



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/frj.2020.288887.1006924

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

© Faculty of Management, University of Tehran

مومنتوم سبکی و منشاً 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 منشاً ایجاد آن از طریق تجزیه سود استراتژی مذکور در بورس اوراق بهادار تهران است.

روش: بهمنظور 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 توجیه‌ناپذیر با عوامل کلان اقتصادی نسبت داده می‌شود.

یافته‌ها: نتایج نشان می‌دهد که سودآوری مومنتوم سبکی، تقریباً برای دوره‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت مشت و معنادار است؛ اما برای دوره‌های بلندمدت، علی‌رغم مثبت‌بودن سودآوری، از نظر آماری معنادار نبوده یا به استراتژی معکوس تبدیل شده است. بر اساس نتایج به دست‌آمده، برای استراتژی‌های ۳ و ۶ ماهه، عده 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 منشاً بروز آن. *تحقیقات مالی*, ۲۲(۳)، ۳۲۰-۳۴۲.

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

DOI: 10.22059/ftj.2020.288887.1006924

دریافت: ۱۳۹۸/۰۶/۲۴، پذیرش: ۱۳۹۹/۰۱/۲۶

© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

مومنتوم بازده سهام، به عنوان 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، به سرعت 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؛ گریفن، 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 یاویز^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. به طور 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،^{۱۳} ۲۰۱۶). منظور از بازده خاص شرکت، بازده ناشی از فروواکنشی/فراواکنشی سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار خاص شرکت است (جگادیش و تیتمن،^{۱۴} ۱۹۹۳). چان و دوچرتی^{۱۵} (۲۰۱۶) عقیده دارند که منشأ سودآوری استراتژی مومنتوم به سه عامل منتبه می‌شود: ریسک بالاتر سهام برنده (ریسک‌محور)، تداوم بازده^{۱۶} (رفتاری) و تغییرات مشترک توجیه‌ناپذیر با عوامل کلان اقتصادی^{۱۷} (رفتاری).

- 1. Efficient Market Hypothesis
- 3. Griffin, Ji, & Martin
- 5. Barberis & Shleifer
- 7. Kim
- 9. Style
- 11. Vishny
- 13. Firm Specific Information

۱۵. این نظریه بیان می‌کند که روند بازده‌های گذشته ادامه دارد، یعنی برنده‌گان گذشته به عملکرد خوب خود و بازندگان گذشته نیز به عملکرد ضعیف خود ادامه می‌دهند (جگادیش و تیتمن،^{۱۸} ۱۹۹۳).

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

- 2. Jegadeesh & Titman
- 4. Hurn & Pavlov
- 6. Aarts & Lenhert
- 8. Wahal & Yavuz
- 10. Chan & Docherty
- 12. Hong & Austin
- 14. Chan & Docherty

اما فاما و فرنچ^۱ (۱۹۹۶) نشان دادند که پرتفوی‌های برنده، لزوماً متنضم ریسک بالاتری نسبت به پرتفوی‌های بازنده نیستند، از این رو، توضیح مومتووم خاص شرکت^۲ از طریق ریسک بالاتر مطروح است. گری芬 و مارتین (۲۰۰۳) نیز توضیح مومتووم از طریق ریسک را رد کردند. با توجه به ناتوانی مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی در توضیح سودآوری مومتووم، رفتارگرایان ادعا کردند که دلیل وقوع این پدیده ممکن است از بروز خطاهای شناختی سرمایه‌گذاران نشئت گرفته باشد (چان و دوچرتی، ۲۰۱۶). لی و سوامیناثان^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 تعییل 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 مومتووم می‌دانند و این نظریه را با عنوان «تئوری تداوم بازده» معرفی کردند. لولن^۶ (۲۰۰۲) سودآوری مومتووم سبکی را به سه مؤلفه واریانس (ریسک محور، خودهم‌بستگی^۷ (تمام بازده) و هم‌بستگی سریالی مقطعی^۸ (تغییرات مشترک توجیه‌ناپذیر با عوامل کلان اقتصادی) تجزیه کرد. وی دو مؤلفه ریسک و تداوم بازده را به عنوان منشأ مومتووم مردود دانسته و عامل اصلی ایجاد مومتووم را کوواریانس اضافی^۹ معرفی می‌کند (لولن^{۱۰}، ۲۰۰۲).

چان و هانگ^{۱۱} (۲۰۰۲) در نقد یافته‌های لولن (۲۰۰۲) نشان دادند که نتایج وی مبتنی بر فرضیه تغییرات مشترک اضافی نیست، بلکه به دلیل استفاده از روش تجزیه لو و مکینلی^{۱۲} (۱۹۹۰) حاصل شده است. آنها نشان دادند مادامی که عامل مشترک بازار^{۱۳} به طور سریالی هم‌بستگی بازده وابسته 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؛ به طوری 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 مومتووم 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 مومتووم سبکی ایفا نکرده و بازده مومتووم سبکی در تأیید نظریه تمام بازده، عمدتاً از طریق خودهم‌بستگی مثبت بازده توضیح داده می‌شود.

1. Fama & French

2. Firm Specific Momentum. مومتوومی 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 پیش‌گفته و چالش‌های مطروح شده در خصوص منشأ بروز مومنتوم سبکی، پژوهش حاضر در پی بررسی منشأ سودآوری استراتژی مومنتوم سبکی از طریق واکاوی نقش ریسک بالاتر سهام برند (ریسک محور)، 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: به کارگیری استراتژی سرمایه‌گذاری مومنتوم سبکی به بازده اضافی منجر می‌شود.

فرضیه ۲: واریانس بازده اضافه نشئت گرفته از استراتژی، مومنتوم سبکی را توضیح می‌دهد.

فرضیه ۳: همبستگی سریالی مثبت بازده اضافه نشئت گرفته از استراتژی، مومنتوم سبکی را توضیح می‌دهد.

فرضیه ۴: همبستگی سریالی مقطعی منفی بازده اضافه نشئت گرفته از استراتژی، مومنتوم سبکی را توضیح می‌دهد.

پیشنهاد 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 خرد فروشی 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 فرتوكزاده، 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 وجهه 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 وجهه 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 وجهه 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 وجهه 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/افروواکنشی داشته باشد، می‌توان با خرید سهام برنده و فروش سهام بازنده استراتژی سودآوری طراحی کرد. یافته‌های آنها نشان داد که کلیه استراتژی‌های مومتووم، به استثنای دوره رتبه‌بندی و نگهداری ۳ ماهه، سودآور است. جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) دو مدل برای شناسایی منشاً مومتووم معرفی کردند. در مدل اول، سه مؤلفه همبستگی سریالی بازده، ریسک سیستماتیک و بازده خاص شرکت را منشاً بروز مومتووم دانستند. همبستگی سریالی مثبت بازده نشان می‌دهد که روند حرکت بازده سهام در زمان t هم‌جهت بازده همان سهم در زمان $-t$ 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 مومتووم باشد. بنا بر استدلال ریسک محور، هرچه ریسک سهام افزایش یابد، متناسب با آن بازده نیز افزایش می‌باید. ریسک بالاتر استراتژی مومتووم، 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 منشاً بروز مومتووم دانستند. فرض مدل مذکور آن است که کوواریانس سریالی مقطعي^۱، به سودآوری مومتووم منجر می‌شود. فرض کنید فقط دو سهم A و B در بازار وجود دارد که دارای کوواریانس سریالی مقطعي منفی است. اگر امروز سهم A بازده بالاتری نسبت به بازار داشته باشد، به دلیل وجود کوواریانس سریالی مقطعي منفی سهم B در آینده بازده پایین‌تری نسبت به میانگین خواهد داشت. به این ترتیب، استراتژی مومتووم مبنی بر خرید سهم A و فروش سهم B سودآور است. جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) نشان می‌دهند که ریسک سیستماتیک و اثر پیشرو - تأخیری قیمت سهام، قادر نیست مومتووم را توضیح دهد، بلکه بازده خاص شرکت و همبستگی سریالی عامل اصلی بروز مومتووم 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 مقطعي به کوواریانس بین سهم A در زمان t و سهم B در زمان $-t$ 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 مقطعي اندازه‌گیری می‌شود و اگر مثبت باشد، سودآوری استراتژی معکوس تأیید می‌شود.

پیشرو- تأخیری بازده سهام بخش عمدۀ 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 به عنوان 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 (بدیین) 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 به میزان کافی به‌روزرسانی نکنند که این امر موجب می‌شود که فروواکنشی اولیه سرمایه‌گذاران و سودآوری مومنتوم بروز کند. باربریس و همکاران (۱۹۹۸) همبستگی سریالی منفی (ثبت) را عامل سودآوری استراتژی معکوس (مومنتوم) دانستند (باربریس و همکاران، ۱۹۹۸).

دنیل، هرشیفر و سایرامانیام^۲ (۱۹۹۸) نشان دادند که فراواکنشی، به دو سوگیری فراغتمادی و خوداستنادی سرمایه‌گذاران مربوط است. فراغتمادی 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 استنادی، تأیید اطلاعات عمومی، اعتماد به نفس 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 (مومتووم) 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 مومتووم به فروواکنشی را به چالش کشیدند. همان‌طور که در مطالعات مختلف مشاهده شد، اجماع نظر در خصوص عوامل توضیح‌دهنده مومتووم وجود ندارد؛ اما به صورت کلی، رفتارگرایان معتقدند که عوامل خاص شرکتی می‌تواند مومتووم را توضیح دهد.

لولن (۲۰۰۲) برای نخستین بار نقش صنعت، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در سودآوری مومتووم سبکی و منشاً بروز آن را آزمون کرد. وی همانند جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) و ماسکوبیتز و گرینبلت^۱ (۱۹۹۹) دریافت که سودآوری مومتووم پرتفوی‌های سبکی، قوی‌تر از مومتووم سهام انفرادی یا پرتفوی‌های مبتنی بر صنعت است. او نشان داد که بازده خاص شرکت نمی‌تواند سودآوری مومتووم پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه و M/B 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 مقطعي منفي)؛ ۳. ريسك. بر مبنای یافته‌های لولن (۲۰۰۲) توضیح مومتووم از طریق فروواکنشی، مطروح است و ريسك در توضیح سودآوری مومتووم سبکی نقش اندکی دارد. به عقیده وی، مهم‌ترین عامل ایجاد مومتووم، 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 منشاً اقتصادی مومتووم، کارآمد نیست. لو و مکینلی (۱۹۹۰) همبستگی سریالی مقطعي منفي را منشاً اصلی بروز مومتووم دانستند، در حالی که چن و هانگ (۲۰۰۲) نشان دادند همبستگی سریالی مقطعي و همبستگی سریالی بازده به همبستگی سریالی، عامل مشترک بازار وابسته است؛ به طوری که اگر عامل بازار مثبت (منفي) باشد، همبستگی سریالی مقطعي و همبستگی سریالی مثبت (منفي) خواهد بود. بنابراین، آنها برخلاف لو و مکینلی (۱۹۹۰) دریافتند که الگوهای همبستگی سریالی، قادر نیستند که مومتووم را توضیح دهند. چن و هانگ (۱۹۹۰) با توجه به نارسایی مدل لو و مکینلی (۱۹۹۰) در توجیه منشاً اقتصادی مومتووم، از تجزیه جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) برای بررسی منشاً مومتووم سبکی استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که فروواکنشی، در بروز مومتووم نقشی ندارد، بلکه فروواکنشی، دلیل اصلی سودآوری مومتووم است.

کیم (۲۰۱۲) به بررسی مومتووم سبکی دوگانه^۳ پرداخت. وی برای تشکیل پرتفوی‌های سبکی، ابتدا دارایی‌ها را در چهار طبقه مختلف سهام، بدھی، 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 توأم اضافی است، در توضیح این پدیده نقش کوچکی دارد.

واهال و یاویز (۲۰۱۳) با استفاده از مدل باربریس و شیفر (۲۰۰۳) به آزمون مومنتوم سبکی و نقش تغییرات توأم این 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 توأم بازده سهام و سبک مربوطه، به تغییر سود استراتژی مومنتوم منجر می‌شود. نتایج به دست آمده، دال بر عدم تأیید سوگیری‌های رفتاری برای توضیح مومنتوم سبکی نیست؛ اما می‌توان نتیجه گرفت سیکی که سرمایه‌گذاران از آن تعیت می‌کنند، بازده دارایی‌ها را افزایش می‌دهد.

چان و دوچرتی (۲۰۱۶) در بررسی سودآوری استراتژی مومنتوم سبکی و منشاً بروز آن در استرالیا از دو روش جگادیش و تیتمن (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 تعییت از جگادیش و تیتمن (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 به عنوان منشأ مومنتوم سبکی مردود می‌دانند.

تاکنون 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 کردند؛ اما به سودآوری مومنتوم سبکی و منشاً 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. بدري و فتح‌الله (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 منشاً 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 3 پرتفوی مساوی دسته‌بندی شدند، سپس کل سهام نمونه در یک طبقه‌بندی مستقل بر حسب نسبت B/M به‌طور صعودی مرتب شد و به 3 پرتفوی مساوی تخصیص یافت. بدین ترتیب، 9 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 به ترتیب 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 3 ، 6 و 12 ماهه و دوره‌های نگهداری 3 ، 6 و 60 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 کاگینز^۴، ۲۰۰۶).

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

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

2. Microstructure Issues
3. Short Run Reversal

4. Lo & Coggins

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 تیتمن (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 تعديل 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.

منشاً 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 به عنوان عوامل توضیح دهنده مومنتوم سبکی معرفی می‌شوند. شواهد مبنی بر واریانس مثبت، از توضیح ریسک محور، 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 منشاً بروز مومنتوم سبکی، می‌توان از دو روش لو و مکینلی (۱۹۹۰) و جگادیش و تیتمن (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 به طور سریالی همبسته باشد، نتایج دقیقی را نشان نمی‌دهد. به همین دلیل، برای بررسی منشاً بروز مومنتوم سبکی از مدل جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) استفاده می‌شود.

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

$$r_{it} = \mu_i + \beta_{0ik} f_{tk} + \beta_{1ik} f_{t-1k} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

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 فرآگیر ناهمبسته است، بهنحوی که:

$$E(\beta_{0ik}^t | f_{tk}, f_{t-1k}, K = 1 \text{ to } k) = b_{0ik} \quad (5)$$

$$E(\beta_{1ik}^t | f_{tk}, f_{t-1k}, K = 1 \text{ to } k) = b_{1ik} \quad (6)$$

همچنین $E(f_{tk}) = \delta_{f_k}^r$ برای $j \neq i$ و $E(f_{ti}, f_{tj}) = 0$ علاوه براین، 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:

$$COV(e_{it}, e_{jt-1}) = 0 \quad \forall i \neq j \quad (7)$$

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:

$$r_{it} = \mu_i + \beta_{0i} r_{TEDPIXt} + \beta_{1i} r_{TEDPIXt-1} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

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 برآش می‌شود. نتایج این رگرسیون در محاسبه مؤلفه‌های پدیدآورنده مومتووم سبکی استفاده می‌شود. مطابق روش جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) اگر از طرفین رابطه ۴ امید ریاضی گرفته شود، سودآوری مورد انتظار مومتووم به سه مؤلفه ذیل تجزیه می‌شود:

$$E(\pi) = \sigma_\mu^2 + \Omega + \delta\sigma_f^2 \quad (9)$$

عامل اول (μ) واریانس مقطعي 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 مومتووم منجر می‌شود. این مؤلفه از طریق رابطه ۱۰ محاسبه می‌شود.

$$\sigma_{\mu}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\mu_i - \bar{\mu})^2 \quad (10)$$

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 خطأ منجر خواهد شد، بنابراین می‌توان این مؤلفه را به سودآوری مومنتوم نسبت داد. این عامل به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Omega = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N COV(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-1}) \quad (11)$$

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

عامل سوم که نشان‌دهنده همبستگی سریالی مقطعي است، حاصل ضرب واريانس عامل مشترک بازار^۲ (σ_f^2) در (۸) است که سودآوری مومنتوم مورد انتظار را به تفاوت در زمان واکنش به عامل رایج بازار (۸) نسبت می‌دهد. این عامل به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\delta = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\beta_{0i} - \frac{\sum_{i=1}^N \beta_{01}}{N} \right) \left(\beta_{1i} - \frac{\sum_{i=1}^N \beta_{11}}{N} \right) \quad (12)$$

که N تعداد پرتفوی، β_1 و β_0 ضریب وقفه عامل بازار در رابطه ۱۲ است. زمانی که > 0 (۸) سودآوری مومنتوم سبکی تقویت می‌شود و اگر < 0 (۸) عکس این قضيه 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 واريانس، همبستگی سریالی و همبستگی سریالی مقطعي 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 به استثنای 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 کمال 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، به عنوان 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 به ترتیب 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 به ترتیب 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، به ترتیب 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 به ترتیب دارای بازده ۲/۳۴۸ و ۱/۶۵۲ درصد است. بیشینه بازده پرتفوی‌های موزون، مربوط به پرتفوی «برزگ 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 مومتووم سبکی طبق رویکرد جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) درج شده است.

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

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

طبق یافته‌های مندرج در جدول ۳، بیشینه میانگین سودآوری استراتژی مومنتوم در پرتفوی‌های با وزن برابر و موزون، به ترتیب مربوط به استراتژی (12×3) و (6×6) با بازده $633/0$ و $539/0$ درصد است. همچنین، کمینه متوسط سودآوری این استراتژی در پرتفوی‌های با وزن برابر و موزون، به ترتیب مربوط به استراتژی (3×60) و (3×60) با بازده $138/0$ و $11/0$ 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 مومتووم سبکی (روش جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳)

دوره نگهداری تشکیل	سودآوری ماهانه مومتووم سبکی با وزن برابر					سودآوری ماهانه مومتووم سبکی موزون				
	تاریخ پایان	تاریخ اغاز	تغییر میزان	تغییر مقدار	تغییر میزان	تاریخ پایان	تاریخ اغاز	تغییر میزان	تغییر مقدار	تغییر میزان
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	-۱۰/۰۵۷	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 مومتووم سبکی مطابق با رویکرد لو و مکینلی (۱۹۹۰) را نشان می‌دهد. نتایج

به دست آمده از جدول ۴، نشان می‌دهد که سودآوری مومتووم سبکی با وزن برابر و موزون، تقریباً برای همه دوره‌ها مشیت است. در بین استراتژی‌های سودآوری مومتووم سبکی با وزن برابر استراتژی (3×3) با بازدهی $485/0$ درصد دارای حداقل سودآوری و دوره (12×60) با بازدهی $21/0$ درصد دارای حداقل سودآوری است. همچنین، مومتووم سبکی موزون در استراتژی (3×3) با بازدهی $695/60$ درصد دارای حداقل سودآوری و استراتژی (12×60) با بازدهی $51/0$ درصد دارای حداقل سودآوری است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که به طور متوسط، سود حاصل از استراتژی مومتووم سبکی با وزن برابر، از مومتووم سبکی موزون اندکی بیشتر است.

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

ردیف نوع	سودآوری ماهانه مومنتوم سبکی موزون					سودآوری ماهانه مومنتوم سبکی با وزن برابر					دوره (نگهداری [×] تشکیل)
	سال	میزان سودآوری	میزان سودآوری	میزان سودآوری	میزان سودآوری	سال	میزان سودآوری	میزان سودآوری	میزان سودآوری	میزان سودآوری	
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	۰/۳۳۲	(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	-۱/۲۳۳	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 تیمن (۱۹۹۳) و لو و مکینلی (۱۹۹۰) به محاسبه سودآوری مومنتوم سبکی پرداخته می‌شود. جدول ۵ نتایج آزمون سودآوری مومنتوم سبکی به روش جگادیش و تیمن (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، به استثنای استراتژی ۶۰ ماهه که در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. به طور 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 به معنای 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. به طور کلی، افزایش طول دوره تشکیل، به تقویت سودآوری استراتژی مومنتوم سبکی منجر می‌شود و افزایش طول دوره نگهداری سبک تقلیل آن می‌شود.

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

دوره نگهداری				دوره تشکیل
۶۰	۱۲	۶	۳	
۱/۹۹۶	۱/۹۵۵	۲/۰۶۱	۲/۰۸۵	بازدہ پرتفوی برنده
۱/۸۵۸	۱/۶۵۱	۱/۶۷۱	۱/۷۲۱	بازدہ پرتفوی بازنده
۰/۱۳۸**	۰/۳۰۴***	۰/۳۹۱***	۰/۳۶۴***	π (سود مومتووم سبکی)
۱/۹۸۸	۱/۹۵۶	۲/۱۱۵	۲/۱۴۶	بازدہ پرتفوی برنده
۱/۸۱۹	۱/۶۲۹	۱/۵۲۵	۱/۵۴۹	بازدہ پرتفوی بازنده
۰/۱۶۹**	۰/۳۳۶***	۰/۵۹۰***	۰/۵۹۷***	π (سود مومتووم سبکی)
۲/۱۱۵	۲/۰۱۲	۲/۱۰۵	۲/۱۵۳	بازدہ پرتفوی برنده
۱/۸۷۳	۱/۶۳۳	۱/۵۵۴	۱/۵۲۰	بازدہ پرتفوی بازنده
۰/۲۴۱**	۰/۳۷۹***	۰/۵۵۱***	۰/۶۳۳***	π (سود مومتووم 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 مومتووم سبکی به الگوی وزنی بازدہ پرتفوی را در روش جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳)

نشان می‌دهد.

جدول ۶. سودآوری ماهانه مومتووم سبکی موزون (رویکرد جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳)

دوره نگهداری				دوره تشکیل
۶۰	۱۲	۶	۳	
۱/۹۴۹	۱/۹۵۵	۲/۰۴۸	۲/۰۹۰	بازدہ پرتفوی برنده
۱/۹۶۰	۱/۷۳۷	۱/۷۴۲	۱/۷۴۴	بازدہ پرتفوی بازنده
-۰/۰۱۱	۰/۲۱۸**	۰/۳۰۶**	۰/۲۴۶*	π (سود مومتووم سبکی)
۱/۹۶۵	۱/۹۷۴	۲/۱۶۷	۲/۱۴۹	بازدہ پرتفوی برنده
۱/۹۵۵	۱/۷۲۸	۱/۶۲۸	۱/۶۶۹	بازدہ پرتفوی بازنده
۰/۰۱۰	۰/۲۴۶*	۰/۵۳۹***	۰/۴۸۰**	π (سود مومتووم سبکی)
۲/۰۵۷	۱/۹۹۸	۲/۰۵۱	۲/۱۳۳	بازدہ پرتفوی برنده
۲/۰۲۸	۱/۷۲۰	۱/۷۱۲	۱/۶۷۶	بازدہ پرتفوی بازنده
۰/۰۲۹	۰/۲۷۸	۰/۳۳۹*	۰/۴۵۶**	π (سود مومتووم 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 پرنتوی، 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. بدروی و فتح‌الهی (۱۳۹۴) نیز به آزمون مومنتوم در سهام انفرادی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که پریازده‌ترین استراتژی (3×1) است که بازده $35/16$ 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 به طور کلی افزایش دوره رتبه‌بندی و نگهداری، به تضعیف مومنتوم منجر می‌شود.

نتایج حاصل از روش دوم محاسبه سودآوری مومنتوم سبکی به تعیت 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. به طور مثال، در استراتژی (6×60) مومنتوم سبکی سودآور است؛ اما سود آن از نظر آماری معنادار نیست. پریازده‌ترین استراتژی (12×3) با بازدهی $40.5/40.0$ 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 (3×60)، استراتژی مومنتوم سبکی دارای بازدهی منفی است؛ به این معنا که در دوره بلندمدت، استراتژی مومنتوم سبکی به استراتژی معکوس تبدیل می‌شود. همچنین استراتژی‌های (6×3) و (6×6) با وجود بازدهی مثبت، معنادار نیستند؛ اما مابقی استراتژی‌ها مثبت و معنادارند. موفق‌ترین استراتژی (3×3) با بازدهی $69.5/69.0$ 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 مومتووم سبکی برای کلیه استراتژی‌ها مثبت و معنادار است که تأیید سودآوری مومتووم سبکی را برای کلیه استراتژی‌ها نشان می‌دهد، در حالی که مومتووم سبکی به روش لو و مکینلی (۱۹۹۰) اغلب برای استراتژی‌های کوتاه‌مدت تأیید می‌شود.

منشاً سودآوری مومتووم سبکی

با تأیید سودآوری استراتژی مومتووم سبکی، شناسایی منشاً بروز آن اهمیت می‌یابد. نتایج حاصل از تجزیه سودآوری مومتووم سبکی به روش جگادیش و تیمن (۱۹۹۵) به شرح جدول ۸ است. اعداد داخل براکت نشان می‌دهد که چه نسبتی از سودآوری مومتووم 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 مومتووم بر سودآوری استراتژی مذکور است.

جدول ۸. تجزیه سودآوری مومتووم سبکی

π	$E(\pi) = \sigma_\mu^r + \Omega + \delta \cdot \sigma_m^r$	$\delta \cdot \sigma_m^r$	Ω	σ_μ^r	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]	[۰/۷۶۳۵]	[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)
		[۰/۰۲۷۳]	[۱/۰۹۸]	[۰/۰۲۳]	
۰/۰۷۳	۰/۰۴۸	-۰/۰۰۴	-۰/۱۹۳	۰/۲۴۵	(۱۲×۱۲)
		[۰/۰۵۲]	[۰/۷۶۴۷]	[۳/۳۵۸]	

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، برای استراتژی‌های ۳ و ۶ ماهه هم‌سبتگی سریالی، اساسی‌ترین مؤلفه سودآوری است. به‌طور مثال، سود مورد انتظار مومتووم 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 منتب می‌شود که به ترتیب ۴/۴۹، ۴/۴۹ و ۶/۴ 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. به ازای 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 تیتمن (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، به رغم بازده مثبت، از نظر آماری معنادار نیست. عملکرد استراتژی مومنتوم سبکی متأثر از طول دوره رتبه‌بندی و نگهداری است، به نحوی که سودآوری آن به طور مستقیم با دوره رتبه‌بندی و به طور 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؛ منشاً ایجاد سودآوری استراتژی مذکور چیست؟ با تجزیه سودآوری مومنتوم سبکی به روش جگادیش و تیتمن (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 منشاً اصلی ایجاد استراتژی مومنتوم ۳ و ۶ ماهه نشان می‌دهد، در حالی که عامل «ریسک» منشاً 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 مومتووم سبکی نقش اندکی ایفا می‌کند. در جمع‌بندی کلی، برای استراتژی ۳ و ۶ ماهه «ریسک» و «تدوام بازده» مؤلفه‌های اصلی ایجاد مومتووم سبکی است؛ اما برای استراتژی ۱۲ ماهه «ریسک» به عنوان تنها عامل مومتووم سبکی معرفی می‌شود. نتایج به دست آمده، همانند چان و دوچرتی (۲۰۱۶) «ریسک» و «تدوام بازده» را منشاً اصلی پدیدآورنده مومتووم 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 به طور سریالی همبسته باشد، نتایج دقیقی را نشان نمی‌دهد. به همین دلیل، در این پژوهش برای بررسی منشاً بروز مومتووم سبکی از مدل جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) استفاده شده است. پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی، بهمنظور بررسی منشاً بروز مومتووم سبکی، از روش لو و مکینلی (۱۹۹۰) استفاده شده و نتایج آن با روش جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) مقایسه شود.

منابع

- ابزری، مهدی؛ کبیری‌بور، وحید؛ سهیلی، سیروس (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر نقدشوندگی بر بازده سهام با کنترل سبک‌های سرمایه‌گذاری: رویکردی جدید با معیاری چند بعدی. *دانش حسابداری*، ۱۵(۴)، ۷۹-۱۰۳.
- اسلامی بیدگلی، غلامرضا؛ نبوی چاشمی، سیدعلی؛ یحیی‌زاده‌فر، محمود؛ ایکانی، صدیقه (۱۳۸۹). بررسی سودآوری استراتژی مومتووم در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مطالعات کمی در مدیریت*، ۱۲(۱)، ۴۷-۷۶.
- بداری، احمد؛ فتح‌الهی، فؤاد (۱۳۹۳). مومتووم بازده: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۳(۹)، ۱-۲۰.
- دولو، مریم؛ فرتوکزاده، حمیدرضا (۱۳۹۲). سرمایه‌پیش‌گذاری مبتنی بر سبک و قابلیت بازده‌بینی. *فصلنامه پژوهشی علمی سرمایه‌دانش سرمایه‌گذاری سال دوم*، ۸(۴)، ۱۲۱-۱۳۶.
- عباسی، ابراهیم؛ حاج ولیان، 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 مومتووم و تأثیر حجم معاملات سهام بر آن در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۲۵(۶)، 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., & Fathullahi, 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 quantetive 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.

