

بازدهی مقطعی سهام، ریسک نقدشوندگی و بی‌قاعدگی‌های بازار مالی

غلامرضا اسلامی بیدگلی^۱، اعظم هنردوست^۲

چکیده: دستیابی به مدلی بهینه برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای همواره موضوعی محوری در مطالعات حوزه مالی به‌شمار آمده است. در پژوهش حاضر، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ به‌علاوه معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا (۲۰۰۳) را بررسی می‌کنیم. برخلاف عمده مطالعات گذشته، در این مدل بتای سهم متغیر و عاملی از اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است. به‌منظور بررسی مدل مذکور، بازدهی تعدیل‌شده با ریسک، با استفاده از مدل مزبور محاسبه می‌شود و رابطه آن با بی‌قاعدگی‌های بازار مالی آزمون می‌شود. بی‌قاعدگی‌های بررسی‌شده در این پژوهش عبارت‌اند از: اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نسبت گردش سهام و بازدهی‌های گذشته. داده‌های مورد استفاده به‌صورت ماهانه و برخی نیز به‌طور روزانه برای سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ از شرکت‌های نمونه بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده است. نتایج تحقیق مبین جذب اثر تمام بی‌قاعدگی‌های بررسی‌شده توسط مدل مذکور در دوره مورد بررسی است.

واژه‌های کلیدی: بی‌قاعدگی‌های بازار مالی، ریسک نقدشوندگی، قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ.

۱. دانشیار مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران

۲. کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۲/۰۶/۰۴

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۳/۰۲/۰۷

نویسنده مسئول مقاله: اعظم هنردوست

E-mail: azam_honardust@yahoo.com

مقدمه

یکی از معیارهای اساسی برای تصمیم‌گیری در بورس، بازده سهام است. بازده سهام خود به‌تنهایی محتوای اطلاعاتی دارد و بیشتر سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه در تجزیه و تحلیل مالی و پیش‌بینی‌ها از آن استفاده می‌کنند (قائمی و طوسی، ۱۳۸۵). تاکنون پژوهش‌های متعددی در زمینه عوامل مختلف تأثیرگذار بر بازده مورد انتظار سهام انجام گرفته است، اما هیچ‌یک نتوانسته‌اند مدلی ارائه دهند که قابلیت تعمیم در سطح جهانی را داشته باشد و برای همه دوره‌های زمانی صادق باشد. پاسخ به این پرسش که آیا بازده‌های سهام فقط تحت تأثیر عوامل ریسکی هستند یا توسط ویژگی‌های غیرریسکی شرکت نیز توضیح داده می‌شوند به منازعه‌ای مداوم در میان محققان تبدیل شده است (آوراموف و کوردیا، ۲۰۰۶).

باسو (۱۹۷۷)، بنز (۱۹۸۱)، جیگادیش (۱۹۹۰) و فاما و فرنچ (۱۹۹۲) اظهار می‌کنند که تفاوت متوسط بازدهی‌های مقطعی نه‌تنها آن‌طور که CAPM بیان کرده است، توسط ریسک بازار تعیین نمی‌شوند، بلکه از طریق میزان ارزش بازار سرمایه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازدهی گذشته تعیین می‌شوند (آوراموف و کوردیا، ۲۰۰۶). تأثیر عوامل غیرریسکی شرکت - که گونه‌ای از بی‌قاعدگی‌های^۱ بازار مالی تلقی می‌شوند - بر بازدهی سهام در تضاد با کارایی بازار است. در نتیجه، مطالعات معطوف به یافتن مدل بهینه‌ای است که علاوه بر تبیین مناسب بازدهی سهام، قادر به جذب اثر بی‌قاعدگی‌های بازار مالی نیز باشد. در این زمینه، فاما و فرنچ (۱۹۹۳) مدل سه عاملی خود را ارائه کردند و با بیان اینکه به‌جز اثر بازدهی‌های گذشته، اثر ویژگی‌های اوراق بهادار بر بازدهی‌های مورد انتظار می‌تواند از طریق یک مدل چندعاملی مبتنی بر ریسک توضیح داده شود، از کارایی مدل سه عاملی خود حمایت کردند (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳؛ ۱۹۹۶).

آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶) برای نخستین بار نقش نقدشوندگی^۲ در قیمت‌گذاری دارایی‌ها را بررسی کردند و نتیجه گرفتند نقدشوندگی عاملی تأثیرگذار بر بازدهی مقطعی سهام است. این مطالعه زمینه‌ای شد برای آنکه پاستور و استامبا (۲۰۰۳) با ارائه معیار ریسک نقدشوندگی بازار خود نشان دهند که اهمیت عامل اثر شتاب با ورود عامل ریسک نقدشوندگی‌شان به مدل سه عاملی کاهش می‌یابد. اما پرسش اینجاست که آیا اضافه کردن معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا (۲۰۰۳) به مدل سه عاملی فاما و فرنچ و متغیر در نظر گرفتن بتای سهام، بازدهی را فقط براساس عوامل ریسک توضیح می‌دهد؟ آیا این مدل می‌تواند اثر بی‌قاعدگی‌های بازار مالی را جذب کند؟

1. Anomalies

2. Liquidity

ممکن است چارچوب تجربی آواموف و کوردیا (۲۰۰۶) گزینه مناسبی برای بررسی این مسئله باشد. در این چارچوب، رابطه بازدهی تعدیل شده با ریسک به دست آمده از مدل چهار عاملی با بی‌قاعدگی‌ها بررسی می‌شود. اگر رابطه معنی‌داری بین متغیرهای مستقل و وابسته وجود نداشته باشد، می‌توان گفت مدل مزبور اثر بی‌قاعدگی‌های بررسی شده را جذب می‌کند.

دو دلیل موجب بروز انگیزه انجام دادن تحقیق حاضر شد. اولاً فقط دو مطالعه در زمینه نقش عامل ریسک نقدشوندگی بازار در توضیح بازده‌های مقطعی سهام در مدلی شامل بی‌قاعدگی‌های بازار مالی وجود دارد که یکی توسط آواموف و کوردیا (۲۰۰۶) و دیگری توسط نارایان و ژنگ (۲۰۱۰) انجام گرفته است. از آنجاکه نقش عامل ریسک نقدشوندگی بازار در رفتار قیمت‌گذاری اهمیت دارد، بسط مطالعات در این امتداد، استنباط‌هایی برای عملکردهای بازار سهام دارد. ثانیاً مطالعات مزبور به ترتیب در بازارهای سهام ایالات متحده با ساختار مظنه‌محور^۱ و بازار سهام چین با ساختار سفارش‌محور^۲ صورت گرفته است. ساختار بازار سهام ایران نیز از نوع سفارش‌محور است، اما طبق گفته نارایان و ژنگ (۲۰۱۰)، سیستم‌های مبادلاتی و همچنین شرایط متفاوت بازار بر نتایج تحقیق اثر می‌گذارد. در نتیجه، ضرورت انجام دادن این تحقیق در ایران احساس شد.

در پایان، اضافه می‌شود هدف از انتخاب موضوع پژوهش حاضر، یافتن مدلی است که بتواند به بهترین نحو بازدهی مقطعی سهام را در بورس اوراق بهادار تهران براساس عوامل ریسک توضیح دهد و اثر بی‌قاعدگی‌های بازار مالی را در خود جذب کند. همچنین، نتایج آن راهنمایی برای سرمایه‌گذاران در اتخاذ هرچه بهتر تصمیمات سرمایه‌گذاری و پژوهشگران در جهت بسط دانش در زمینه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای باشد. در این زمینه، فرضیه‌های زیر را آزمون می‌کنیم:

۱. اندازه شرکت، بازدهی مقطعی سهام را با در نظر گرفتن عامل ریسک نقدشوندگی توضیح نمی‌دهد.
۲. نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، بازدهی مقطعی سهام را با در نظر گرفتن عامل ریسک نقدشوندگی توضیح نمی‌دهد.
۳. نسبت گردش سهام، بازدهی مقطعی سهام را با در نظر گرفتن عامل ریسک نقدشوندگی توضیح نمی‌دهد.
۴. بازدهی‌های گذشته، بازدهی مقطعی سهام را با در نظر گرفتن عامل ریسک نقدشوندگی توضیح نمی‌دهند.

پیشینه پژوهش

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای^۱ مطرح‌شده توسط شارپ (۱۹۶۴)، لیتنر (۱۹۶۵) و بلک (۱۹۷۳) به‌عنوان اولین مدل تعادلی، تشریحی عقلایی از رابطه ریسک و بازده ارائه می‌کند؛ بدین ترتیب که بتای بازار فقط عامل ریسک برای توضیح تغییرات مقطعی بازده‌های مورد انتظار سهام است (عیوض‌لو، ۱۳۸۷؛ مارسلو و کویروس، ۲۰۰۶). در زمینه بررسی صحت مدل مذکور، مطالعاتی صورت پذیرفت که به معرفی متغیرهای تأثیرگذار دیگری بر بازده‌های سهام منجر شد. بنز (۱۹۸۱) دریافت ارزش بازار شرکت به توضیح بتا از متوسط بازدهی مقطعی می‌افزاید. استاتمن (۱۹۸۰)، رزنبرگ، رید و لنشتاین (۱۹۸۵) دریافتند بین متوسط بازدهی سهام شرکت‌های آمریکایی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها ارتباط مثبتی برقرار است. مبحث دیگری که در مورد مدل شارپ، بلک و لیتنر انجام گرفت، ارتباط مثبت بین اهرم و متوسط بازدهی بود که توسط بهاندری (۱۹۸۸) به اثبات رسید. باسو (۱۹۸۳) در آزمون شامل اندازه و بتای بازار نشان داد نسبت $\frac{E}{P}$ به توضیح روند میانگین بازدهی سهام شرکت‌های آمریکایی کمک می‌کند. بال (۱۹۷۸) نیز ادعا می‌کند که $\frac{E}{P}$ ، شاخص مناسبی برای عوامل نامعلوم در بازدهی مورد انتظار است. درنهایت، می‌توان اظهار کرد تحقیقات متعدد، سودمندی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را در توضیح‌دهندگی بازده‌های مورد انتظار مقطعی زیر سؤال برده است (مارسلو و کویروس، ۲۰۰۶).

فاما و فرنچ (۱۹۹۲) مانند رینگانوم (۱۹۸۱)، لاکونیشاک و شاپیرو (۱۹۸۶) دریافتند ارتباط بین بتا و میانگین بازدهی حتی هنگامی که بتا به‌تنهایی در توضیح میانگین بازدهی به کار می‌رود، در دوره ۱۹۶۳ تا ۱۹۹۰ ناپدید شده است. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با تکیه بر یافته‌های مطالعه قبلی و انجام‌دادن آزمون‌های متعدد، مدل سه عاملی خود را به‌شرح زیر برای بازار سهام ارائه کردند.

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \varepsilon_i \quad \text{رابطه ۱}$$

متغیرهای معادله بالا در بخش داده‌های پژوهش توضیح داده می‌شوند. درنهایت، فاما و فرنچ (۱۹۹۶) در مطالعه خود دریافتند به‌جز برای تداوم بازدهی کوتاه‌مدت گذشته، اثر بی‌قاعدگی‌ها به‌طور عمده‌ای در مدل سه عاملی ناپدید می‌شود. برخلاف وجود مطالعات متعدد در زمینه تأیید مدل سه‌عاملی، مطالعاتی نیز صورت گرفته است که بیان می‌کنند مدل سه عاملی نمی‌تواند یا حداقل همیشه نمی‌تواند به‌طور کامل میانگین بازدهی سهام را توضیح دهد.

همان طور که مطالعات درصدد یافتن مدلی بودند که بتواند میانگین بازدهی سهام را با تکیه بر رابطه ریسک - بازده و همچنین جذب اثر بی‌قاعدگی‌های بازار مالی توضیح دهد، پاستور و استامبا (۲۰۰۳) ثابت کردند اهمیت عامل اثر شتاب در زمینه یک سرمایه‌گذاری به‌طور معناداری با ورود معیار ریسک نقدشوندگی‌شان به مدل سه عاملی کاهش می‌یابد. آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶) یکی از نخستین مطالعاتی بود که نقش نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی را بررسی کرد. آنها رابطه بین بازده‌های سهام و شکاف عرضه و تقاضا را بررسی کردند و به شواهد تجربی مرتبط با وجود صرف نقدشوندگی پی بردند.

همچنین آثار، اهمیت مدل‌سازی بتای متغیر سهام را شناسایی کرده‌اند. گیسلز (۱۹۹۸) بیان می‌کند اگر پویایی بتا به‌طور مناسب جذب شود، یک مدل با بتای متغیر عملکرد بهتری از مدل با بتای ثابت دارد. همچنین، اوراموف و کوردیا دریافته‌اند بتای سهم متغیر نسبت به بتای سهم ثابت توان قیمت‌گذاری مدل‌ها را افزایش می‌دهد (اوراموف و کوردیا، ۲۰۰۶).

در پایان می‌توان اظهار کرد که شواهد نشان می‌دهند ریسک نقدشوندگی نقش مهمی در توضیح‌دهندگی بازده‌های دارایی ایفا می‌کند، اما مطالعات کمی عامل ریسک نقدشوندگی را به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، به‌ویژه مدل سه عاملی فاما و فرنچ اضافه کرده‌اند و آنهایی که موفقیت محدودی در توضیح‌دهندگی تغییرات مقطعی بازده‌های دارایی مشاهده کرده‌اند، کمتر به این مسئله پرداخته‌اند که آیا ریسک نقدشوندگی می‌تواند بی‌قاعدگی‌های متعدد بازار مالی را توضیح دهد.

روش‌شناسی پژوهش

داده‌های پژوهش

داده‌های تحقیق حاضر به‌طور ماهانه و برخی به‌طور روزانه از بازار و نمونه‌ای از سهام عادی شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران و در دوره زمانی چهارده ساله فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۹۳ جمع‌آوری شده‌اند. برای اینکه شرکتی در نمونه قرار گیرد علاوه بر حضور در چارک بالایی نقدشوندگی (از حجم معامله تجمعی چهارده ساله به‌عنوان معیار نقدشوندگی برای نمونه‌گیری استفاده شده است) باید شرایط زیر را نیز داشته باشد:

الف) پایان سال مالی ۲۹ اسفندماه

ب) نبود ارزش دفتری منفی در دوره مورد بررسی

شایان ذکر است برای قرارگرفتن یک شرکت در نمونه، در هر ماه معین، باید تمام اطلاعات

مورد نیاز برای آن ماه در اختیار باشد. درنهایت، ۱۰۵ شرکت به‌عنوان نمونه باقی می‌مانند.

متغیرهای تحقیق به شرح زیر هستند:

۱. بازده سهام: بازده سرمایه‌گذاران در سهام عادی، در یک دوره معین، با توجه به قیمت اول و آخر دوره و منافع حاصل از مالکیت به دست می‌آید. منافع حاصل از مالکیت در دوره‌هایی که مجمع برگزار شده باشد به سهامدار تعلق می‌گیرد و ممکن است به شکل‌های مختلفی به سهامداران پرداخت شود که عمده‌ترین آنها افزایش سرمایه از محل اندوخته (سهام جایزه) و افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی هستند. برای این حالت‌ها فرمول محاسبه نرخ بازده به صورت زیر است:

$$r_{it} = \frac{D_t + P_t(1 + \alpha + \beta) - (P_{t-1} + \alpha(1000))}{P_{t-1} + \alpha(1000)} \times 100 \quad \text{رابطه ۲}$$

که در آن، P_t قیمت سهم در پایان دوره t ؛ P_{t-1} قیمت سهم در ابتدای دوره t ؛ D_t سود تقسیمی تخصیصی طی دوره؛ α درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی؛ β درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته. یادآوری می‌شود بازده سهام در این تحقیق به صورت ماهانه و روزانه محاسبه شده است (راعی و پویان‌فر، ۱۳۸۵).

۲. نرخ بازده دارایی بدون ریسک (R_f): از نرخ سود اوراق مشارکت به عنوان نرخ بازده دارایی بدون ریسک استفاده می‌شود.

۳. صرف ریسک بازار (r_m): عبارت است از: مازاد بازده بازار که انتظار می‌رود با توجه به ریسک تحمل شده توسط سهام شرکت‌ها نصیب آنها شود و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R_m - R_f \quad \text{رابطه ۳}$$

که در آن، R_m نرخ بازده بازار؛ R_f نرخ بازده بدون ریسک است. در این مطالعه، از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به منظور محاسبه بازده بازار در دوره t استفاده شده است.

۴. اندازه شرکت (SIZE): از ارزش روز شرکت به عنوان معیاری برای محاسبه اندازه شرکت استفاده شده است. ارزش روز شرکت از طریق زیر به دست می‌آید:

$$\text{قیمت سهام} \times \text{تعداد سهام انتشار یافته} = \text{ارزش روز شرکت} \quad \text{رابطه ۴}$$

اندازه شرکت در هر ماه از ضرب تعداد سهام در پایان سال قبل در قیمت سهام در آخرین روز معاملاتی همان ماه به دست آمده است. به منظور نرمال سازی مقادیر آن از لگاریتم طبیعی آنها استفاده می‌شود.

۵. نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BM): نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار هر ماه از تقسیم ارزش دفتری شرکت در پایان سال قبل بر ارزش روز شرکت در پایان همان ماه به دست آمده است. مطابق با مطالعات فاما و فرنچ، مقادیر BM بالای ۰/۹۹۵ برابر ۰/۹۹۵ و مقادیر پایین تر از ۰/۰۰۵ برابر ۰/۰۰۵ قرار گرفته‌اند. همانند متغیر اندازه از آنها لگاریتم طبیعی گرفته می‌شود.

۶. پرتفوی اندازه (SMB): به منظور محاسبه بازده پرتفوی اندازه، برای هر سال ابتدا سهام شرکت‌های نمونه براساس اندازه شرکت در پایان سال مالی قبل به دو دسته سهام با اندازه کوچک (S) و سهام با اندازه بزرگ (B) که هر کدام نیمی از سهام نمونه را دربردارند، تقسیم می‌شوند. در مرحله بعد، مجدداً برای هر سال، سهام شرکت‌های نمونه براساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار که این بار از تقسیم ارزش دفتری در پایان سال قبل بر ارزش بازار در پایان سال قبل به دست آمده است به سه دسته حاوی ۳۰ درصد فوقانی (H)، ۴۰ درصد میانی (M) و ۳۰ درصد تحتانی (L) تقسیم می‌شوند. از ترکیب پنج گروه به دست آمده، ۶ پرتفوی (SH، SM، SL، BH، BM، BL) تشکیل می‌شوند. در نهایت، بازده پرتفوی اندازه از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$r_{SMB} = \frac{(r_{SH} + r_{SM} + r_{SL})}{3} - \frac{(r_{BH} + r_{BM} + r_{BL})}{3} \quad \text{رابطه ۵}$$

۷. پرتفوی ارزش (HML): بازده این پرتفوی به این صورت محاسبه می‌شود:

$$r_{HML} = \frac{(r_{SH} + r_{BH})}{2} - \frac{(r_{SL} + r_{BL})}{2} \quad \text{رابطه ۶}$$

۸. نسبت گردش سهام (TURN)^۱: نسبت گردش سهام هر ماه از تقسیم حجم ماهانه معامله سهام بر سهام منتشر شده در دست مردم در پایان همان ماه حاصل می‌شود. سپس به منظور نرمال سازی آن از لگاریتم طبیعی آن استفاده می‌شود.

۹. عامل اثر شتاب (RET ۷-۱۲)^۲: برابر مجموع بازده‌های ماه هفتم تا دوازدهم قبل از ماه t-۱ است.

۱۰. عامل ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا (RREV): برای به دست آوردن RREV از طریق زیر عمل می‌شود. در گام نخست، رگرسیون سری زمانی زیر تخمین زده می‌شود:

1. Turnover rate
2. Momentum effect

$$r_{i,d+1,t}^e = \theta_{i,t} + \phi_{i,t} r_{i,d,t} + rrev_{i,t} \cdot \text{sign}(r_{i,d,t}^e) \cdot v_{i,d,t} + \varepsilon_{i,d+1,t} \quad (\text{رابطه ۷})$$

که در آن، $r_{i,d,t}$ بازده سهام i در روز d و ماه t ؛ $r_{m,d,t}$ بازده بازار در روز d و ماه t ؛ $v_{i,d,t}$ حجم ریالی مبادله سهام i در روز d و ماه t ؛ $r_{i,d,t}^e - r_{m,d,t} = rrev_{i,t}$ نقدشوندگی سهام i در ماه t است.

از تخمین رگرسیون سری زمانی بالا برای هر یک از سهام نمونه در ماهی که حداقل حاوی ۱۵ روز معاملاتی باشد، نقدشوندگی سهام مزبور در آن ماه معین به دست می آید. پیرو رویه پاستور و استامبا (۲۰۰۳) و دیگران و به منظور ایجاد ثبات اندازه نقدشوندگی بازار، عامل وزن دهی $\frac{m_t}{m_1}$ که در آن m_t برابر با مجموع حجم معامله تمام سهام مشمول ماه t در آخرین روز معاملاتی شان در ماه $t-1$ و m_1 برابر با مجموع حجم معامله تمام سهام مشمول فروردین ۱۳۸۰ در آخرین روز معاملاتی شان در اسفند ۱۳۷۹ است، مطابق معادله زیر در محاسبه نقدشوندگی ماهانه بازار لحاظ شده است.

$$RREV_t = \left(\frac{m_t}{m_1}\right) \times \left(\frac{1}{N_t}\right) \sum_{i=1}^{N_t} rrev_{i,t} \quad (\text{رابطه ۸})$$

در این معادله، N_t تعداد سهام اندازه گیری شده در ماه t است.

مدل آماری

یکی از ویژگی های مهم اکثر تحقیقات تجربی در زمینه قیمت گذاری دارایی این است که از بازده های پرتفوی های ایجاد شده براساس چیدمان اوراق بهادار بر مبنای برخی معیارهای دلخواه در تحلیل خود استفاده می کنند (برنان، کوردیا و سابراهمانیام، ۱۹۹۸). رول (۱۹۷۷) نشان می دهد که فرایند تشکیل پرتفوی با پنهان کردن بازده مرتبط با ویژگی های اوراق بهادار در متوسط بازدهی پرتفوی ممکن است رد فرضیه صفر را مبنی بر اینکه ویژگی های سهام هیچ اثری بر بازده آنها ندارند، مشکل کند. لو و مک کینلی (۱۹۹۰) تقریباً دیدگاه مخالف رول را بیان می کنند. آنها معتقدند اگر محققان پرتفوی ها را براساس ویژگی هایی ایجاد کنند که محقق پیشین به ارتباط آنها با متوسط بازدهی پی برده باشد، آنها تمایل به رد فرضیه صفر را نشان می دهند که اغلب به سبب تورش جمع آوری داده ها^۱ است، اما نتیجه نهایی را می توانیم از مقایسه مطالعه فاما و فرنچ

(۱۹۹۶) و برنان و سابراهامانیام (۱۹۹۶) دریابیم، که نتایج را به ترتیب برای ۶ و ۷ مجموعه از پرتفوی‌ها ارائه کردند و به نتایج کاملاً متفاوتی مبتنی بر ملاک استفاده‌شده در تشکیل پرتفوی دست یافتند.

پیرو مطالعه برنان و همکاران (۱۹۹۸)، در تحلیل این پژوهش، اوراق بهادار را به‌طور منفرد بررسی می‌کنیم. ابتدا برای هر یک از شرکت‌های نمونه، رگرسیون سری‌زمانی زیر را تخمین می‌زنیم و آزمون معنی‌داری را برای آنها انجام می‌دهیم.

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1}r_{mt} + \beta_{j2}SIZE_{jt-1}r_{mt} + \beta_{j3}BM_{jt-1}r_{mt} \quad \text{رابطه ۹}$$

$$+ \beta_{j4}SMB_{jt} + \beta_{j5}HML_{jt} + \beta_{j6}RREV_{jt} + \mu_{jt}$$

که در آن r_{jt} صرف ریسک سهام است. از مجموع عرض از مبدأ و پسماندها، نرخ بازدهی تعدیل‌شده با ریسک برای هر شرکت در هر ماه به دست می‌آید.

$$R_{jt} = \alpha_j + \mu_{jt} \quad \text{رابطه ۱۰}$$

در نهایت، از بازدهی تعدیل‌شده با ریسک، به‌عنوان متغیر وابسته در رگرسیون‌های مقطعی زیر برای آزمون فرضیه‌ها استفاده می‌شود.

$$R_{jt} = \gamma_{.t} + \gamma_{1t}SIZE_{jt-1} + \gamma_{2t}BM_{jt-1} + \gamma_{3t}TURN_{jt-1} \quad \text{رابطه ۱۱}$$

$$+ \gamma_{4t}RET7 - 12_{jt-1} + e_{jt}$$

$$R_{jt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}SIZE_{jt-1} + e_{jt} \quad \text{رابطه ۱۲}$$

$$R_{jt} = \gamma_{0t} + \gamma_{2t}BM_{jt-1} + e_{jt} \quad \text{رابطه ۱۳}$$

$$R_{jt} = \gamma_{0t} + \gamma_{3t}TURN_{jt-1} + e_{jt} \quad \text{رابطه ۱۴}$$

$$R_{jt} = \gamma_{0t} + \gamma_{4t}RET7 - 12_{jt-1} + e_{jt} \quad \text{رابطه ۱۵}$$

به تعداد ماه‌های نمونه برای هریک از معادلات بالا، رگرسیون مقطعی تخمین می‌زنیم و در تخمین هریک از آنها فروض کلاسیک بررسی می‌شوند. برای شناسایی ناهمسانی واریانس از آزمون وایت^۱ استفاده می‌شود و در صورت عدم همسانی واریانس پسماندها از اصلاح وایت استفاده می‌شود. در پژوهش پیش رو برای همبستگی سریالی از آزمون براش-گادفری^۲ و در صورت وجود همبستگی از اصلاح نیوای-وست^۳ استفاده می‌شود. یکی از متداول‌ترین آزمون‌های به‌کاررفته به‌منظور نرمالیتی آزمون جارک-برا^۴ است که در این تحقیق استفاده می‌شود. برای پژوهش حاضر بیشتر آزمون‌های نرمالیتی معنی‌دار بودند یعنی نشان‌دهنده نقض فرض نرمالیتی هستند، اما از آنجاکه اندازه نمونه بیشتر از ۳۰ است، با استناد به قضیه حد مرکزی می‌توان بیان کرد حتی در غیاب فرض نرمال بودن، آماره‌های آزمون به‌طور مجانبی از توزیع‌های مناسب پیروی می‌کنند.

برای محاسبه رگرسیون نهایی معادلات بالا و تحلیل نتایج، رویه فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) یعنی محاسبه متوسط سری زمانی ضرایب و آماره‌های t رگرسیون‌های مقطعی را به کار می‌گیریم.

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

در این بخش، برخی شاخص‌های مرکزی مانند میانگین، میانه و همچنین انحراف معیار به‌عنوان شاخص پراکندگی، در زمینه متغیرهای توضیحی رگرسیون مقطعی - که مبنای آزمون فرضیات ما قرار دارند- ارائه می‌شود. شایان ذکر است برای محاسبه میانگین، میانه و انحراف معیار هریک از متغیرها، از متوسط سری زمانی این شاخص‌ها در مقاطع مختلف استفاده شده است.

همان‌گونه که از جدول ۱ مشهود است، میانگین متغیر اندازه شرکت برابر $۲۷/۹$ ، میانه آن $۲۷/۴$ و انحراف معیار آن $۱/۵۳$ است. همچنین، برای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام این مقادیر به ترتیب برابر $۱/۱۵$ ، $۱/۰۹$ ، $۰/۹۲$ است. نسبت گردش سهام دارای میانگین $۵/۷۲$ ، میانه $۵/۳۹$ و انحراف معیار $۱/۸۸$ است. این مقادیر برای بازدهی‌های گذشته نیز عبارت از $۰/۲۶$ ، $۰/۱۷$ و $۰/۴۱$ هستند.

از جمله روش‌های آمار توصیفی، محاسبه ضرایب همبستگی بین متغیرهاست. برای محاسبه ضرایب همبستگی بین متغیرها، متوسط سری زمانی ضرایب همبستگی مقاطع مختلف محاسبه می‌شود.

-
1. White
 2. Breusch-Godfrey
 3. Newey-West
 4. Jarque-Bera

جدول ۱. آمار توصیفی داده‌ها

متغیرها	میانگین	میانه	انحراف معیار
اندازه شرکت	۲۷/۹	۲۷/۴	۱/۵۳
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	-۱/۱۵	-۱/۰۹	۰/۹۲
نسبت گردش سهام	-۵/۷۲	-۵/۳۹	۱/۸۸
بازدهی‌های گذشته	۰/۲۶	۰/۱۷	۰/۴۱

جدول ۲. همبستگی بین متغیرها

RET 7-12	TURNOVER	BM	SIZE	R	
۰/۰۰۱	۰/۰۶	-۰/۰۲	-۰/۰۲	۱	R
۰/۰۹	۰/۰۵	-۰/۳۵	۱	-۰/۰۲	SIZE
-۰/۲	-۰/۰۴۵	۱	-۰/۳۵	-۰/۰۲	BM
۰/۰۷	۱	-۰/۰۴۵	۰/۰۵	۰/۰۶	TURNOVER
۱	۰/۰۷	-۰/۲	۰/۰۹	۰/۰۰۱	RET 7-12

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، ضرایب همبستگی بین متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته به‌طورنسبی پایین‌اند. بیشترین ضریب همبستگی بین اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام و به میزان ۰/۳۵- است. پس از آن ضریب همبستگی بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام و بازدهی‌های گذشته با مقدار ۰/۲- است. همچنین، کمترین مقدار آن، ضریب همبستگی بین بازدهی تعدیل‌شده با ریسک و بازدهی‌های گذشته به میزان ۰/۰۰۱ است.

یافته‌های پژوهش

در این قسمت با توجه به آزمون‌های انجام‌گرفته، نتایج و مقایسه آنها با یافته‌های مطالعات اوراموف و کوردیا (۲۰۰۶) و نارایان و ژنگ (۲۰۱۰) ارائه می‌شود. نتایج آزمون فرضیه‌ها در جدول ۳ می‌آید. پنل A نتایج تخمین رگرسیون (۱۰)، پنل B نتایج تخمین رگرسیون (۱۱)، پنل C نتایج تخمین رگرسیون (۱۲)، پنل D نتایج تخمین رگرسیون (۱۳) و پنل E نتایج تخمین رگرسیون (۱۴) را نشان می‌دهد.

جدول ۳. خلاصه نتایج آزمون فرضیه‌ها

t-statistic	Median	Mean	Panel A
-۰/۱۷۹۸	۰/۰۴۵۹	-۰/۰۶۳۶	γ_{0t}
-۰/۱۱۲۳	-۰/۰۰۳۵	-۰/۰۰۲۸	γ_{1t}
-۰/۲۲۹۴	-۰/۰۰۵۷	-۰/۰۰۵۰	γ_{2t}
-۰/۴۱۸۷	۰/۰۰۳۱	-۰/۰۰۲۶	γ_{3t}
-۰/۱۳۳۰	-۰/۰۰۷۶	-۰/۰۰۵۴	γ_{4t}
	۰/۰۵۲۴	-۰/۰۶۷۹	Adjusted R ²
t-statistic	Median	Mean	Panel B
-۰/۱۰۸۲	۰/۰۲۹۴	-۰/۰۴۲۶	γ_{0t}
-۰/۰۸۰۳	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۷	γ_{1t}
	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۹۰	Adjusted R ²
t-statistic	Median	Mean	Panel C
-۰/۲۵۰۳	۰/۰۰۱۲	-۰/۰۰۹۲	γ_{0t}
-۰/۱۳۱۸	-۰/۰۰۱۲	-۰/۰۰۰۸	γ_{2t}
	۰/۰۰۱۶	-۰/۰۱۲۶	Adjusted R ²
t-statistic	Median	Mean	Panel D
-۰/۵۴۸۹	-۰/۰۲۴۸۱	-۰/۰۲۸۹	γ_{0t}
-۰/۳۷۰۴	۰/۰۰۱۶	-۰/۰۰۲۰	γ_{3t}
	۰/۰۰۱۸	-۰/۰۲۳۱	Adjusted R ²
t-statistic	Median	Mean	Panel E
-۰/۵۸۴۶	۰/۰۰۹۲	-۰/۰۱۳۲	γ_{0t}
۰/۰۰۲۱	-۰/۰۰۱۹	-۰/۰۰۰۷	γ_{4t}
	-۰/۰۰۱۹	-۰/۰۲۰۶	Adjusted R ²

با توجه به جدول ۳ نتایج زیر حاصل می‌شود:

فرضیه اول تحقیق حاضر مبنی بر اینکه متغیر اندازه شرکت، بازدهی مقطعی سهام را با لحاظ عامل ریسک نقدشوندگی بازار در مدل سه عاملی فاما و فرنچ توضیح نمی‌دهد، هم به‌تنهایی و هم زمانی را که با سایر بی‌قاعدگی‌ها بررسی می‌شود، در سطح اطمینان ۹۵ درصد نمی‌توان رد کرد.

این یافته با نتایج آوراموف و کوردیا (۲۰۰۶) و نارایان و ژنگ (۲۰۱۰) سازگار و به این معنی است که مدل مزبور اثر متغیر اندازه شرکت را در خود جذب می‌کند. این احتمال وجود دارد که استفاده از بتای متغیر سهام که با اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در طول زمان تغییر

می‌کند، به جذب اثر اندازه شرکت منجر شده باشد، زیرا تغییرات در اندازه شرکت‌ها در تغییرات بتای سهام بیان می‌شود.

فرضیه دوم تحقیق مبنی بر اینکه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، بازدهی مقطعی سهام را با ورود عامل ریسک نقدشوندگی بازار به مدل سه عاملی فاما و فرنچ توضیح نمی‌دهد، هم به‌تنهایی و هم به‌همراه سایر متغیرهای مستقل نمی‌توان در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد کرد. همانند فرضیه اول، این یافته با نتایج مطالعات آوراموف و کوردیا (۲۰۰۶) و نارایان و ژنگ (۲۰۱۰) سازگار است. رد شدن فرضیه صفر به این معنی است که مدل مزبور اثر متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را در خود جذب می‌کند. دلیل محتمل آن می‌تواند توجیه ارائه‌شده برای فرضیه اول باشد. نتایج آزمون فرضیه سوم تحقیق بیانگر آن است که متغیر نسبت گردش، بازدهی مقطعی سهام را با در نظر گرفتن عامل ریسک نقدشوندگی بازار در مدل سه عاملی فاما و فرنچ چه به‌تنهایی و چه به‌همراه سایر بی‌قاعدگی‌ها توضیح نمی‌دهد؛ یعنی فرضیه سوم را نیز در سطح اطمینان ۹۵ درصد نمی‌توان رد کرد و مدل چهار عاملی اثر نسبت گردش سهام را جذب می‌کند. این نتیجه با یافته‌های نارایان و ژنگ (۲۰۱۰) سازگار و متفاوت از نتایج آوراموف و کوردیا (۲۰۰۶) است. در مطالعه آوراموف و کوردیا (۲۰۰۶) این نتیجه حاصل می‌شود که مدل مزبور اثر گردش سهام را جذب نمی‌کند، ولی در مطالعه نارایان و ژنگ - که مشابه مطالعه آنهاست، اما برای بازار سهام چین با ساختاری متفاوت از بازار سهام آمریکا است - معنی‌دار نیست. در نهایت، فرضیه چهارم را مبنی بر اینکه بازدهی‌های گذشته، بازدهی مقطعی سهام را با لحاظ عامل ریسک نقدشوندگی در مدل سه عاملی فاما و فرنچ، هم به‌تنهایی و هم به‌همراه سایر متغیرهای مستقل توضیح نمی‌دهند، در سطح اطمینان ۹۵ درصد نمی‌توان رد کرد. این یافته با نتایج مطالعات مشابه متفاوت است؛ یعنی مدل مزبور برای بورس اوراق بهادار تهران قادر به جذب اثر بازدهی‌های گذشته است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد رابطه بازدهی تعدیل‌شده با ریسک با چهار متغیر اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نسبت گردش سهام و بازدهی‌های گذشته چه به‌تنهایی و چه به‌همراه سایر متغیرها برای بازه زمانی چهارده ساله ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ در بورس اوراق بهادار تهران در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نیست و میانگین ضریب تعیین تعدیل‌شده تمام رگرسیون‌ها پایین است. به این ترتیب، می‌توان نتیجه گرفت مدل چهار عاملی مذکور ممکن است مدلی مناسب برای بورس اوراق بهادار تهران باشد، زیرا چهار بی‌قاعدگی

کلیدی را که در مطالعات پیشین حائز اهمیت بوده‌اند یا مبنای تئوریکی دارند، در خود جذب می‌کند، اما زمانی می‌توان با قاطعیت بیشتری مدل بالا را مناسب دانست که اثر سایر بی‌قاعدگی‌ها را نیز جذب کند و برای همه دوره‌های زمانی صادق باشد. در نتیجه، پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی سایر بی‌قاعدگی‌ها و دوره‌های زمانی طولانی‌تر و انجام دادن تقسیم‌بندی‌های جزئی‌تر نیز مدنظر قرار گیرند و همچنین صنایع مختلف به تفکیک بررسی شوند.

References

- Aflatouni, A. & Nikbakht, L. (2010). *Application of econometrics in researches of accounting, financial management and economic sciences*. Termeh, Tehran. (in Persian)
- Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17 (2): 223– 249.
- Avramov, D. & Chordia, T. (2006). Asset pricing models and financial market anomalies. *Review of Financial Studies*, 19(3): 1001– 1040.
- Ball, R. (1978). Anomalies in relationship between securities yields and yields surrogates. *Journal of Financial Economics*, 6(2): 103– 126.
- Banz, R. W. (1981). The relative efficiency of various portfolios: Some further evidence: Discussio. *Journal of Finance*, 35(2): 663– 682.
- Basu, S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. *Journal of Finance*, 32 (3): 663– 682.
- Basu, S. (1983). The relation between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of Financial Economics*, 12 (1): 129- 156.
- Bhandari, L. C. (1988). Debt/Equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. *Journal of Finance*, 43(2): 507-528.
- Brennan, M. J. & Subrahmanyam, A. (1996). Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 41(3): 441– 464.
- Brennan, M. J., Chordia, T. & Subrahmanyam, A. (1998). Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 49(3): 345– 373.

- Eivazlou, R. (2008). Fama and French three-factor model with emphasis on value premium; analysis of critic's views. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 1(4):143- 165. (in Persian)
- Fama, E. F. & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2): 427– 465.
- Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1): 3– 56.
- Fama, E. F. & French, K. R. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*, 51(1): 55– 84.
- Fama, E. F. & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3): 607– 636.
- Ghaemi, M. & Tousi, S. (2006). The investigation of effective factors on stock return listed companies in tehran stock exchange. *Quarterly Journal of Managment Perspective*, 5(17- 18): 159- 175. (in Persian)
- Lakonishok, J. & Shapiro, A. C. (1986). Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of Banking and Finance*, 10(1): 115- 132.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budget. *Review of Economics and Statistics*, 47(1): 13- 37.
- Lo, A. W. & MacKinlay, A. C. (1990). Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models. *Review of Financial Studies*, 3(3): 431– 467.
- Marcelo, M. & Quiros, M. (2006). The role of an illiquidity risk factor in asset pricing: Empirical evidence from the Spanish stock market, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2): 254– 267.
- Narayan, P. K. & Zheng, X. (2010). Market liquidity risk factor and financial market anomalies: Evidence from the Chinese stock market. *Pacific-Basin Finance Journal*, 18(5): 509- 520.
- Pastor, L. & Stambaugh, R. (2003). Liquidity Risk and Expected Stock Returns. *Journal of Political Economy*, 111(3): 642– 685.
- Raei, R. & Pouyanfar, A. (2006). *Advanced investment management*. Tehran: SAMT. (in Persian)
- Reinganum, M. R. (1981). A new empirical perspective on the CAPM. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16(4): 439- 462.

- Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests: Part I: On past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics*, 4(2): 129-176.
- Rosenberg, B., Reid, K. & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11(3): 9- 17.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19(3): 425- 442.
- Stattman, D. (1980). Book value and stock returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selection Papers*, 4(1): 25- 45.