بسته است، به نحوی که:

$$E(\beta_{0ik}^t | f_{tk}, f_{t-1k}, K = 1 \text{ to } k) = b_{0ik} \quad \text{رابطه ۵}$$

$$E(\beta_{1ik}^t | f_{tk}, f_{t-1k}, K = 1 \text{ to } k) = b_{1ik} \quad \text{رابطه ۶}$$

$$E(f_{tk}^2) = \delta_{f_k}^2 \text{ و } i \neq j \text{ برای } E(f_{ti}, f_{tj}) = 0 \text{ همچنین}$$

علاوه بر این، زمانی که f_{tk} به عنوان عامل بازار معرفی می‌شود ($COV(f_{tk}, f_{t-1j}) = 0$) و با توجه به اینکه در رابطه ۴ تغییرات مشترک توسط عوامل اندازه‌گیری می‌شود، بنابراین:

$$COV(e_{it}, e_{jt-1}) = 0 \quad \forall i \neq j \quad \text{رابطه ۷}$$

رابطه ۴ مشابه مدل چندعاملی است با این تفاوت که، وقفه عامل بازار را غیر صفر در نظر می‌گیرد. به تبعیت از جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵)، شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران^۲ به عنوان شاخص اندازه‌گیری عامل بازار در نظر گرفته می‌شود. بنابراین رابطه ۴ به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$r_{it} = \mu_i + \beta_{0i}r_{TEDPIXt} + \beta_{1,i}r_{TEDPIXt-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه ۸}$$

رگرسیون سری زمانی رابطه ۸ برای استراتژی‌های سرمایه‌گذاری مبتنی بر دوره تشکیل ۳، ۶ و ۱۲ و دوره نگهداری ۳، ۶ و ۱۲ ماهه در یک دوره ۱۷ ساله از ابتدای فروردین ۱۳۸۰ تا مرداد ۱۳۹۷ برآزش می‌شود. نتایج این رگرسیون در محاسبه مؤلفه‌های پدیدآورنده مومنتوم سبکی استفاده می‌شود. مطابق روش جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) اگر از طرفین رابطه ۴ امید ریاضی گرفته شود، سودآوری مورد انتظار مومنتوم به سه مؤلفه ذیل تجزیه می‌شود:

$$E(\pi) = \sigma_{\mu}^2 + \Omega + \delta\sigma_f^2 \quad \text{رابطه ۹}$$

عامل اول (σ_{μ}^2) واریانس مقطعی بازده مورد انتظار است. این عامل نشان می‌دهد سهامی که بازده مورد انتظار بالاتری دارد، تمایل به بازده بالاتر نسبت به میانگین بازده در طول دوره تشکیل و نگهداری دارد که به سودآوری مومنتوم منجر می‌شود. این مؤلفه از طریق رابطه ۱۰ محاسبه می‌شود.

$$\sigma_{\mu}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\mu_i - \bar{\mu})^2 \quad \text{رابطه ۱۰}$$

که N تعداد پرتفوی، μ_i میانگین بازده پرتفوی i و $\bar{\mu}$ میانگین بازده بازار است. عامل دوم (Ω) میانگین همبستگی سریالی عامل غیرسیستماتیک^۱ است. این مؤلفه می‌تواند برای اندازه‌گیری فراواکنشی استفاده شود. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، فراواکنشی به اطلاعات خاص شرکت منجر می‌شود که قیمت‌ها در ابتدا بیش از ارزش ذاتی افزایش یابند. اصلاح فراواکنشی در آینده به کوواریانس سریالی مثبت در جزء خطا منجر خواهد شد، بنابراین می‌توان این مؤلفه را به سودآوری مومنتوم نسبت داد. این عامل به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Omega = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N COV(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-1}) \quad \text{رابطه ۱۱}$$

که N تعداد پرتفوی، ε_{it} جزء خطا پرتفوی i در زمان t و ε_{it-1} جزء خطا پرتفوی i در زمان $t-1$ است. در صورتی که حاصل رابطه ۱۱ (Ω) مثبت باشد، می‌توان ادعا کرد خودهمبستگی جزء خطا در سودآوری مومنتوم سبکی سهم است.

عامل سوم که نشان‌دهنده همبستگی سریالی مقطعی است، حاصل ضرب واریانس عامل مشترک بازار (σ_f^2) در (δ) است که سودآوری مومنتوم مورد انتظار را به تفاوت در زمان واکنش به عامل رایج بازار (δ) نسبت می‌دهد. این عامل به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\delta = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\beta_{0i} - \frac{\sum_{i=1}^N \beta_{0i}}{N} \right) \left(\beta_{1i} - \frac{\sum_{i=1}^N \beta_{1i}}{N} \right) \quad \text{رابطه ۱۲}$$

که N تعداد پرتفوی، β_1 و β_0 ضریب وقفه عامل بازار در رابطه ۱۲ است. زمانی که $\delta < 0$ سودآوری مومنتوم سبکی تقویت می‌شود و اگر $\delta > 0$ عکس این قضیه رخ می‌دهد (چان و دوچرتی، ۲۰۱۶).

با توجه به رابطه ۹ سود مورد انتظار مومنتوم برابر حاصل جمع رابطه‌های ۱۰، ۱۱ و ۱۲ است که این روابط برای دوره‌های رتبه‌بندی و نگهداری ۳، ۶ و ۱۲ ماهه برآورد می‌شود. با توجه به اینکه سودآوری مومنتوم سبکی از طریق رابطه ۱ محاسبه می‌شود، می‌توان برآورد کرد که چه مقدار از سود مومنتوم سبکی، از طریق واریانس، همبستگی سریالی و همبستگی سریالی مقطعی توضیح داده می‌شود. شایان ذکر است که به دلیل خطای برآورد مدل، سودآوری واقعی و مورد انتظار مومنتوم سبکی با یکدیگر برابر نیست.

جامعه و نمونه آماری

جامعه پژوهش، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه آماری، مشتمل بر کلیه شرکت‌های جامعه است به‌استثنای شرکت‌هایی که دارای وقفه معاملاتی بیش از ۱۲ ماه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار منفی باشند. به این ترتیب، شمار شرکت‌های نمونه به ۳۷۶ می‌رسد. دوره زمانی پژوهش از فروردین ۱۳۸۰ تا مرداد ۱۳۹۷ است.

داده‌های مربوط به قیمت سهام از سایت شرکت مدیریت فناوری بورس تهران گردآوری شده است. برای محاسبه بازده ماهانه شرکت‌ها از قیمت پایانی معاملات سهام و اطلاعیه‌های تقسیم سود سالانه و افزایش سرمایه شرکت‌ها استفاده شده است. همچنین، اطلاعات مربوط به سرمایه ثبت شده شرکت‌ها از سامانه کدال جمع‌آوری شده است. برای محاسبه بازده مورد انتظار، از بازده شاخص کل استفاده شده که داده‌های مربوط به آن نیز، از سایت شرکت بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است. نرخ بهره اوراق مشارکت بانکی، به‌عنوان شاخص نرخ بازده بدون ریسک در نظر گرفته می‌شود که اطلاعات مربوط به آن از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرها در جدول ۱ ملاحظه می‌شود.

جدول ۱. آمار توصیفی بازده ماهانه سهام منفرد و شاخص بازار (ارقام به درصد)

کمینه	بیشینه	میانگین	
-۲۸/۷۷۶	۴۷/۳۹۲	۱/۸۶۷	سهام
-۱۰/۵۵۲	۲۹/۳۶۹	۲/۴۱۶	شاخص کل

میانگین بازده ماهانه سهام منفرد برابر ۱/۸۶۷ درصد، حداکثر و حداقل بازده نیز به‌ترتیب برابر ۴۷/۳۹۲ و -۲۸/۷۷۶ درصد است. میانگین بازده ماهانه شاخص کل برابر ۲/۴۱۶ درصد است. همچنین، حداکثر و حداقل بازده ماهانه شاخص کل به‌ترتیب ۲۹/۳۶۹ و -۱۰/۵۵۲ درصد است. آمار توصیفی بازده ماهانه پرتفوی‌های سبکی به شرح جدول ۲ است. همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، بیشینه و کمینه میانگین تعداد سهام پرتفوی، به‌ترتیب مربوط به پرتفوی «بزرگ ارزشی» با ۳۷ سهام و پرتفوی «کوچک ارزشی» با ۲۱ سهام است. بیشینه و کمینه بازده پرتفوی‌های با وزن برابر، به پرتفوی «کوچک رشدی» و «بزرگ ارزشی» مربوط است که به‌ترتیب دارای بازده ۲/۳۴۸ و ۱/۶۵۲ درصد است. بیشینه بازده پرتفوی‌های موزون، مربوط به پرتفوی «بزرگ متوسط» با بازده ۲/۴۷۴ درصد و کمینه بازده مربوط به پرتفوی «متوسط رشدی» با بازده ۱/۶۶۹ درصد است. در جدول ۳، آمار توصیفی سودآوری مومنتوم سبکی طبق رویکرد جگادیش و تیتن (۱۹۹۳) درج شده است.

جدول ۲. آمار توصیفی بازده ماهانه پرتفوی‌های سبکی (ارقام به درصد)

اندازه پرتفوی	B/M	بازده	انحراف معیار	متوسط تعداد سهام هر پرتفوی
پرتفوی با وزن برابر				
کوچک	رشدی	۲/۳۴۸	۴/۱۷۳	۳۶
	متوسط	۲/۰۲۵	۴/۱۲۷	۳۲
	ارزشی	۱/۹۳۲	۳/۸۰۱	۲۱
متوسط	رشدی	۱/۶۴۵	۴/۶۳۹	۲۶
	متوسط	۱/۷۵۵	۴/۱۶۲	۳۲
	ارزشی	۱/۶۵۸	۳/۷۶۵	۳۱
بزرگ	رشدی	۱/۷۵۳	۵/۱۸۲	۲۶
	متوسط	۲/۱۴۱	۴/۹۳۳	۲۶
	ارزشی	۱/۶۵۲	۳/۹۷۴	۳۷
پرتفوی موزون بر حسب ارزش بازار				
کوچک	رشدی	۲/۲۱۷	۴/۳۶۷	۳۶
	متوسط	۲/۰۷۰	۴/۲۵۱	۳۲
	ارزشی	۱/۷۵۴	۳/۹۴۰	۲۱
متوسط	رشدی	۱/۶۶۹	۴/۷۳۸	۲۶
	متوسط	۱/۸۲۲	۴/۲۵۶	۳۲
	ارزشی	۱/۵۹۸	۳/۸۳۲	۳۱
بزرگ	رشدی	۱/۹۶۳	۵/۶۸۸	۲۶
	متوسط	۲/۴۷۴	۵/۴۵۵	۲۶
	ارزشی	۱/۷۵۸	۵/۲۳۸	۳۷

طبق یافته‌های مندرج در جدول ۳، بیشینه میانگین سودآوری استراتژی مومنتوم در پرتفوی‌های با وزن برابر و موزون، به ترتیب مربوط به استراتژی (۱۲×۳) و (۶×۶) با بازده ۰/۶۳۳ و ۰/۵۳۹ درصد است. همچنین، کمینه متوسط سودآوری این استراتژی در پرتفوی‌های با وزن برابر و موزون، به ترتیب مربوط به استراتژی (۳×۶۰) و (۳×۶۰) با بازده ۰/۱۳۸ و -۰/۰۱۱ درصد است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، متوسط سودآوری مومنتوم سبکی پرتفوی‌های با وزن برابر بیش از پرتفوی‌های موزون است. همچنین، با افزایش دوره تشکیل، سودآوری مومنتوم تقویت شده و با افزایش دوره نگهداری، تضعیف می‌شود.

جدول ۳. آمار توصیفی سودآوری ماهانه مومنتوم سبکی (روش جگادیش و تیتین، ۱۹۹۳)

سودآوری ماهانه مومنتوم سبکی موزون					سودآوری ماهانه مومنتوم سبکی با وزن برابر					دوره (نگهداری × تشکیل)
انحراف معیار	کمینه	پیشینه	میان	میانگین	انحراف معیار	کمینه	پیشینه	میان	میانگین	
۲/۷۸۲	-۹/۶۵۴	۱۰/۴۱۳	-۰/۵۲۵	-۰/۳۴۶	۲/۲۸۰	-۷/۱۰۳	۸/۱۸۹	-۰/۳۵۶	۰/۳۶۴	(۳×۳)
۲/۱۸۵	-۷/۷۲۳	۹/۶۷۹	-۰/۱۵۸	-۰/۳۰۶	۱/۸۲۹	-۴/۷۳۶	۸/۴۹۳	-۰/۲۲۲	۰/۳۹۱	(۳×۶)
۱/۵۳۲	-۳/۱۹۸	۷/۱۹۹	-۰/۱۱۴	-۰/۲۱۸	۱/۳۰۰	-۳/۳۹۰	۵/۳۳۳	-۰/۲۷۵	۰/۳۰۴	(۳×۱۲)
۰/۷۲۰	-۲/۰۶۶	۳/۶۰۲	-۰/۰۳۲	-۰/۰۱۱	۰/۷۷۳	-۲/۴۴۹	۳/۴۳۴	-۰/۰۸۶	۰/۱۳۸	(۳×۶۰)
۲/۹۴۸	-۱۰/۵۵۷	۱۱/۸۹۴	-۰/۳۹۳	-۰/۴۸۰	۲/۳۱۳	-۴/۷۱۴	۹/۳۶۵	۰/۶۷۳	۰/۵۹۷	(۶×۳)
۲/۵۳۹	-۴/۵۲۸	۱۱/۰۰۲	-۰/۴۶۰	-۰/۵۳۹	۲/۰۶۲	-۴/۱۹۶	۸/۷۸۳	-۰/۴۴۲	۰/۵۹۰	(۶×۶)
۲/۰۵۷	-۶/۰۸۶	۸/۹۷۶	-۰/۲۲۴	-۰/۲۴۶	۱/۶۶۱	-۴/۴۸۰	۶/۴۷۳	-۰/۳۳۶	۰/۳۲۶	(۶×۱۲)
۱/۰۲۶	-۲/۶۷۱	۵/۲۰۶	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۰	۰/۹۶۵	-۲/۹۲۸	۴/۱۰۳	۰/۱۱۲	۰/۱۶۹	(۶×۶۰)
۲/۹۰۸	-۹/۶۷۲	۱۲/۴۴۱	-۰/۳۹۶	-۰/۴۵۶	۲/۳۰۶	-۵/۴۱۲	۹/۲۲۲	-۰/۶۸۷	۰/۶۳۳	(۱۲×۳)
۲/۷۶۸	-۹/۰۷۰	۱۱/۱۳۱	-۰/۲۴۶	-۰/۳۳۹	۲/۱۴۳	-۴/۷۶۵	۸/۳۸۰	-۰/۷۰۶	۰/۵۵۱	(۱۲×۶)
۲/۴۴۷	-۷/۱۲۸	۸/۶۹۰	-۰/۱۵۶	-۰/۲۷۸	۱/۹۶۷	-۵/۱۰۳	۶/۹۳۳	-۰/۴۳۷	۰/۳۷۹	(۱۲×۱۲)
۱/۴۲۱	-۴/۱۰۳	۶/۹۴۸	-۰/۱۲۶	-۰/۰۲۹	۱/۲۹۶	-۳/۵۹۵	۵/۹۹۶	-۰/۲۲۲	۰/۲۴۱	(۱۲×۶۰)

جدول ۴ نیز آمار توصیفی سودآوری مومنتوم سبکی مطابق با رویکرد لو و مکینلی (۱۹۹۰) را نشان می‌دهد. نتایج به‌دست آمده از جدول ۴، نشان می‌دهد که سودآوری مومنتوم سبکی با وزن برابر و موزون، تقریباً برای همه دوره‌ها مثبت است. در بین استراتژی‌های سودآوری مومنتوم سبکی با وزن برابر استراتژی (۳×۳) با بازدهی ۰/۴۸۵ درصد دارای حداکثر سودآوری و دوره (۱۲×۶۰) با بازدهی ۰/۰۲۱ درصد دارای حداقل سودآوری است. همچنین، مومنتوم سبکی موزون در استراتژی (۳×۳) با بازدهی ۰/۶۹۵ درصد دارای حداکثر و استراتژی (۱۲×۶۰) با بازدهی -۰/۰۵۱ درصد دارای حداقل سودآوری است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که به‌طور متوسط، سود حاصل از استراتژی مومنتوم سبکی با وزن برابر، از مومنتوم سبکی موزون اندکی بیشتر است.

جدول ۴. آمار توصیفی ماهانه مومنتوم سبکی (روش لو و مکینلی، ۱۹۹۰)

سودآوری ماهانه مومنتوم سبکی موزون					سودآوری ماهانه مومنتوم سبکی با وزن برابر					دوره (نگهداری × تشکیل)
انحراف معیار	کمینه	بیشینه	میانه	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه	میانه	میانگین	
۱/۸۱۲	-۳/۵۸۰	۸/۸۸۶	۰/۳۹۶	۰/۶۹۵	۱/۲۶۸	-۱/۶۶۱	۶/۱۴۴	۰/۲۴۷	۰/۴۸۵	(۳×۳)
۱/۴۵۹	-۲/۵۵۲	۷/۶۶۳	۰/۳۵۰	۰/۴۰۸	۰/۹۹۱	-۱/۴۲۳	۵/۳۳۷	۰/۱۷۲	۰/۳۷۸	(۳×۶)
۱/۰۶۷	-۱/۹۶۱	۵/۶۰۲	۰/۲۵۱	۰/۳۴۸	۰/۷۰۵	-۱/۲۳۳	۳/۳۷۲	۰/۲۵۱	۰/۳۳۳	(۳×۱۲)
۰/۳۸۵	-۱/۰۸۱	۱/۱۰۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶	۰/۳۲۱	-۰/۶۱۴	۰/۹۲۳	۰/۰۲۴	۰/۰۶۰	(۳×۶۰)
۱/۴۰۳	-۲/۱۹۱	۶/۲۰۱	۰/۱۱۸	۰/۲۹۵	۱/۰۳۷	-۱/۳۳۳	۴/۵۳۳	۰/۱۸۶	۰/۳۷۶	(۶×۳)
۱/۰۳۹	-۱/۴۸۳	۴/۴۷۴	۰/۱۰۷	۰/۱۶۷	۰/۷۲۴	-۰/۶۶۲	۳/۲۸۰	۰/۰۸۶	۰/۲۶۸	(۶×۶)
۰/۷۷۹	-۰/۹۸۳	۳/۸۰۴	۰/۰۹۸	۰/۲۱۱	۰/۵۵۵	-۰/۴۴۶	۲/۳۶۹	۰/۱۴۶	۰/۲۴۵	(۶×۱۲)
۰/۲۷۰	-۰/۵۳۹	۰/۵۷۹	۰/۰۳۴	-۰/۰۳۱	۰/۲۵۵	-۰/۳۶۶	۰/۴۸۵	۰/۰۳۳	۰/۰۴۸	(۶×۶۰)
۰/۵۹۰	-۰/۶۱۱	۱/۶۷۴	۰/۵۴۱	۰/۵۰۰	۰/۵۶۸	-۰/۳۲۰	۱/۸۹۴	۰/۲۷۲	۰/۴۰۵	(۱۲×۳)
۰/۶۷۲	-۰/۳۸۹	۲/۴۰۹	۰/۲۱۷	۰/۲۹۳	۰/۴۵۴	-۰/۴۶۰	۱/۲۳۹	۰/۱۹۷	۰/۲۵۷	(۱۲×۶)
۰/۳۶۸	-۰/۶۷۱	۰/۸۱۵	۰/۰۵۷	۰/۰۷۳	۰/۲۷۷	-۰/۵۳۵	۰/۵۸۴	۰/۰۴۹	۰/۰۹۳	(۱۲×۱۲)
۰/۲۷۳	-۰/۶۲۲	۰/۳۰۳	۰/۰۱۱	-۰/۰۵۱	۰/۲۶۹	-۰/۵۳۰	۰/۳۶۳	۰/۰۷۸	۰/۰۲۱	(۱۲×۶۰)

سودآوری مومنتوم سبکی

در آزمون سودآوری استراتژی مومنتوم سبکی، پس از تشکیل پرتفوی‌های سبکی و محاسبه بازده پرتفوی‌های برنده و بازنده، با استفاده از دو رویکرد جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) و لو و مکینلی (۱۹۹۰) به محاسبه سودآوری مومنتوم سبکی پرداخته می‌شود. جدول ۵ نتایج آزمون سودآوری مومنتوم سبکی به روش جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) با وزن برابر را نشان می‌دهد. نتایج مندرج در جدول ۵ نشان می‌دهد که مومنتوم سبکی با وزن برابر در کلیه استراتژی‌ها دارای بازده مثبت بوده و در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است، به‌استثنای استراتژی ۶۰ ماهه که در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. به‌طور مثال، سودآوری استراتژی مومنتوم سبکی (۶×۶) برابر ۰/۵۹ درصد است که در سطح خطای ۱ درصد به لحاظ آماری معنادار است. حداکثر سودآوری مومنتوم مربوط به استراتژی (۱۲×۳) با بازدهی ماهانه ۰/۶۳۲ درصد است که به‌معنای بازدهی ۷/۵۹۶ درصد طی سال است. شواهد نشان می‌دهد که عملکرد استراتژی‌ها در دوره تشکیل ۳ ماهه، از دوره‌های ۶ و ۱۲ ماهه ضعیف‌تر است. به‌طور کلی، افزایش طول دوره تشکیل، به تقویت سودآوری استراتژی مومنتوم سبکی منجر می‌شود و افزایش طول دوره نگهداری سبب تقلیل آن می‌شود.

جدول ۵. سودآوری ماهانه مونتوم سبکی با وزن برابر (رویگرد جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳) (ارقام به درصد)

دوره نگهداری				دوره تشکیل
۶۰	۱۲	۶	۳	
۱/۹۹۶	۱/۹۵۵	۲/۰۶۱	۲/۰۸۵	۳ بازده پرتفوی برنده
۱/۸۵۸	۱/۶۵۱	۱/۶۷۱	۱/۷۲۱	بازده پرتفوی بازنده
۰/۱۳۸**	۰/۳۰۴***	۰/۳۹۱***	۰/۳۶۴***	π (سود مونتوم سبکی)
۱/۹۸۸	۱/۹۵۶	۲/۱۱۵	۲/۱۴۶	۶ بازده پرتفوی برنده
۱/۸۱۹	۱/۶۲۹	۱/۵۲۵	۱/۵۴۹	بازده پرتفوی بازنده
۰/۱۶۹**	۰/۳۲۶***	۰/۵۹۰***	۰/۵۹۷***	π (سود مونتوم سبکی)
۲/۱۱۵	۲/۰۱۲	۲/۱۰۵	۲/۱۵۳	۱۲ بازده پرتفوی برنده
۱/۸۷۳	۱/۶۳۳	۱/۵۵۴	۱/۵۲۰	بازده پرتفوی بازنده
۰/۲۴۱**	۰/۳۷۹***	۰/۵۵۱***	۰/۶۳۳***	π (سود مونتوم سبکی)

علامت‌های **، * و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری آماری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. برای رعایت اختصار، آماره t حذف شده است.

جدول ۶ حساسیت سودآوری مونتوم سبکی به الگوی وزنی بازده پرتفوی را در روش جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳)

نشان می‌دهد.

جدول ۶. سودآوری ماهانه مونتوم سبکی موزون (رویگرد جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳)

دوره نگهداری				دوره تشکیل
۶۰	۱۲	۶	۳	
۱/۹۴۹	۱/۹۵۵	۲/۰۴۸	۲/۰۹۰	۳ بازده پرتفوی برنده
۱/۹۶۰	۱/۷۳۷	۱/۷۴۲	۱/۷۴۴	بازده پرتفوی بازنده
-۰/۰۱۱	۰/۲۱۸**	۰/۳۰۶**	۰/۳۴۶*	π (سود مونتوم سبکی)
۱/۹۶۵	۱/۹۷۴	۲/۱۶۷	۲/۱۴۹	۶ بازده پرتفوی برنده
۱/۹۵۵	۱/۷۲۸	۱/۶۲۸	۱/۶۶۹	بازده پرتفوی بازنده
۰/۰۱۰	۰/۲۴۶*	۰/۵۳۹***	۰/۴۸۰**	π (سود مونتوم سبکی)
۲/۰۵۷	۱/۹۹۸	۲/۰۵۱	۲/۱۳۳	۱۲ بازده پرتفوی برنده
۲/۰۲۸	۱/۷۲۰	۱/۷۱۲	۱/۶۷۶	بازده پرتفوی بازنده
۰/۰۲۹	-۰/۲۷۸	۰/۳۳۹*	۰/۴۵۶**	π (سود مونتوم سبکی)

علامت‌های **، * و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری آماری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. برای رعایت اختصار، آماره t حذف شده است.

جدول ۶ نشان می‌دهد که با تغییر الگوی وزنی بازده پرتفوی، معناداری سودآوری مومنتوم سبکی کلیه استراتژی‌ها تغییر می‌کند؛ به نحوی که سطح معناداری بیشتر آنها از ۱ به ۵ درصد کاهش می‌یابد. اکنون سودآوری مومنتوم سبکی کلیه استراتژی‌ها با دوره نگهداری ۶۰ ماهه از نظر آماری معنادار نیست. بدری و فتح‌الهی (۱۳۹۴) نیز به آزمون مومنتوم در سهام انفرادی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که پربازده‌ترین استراتژی (۳×۱) است که بازده ۳۵/۱۶ درصدی را در سال ایجاد می‌کند. همچنین، بر اساس یافته آنها، عملکرد استراتژی‌ها در دوره رتبه‌بندی ۱۲ ماهه، ضعیف‌تر از دوره‌های کوتاه‌تر رتبه‌بندی است و به‌طور کلی افزایش دوره رتبه‌بندی و نگهداری، به تضعیف مومنتوم منجر می‌شود.

نتایج حاصل از روش دوم محاسبه سودآوری مومنتوم سبکی به تبعیت از لو و مکینلی (۱۹۹۰) به شرح جدول ۷ است. طبق نتایج بخش الف جدول ۷، مومنتوم سبکی در کلیه استراتژی‌ها دارای بازدهی مثبت است؛ اما برای کلیه استراتژی‌ها معنادار نیست. به‌طور مثال، در استراتژی (۶×۶۰) مومنتوم سبکی سودآور است؛ اما سود آن از نظر آماری معنادار نیست. پربازده‌ترین استراتژی (۱۲×۳) با بازدهی ۰/۴۰۵ درصد در سطح معناداری ۱ درصد است. همچنین، عملکرد استراتژی‌ها در دوره رتبه‌بندی سه‌ماهه ضعیف‌تر از دوره‌های ۱۲ ماهه است.

یافته‌های بخش ب جدول ۷ نشان می‌دهد که برای کلیه دوره‌های نگهداری ۶۰ ماهه، به استثنای استراتژی (۳×۶۰)، استراتژی مومنتوم سبکی دارای بازدهی منفی است؛ به این معنا که در دوره بلندمدت، استراتژی مومنتوم سبکی به استراتژی معکوس تبدیل می‌شود. همچنین استراتژی‌های (۶×۳)، (۶×۶) و (۱۲×۱۲) با وجود بازدهی مثبت، معنادار نیستند؛ اما مابقی استراتژی‌ها مثبت و معنادارند. موفق‌ترین استراتژی (۳×۳) با بازدهی ۰/۶۹۵ است

جدول ۷. سودآوری ماهانه مومنتوم سبکی با وزن برابر با رویکرد لو و مکینلی (۱۹۹۰)

دوره نگهداری				(الف): الگوی وزن برابر		
۶۰	۱۲	۶	۳			
۰/۰۶۹	۰/۳۳۳**	۰/۳۷۸**	۰/۴۸۵***	π (سود مومنتوم سبکی)	۳	دوره تشکیل
۰/۰۴۸	۰/۲۴۵***	۰/۲۶۸**	۰/۳۷۶**	π (سود مومنتوم سبکی)	۶	
۰/۰۲۱	۰/۰۹۳*	۰/۲۵۷**	۰/۴۰۵***	π (سود مومنتوم سبکی)	۱۲	
(ب): سودآوری ماهانه مومنتوم سبکی موزون با استفاده از رویکرد لو و مکینلی (۱۹۹۰)						
دوره نگهداری						
۶۰	۱۲	۶	۳			
۰/۰۰۶	۰/۳۴۸***	۰/۴۰۸**	۰/۶۹۵***	π (سود مومنتوم سبکی)	۳	دوره تشکیل
-۰/۰۳۱	۰/۲۱۱*	۰/۱۶۷	۰/۲۹۵	π (سود مومنتوم سبکی)	۶	
-۰/۰۵۱	۰/۰۷۳	۰/۲۹۳**	۰/۵۰۰***	π (سود مومنتوم سبکی)	۱۲	

علامت‌های *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری آماری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. برای رعایت اختصار، آماره t حذف شده است.

از مقایسه جدول‌های ۴ تا ۷ می‌توان گفت با استفاده از روش جگادیش و تیمن (۱۹۹۳) سودآوری مونتوم سبکی برای کلیه استراتژی‌ها مثبت و معنادار است که تأیید سودآوری مونتوم سبکی را برای کلیه استراتژی‌ها نشان می‌دهد، در حالی که مونتوم سبکی به روش لو و مکینلی (۱۹۹۰) اغلب برای استراتژی‌های کوتاه‌مدت تأیید می‌شود.

منشأ سودآوری مونتوم سبکی

با تأیید سودآوری استراتژی مونتوم سبکی، شناسایی منشأ بروز آن اهمیت می‌یابد. نتایج حاصل از تجزیه سودآوری مونتوم سبکی به روش جگادیش و تیمن (۱۹۹۵) به شرح جدول ۸ است. اعداد داخل براکت نشان می‌دهد که چه نسبتی از سودآوری مونتوم سبکی^۱ از طریق مؤلفه‌های تجزیه شده به روش جگادیش و تیمن (۱۹۹۵) توضیح داده می‌شود. به بیان دیگر، این اعداد حاصل تقسیم مقادیر هر یک از مؤلفه‌های سودآوری مونتوم بر سودآوری استراتژی مذکور است.

جدول ۸. تجزیه سودآوری مونتوم سبکی

π	$E(\pi) = \sigma_{\mu}^2 + \Omega + \delta \cdot \sigma_m^2$	$\delta \cdot \sigma_m^2$	Ω	σ_{μ}^2	دوره (تشکیل × نگهداری)
(الف) پرتفوی با وزن برابر					
۰/۴۸۵	۱/۲۲۱	-۰/۰۳۱	۰/۹۵۰	۰/۲۳۹	(۳×۳)
		[۰/۰۶۴]	[۱/۹۵۹]	[۰/۴۹۴]	
۰/۲۶۸	۰/۴۵۳	-۰/۰۱۷	۰/۲۵۷	۰/۲۱۲	(۶×۶)
		[۰/۰۶۳]	[۰/۹۶۲]	[۰/۷۹۲]	
۰/۰۹۳	۰/۰۶۹	-۰/۰۱۱	-۰/۲۴۵	۰/۳۰۲	(۱۲×۱۲)
		[۰/۱۲۰]	[-۲/۶۳۵]	[۳/۲۵۵]	
(ب) پرتفوی موزون بر حسب ارزش بازار					
۰/۶۹۵	۱/۲۲۲	-۰/۰۲۸	۰/۹۹۷	۰/۱۹۸	(۳×۳)
		[۰/۰۴۰]	[۱/۴۳۴]	[۰/۲۸۵]	
۰/۱۶۷	۰/۱۳۴	-۰/۰۴۶	۰/۱۸۳	-۰/۰۰۴	(۶×۶)
		[۰/۲۷۳]	[۱/۰۹۸]	[-۰/۰۲۳]	
۰/۰۷۳	۰/۰۴۸	-۰/۰۰۴	-۰/۱۹۳	۰/۲۴۵	(۱۲×۱۲)
		[۰/۰۵۲]	[-۲/۶۴۷]	[۳/۳۵۸]	

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، برای استراتژی‌های ۳ و ۶ ماهه هم‌سبکی سریالی، اساسی‌ترین مؤلفه سودآوری است. به‌طور مثال، سود مورد انتظار مونتوم سبکی استراتژی ۳ ماهه قسمت «الف» جدول ۸ به میزان ۰/۲۳۹ به

۱. به روش لو و مکینلی (۱۹۹۰) محاسبه شده است.

واریانس، ۰/۹۵ به همبستگی سریالی و ۰/۰۳۱ به همبستگی سریالی مقطعی منتسب می‌شود که به ترتیب ۴/۴۹، ۹/۱۹۵ و ۴/۶ درصد سود واقعی مومنتوم را تشکیل می‌دهند.

در قسمت «ب» جدول ۸، سود واقعی مومنتوم سبکی استراتژی ۳ ماهه که توسط واریانس، همبستگی سریالی و همبستگی سریالی مقطعی توضیح داده می‌شود، به ترتیب برابر ۰/۱۹۸، ۰/۹۹۷ و ۰/۰۲۸ است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، برای استراتژی‌های ۳ و ۶ ماهه نقش همبستگی سریالی در توضیح سودآوری مومنتوم سبکی نمود قوی‌تری دارد. به‌زای استراتژی‌های اخیر، همبستگی سریالی مقطعی تقریباً نقشی در توضیح مومنتوم سبکی ندارد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، ضریب همبستگی سریالی استراتژی ۱۲ ماهه همواره منفی بوده و واریانس مقطعی بزرگ‌ترین عامل توضیح مومنتوم سبکی است. بنابراین، می‌توان ادعا کرد که عامل اصلی سودآوری مومنتوم سبکی در استراتژی ۱۲ ماهه، ریسک است و تداوم بازده نقشی در توضیح سودآوری آن ندارد. از این رو، عامل اصلی سودآوری مومنتوم سبکی استراتژی‌های ۳ و ۶ ماهه به توضیحات ریسک‌محور و تداوم بازده و استراتژی ۱۲ ماهه، به نظریه ریسک‌محور قابل انتساب است. همچنین، نظریه تغییرات مشترک توجیه‌ناپذیر با عوامل کلان اقتصادی برای استراتژی ۳ و ۱۲ ماهه تأیید نمی‌شود و برای استراتژی ۶ ماهه، در ایجاد بازده مومنتوم سبکی نقش کوچکی دارد. یافته‌های جدول ۸ مؤید یافته‌های چان و دوچرتی (۲۰۱۶) در بازار استرالیا و چن و هانگ (۲۰۰۲) در بازار آمریکا است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

فعالان بازار سرمایه، همواره برای شناسایی خلاف قاعده‌های بازار و طراحی راهبردهای معاملاتی سودآور مبتنی بر آن کوشیده‌اند. از جمله معروف‌ترین خلاف قاعده‌های بازار، می‌توان به مومنتوم اشاره کرد. خلاف قاعده‌ایی که در بدو شناسایی توسط جگادیش و تیمن (۱۹۹۳)، در سطح سهام انفرادی و اخیراً در سطح پرتفوی‌های سبکی بررسی شده است. نتایج آزمون عملکرد استراتژی مومنتوم سبکی در بورس اوراق بهادار تهران، همسو با یافته‌های چان و دوچرتی (۲۰۱۶) و چن و هانگ (۲۰۰۲)، حاکی از تأیید سودآوری استراتژی مذکور است. استراتژی مذکور برای دوره‌های تشکیل و نگهداری ۶۰ ماهه، به‌رغم بازده مثبت، از نظر آماری معنادار نیست. عملکرد استراتژی مومنتوم سبکی متأثر از طول دوره رتبه‌بندی و نگهداری است، به نحوی که سودآوری آن به‌طور مستقیم با دوره رتبه‌بندی و به‌طور معکوس با دوره نگهداری دستخوش تغییر می‌شود. تأیید سودآوری استراتژی مومنتوم سبکی در بورس اوراق بهادار تهران، رخداد یک خلاف قاعده تکنیکی را تأیید می‌کند و می‌تواند شواهدی دال بر ناکارایی این بازار ارائه کند. در پی سودآوری مومنتوم سبکی، هنوز پرسش مهمی مطرح است؛ منشأ ایجاد سودآوری استراتژی مذکور چیست؟ با تجزیه سودآوری مومنتوم سبکی به روش جگادیش و تیمن (۱۹۹۵) مشخص شد که بخش شایان توجهی از سودآوری استراتژی مومنتوم سبکی توسط «تداوم بازده» توضیح داده می‌شود. نتایج واکاوی مؤلفه‌های سودآوری مومنتوم سبکی «ریسک» و «تداوم بازده» را منشأ اصلی ایجاد استراتژی مومنتوم ۳ و ۶ ماهه نشان می‌دهد، در حالی که عامل «ریسک» منشأ اصلی مومنتوم ۱۲ ماهه است. «تغییرات مشترک توجیه‌ناپذیر با عوامل کلان اقتصادی» در استراتژی ۶ ماهه، اثری در ایجاد مومنتوم سبکی

ندارد و برای استراتژی ۳ و ۱۲ ماهه، در توضیح مومنتوم سبکی نقش اندکی ایفا می‌کند. در جمع‌بندی کلی، برای استراتژی ۳ و ۶ ماهه «ریسک» و «تداوم بازده» مؤلفه‌های اصلی ایجاد مومنتوم سبکی است؛ اما برای استراتژی ۱۲ ماهه «ریسک» به‌عنوان تنها عامل مومنتوم سبکی معرفی می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده، همانند چان و دوچرتی (۲۰۱۶) «ریسک» و «تداوم بازده» را منشأ اصلی پدیدآورنده مومنتوم سبکی می‌داند.

با عنایت به ادعای چن و هانگ (۲۰۰۲) هم‌بستگی سریالی مقطعی و هم‌بستگی سریالی بازده در تجزیه لو و مکینلی (۱۹۹۰) به هم‌بستگی سریالی عامل مشترک بازار وابسته است و چنانچه عامل مشترک بازار به‌طور سریالی هم‌بسته باشد، نتایج دقیقی را نشان نمی‌دهد. به همین دلیل، در این پژوهش برای بررسی منشأ بروز مومنتوم سبکی از مدل جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) استفاده شده است. پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی، به‌منظور بررسی منشأ بروز مومنتوم سبکی، از روش لو و مکینلی (۱۹۹۰) استفاده شده و نتایج آن با روش جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) مقایسه شود.

منابع

- ابزری، مهدی؛ کبیری‌پور، وحید؛ سهیلی، سیروس (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر نقدشوندگی بر بازده سهام با کنترل سبک‌های سرمایه‌گذاری: رویکردی جدید با معیاری چند بعدی. *دانش حسابداری*، ۴(۱۵)، ۷۹-۱۰۳.
- اسلامی بیدگلی، غلامرضا؛ نبوی چاشمی، سیدعلی؛ یحیی‌زاده‌فر، محمود؛ ایکانی، صدیقه (۱۳۸۹). بررسی سودآوری استراتژی مومنتوم در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مطالعات کمی در مدیریت*، ۲(۱)، ۴۷-۷۶.
- بدری، احمد؛ فتح‌الهی، فؤاد (۱۳۹۳). مومنتوم بازده: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۳(۹)، ۱-۲۰.
- دولو، مریم؛ فرتوک‌زاده، حمیدرضا (۱۳۹۲). سرمایه‌گذاری مبتنی بر سبک و قابلیت بازده‌بینی. *فصلنامه علمی سرمایه‌گذاری دانش سرمایه‌گذاری سال دوم*، ۴(۸)، ۱۲۱-۱۳۶.
- عباسی، ابراهیم؛ حاج‌ولیان، مهناز (۱۳۹۴). بررسی نقش سبک سرمایه‌گذاری بر پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌های ثبت شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دومین کنفرانس بین‌المللی ابزار و تکنیک‌های مدیریت*.
- موسوی شیری، محمود؛ صالحی، مهدی؛ شاکری، مریم؛ بخشیان، عسل (۱۳۹۴). سودآوری استراتژی مومنتوم و تأثیر حجم معاملات سهام بر آن در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۶(۲۵)، ۱۰۷-۱۲۳.

References

- Aarts, F., & Lehnert, T. (2005). On style momentum strategies. *Applied Economics Letters*, 12(13), 795-799.
- Abbasi, E., & Hajvalian, M. (2015). Investigation the role of style investment on the prediction of stock returns in companies listed on Tehran Stock Exchange. *Second International Conference on Management Tools and Techniques. (in Persian)*

- Abzari, M., Kabiripour, V., & Soheili, S. (2013). The effect of liquidity on stock return by controlling investment style: New approach with a multidimensional measure. *Journal of Accounting knowledge*, 4(15), 79-103. (in Persian)
- Badri, A., & Fathollahi, F. (2013). Return momentum: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal of investment knowledge*, 3(9), 1-20. (in Persian)
- Barberis, N., & Shleifer, A. (2003). Style investing. *Journal of Financial Economics*, 68(2), 161-199.
- Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307-343.
- Chan, H., & Docherty, P. (2016). Momentum in Australian style portfolios: risk or inefficiency? *Accounting and Finance*, 56(2), 333-361.
- Chen, J., & Hong, H. (2002). Discussion of momentum and autocorrelation in stock returns. *Review of Financial Studies*, 15(2), 565-573.
- Daniel, K., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under and over reactions. *Journal of Finance*, 53(6), 1839-1886.
- Davallou, M., Fartokzadeh, H. (2013). Style investing and return predictability. *Journal of investment knowledge*, 2(8), 121-136. (in Persian)
- Eslami Bidgoli, Gh., Nabavi Chashmi, S., Yahyazadeh, M., & Eykani, S. (2010). Investigation the profitability of momentum strategy in Tehran Stock Exchange. *Journal of quantitative studies in management*, 2(1), 47-76. (in Persian)
- Fama, E., & French, K. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- Griffin, J., Ji, S., & Martin, S. (2003). Momentum Investing and Business Cycle Risk: evidence from Pole to Pole. *Journal of Finance*, 58(6), 2515-2547.
- Hong, H., & Stein, J. (1999). A unified theory of under-reaction, momentum trading and over-reaction in asset markets. *Journal of Finance*, 54(6), 2143-2184.
- Hong, H., Lim, T., & Stein, J. C (1998). Bad news travels slowly: size, analyst coverage and the profitability of momentum strategies. *Journal of Finance*, 55(3), 265-295.
- Hurn, S., & Pavlov, V. (2003). Momentum in Australian stock returns. *Australian Journal of Management*, 28(2), 141-156.
- Jegadeesh, N., & Titman, Sh. (1993). Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48(1), 65-91.
- Jegadeesh, N., & Titman, Sh. (1995). Over-reaction, delayed reaction and contrarian profits. *Review of Financial Studies*, 8(4), 973-993.
- Kim, D. (2012). Cross-asset style momentum. *Asia-pacific journal of financial studies*, 41(5), 610-636.

- Lee, Ch. M.C, & Swaminathan, B. (2000). Price momentum and trading volume. *Journal of Finance*, 55(5), 2017-2069.
- Lewellen, J. (2002), Momentum and autocorrelation in stock returns. *Review of Financial Studies*, 15(2), 533-563.
- Lo, A. W., & MacKinlay, A. (1990). When are contrarian profits due to stock market overreaction. *Review of Financial Studies*, 3(2), 175–205.
- Lo, K., & Coggins, R. (2006). Effects of order flow imbalance on short-horizon contrarian strategies in the Australian equity market. *Pacific-Basin Finance Journal*, 14(3), 291–310.
- Moskowitz, T., & Grinblatt, M. (1999). Do Industries Explain Momentum? *Journal of Finance*, 54(4), 1249-1290.
- Mousavi Shiri, M., Salehi, M., Shakeri, M., & Bakhshian, A. (2015). The profitability of momentum strategy and the impact of stock trading volume. *Journal of financial engineering and securities management*, 6(25), 107-124. (in Persian)
- Wahal, S. & Yavuz, M.D. (2013). Style Investing, Co-movement and Return Predictability. *Journal of Financial Economics*, 107(1), 136-154.