تحقیقات مالی
Journal of Financial Research

دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۱۸، شمارهٔ ۱
بهار ۱۳۹۵
ص. ۲۰۰- ۱۸۵

# 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 حوزهٔ مالی به‌شمار آمده است. در پژوهش حاضر، مدل سه عاملی فاما و فرنچ به‌علاوه معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا (۲۰۰۳) را بررسی می‌کنیم. برخلاف عمدهٔ 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 رابطهٔ آن با بی‌قاعدگی‌های بازار مالی آزمون می‌شود. بی‌قاعدگی‌های بررسی‌شده در این پژوهش عبارت‌اند از: اندازهٔ 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 نمونهٔ بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده است. نتایج تحقیق مبین جذب اثر تمام بی‌قاعدگی‌های بررسی‌شده توسط مدل مذکور در دورهٔ مورد بررسی است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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

۱. دانشیار مدیریت مالی، دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران
۲. کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران

**تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۲/۰۶/۰٤**
**تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۳/۰۲/۰۷**
**نویسندهٔ 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 زمینهٔ 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 همهٔ 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 آن‌طورکه CAPM بیان کرده است، توسط ریسک بازار تعیین نمی‌شوند، بلکه از طریق میزان ارزش بازار سرمایهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازدهی گذشته تعیین می‌شوند (آوراموف و کردیا، ۲۰۰۶). تأثیر عوامل غیرریسکی شرکت- که گونه‌ای از بی‌قاعدگی‌های[1] بازار مالی تلقی می‌شوند- بر بازدهی سهام در تضاد با کارایی بازار است. درنتیجه، مطالعات معطوف به یافتن مدل بهینه‌ای است که علاوه‌بر 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 مبتنی‌بر ریسک توضیح داده شود، از کارایی مدل سه عاملی خود حمایت کردند (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳؛ ۱۹۹۶).

آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶) برای نخستین‌بار نقش نقدشوندگی[2] 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 ارائهٔ 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 اضافه‌کردن معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا (۲۰۰۳) به مدل سه عاملی فاما و فرنچ و متغیر درنظرگرفتن 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 آوراموف و کوردیا (۲۰۰۶) گزینهٔ مناسبی برای بررسی این مسئله باشد. در این چارچوب، رابطهٔ بازدهی تعدیل‌شده با ریسک به‌دست‌آمده از مدل چهار عاملی با بی‌قاعدگی‌ها بررسی می‌شود. اگر رابطهٔ معنی‌داری بین متغیرهای مستقل و وابسته وجود نداشته باشد، می‌توان گفت مدل مزبور اثر بی‌قاعدگی‌های بررسی‌شده را جذب می‌کند.

دو دلیل موجب بروز انگیزهٔ انجام‌دادن تحقیق حاضر شد. اولاً فقط دو مطالعه در زمینهٔ نقش عامل ریسک نقدشوندگی بازار در توضیح بازده‌های مقطعی سهام در مدلی شامل بی‌قاعدگی‌های بازار مالی وجود دارد که یکی توسط آوراموف 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، استنباط هایی برای عملکردهای بازار سهام دارد. ثانیاً مطالعات مزبور به‌ترتیب در بازارهای سهام ایالات متحده با ساختار مظنه‌محور[1] و بازار سهام چین با ساختار سفارش‌محور[2] صورت گرفته است. ساختار بازار سهام ایران نیز از نوع سفارش‌محور است، اما طبق گفتهٔ نارایان و ژنگ (۲۰۱۰)، سیستم‌های مبادلاتی و همچنین شرایط متفاوت بازار بر نتایج تحقیق اثر می‌گذارد. درنتیجه، ضرورت انجام‌دادن 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 زمینهٔ مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای باشد. در این زمینه، فرضیه‌های زیر را آزمون می‌کنیم:

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

---

1. Quote-driven
2. Order-driven

## پیشینهٔ پژوهش

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] مطرح‌شده توسط شارپ (۱۹۶۴)، لینتنر (۱۹۶۵) و بلک (۱۹۷۲) به‌عنوان اولین مدل تعادلی، تشریحی عقلایی از رابطهٔ ریسک و بازده ارائه می‌کند؛ بدین‌ترتیب که بتای بازار فقط عامل ریسک برای توضیح تغییرات مقطعی بازده‌های مورد انتظار سهام است (عیوض‌لو، ۱۳۸۷؛ مارسلو و کوییروس، ۲۰۰۶). در زمینهٔ 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 درمورد مدل شارپ، بلک و لینتنر انجام گرفت، ارتباط مثبت بین اهرم و متوسط بازدهی بود که توسط بهاندری (۱۹۸۸) به اثبات رسید. باسو (۱۹۸۳) در آزمونی شامل اندازه و بتای بازار نشان داد نسبت $\frac{E}{\mathrm{P}}$ به توضیح روند میانگین بازدهی سهام شرکت‌های آمریکایی کمک می‌کند. بال (۱۹۷۸) نیز ادعا می‌کند که $\frac{E}{\mathrm{P}}$، 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 کوییروس، ۲۰۰۶).

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

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i(R_M - R_f) + s_i SMB + h_i HML + \varepsilon_i \qquad \text{رابطهٔ ۱)}$$

متغیرهای معادلهٔ بالا در بخش داده‌های پژوهش توضیح داده می‌شوند.

درنهایت، فاما و فرنچ (۱۹۹۶) در مطالعهٔ خود دریافتند به‌جز برای تداوم بازدهی کوتاه‌مدت گذشته، اثر بی‌قاعدگی‌ها به‌طور عمده‌ای در مدل سه عاملی ناپدید می‌شود.

برخلاف وجود مطالعات متعدد در زمینهٔ تأیید مدل سه‌عاملی، مطالعاتی نیز صورت گرفته است که بیان می‌کنند مدل سه عاملی نمی‌تواند یا حداقل همیشه نمی‌تواند به‌طورکامل میانگین بازدهی سهام را توضیح دهد.

---

1. CAPM

همان طورکه مطالعات درصدد یافتن مدلی بودند که بتواند میانگین بازدهی سهام را با تکیه بر رابطهٔ ریسک ـ بازده و همچنین جذب اثر بی‌قاعدگی‌های بازار مالی توضیح دهد، پاستور و استامبا (۲۰۰۳) ثابت کردند اهمیت عامل اثر شتاب در زمینهٔ یک سرمایه‌گذاری به‌طورمعناداری 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 رابطهٔ 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 به‌طورمناسب جذب شود، یک مدل با بتای متغیر عملکرد بهتری از مدل با بتای ثابت دارد. همچنین، آوراموف و کوردیا دریافتند بتای سهم متغیر نسبت به بتای سهم ثابت توان قیمت‌گذاری مدل‌ها را افزایش می‌دهد (آوراموف و کوردیا، ۲۰۰۶).

درپایان 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 به‌طورماهانه و برخی به‌طورروزانه از بازار و نمونه‌ای از سهام عادی شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران و در دورهٔ زمانی چهارده سالهٔ فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۹۳ جمع‌آوری شده‌اند. برای اینکه شرکتی در نمونه قرار گیرد علاوه بر حضور در چارک بالایی نقدشوندگی (از حجم معاملهٔ 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 دورهٔ 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 به‌شرح زیر هستند:

۱. بازده سهام: بازده سرمایه‌گذاران در سهام عادی، در یک دورهٔ معین، با توجه به قیمت اول و آخر دوره و منافع حاصل از مالکیت به‌دست 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 آوردهٔ نقدی هستند. برای این حالت‌ها فرمول محاسبهٔ نرخ بازده به‌صورت زیر است:

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

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

۲. نرخ بازده دارایی بدون ریسک ($R_f$): از نرخ سود اوراق مشارکت به‌عنوان 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 تحمل‌شده توسط سهام شرکت‌ها نصیب آنها شود و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R_m - R_f \qquad \text{رابطهٔ ۳)}$$

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 به‌منظور محاسبهٔ بازده بازار در دورهٔ t استفاده شده است.

۴. اندازهٔ شرکت (SIZE): از ارزش روز شرکت به‌عنوان معیاری برای محاسبهٔ اندازهٔ شرکت استفاده شده است. ارزش روز شرکت از طریق زیر به‌دست می‌آید:

رابطهٔ ۴) ارزش روز شرکت = تعداد سهام انتشاریافته × قیمت سهام

اندازهٔ شرکت در هر ماه از ضرب تعداد سهام در پایان سال قبل در قیمت سهام در آخرین روز معاملاتی همان ماه به‌دست آمده است. به‌منظور نرمال‌سازی 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 به‌دست آمده است. مطابق با مطالعات فاما و فرنچ، مقادیر BM بالای ۰/۹۹۵ برابر ۰/۹۹۵ و مقادیر پایین‌تر از ۰/۰۰۵ برابر ۰/۰۰۵ قرار گرفته‌اند. همانند متغیر اندازه از آنها لگاریتم طبیعی گرفته می‌شود.

۶. پرتفوی اندازه (SMB): به‌منظور محاسبهٔ بازده پرتفوی اندازه، برای هر سال ابتدا سهام شرکت‌های نمونه براساس اندازهٔ شرکت در پایان سال مالی قبل به دو دسته سهام با اندازهٔ کوچک (S) و سهام با اندازهٔ بزرگ (B) که هرکدام نیمی از سهام نمونه را دربردارند، تقسیم می شوند. در مرحلهٔ 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 به‌دست‌آمده، ۶ پرتفوی (SH، SM، SL، BH، BM، BL) تشکیل می‌شوند. درنهایت، بازده پرتفوی اندازه از طریق رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

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

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

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

۸. نسبت گردش سهام (TURN)[1]: نسبت گردش سهام هر ماه از تقسیم حجم ماهانهٔ معاملهٔ سهام بر سهام منتشرشده در دست مردم در پایان همان ماه حاصل می‌شود. سپس به‌منظور نرمال‌سازی آن از لگاریتم طبیعی آن استفاده می‌شود.

۹. عامل اثر شتاب (RET ۷ −۱۲)[2]: برابر مجموع بازده‌های ماه هفتم تا دوازدهم قبل از ماه t−۱ است.

۱۰. عامل ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا (RREV): برای به‌دست‌آوردن RREV از طریق زیر عمل می‌شود. در گام نخست، رگرسیون سری‌زمانی زیر تخمین زده می‌شود:

---

1. Turnover rate
2. Momentum effect

رابطهٔ ۷) $$r^{e}_{i,d+1,t} = \theta_{i,t} + \emptyset_{i,t} r_{i,d,t} + rrev_{i,t}.sign\left(r^{e}_{i,d,t}\right).v_{i,d,t} + \varepsilon_{i,d+1,t}$$

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 مبادلهٔ سهام iدر روز d و ماه t؛ $r_{i,d,t} - r_{m,d,t} = r^{e}_{i,d,t}$؛ $rrev_{i,t}$: نقدشوندگی سهام i در ماه t است.

از تخمین رگرسیون سری‌زمانی بالا برای هریک از سهام نمونه در ماهی که حداقل حاوی ۱۵ روز معاملاتی باشد، نقدشوندگی سهام مزبور در آن ماه معین به‌دست می‌آید.

پیرو رویهٔ پاستور و استامبا (۲۰۰۳) و دیگران و به‌منظور ایجاد ثبات اندازهٔ نقدشوندگی بازار، عامل وزن‌دهی $\frac{m_t}{m_1}$ که در آن $m_t$ برابر با مجموع حجم معاملهٔ تمام سهام مشمول ماه t در آخرین روز معاملاتی‌شان در ماه t −۱ و $m_1$ برابر با مجموع حجم معاملهٔ تمام سهام مشمول فروردین ۱۳۸۰ در آخرین روز معاملاتی‌شان در اسفند ۱۳۷۹ است، مطابق معادلهٔ زیر در محاسبهٔ نقدشوندگی ماهانهٔ بازار لحاظ شده است.

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

در این معادله، $N_t$ تعداد سهام اندازه‌گیری‌شده در ماه t است.

## مدل آماری

یکی از ویژگی‌های مهم اکثر تحقیقات تجربی در زمینهٔ قیمت‌گذاری دارایی این است که از بازده‌های پرتفوی‌های ایجادشده براساس چیدمان اوراق بهادار بر مبنای برخی معیارهای دلخواه در تحلیل خود استفاده می‌کنند (برنان، کوردیا و سابراهمانیام، ۱۹۹۸). رول (۱۹۷۷) نشان می‌دهد که فرایند تشکیل پرتفوی با پنهان‌کردن بازده مرتبط با ویژگی‌های اوراق بهادار در متوسط بازدهی پرتفوی ممکن است رد فرضیهٔ صفر را مبنی بر اینکه ویژگی‌های سهام هیچ اثری بر بازده آنها ندارند، مشکل کند. لو و مک‌کینلی (۱۹۹۰) تقریباً دیدگاه مخالف رول را بیان می‌کنند. آنها معتقدند اگر محققان پرتفوی‌ها را براساس ویژگی‌هایی ایجاد کنند که محقق پیشین به ارتباط آنها با متوسط بازدهی پی برده باشد، آنها تمایل به رد فرضیهٔ صفر را نشان می‌دهند که اغلب به سبب تورش جمع‌آوری داده‌ها[1] است، اما نتیجهٔ نهایی را می‌توانیم از مقایسهٔ مطالعهٔ فاما و فرنچ

1. Data-snooping

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

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

رابطهٔ ۹)
$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} r_{mt} + \beta_{j2} SIZE_{jt-1} r_{mt} + \beta_{j3} BM_{jt-1} r_{mt} + \beta_{j4} SMB_{jt} + \beta_{j5} HML_{jt} + \beta_{j6} RREV_{jt} + \mu_{jt}$$

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 به‌دست می‌آید.

رابطهٔ ۱۰)
$$R_{jt} = \alpha_j + \mu_{jt}$$

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

رابطهٔ ۱۱)
$$R_{jt} = \gamma_{.t} + \gamma_{1t} SIZE_{jt-1} + \gamma_{2t} BM_{jt-1} + \gamma_{3t} TURN_{jt-1} + \gamma_{4t} RET7 - 12_{jt-1} + e_{jt}$$

رابطهٔ ۱۲)
$$R_{jt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} SIZE_{jt-1} + e_{jt}$$

رابطهٔ ۱۳)
$$R_{jt} = \gamma_{0t} + \gamma_{2t} BM_{jt-1} + e_{jt}$$

رابطهٔ ۱۴)
$$R_{jt} = \gamma_{0t} + \gamma_{3t} TURN_{jt-1} + e_{jt}$$

رابطهٔ ۱۵)
$$R_{jt} = \gamma_{0t} + \gamma_{4t} RET7 - 12_{jt-1} + e_{jt}$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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[1] استفاده می‌شود و درصورت عدم‌همسانی واریانس پسماندها از اصلاح وایت استفاده می‌شود. در پژوهش پیش رو برای همبستگی سریالی از آزمون براش- گادفری[2] و درصورت وجود همبستگی از اصلاح نیوای- وست[3] استفاده می‌شود. یکی از متداول‌ترین آزمون‌های به‌کاررفته به‌منظور نرمالیتی آزمون جارک- برا[4] است که در این تحقیق استفاده می‌شود. برای پژوهش حاضر بیشتر آزمون‌های نرمالیتی معنی‌دار بودند یعنی نشان‌دهندهٔ نقض فرض نرمالیتی هستند، اما از آنجاکه اندازهٔ نمونه بیشتر از ۳۰ است، با استناد به قضیهٔ حد مرکزی می‌توان بیان کرد حتی در غیاب فرض نرمال‌بودن، آماره‌های آزمون به‌طور مجانبی از توزیع‌های مناسب پیروی می‌کنند.

برای محاسبهٔ رگرسیون نهایی معادلات بالا و تحلیل نتایج، رویهٔ فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) یعنی محاسبهٔ متوسط سری‌زمانی ضرایب و آماره‌های t رگرسیون‌های مقطعی را به‌کار می‌گیریم.

## آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

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

همان‌گونه‌که از جدول ۱ مشهود است، میانگین متغیر اندازهٔ شرکت برابر ۲۷/۹، میانهٔ آن ۲۷/۴ و انحراف‌معیار آن ۱/۵۳ است. همچنین، برای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام این مقادیر به‌ترتیب 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، ۰/۱۷و ۰/۴۱ هستند.

از جمله روش‌های آمار توصیفی، محاسبهٔ ضرایب همبستگی بین متغیرهاست. برای محاسبهٔ ضرایب همبستگی بین متغیرها، متوسط سری‌زمانی 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 |
|---|---|---|---|
| اندازهٔ 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**

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

همان‌گونه‌که 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 مقایسهٔ آنها با یافته‌های مطالعات آوراموف 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. خلاصهٔ نتایج آزمون فرضیه‌ها**

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

با توجه به جدول ۳ نتایج زیر حاصل می‌شود:

فرضیهٔ اول تحقیق حاضر مبنی‌بر اینکه متغیر اندازهٔ 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 اندازهٔ 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 اندازهٔ شرکت منجر شده باشد، زیرا تغییرات در اندازهٔ شرکت‌ها در تغییرات بتای سهام بیان می‌شود.

فرضیهٔ دوم تحقیق مبنی‌بر 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 فرضیهٔ اول، این یافته با نتایج مطالعات آورامـوف و کوردیا (۲۰۰۶) و نارایان و ژنگ (۲۰۱۰) سازگار است. ردنشدن فرضیهٔ 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 فرضیهٔ اول باشد. نتایج آزمون فرضیهٔ سوم تحقیق بیانگر آن است که متغیر نسبت گردش، بازدهی مقطعی سهام را با درنظرگرفتن عامل ریسک نقدشوندگی بازار در مدل سه عاملی فاما و فرنچ چه به‌تنهایی و چه به‌همراه سایر بی‌قاعدگی‌ها توضیح نمی‌دهد؛ یعنی فرضیهٔ 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 آورامـوف و کوردیا (۲۰۰۶) است. در مطالعهٔ آورامـوف و کوردیا (۲۰۰۶) این نتیجه حاصل می‌شود که مدل مزبور اثر گردش سهام را جذب نمی‌کند، ولی در مطالعهٔ نارایان و ژنگ- که مشابه مطالعهٔ آنهاست، اما برای بازار سهام چین با ساختاری متفاوت از بازار سهام آمریکاست- معنی‌دار نیست.

درنهایت، فرضیهٔ چهارم را مبنی‌بر 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 رابطهٔ بازدهی تعدیل‌شده با ریسک با چهار متغیر اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نسبت گردش سهام و بازدهی‌های گذشته چه به‌تنهایی و چه به‌همراه سایر متغیرها برای بازهٔ زمانی چهارده سالهٔ ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ در بورس اوراق بهادار تهران در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نیست و میانگین ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ تمام رگرسیون‌ها پایین است. به‌این‌ترتیب، 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 همهٔ دوره‌های زمانی صادق باشد. درنتیجه، پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی سایر بی‌قاعدگی‌ها و دوره‌های زمانی طولانی‌تر و انجام‌دادن تقسیم‌بندی‌های جزئی‌تر نیز مدنظر قرار گیرند و همچنین صنایع مختلف به‌تفکیک 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 Managmant 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی