فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال دوم/ شماره ششم/ تابستان ۱۳۹۲

تبیین پدیده شتاب و منابع ایجاد آن در بورس اوراق بهادار تهران

محمدرضا رستمی
استاد یار مدیریت مالی دانشگاه الزهرا، تهران، ایران (مسئول مکاتبات)
Rostami1973@yahoo.com

حجت اله انصاری
دکتری مدیریت مالی دانشگاه تهران- ایران

نازدار حیدری
کاشناس ارشد مدیریت مالی،دانشگاه الزهرا، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۲/۲/۲۰

چکیده

در این تحقیق، به تبیین پدیده شتاب و منابع ایجاد آن در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازیم. جامعه آماری تحقیق حاضر، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. ۹۰ شرکت به روش نمونه‌گیری حذفی انتخاب شده‌اند که طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۵ مورد بررسی قرار می‌گیرند. آزمون فرضیه‌ها با استفاده از روش مقایسه میانگین و روش حداقل مربعات صورت پذیرفت. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که استراتژی شتاب در هر دو دوره تشکیل و نگهداری ۳ و ۶ ماهه سودآور بوده است . در ادامه بازده سهام برنده و بازنده با مدلCAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ تخمین زده شد و نتایج آزمون مربوطه نشان داد که بازده استراتژی شتاب از بین نمی‌رود و فقط کمی تعدیل می‌گردد. به منظور تبیین منابع شتاب دو عامل ریسک و تورش‌های رفتاری به عنوان متغیر مستقل در معادله‌ای تخمین زده می‌شود، نتایج نشان می‌دهد که تورش‌های رفتاری در هر دوره ۳ و ۶ ماهه به عنوان منبع شتاب مورد تأیید قرار گرفته و عامل ریسک فقط در دوره ۶ ماهه آزمون به عنوان منبع شتاب، رابطه معنی داری با بازده استراتژی شتاب دارد.

واژه‌های کلیدی: شتاب،سهام برنده، سهام بازنده، تورش‌های رفتاری.

۱- مقدمه

سرمایه‌گذاران همیشه به دنبال این هستند که منابع مالی محدود در اختیار خود را با رعایت اصول مدیریت سرمایه‌گذاری، به صورت بهینه به گزینه‌های مختلف سرمایه‌گذاری اختصاص دهند. در ابتدا سرمایه‌گذاران به منظور تحقق رویای خود مبنی بر کسب بازدهی مورد انتظار، از شم تجاری و تجربیات خود مدد می‌گرفتند. با پیشرفت روزافزون مدیریت مالی در جهان، انتخاب‌های سرمایه‌گذاران روشمند شد و آن‌ها با کاربرد مدل‌های مختلف و تلفیق نتایج حاصل از آن با تجربیات خود قادر شدند تا انتخاب بهینه را محقق نمایند.[۵] هر سرمایه‌گذار در بدو ورود به بازار سرمایه به دنبال دست یابی و به کارگیری استراتژی‌هایی است که بتواند بر بازار پیروز شود و بازدهی اضافی کسب نماید. در مقابل, تئوری نوین مالی و جوهره اصلی آن یعنی فرضیه بازار کارآ بر این اعتقاد است که نمی‌توان بر بازار پیروز شد و بازدهی بیش از متوسط بازار حاصل کرد. [۴]. هدف این پژوهش تبیین پدیده شتاب و منابع ایجاد آن در بورس اوراق بهادار تهران است، همه سرمایه گذاران درصدد هستند تا بتوانند با بکارگیری روشها و استراتژی‌هایی به بازدهی بیشتر از بازده بازار دست یابند لذا این تحقیق نیز به دنبال بررسی سودآوری این استراتژی و بررسی منابع آن می‌باشد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

ادبیات نظری در زمینه پیش‌بینی‌پذیری بازار سابقه‌ای بسیار طولانی دارد. در مالی مدرن تحقیقات فراوانی در جهت تبیین اجزاء قابل پیش بینی بازار سهام انجام شده است. ادبیات نظری بر وجود موارد غیرعادی اشاره دارد که خبر از پیش‌بینی‌پذیری بازار می‌دهند، برخی از این موارد غیرعادی مربوط به خصایص سری‌های زمانی می‌شود که از جمله آن‌ها می‌توان اثر ژانویه، حباب‌ها، بازگشت به میانگین و نوسان‌پذیری توصیف نشده را نام برد. بخش دیگری از این موارد، با تحلیل سری‌های مقطعی توضیح داده می‌شوند مانند اثر شرکت‌های کوچک و نسبت قیمت به عایدی[۲]. در ادبیات بازارهای سرمایه و مالیه رفتاری، استراتژی شتاب که بر اساس فرضیه واکنش کمتر از حد مورد انتظار سرمایه‌گذاران معرفی شده است، بیان می‌کند که سرمایه گذاران بنا به دلایلی قیمت‌های اوراق بهادار را بر اثر واکنش‌های کم‌تر از حد مورد انتظار نسبت به اطلاعات جدید به طور صحیح تعیین نکرده‌اند و می‌توان در دوره‌های میان مدت (حداکثر تا یک سال) بعدی از طریق خرید و یا نگهداری سهام برنده و فروش سهام بازنده به بازده مازاد با اهمیتی دست یافت. لازم به توضیح است که برای ارزیابی واکنش کم‌تر از حد مورد انتظار سرمایه‌گذاران وجود همبستگی سریالی مثبت در بازده سهام شرط لازم بوده، ولی به هیچ وجه شرط کافی تلقی نمی‌شود [۱۴]. لیو و ما[1] به بررسی سودآوری استراتژی شتاب با بکارگیری بازده‌های

هفته‌ای پرداخته اند. این تحقیق در ۲۰ بازار بورس اوراق انجام گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که سودآوری این استراتژی در ۸ بازار بصورت قابل توجه بوده و در ۱۰ کشور نیز سود استراتژی به نسبت سودآور بوده و در ۲ کشور نیز این استراتژی سودآور نبوده است [۱۷]. فاما و فرنچ (۱۹۹۶) نتیجه‌گیری کردند که مدل سه عاملی قیمت‌گذاری آن‌ها نمی‌تواند بازدهی اضافی روی پرتفوی‌های را توضیح دهد [۱۱]. لیولن[۲] (۲۰۰۲) در تحقیقات خود دریافت که سودآوری استراتژی شتاب به وسیله همبستگی مقطعی منفی و نه خود همبستگی قابل تبیین است [۱۶]. گروهی از پژوهشگران از جمله چان و کوتاری معتقدند که حرکات معکوس قیمت (پیش افتادن بازنده‌ها از برنده‌ها) می‌تواند به عامل ریسک نسبت داده شود. به گفته‌ی آن‌ها دی بونت و تالر از کنترل عوامل مربوط به ریسک غافل مانده و وقتی ریسک کنترل شود، نمی‌توان شاهد حرکات معکوس قیمت بود [۸]. مکنایت و هو (۲۰۰۵) سودهای شتاب را با استفاده از متغیرهای و ارزش دفتری به بازار و اندازه[۳] و پوشش تحلیلگران[۴] در بازار سهام انگلستان ارزیابی کردند. آن‌ها کشف کردند که سودهای شتاب به طور معکوس با هر سه عامل فوق ارتباط دارد و نیز اینکه نسبت ارزش دفتری به بازار از همه مهمتر است و در درجه بعدی پوشش تحلیلگران و در نهایت اندازه اهمیت دارد [۱۸]. دو و واتکینس[۵] (۲۰۰۷) در مطالعه خود به بررسی منابع سود شتاب به وسیله تغییر زمان پرداختند، دریافتند که پراکندگی در میانگین عامل مهمی برای ایجاد سود شتاب صنعت نیست که این یافته‌ها با نتایج تحقیقات جیگادیش و تیتمن (۲۰۰۲) قابل مقایسه است و نتایج این تحقیق نشان میدهد که منابع سود استراتژی شتاب به صورت تاریخی تغییر می‌کند در یک دوره همبستگی سریالی (خود همبستگی) مهمترین علت شتاب است و دوره دیگری همبستگی مقطعی. بنابراین وجود یک فرض ثابت برای شناسایی علت شتاب می‌تواند غیر واقعی باشد. [۱۰]. در یک مطالعه توسط پن، لیوئن و هانگ[۶] (۲۰۰۴) سود استراتژی شتاب به وسیله خرید صنایع برنده گذشته و فروش صنایع بازنده گذشته محاسبه شده است. داده‌های تحقیق به صورت هفتگی بوده که طی این مطالعه به این نتیجه رسیدند که سود استراتژی شتاب صنعت برای دوره‌های زمانی کمتر از ۴ هفته ایجاد می‌شود که این سود ناشی از خود همبستگی در بازده‌های پرتفوی صنایع است و نه ناشی از همبستگی مقطعی یا واریانس مقطعی در متوسط بازده‌ها است [۱۹]. دوو[۷] (۲۰۱۰) برای بررسی منابع استراتژی شتاب دو دوره زمانی مورد مطالعه قرار گرفته است دوره زمانی ۶ و ۱ ماهه. برای هر دو دوره زمانی (هر دو استراتژی) پراکندگی در متوسط بازده‌های غیر شرطی عامل مهمترین علت سود شتاب تعیین شده است و همچنین دریافتند که جزء همبستگی سریالی علامت مخالف با جزء همبستگی مقطعی دارد. بنابراین می‌توان گفت که شتاب دارای منابع چندگانه است: ریسک یا تعصبات رفتاری [۹]. کاگینالپ، پورتر و اسمیت[۸](۲۰۰۰) ، رفتار قیمت‌گذاری دارائی را در بستر بازارهای تجربی مدل کردند. آن‌ها فرض کردند که سرمایه‌گذاران ترکیبی از دو عامل را در تعیین قیمت دارائی‌ها

مورد استفاده قرار می‌دهند؛ گرایش به اصول بنیادین و گرایش به قیمت اخیر. آن‌ها نتیجه گرفتند که رفتار قیمتی تحت تأثیر معامله‌گرانی است که بر اساس تغییرات اخیر قیمتی معامله می‌کنند تا اینکه بر اساس اصول بنیادین عمل کنند [۷]. کاستنر[۹] (۲۰۰۵) ، در مطالعات خود نشان دادند که سرمایه گذاران به طور همزمان واکنش کمترازحد را در دوره کوتاه مدت به اعلان عایدات و واکنش بیش ازحد را در دوره بلندمدت به عایدات بسیار غیرمتعارف گذشته نشان می‌دهند. توضیح بالقوه‌ای که برای پدیده واکنش بیش ازحد آورده شده است، تعصب نمایندگی می‌باشد [۱۵]. سوارز و سِرِاَ[۱۰](۲۰۰۵) ، این دو پدیده را در بازار سهام پرتقال بررسی کردند. نتایج آن‌هااز فرضیه بیش‌واکنشی حمایت می‌کند: همبستگی منفی در بازده‌های سهام وجود دارد که در برابر کنترل‌های ریسکی و غیرریسکی قوی است. ولی برای الگوی بازده کوتاه‌مدت، شواهد ضعیفی را در حمایت از اثرات شتاب پیدا کردند که بعد از کنترل کردن ریسک ایستادگی کند. آن‌ها استدلال نمودند که اثرات شتاب، به یک واکنش ناکافی به اعلان عایدات غافلگیرکننده وابسته باشد [۲۱]. آتاناسوا و هادسون[۱۱] (۲۰۰۸) ، بر روی واکنش بازار به تغییرات بزرگ قیمتی توسط معرفی مدلی تجربی تحقیق کردند. آن‌ها شواهدی یافتند که تأییدکننده مدل‌های قیمت‌گذاری دارائی‌ها است که در آن‌ها عوامل اقتصادی اریب‌های رفتاری را نشان می‌دهند و همزمان به تعدادی از انواع وقایع واکنش کمتر از حد و به وقایع دیگر واکنش بیش از اندازه نشان می‌دهند. نتایج تحقیقات شان نشان می‌دهد که بازار تمایل دارد بعد از تغییرات بزرگ قیمتی به صورت معکوس عمل کرده، در حالیکه بعد از تغییرات قیمتی کوچک، اثراتی از شتاب مشاهده می‌شود [۶]. راستوگی و دیگران[۱۲] (۲۰۰۹) ، در مطالعه‌ای در بورس هند، به بررسی پدیده شتاب و بیش‌واکنشی پرداختند. آن‌ها اثر اندازه را نیز به وسیله تقسیم نمونه به سهام بالا، میانه و پایین جمع مبلغ سرمایه، محاسبه نمودند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که شتاب در همه طبقات وجود دارد، اما شواهد ضعیفی در وجود بیش‌واکنشی در سهام طبقات پایین و بالا یافت شد. سهام طبقه میانی، بیش‌واکنشی شدیدی را نشان داد. آن‌ها سپس این نتایج را به روانشناختی سرمایه‌گذاران نسبت می‌دهند [۲۰]. مطالعه‌ای که توسط گریفن، جی و مارتین در سال ۲۰۰۳ انجام شده است، استراتژی‌های شتاب را در چهل کشور در دورترین نقاط جهان بررسی می‌کند. در این مطالعه این نتیجه حاصل شد که استراتژی‌های شتاب در آمریکای شمالی، اروپا و امریکای لاتین سودآور هستند. اما در آسیا سودآوری قابل ملاحظه‌ای ندارد. [۱۲]. هان و تانکز شتاب را نتیجه واکنش کمتر از اندازه به اطلاعات می‌دانند این در حالی است که در پژوهشی که توسط مهرانی و نونهال‌نهر در بازار سرمایه ایران انجام شد، به این نتیجه رسیدند که در دوره‌های زمانی ۶ ماهه، فرضیه واکنش کمتر از حد سرمایه‌گذاران تأیید نشده است؛ بنابراین نمی‌توان از طریق بکارگیری استراتژی شتاب به بازدهای مازاد با اهمیت دست یافت [۱۳]. یائو[۱۳] (۲۰۱۲) در تحقیق خود با موضوع استراتژی شتاب و معکوس به تبیین اثر ژانویه پرداخته است. در دوره بلند مدت

شواهد نشان می‌دهد که بعد از ژانویه خودهمبستگی بین بازده‌ها منفی شده و روند قیمت‌ها برمی‌گردد بنابراین بکارگیری استراتژی معکوس سودآور خواهد بود، در دوره میان مدت با توجه به نتایج بدست آمده تفاوت قابل ملاحظه‌ای بین بازدهی ما ژانویه و سایر ماهها وجود ندارد اثر ژانویه تأثیری در سودآوری استراتژی شتاب ندارد [۲۲]. در ادامه به برخی از پژوهش‌های انجام شده در تحقیقات داخلی اشاره می‌کنیم، شامل نیکبخت و مرادی با استفاده از روش دی‌بونت و تالر اثر اندازه راهبردهای توالی و معکوس را بر قیمت و حجم معاملات بررسی ، PE شرکت، ضریب نموده و در کل، نتایج پژوهش بیش واکنشی در بلندمدت را در بورس اوراق بهادار تهران تأیید کردند [۵]. فدایی‌نژاد و صادقی سودمندی استراتژی‌های شتاب و معکوس را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی نمودند در افق‌های زمانی یک ماهه، سه ماهه، شش ماهه با استفاده از استراتژی شتاب و در افق‌های زمانی طولانی‌تر با استفاده از استراتژی معکوس می‌توان بازده اضافی کسب نمود [۳]. تهرانی، انصاری و سارنج (۱۳۸۷) وجود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون نسبت واریانس را در تحقیقی مورد بررسی قرار دادند، در این تحقیق بازگشت به میانگین در سه شاخص قیمت، بازده نقدی و قیمت و شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر آزمون شد که نتایج حاصل از آن وجود بازگشت به میانگین را در دو شاخص قیمت و شاخص بازده نقدی و قیمت در بیشتر دوره‌های زمانی تأیید می‌نماید اما شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر در دوره‌ای از زمان در بیشتر فواصل زمانی از فرایند گشت تصادفی پیروی کرده است [۱]. شیرکوند، محمدی و دولتی (۱۳۸۷) در تحقیقی به بررسی وجود بازگشت به میانگین در قیمت‌های سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و از میان ۶۷ شرکت که بعنوان نمونه در نظر گرفته شده‌اند، روند قیمت در میان ۱۰ شرکت مانا بوده و برای سایر شرکتها فرضیه مانایی رد شده است. بنابراین از آنجا که ۸۵ درصد شرکتهای نمونه دارای خاصیت بازگشت به میانگین نبوده‌اند لذا فرض عدم کارایی بازار در دوره مورد بررسی رد می‌شود [۲].

۳- روش شناسی پژوهش

به منظور بررسی وجود یا عدم وجود پدیده شتاب ابتدا با توجه به بازده ماهانه سهام مربوط به شرکتهای نمونه بازده تجمعی برای دو دوره ۳و ۶ ماهه محاسبه گردید، بازده ها در هر دوره تشکیل از بیشترین به کمترین مرتب گردید سپس به دسته تقسیم شد, دسته اول به عنوان پرتفوی سهام برنده و دسته آخر به عنوان پرتفوی سهام بازنده در نظر گرفته می‌شود سپس بازده هر دو پرتفوی برنده و بازنده برای دوره‌های نگهداری ۳و ۶ ماهه محاسبه می‌شود، برای کل دوره آزمون محاسبه بازده دوره

تشکیل و مرتب کردن و محاسبه بازده دوره نگهداری برای پرتفوی های برنده و بازنده انجام می‌شود. در نهایت متوسط بازده پرتفوی برنده و بازنده با یکدیگراز طریق آزمون مقایسه میانگین انجام می‌شود.

در ادامه بازدهی حاصل از سبدهای سهام برنده و بازنده با توجه به مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ نیز تخمین زده شده و نتایج حاصل از آن‌ها با یکدیگر مقایسه می‌شود. مدل استفاده شده برای برآورد بازدهی سبد سهام برنده، بازنده و برنده–بازنده مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای است که به منظور بررسی تعدیلات حاصل از این مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$$(R_{WML})_t=\alpha+\beta(R_m-R_f)_t+\varepsilon_t$$

R_{WML} : بازدهی حاصل از سبد سهام برنده-بازنده در دوره t، R_m-R_f: صرف ریسک بازار که از تفاوت بازده پرتفلیو بازار در دوره t و بازده بدون ریسک در دوره t بدست می‌آید.

مدل سه عاملی فاما و فرنچ: در استفاده از این مدل، اثر عوامل موجود در این مدل بر بازدهی سبد سهام برنده ، بازنده و سبد سهام برنده– بازنده مورد بررسی قرار می‌گیرد. بازدهی حاصل این سبدها به عنوان متغیر وابسته،صرف ریسک بازار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و عامل اندازه به عنوان متغیرهای مستقل وارد مدل می‌شوند. مدل رگرسیونی مزبور به صورت زیر است:

$$(R_{WML})_t = \alpha_0+\alpha_1(R_m- R_f)_t+ \alpha_2SMB_i+\alpha_3HML_i+\varepsilon_t$$

R_{WMLt}: بازده پرتفوی برنده-بازنده، $R_m- R_f$: معادل همان صرف ریسک بازار است و پاداشی است که توسط بازار سرمایه به طور متوسط به تمامی سرمایه‌گذاران در سهام پرداخت شده است، α_0: عرض از مبدأ مدل رگرسیونی، SMB: تفاوت میانگین بازدهی‌های پرتفوی شرکت‌های کوچک و بزرگ، HML : تفاوت بین میانگین بازدهی بزرگترین پرتفوی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار.

حاصل از استراتژی شتاب در دوره سرمایه گذاری مطابق روش جیگادیش و تیمتن به شکل زیر می‌باشد.

$$E(R_{WML})_t = E\left[\frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{n} R_{i,t}^{w} - \sum_{i=1}^{n} R_{i,t}^{L}\right)\right]$$

n : تعداد سهام برنده یا بازنده

$R_{i.t}^{w}$: بازده سهام برنده در دوره سرمایه‌گذاری

$R_{i.t}^{L}$: بازده سهام بازنده در دوره سرمایه‌گذاری

$$R_{w,t} = \mu_w + \rho_w R_{w,t-1}^{k} + \varepsilon_{w,t}$$

$R_{w,t}$: بازده سهم برنده در دوره t، μ_w: پراکندگی در بازده مورد انتظار، $R_{w,t-1}^{k}$: بازده تجمعی سهم برنده در دوره t-1تا t-k، ρ_w :ضریب خود همبستگی بین بازده دوره t با بازده دوره K ماه قبل از آن، $\varepsilon_{w,t}$: جزء اخلال با میانگین صفر

همان طور که در قسمت بالا به آن اشاره شد، در این مدل بازده حاصل از پرتفوی‌های برنده (بازنده) به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود. یکی از متغیرهای مستقل همان ریسک (μ) است که در این تحقیق از واریانس بازده‌ها برای محاسبه آن استفاده شده است. متغیر مستقل بعدی بازده‌های تجمعی سهام برنده (بازنده) در دوره تشکیل است که حاصل‌ضرب آن در ρ به عنوان عامل دوم (O) تعیین شده است. مقدار جزء اخلال (C) نیز در واقع خالص اثر بازده ناشی از ریسک و بازدهی ناشی از همبستگی بین بازده پرتفوی برنده (بازنده) می‌باشد که می‌تواند به عنوان متغیر سوم مستقل در مدل مورد نظر تخمین زده می‌شوند. مطابق مدل ارائه شده، می‌توان محاسبات مربوطه را برای سهم بازنده نیز به دست آورد و در نهایت با توجه به اینکه مطابق تحقیقات جیگادیش و تیتمن سود استراتژی شتاب ناشی از تفاضل بازده پرتفوی برنده از بازنده است، از تفاضل هر یک از متغیرهای برآورد شده در پرتفوی‌های برنده از بازنده، متغیر مربوطه برای پرتفوی برنده-بازنده بدست آمده و معادله بدست آمده برای این پرتفوی نیز تخمین زده می‌شود. در واقع سه جزئی که در پرتفوی بازده-برنده تخمین زده می‌شود، μ متغیر ریسک، O در واقع همان ρR^{k}_{t-1} است و C نیز جزء اخلال می‌باشد.

در این تحقیق داده‌های مربوط به بازده ماهیانه کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره شش ساله ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ جمع آوری گردید، سپس با توجه به در نظر گرفتن یکسری شرایط نظیر۱- شرکت‌هایی که تا قبل از سال ۱۳۸۵(پایان سال ۱۳۸۴) در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.۲- سهام آن‌ها حداقل ۷۰٪ روزهای معاملاتی، معامله شوند.۳- شرکت‌هایی که ۳ ماه متوالی معامله نداشته‌اند، از نمونه حذف شده‌اند.۴- شرکت‌هایی که دارای ارزش دفتری (حقوق صاحبان سهام) منفی هستند از نمونه حذف می‌گردند، در نظر گرفته شد و نمونه ۹۰ شرکتی برای انجام این پژوهش بکارگرفته شد. قابل ذکراست که اطلاعات مالی مربوط به صورتهای مالی نیز طریق بانک اطلاعاتی نرم افزار ره‌آورد نوین جمع آوری گردید.

جهت تحلیل داده‌ها از روش‌های آماری مناسب هر فرضیه استفاده شده است که از عبارتند از: ضریب همبستگی، ضریب تعیین برای بررسی سطح معنی داری در آزمون فرضیه‌ها از آماره‌های t و F برای معنی داری ضرایب نیز از Prop مدل در سطح خطای ۵ درصد استفاده شده است.

۴- فرضیه های پژوهش

فرضیه اول: بکارگیری استراتژی شتاب موجب ایجاد بازده اضافی در بورس اوراق بهادار تهران می‌گردد.

فرضیه دوم: با اعمال تعدیل مدل CAPM بازده اضافی به دست آمده حذف می‌گردد.
فرضیه سوم: با اعمال تعدیل مدل سه عاملی فاماوفرنچ بازده اضافی به دست آمده حذف می‌گردد.
فرضیه چهارم: بین ریسک و بازدهی استراتژی شتاب رابطه معنادار وجود دارد.
فرضیه پنجم: بین تورش‌های رفتاری و بازدهی استراتژی شتاب رابطه معنادار وجود دارد.

۵- یافته های پژوهش

آزمون فرضیه اول: متوسط بازده پرتفوی برنده بیشتر از متوسط بازده پرتفوی بازنده است.

$$\begin{cases} H_0: \text{Means of } R_w \leq \text{Means of } R_l \\ H_1: \text{Means of } R_w > \text{Means of } R_l \end{cases}$$

R_w بازده پرتفوی برنده وR_L بازده پرتفوی بازنده است, نتایج آزمون فرضیه اول در جدول زیر ارائه شده است.

جدول۱ : آزمون t برای دوره تشکیل و نگهداری ۳ و ۶ ماهه

دوره	میانگین برنده	میانگین بازنده	tآماره	سطح معنی‌داری	سطح آزمون
۳/۳	۸.۳۱۴۵	۵.۶۹۴۶	۲.۲۱۲	۰.۰۲۷۱	۰.۰۵
۶/۶	۱۵.۸۵۹۶	۸.۰۰۰۵	۳.۱۸۲	۰.۰۰۱۵	۰.۰۵

مطابق نتایج بدست آمده و میزان سطح معنی داری بدست آمده میانگین پرتفوی برنده بیشتر از میانگین پرتفوی بازنده است و در نتیجه در هر دو دوره آزمون فرضیه H_0 رد می‌گردد.

آزمون فرضیه دوم: با اعمال تعدیلات مدل CAPM متوسط بازده پرتفوی برنده بیشتر از متوسط بازده پرتفوی بازنده است.

$$\begin{cases} H_0: \text{Means of } R_w \leq \text{Means of } R_l \\ H_1: \text{Means of } R_w > \text{Means of } R_l \end{cases}$$

جدول۲ : آزمون t برای دوره تشکیل و نگهداری ۳ و ۶ ماهه

دوره	میانگین برنده	میانگین بازنده	tآماره	سطح معنی‌داری	سطح آزمون
۳/۳	۷.۹۳۹۶	۵.۲۹۳۲	۲.۲۴۴	۰.۰۲۹	۰.۰۵
۶/۶	۱۴.۹۳۲۳	۷.۰۰۴۵	۳.۲۸۲	۰.۰۱۱	۰.۰۵

بر اساس جدول بالا سطح معناداری در هر دو دوره ۳ و ۶ ماهه کوچکتر از سطح معناداری آزمون ۰.۰۵ می‌باشد بنابراین بین میانگین بازده پرتفوی برنده و بازنده تفاوت معناداری وجود دارد. در نتیجه فرض H_1 پذیرفته می‌شود.یعنی بازده پرتفوی برنده بیشتر از بازنده است و تعدیلات مدل CAPM نیز موجب از بین رفتن این بازده اضافی ناشی از تفاضل بازده برنده – بازنده نمی‌شود.

آزمون فرضیه سوم: با اعمال تعدیلات مدل سه عاملی فاما و فرنچ متوسط بازده پرتفوی برنده بیشتر از متوسط بازده پرتفوی بازنده است.

جدول۳ : آزمون t برای دوره تشکیل و نگهداری ۳ و ۶ ماهه

دوره	میانگین برنده	میانگین بازنده	tآماره	سطح معنی‌داری	سطح آزمون
۳/۳	۷.۸۵۰۴	۵.۲۷۲۳	۲.۱۸۹	۰.۰۲۸۸	۰.۰۵
۶/۶	۱۵.۱۰۴۶	۷.۴۷۲۸	۳.۱۷۳	۰.۰۱۶	۰.۰۵

مطابق نتایج بدست آمده از آزمون سطح معناداری کوچکتر از سطح معناداری ۰.۰۵ می‌باشد بنابراین بین میانگین بازده پرتفوی برنده و بازنده تفاوت معناداری وجود دارد. در نتیجه فرض H_1 پذیرفته می‌شود. بازده پرتفوی برنده بیشتر از بازنده است در نتیجه تعدیلات مربوط به مدل فاما و فرنچ نیز موجب از بین رفتن بازدهی بدست آمده از پرتفوی برنده- بازنده نشده است.

به منظور تبیین منابع شتاب مدل زیر را تخمین می‌کنیم، در این مدل دو عامل ریسک و تورش های رفتاری(وجود همبستگی سریالی بین بازدهی پرتفوی در دوره تشکیل و نگهداری) به عنوان متغیر مستقل وارد مدل می‌شوند و معنی داری آنها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$$WML=\beta_1 \mu +\beta_2 O +\beta_3 C$$

$$\begin{cases} H_0: \beta_1, \beta_2, \beta_3 = 0 \\ H_1: \beta_1, \beta_2, \beta_3 \neq 0 \end{cases}$$

نتایج آزمون معنی داری ضرایب در جدول زیر ارائه شده است.

جدول۴: نتایج آزمون معنی داری کلی رگرسیون

متغیر	دوره ۳/۳			دوره ۶/۶		
	ضریب	tآماره	prob	ضریب	tآماره	prob
O	۰.۴۵۱۹	۴.۲۴۵	۰.۰۰۰	-۰.۲۴۴	-۳.۶۲	۰.۰۰۰۳
μ	۰.۰۳۳۲	۰.۳۰۲۴	۰.۷۶	-۰.۰۰۱۶	-۴.۸۷۹	۰.۰۰۰۰
C(جزء اخلال)	۳.۸۸۲	۲.۲۰۴۵	۰.۰۲۷۸	۰.۰۰۳۹۸	-۸.۸۷۲	۰.۰۰۰

برای دوره آزمون ۳/۳ مقدار Prob برای دو متغیر O **و** C کمتر از ۰.۰۵ است بنابراین رابطه معنا داری بین این دو متغیر مستقل و متغیر وابسته (بازدهی استراتژی شتاب) وجود دارد و Prob مربوط به عامل ریسک بیشتر از ۰.۰۵ است بنابراین رابطه معنادار نیست. در دوره آزمون ۶/۶ مقدارProb برای هر سه متغیر مستقل کمتر از۰.۰۵ بوده، بنابراین بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته رابطه معنادار وجود دارد. در ادامه معنی داری ضرایب متغیرهای مستقل به صورت رگرسیون تک عاملی تخمین می‌شود.

آزمون فرضیه چهارم: بین ریسک و بازدهی استراتژی شتاب رابطه معنادار وجود دارد.

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = 0 \\ H_1: \beta_1 \neq 0 \end{cases}$$

جدول۵: نتایج آزمون معنی داری رگرسیون تک عاملی با وجود متغیر μ

متغیر	۳/۳			۶/۶		
	ضریب	tآماره	Prob	ضریب	tآماره	Prob
μ	۰.۱۳۷	۱.۰۶۳	۰.۲۸۷	۰.۰۰۰۹۴	-۲.۰۰۹۴	۰.۰۴۵
عرض از مبدأ	۳۶۰.۵۱	۹.۶۰۱	۰.۰۰۰	۱.۱۹۸۴	۵.۶۲۱۴	۰.۰۰۰

در دوره ۳/۳ با توجه به جدول بالا مقدار.probآزمون برای متغیر μ بزرگتر از ۰.۰۵ بوده بنابراین می‌توان گفت که بین μ با متغیر وابسته رابطه معناداری وجود ندارد و نیز در دوره ۶/۶ با توجه به جدول بالا مقدار.probآزمون برای متغیر μ کوچکتر از ۰.۰۵ بوده بنابراین می‌توان گفت که بین μ با متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد.

آزمون فرضیه پنجم: بین تورش‌های رفتاری و بازدهی استراتژی شتاب رابطه معنادار وجود دارد.

برای بررسی این رابطه نیز دو متغیر در نظر گرفته شده به عنوان عامل تورش‌های رفتاری (متغیر O و C) به صورت جداگانه و نیز در دو دوره آزمون متفاوت تحت آزمون معناداری ضرایب قرار می‌گیرند.

$$\begin{cases} H_0: \beta_2 = 0 \\ H_1: \beta_2 \neq 0 \end{cases}$$

جدول۶: نتایج آزمون معنی داری رگرسیون تک عاملی با وجود متغیر O

متغیر	۳/۳			۶/۶		
	ضریب	tآماره	prob	ضریب	tآماره	prob
O	۰.۵۰۴۱	۴.۳۲۷	۰.۰۰۰	-۰.۲۰۹	-۱.۹۷۴	۰.۰۴۹
عرض از مبدأ	۳۷۹.۲۲۴	۱۳.۲۶۶	۰.۰۰۰	۰.۶۵۴۷	۲.۳۶۴	۰.۰۱۸

در دوره ۳/۳ با توجه به جدول بالا مقدار .probآزمون برای متغیر O و برای جزء ثابت رگرسیون کمتر از ۰.۰۵ بوده بنابراین می‌توان گفت که بین o با متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد و نیز در دوره ۶/۶ .probآزمون برای متغیر O و برای جزء ثابت رگرسیون کمتر از ۰.۰۵ بوده بنابراین می‌توان گفت که بین o با متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد.

از آنجا که جزء اخلال نیز در آزمون معنی داری کلی رگرسیون دارای رابطه معنا دار می‌باشد، بنابراین به عنوان یک متغیر مستقل در رگرسیون تک عاملی مورد آزمون قرار می‌دهیم.

$$\begin{cases} H_0: \beta_3 = 0 \\ H_1: \beta_3 \neq 0 \end{cases}$$

جدول۷: نتایج آزمون معنی داری رگرسیون تک عاملی با وجود جزء اخلال

متغیر	۳/۳			۶/۶		
	ضریب	tآماره	Prob	ضریب	tآماره	Prob
(C)جزء اخلال	۱۰.۲۵۵	۴.۳۵۱	۰.۰۰۰	-۰.۰۳۹	-۸.۱۶۱	۰.۰۰۰
عرض از مبدأ	۳۶۰.۲۱۵	۱۲.۰۹	۰.۰۰۰	۱.۱۸۹	۵.۷۲۳	۰.۰۰۰

با توجه به جدول بالا مقدار .probآزمون برای دوره ۳/۳ متغیر اخلال کوچکتر از ۰.۰۵ بوده بنابراین می‌توان گفت که بین متغیر اخلال با متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد. و در دوره ۶/۶ مقدار .probآزمون برای متغیر اخلال کوچکتر از ۰.۰۵ بوده بنابراین می‌توان گفت که بین متغیر اخلال با متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد.

۵- نتیجه گیری و بحث

در هر دو دوره ۳ و ۶ ماهه آزمون میانگین بازده پرتفوی برنده بیشتر از میانگین بازده پرتفوی بازنده بوده و در نتیجه بازده ایجاد شده توسط پرتفوی برنده-بازنده مقداری مثبت و از لحاظ آماری معنادار است. نتایج این تحقیق با نتایج بدست آمده از تحقیق فاستر و خرازی که به بررسی قابلیت

سودهی استراتژی شتاب در بازار ایران پرداخته‌اند و نیز با نتایج مطالعه فدائی نژاد و صادقی در دوره سه و شش ماهه مطابقت دارد. ولی نتایج تحقیق مهرانی و نونهال نهر فقط امکان افزایش بازده سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از استراتژی معکوس را مورد تأیید قرار داده است. با اعمال تعدیلات مدل CAPM و سه عاملی فا ما و فرنچ در بازده پرتفوی برنده و بازنده، نتایج حاصل نشان میدهد که بازده هر دو پرتفوی برنده و بازنده کمی تعدیل شده ولی همچنان میانگین بازدهی پرتفوی برنده بیشتر از بازنده است و بازده اضافی بدست آمده از پرتفوی برنده –بازنده از بین نرفته است. بنابراین مدل سه عاملی فاما فرنچ نیز سودآوری این استراتژی را نمی‌تواند توضیح دهد که این نتیجه توسط فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۶ تأیید شده است. دی بونت و تالر در سال ۱۹۸۷ بتای CAPM و اندازه شرکت را در تحقیق خود وارد کرد و شواهد اندکی از اینکه بازگشت به میانگین صرفاً توسط ریسک یا اندازه توضیح داده شود نیافت. نتایج آزمون بررسی منابع شتاب نیز نشان می‌دهد که معناداری رابطه بین تورش‌های رفتاری و بازدهی استراتژی شتاب در هر دو دوره آزمون ۳ و ۶ ماهه مورد تأیید است، عامل دوم برای منبع شتاب ریسک در نظر گرفته شده که نتایج بدست آمده از آزمون معناداری این رابطه نشان می‌دهد که در دوره ۶ ماهه رابطه معناداری و در دوره ۳ ماهه رابطه معناداری وجود ندارد.

دی بونت و تالر در سال ۱۹۸۹ تحقیقات مربوط به واکنش بیش از اندازه و بازگشت به میانگین را مورد بررسی قرار دادند، نتایج تحقیقات بعدی نیز نشان می‌داد که تمایز میان ناکارایی بازار و رفتار تأخیری سرمایه گذاران عقلایی مشکل است. در تحقیقی که توسط دوو در سال ۲۰۱۰ به بررسی منابع شتاب با دو عامل ریسک و تورش رفتاری پرداخته، نتایج نشان می‌دهد که ریسک بیشترین تأثیر را بر سود آوری استراتژی شتاب دارد و تورش‌های رفتاری در درجه بعدی بعنوان منبع ایجاد آن شناخته می‌شوند. در واقع بدست آوردن سود از این استراتژی، نشان دهنده کارایی در سطح ضعیف می‌باشد. و بطور کلی تغییر در میزان ریسک گریزی سرمایه‌گذاران و رفتار تأخیری سرمایه گذاران از عوامل کسب بازدهی اضافی از این استراتژی می‌باشد. با مطالعه تحقیقات گوناگون می‌توان به نتایج متفاوتی که از آنها حاصل شده است پی برد، که این تفاوتها به این دلیل است که بعضی از تحقیقات در کشورهای توسعه یافته و برخی دیگر در کشورهای در حال توسعه انجام شده است، دلیل دیگر تناقض در نتایج به استفاده از آزمونهای متفاوت در این تحقیقات می‌باشد و همچنین استفاده از دوره‌های زمانی متفاوت نیز ممکن است منجر به نتایج متفاوت در این تحقیقات شده باشد. پیشنهاد می‌گردد که: بررسی سودمندی استراتژی شتاب در صنایع مختلف موجود در بورس و مقایسه آن‌ها با یکدیگر و بررسی عوامل مؤثر در سودهی در هر یک از صنایع می‌تواند گام بعدی در تحقیقات احتمالی پیش رو در این حوزه باشد.

فهرست منابع

۱) تهرانی، رضا. و انصاری، حجت اله. و سارنج ، علیرضا. (۱۳۸۷)، " بررسی وچود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون نسبت واریانس"، بررسیهای حسابداری و حسابرسی، شماره ۵۴، ص ۱۷-۳۲.

۲) شیرکوند، سعید. و محمدی،شاپور. و دولتی،نیکو. (۱۳۸۷)،"بررسی وجود بازگشت به میانگین در قیمت‌های سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، تحقیقات مالی، شماره ۲۵، ص ۴۱-۵۶.

۳) فدائی نژاد، محمد اسماعیل. و صادقی،محسن. (۱۳۸۵)،"بررسی سودمندی استراتژی‌های و معکوس در بورس اوراق بهادار تهران"،بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، بهار ۱۳۸۴.

۴) مهرانی، ساسان و نونهال‌نهر، علی‌اکبر. (۱۳۸۷)، " ارزیابی واکنش کمتر از حد مورد انتظار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران"، بررسیهای حسابداری و حسابرسی،شماره ۵۴، ص ۱۱۷-۱۳۶.

۵) نیکبخت ، محمدرضا. و مرادی،مهدی. (۱۳۸۴)، "ارزیابی واکنش بیش از اندازه سهامداران عادی در بورس اوراق بهادار تهران"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال دوازدهم، شماره ۴۰، ص ۹۷-۱۲۲.

6) Atanasova, Christina V., & Hudson, Robert S., (2008), “Short term Overreaction, Underreaction and Momentum in Equity Markets” , www.ssrn.com
7) Caginalp, Gunduz., David Porter, and Vernon L. Smith, 2000, “Overreactions, Momentum, Liquidity, and Price Bubbles in Laboratory and Field Asset Markets”, Journal of Psychology & Financial Markets 1, 24-48.
8) Chan, W. & S, Kothari. (2004). “ Testing Behavioral Finance Theory Using Trends and Sequences in Finabcial Performance”, Journal of Financial Economics, 38, 3-50.
9) Du, D. (2010). “Momentum and Behavioral Finance”. Working Paper Series 10-16
10) Du ,D.& Watkins,B. (2007).”When Competing Momentum Hypotheses Really Do Not Compete: How The Sourses of Momentum Profit Change Through Time.” Journal of Economics and Business, 59, 130-143.
11) Fama, E. F, & French, K. R, (1996). ”Multifactor explanations of asset pricing anomalies”, Journal of Finance 51, 55-84.
12) Griffin J. JiX, Martin. JS.(2003) “Momentum Investing and Business Cycle Risk, Evidence from Pole to Pole. Journal of Finance,58, 2515-2547.
13) Hon. M.T. & Tonks, I. (2003), “Momentum in the UK Stock Market”, Journal of Multimational Financial Management,13 , PP 43-70.
14) Jegadeesh, N., & Titman, S., (1993), “Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency” , Journal of Finance, 48, 65-91.
15) Kaestner, M, (2006), “Investors’ Misreaction to Unexpected Earnings: Evidence of Simultaneous Overreaction and Underreaction”, Working Paper. www.ssrn.com

16) Lewellen, jonathan., (2002), "Momentum and Autocorrelation in Stock Returns", The Review of Financial Studies Special 2002 Vol. 15, No. 2, pp. 533-563.
17) Liu, M. & Liu, Q. & Ma, T. (2011). "The 52-Week High Momentum Strategy in International Stock Markets", Journal of International Money an Finance, 30, 180-204.
18) Mc Knight, P,J. & Hou, T, C, T. (2006). " The Determinants of Momentum in the United Kingdom", The Quarterly Review of Economices and Finance, Nov.
19) Pan,M. & Liano, K. & Huang, G. (2004). Industry Momentum Strategies and Autocorrelations in Stock Returns. Journal of Empirical Finanve , 11, 185-202.
20) Rastogi, N., Chaturvedula, Ch., & Bang, N. P. (2009). "Momentum and Overreaction in Indian Capital Markets", International Research Journal of Finance and°Economics,ISSN1450-2887Issue 32. http://www.eurojournals.com/finance.htm
21) Soares, V., & Serra, A. P., (2005), "Overreaction and Underreaction : Evidence for the Portuguese Stock Market" , Working Paper. www.ssrn.com
Yao,Yaqiong. (2012). " Momentum, Contrarion , and the Januray Sesonality", Journal of Banking & Finance, 1231-1243

یادداشت‌ها

[1] Liu, Ma
[2] Lewellen
[3] Size
[4] Analyst Coverage
[5] Du & Watkins
[6] Pan,Liano,Huang
[7] Ding Du
[8] Caginalp & Porter & Smith
[9] Kaestner
[10] Soares & Serra
[11] Atanasova & Hadson
[12] Rastogi, Chaturvedula & Pavan Bang
[13] Yao