



فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری  
سال اول / شماره دوم / تابستان ۱۳۹۱

## مدل سه عاملی فاما و فرنچ و ریسک نقدشوندگی: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران

غلامرضا اسلامی بیدگلی

دانشیار و عضو هیات علمی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

اعظم هنردوست

کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه تهران (مسئول مکاتبات)  
a.honardust@ut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۱/۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۱/۴/۵

### چکیده

یکی از معیارهای اساسی برای تصمیم‌گیری در بورس، بازده سهام می باشد. بازده سهام خود به تنهایی دارای محتوای اطلاعاتی است و بیشتر سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه در تجزیه و تحلیل مالی و پیش‌بینی‌ها از آن استفاده می‌نمایند. مطالعات زیادی در مورد رابطه بین ریسک و بازده انجام شده است. در این میان مدل سه عاملی فاما و فرنچ در زمره مهم‌ترین مدل‌های ارائه شده قرار دارد. در پژوهش حاضر به بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ به‌علاوه معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا (۲۰۰۳) و مقایسه آن با مدل سه عاملی فاما و فرنچ می‌پردازیم. بر خلاف عمده مطالعات گذشته، در مدل چهار عاملی بتای بازار متغیر و عاملی از اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است. داده‌های سری زمانی به صورت ماهانه برای سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ از شرکتهای نمونه بازار بورس و اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده و توسط نرم‌افزار Eviews به روش داده‌های ترکیبی (تابلویی) مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج تحقیق حاکی از معنی‌داری اثرات مازاد بازده بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و عدم معنی‌داری عامل نقدشوندگی بازار است. بتای بازار نیز تنها تابعی از متغیر اندازه می‌باشد. همچنین نتایج نشان می‌دهد عامل نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا و بکارگیری بتای بازار متغیر سبب افزایش قدرت تبیین مدل سه عاملی فاما و فرنچ می‌شود.

**واژه‌های کلیدی:** مدل سه عاملی فاما و فرنچ، عامل ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا، بتای بازار متغیر.

## ۱- مقدمه

مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها از پر کاربردترین مدل‌ها در حوزه‌های مختلف علوم مالی مانند مدیریت مالی شرکت‌ها و مدیریت سرمایه‌گذاری می‌باشند. از آنجا که یکی از اساسی‌ترین مباحث مطرح در علوم مالی، تخصیص بهینه منابع می‌باشد و سرمایه‌ی یکی از ارزشمندترین منابع اقتصادی است، بنابراین برای ترغیب سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری بیشتر در بازارهای مالی، باید مدل‌های قیمت‌گذاری موجود را دائماً مورد بررسی و نقد قرار داد و مدل‌هایی مناسب‌تر را معرفی نمود (شاهسونی، ۱۳۸۸).

مطالعات زیادی در مورد رابطه بین ریسک و بازده انجام شده است. از جمله مهم‌ترین آنها مطالعات فاما و فرنچ<sup>۱</sup> است که منجر به ارائه مدل سه عاملی شد. آنها با بیان این که به جز اثر بازدهی‌های گذشته، اثر ویژگی‌های اوراق بهادار بر بازدهی‌های مورد انتظار می‌تواند توسط یک مدل چند عاملی مبتنی بر ریسک توضیح داده شود، به حمایت از کارایی مدل سه عاملی خود پرداختند (Fama & French, 1993, 1996).

یکی از عوامل موثر بر بازدهی سهام ریسک نقدشوندگی است. نقش عامل نقدشوندگی در ارزش‌گذاری دارایی‌ها حائز اهمیت است و ناشی از تبلور مفهوم ریسک عدم نقدشوندگی دارایی در ذهن خریدار است (یحیی زاده فر، شمس و لاریمی، ۱۳۸۹). یک حقیقت به خوبی شناخته شده در اقتصاد مالی این است که نقدشوندگی دارایی‌های مالی در طول زمان تغییر می‌کند. برای نخستین بار نقش نقدشوندگی<sup>۲</sup> در قیمت‌گذاری دارایی‌ها توسط آمیهود و مندلسون<sup>۳</sup> (۱۹۸۶) بررسی شد. ریسک نقدشوندگی با معیارهای متعددی قابل اندازه‌گیری است از جمله معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا<sup>۴</sup> (۲۰۰۳) که ادعا می‌کنند افزودن آن به مدل سه عاملی موجب جذب اثر بازدهی‌های گذشته می‌شود.

از سوی دیگر عدم اثبات ادعای CAPM به طبیعت با ثبات و توصیف ناکامل آن از قیمت‌گذاری‌ها، نسبت داده شده است. در حقیقت هم کارهای تئوریک و هم کارهای تجربی، استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری پویا را توصیه می‌کنند (Avramov & Chordia, 2006). لذا در این پژوهش بتای بازار متغیر، که در طول زمان با اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تغییر می‌کند به کار می‌رود.

یکی از ویژگی‌های مهم اکثر تحقیقات تجربی در زمینه قیمت‌گذاری دارایی این است که از بازده‌های پرتفوی‌های ایجاد شده بر اساس چیدمان اوراق بهادار بر مبنای برخی معیارهای دلخواه در تحلیل خود استفاده می‌کنند (Brennan, Chordia & subrahmanyam, 1998). رول<sup>۵</sup> (۱۹۷۷)

نشان می دهد که فرآیند تشکیل پرتفوی با پنهان کردن بازده مرتبط با ویژگی های اوراق بهادار در متوسط بازدهی پرتفوی ممکن است رد فرضیه صفر مبنی بر این که ویژگی های سهام هیچ اثری بر بازده آنها ندارند را مشکل سازد. لو و مک کینلی<sup>۶</sup> (۱۹۹۰) تقریباً دیدگاه مخالف رول را بیان می کنند، آنها معتقدند که اگر محققان پرتفوی ها را بر اساس ویژگی هایی که محقق پیشین به ارتباط آنها با متوسط بازدهی پی برده است ایجاد کنند، آنها تمایل به رد فرضیه صفر که اغلب به سبب تورش جمع آوری داده ها است، را نشان خواهند داد. اما نتیجه ی نهایی را می توانیم از مقایسه مطالعه فاما و فرنچ<sup>۷</sup> (۱۹۹۶) و برنان و سابراهمانیام<sup>۸</sup> (۱۹۹۶) دریابیم، که نتایج را به ترتیب برای ۶ و ۷ مجموعه از پرتفوی ها ارائه کردند و به نتایج کاملاً متفاوتی مبتنی بر ملاک استفاده شده در تشکیل پرتفوی دست یافتند. در این مقاله پیرو مطالعه برنان و همکاران<sup>۹</sup> (۱۹۹۸)، اوراق بهادار به طور منفرد بررسی خواهند شد.

در خاتمه اضافه می شود که هدف پژوهش حاضر، یافتن مدلی است که بتواند به بهترین نحو بازدهی سهام را در بورس اوراق بهادار تهران توضیح داده و نتایج آن راهنمایی برای سرمایه گذاران در اتخاذ هر چه بهتر تصمیمات سرمایه گذاری و پژوهشگران در جهت بسط دانش در خصوص مدل های قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای باشد.

## ۲- ادبیات و پیشینه تحقیق

تاکنون مطالعات فراوانی پیرامون رابطه بین ریسک و بازده و مدل های قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای صورت پذیرفته است. مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM) مطرح شده توسط شارپ<sup>۱۰</sup> (۱۹۶۴)، لینتنر<sup>۱۱</sup> (۱۹۶۵) و بلک<sup>۱۲</sup> (۱۹۷۲) به عنوان اولین مدل تعادلی، تشریحی عقلایی از رابطه ریسک و بازده ارائه می کند (عیوض لو، ۱۳۸۷)؛ و بازده های مورد انتظار سهام را تنها تحت تاثیر بتای بازار می داند. در ادامه محققان عوامل تاثیر گذار دیگری را شناسایی کردند. باسو<sup>۱۳</sup> (۱۹۷۷)، بنز<sup>۱۴</sup> (۱۹۸۱)، جیگادیش<sup>۱۵</sup> (۱۹۹۰) و فاما و فرنچ (۱۹۹۲) اظهار می دارند تفاوت متوسط بازدهی های مقطعی نه تنها آن طور که توسط CAPM بیان شده، توسط ریسک بازار تعیین نمی شوند، بلکه توسط میزان ارزش بازار سرمایه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازدهی گذشته تعیین می شوند. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بر پایه این یافته ها مدل سه عاملی خود را به شرح زیر ارائه نمودند:

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \varepsilon_i \quad (1)$$

متغیرهای معادله فوق در بخش داده های پژوهش توضیح داده خواهند شد.

در نهایت فاما و فرنچ در مطالعه ی ۱۹۹۶ خود دریافتند که جز برای تداوم بازدهی کوتاه مدت گذشته، اثر بی‌قاعدگی‌ها<sup>۱۶</sup> عمدتاً در مدل سه‌عاملی ناپدید می‌شود. پس از آن مطالعات گسترده‌ای در راستای آزمون این مدل انجام شد. از آنجا که نتایج پیوسته مدل مزبور را تایید نمی‌کنند، جستجو برای یافتن مدلی بهینه‌تر همچنان ادامه دارد که گاه معطوف به استفاده از مدل سه‌عاملی و تلاش برای اصلاح و تکمیل آن است، از جمله اضافه کردن عامل ریسک نقدشوندگی که نخستین بار توسط آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶) مطرح گردید. آنها رابطه بین بازده‌های سهام و شکاف عرضه و تقاضا را بررسی کردند و به شواهد تجربی مرتبط با وجود صرف نقدشوندگی پی بردند.

در همین راستا تعدادی از مطالعات تجربی با به کارگیری تنوع گسترده‌ای از معیارهای نقدشوندگی، ارتباط بین سطح نقدشوندگی و بازده‌های مورد انتظار را بررسی کرده‌اند. در نتیجه این نظریه که نقدشوندگی می‌تواند بر بازدهی‌های دارایی تاثیر بگذارد، اکنون به خوبی پذیرفته شده است. برنان و سابراهمانیام (۱۹۹۶) با بررسی رابطه تجربی بین بازده‌های ماهانه سهام و معیارهای عدم نقدشوندگی، هزینه‌های ثابت و متغیر معاملات، دریافتند رابطه‌ی معناداری بین صرف بازده و مولفه‌های ثابت و متغیر هزینه معاملات وجود دارد. چن<sup>۱۷</sup> (۲۰۰۵) تحلیل مولفه اصلی<sup>۱۸</sup> را برای استخراج منبع مشترک تغییرات نقدشوندگی<sup>۱۹</sup> از هفت شاخص نقدشوندگی شکاف عرضه و تقاضا، گردش سهام، نرخ عدم نقدشوندگی<sup>۲۰</sup> آمیهود، برگشت بازده پاستور و استامبا<sup>۲۱</sup> (PS<sub>§</sub>)، معیار برین، هادریک و کراجیک<sup>۲۲</sup> (BHK<sub>§</sub>) و دو معیار دیگر PS<sub>10</sub> و BHK<sub>10</sub> را که خود اضافه نمود، به کار برد. در نهایت چنین نتیجه می‌گیرد که با استفاده از معیار ریسک نقدشوندگی به دست آمده از نخستین مولفه اصلی می‌توان قاطعانه بیان کرد که نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی اهمیت دارد.

آوراموف و کوردیا<sup>۲۳</sup> (۲۰۰۶) با بررسی مدل سه‌عاملی بعلاوه عامل ریسک نقدشوندگی و بتای بازار متغیر برای بازار سهام آمریکا دریافتند که مدل مزبور قادر به جذب اثرات اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ولی ناتوان از جذب اثرات نسبت گردش سهام و بازدهی‌های گذشته است. نارابان و ژنگ<sup>۲۴</sup> (۲۰۱۰) با انجام تحقیقی مشابه مطالعه آوراموف و کوردیا (۲۰۰۶) برای بازار سهام چین دریافتند مدل مورد بررسی از میان چهار بی‌قاعدگی بررسی شده، تنها قادر به جذب اثر بازدهی‌های گذشته نیست.

یحیی زاده فر و خرم‌دین (۱۳۸۷) به بررسی تاثیر ریسک عدم نقدشوندگی و عوامل نقدشوندگی شامل مازاد بازده بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، بر مازاد بازده سهام پرداختند. نتایج نشان داد تاثیر عدم نقدشوندگی و اندازه شرکت بر مازاد بازده سهام منفی، اما تاثیر

مازاد بازده بازار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر مازاد بازده سهام مثبت می باشد. یحیی زاده فر، شمس و لاریمی (۱۳۸۹) با استفاده از روش داده ترکیبی دریافتند رابطه نرخ گردش سهام به عنوان معیار نقدشوندگی با بازده سهام مثبت و معنادار و اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به ترتیب اثرات معنی دار مثبت و منفی بر بازده سهام دارند. از سوی دیگر برخی مطالعات، اهمیت مدل سازی بتای بازار متغیر را برجسته کرده اند. گیسلز<sup>۲۵</sup> (۱۹۹۸) بیان می کند که اگر پویایی بتا به طور مناسب جذب شود، یک مدل با بتای متغیر عملکرد بهتری از مدل با بتای ثابت دارد. همچنین آواموف و کوردیا (۲۰۰۶) دریافتند بتای بازار متغیر نسبت به بتای بازار ثابت توان قیمت گذاری مدل ها را افزایش می دهد. در نتیجه در پژوهش حاضر عامل ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا را به مدل سه عاملی فاما و فرنچ با بتای بازار متغیر اضافه کرده و معنی داری ضرایب آن را مورد آزمون قرار می دهیم. در نهایت مدل مزبور با مدل سه عاملی فاما و فرنچ مقایسه می شود.

### ۳- داده های تحقیق و اندازه گیری عامل ریسک نقدشوندگی بازار

#### ۳-۱- داده های تحقیق

داده های این مطالعه به طور ماهانه و برخی به طور روزانه از بازار و نمونه ای از سهام عادی شرکت های موجود در بورس اوراق بهادار تهران و در دوره زمانی ۱۰ ساله فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۸۹ جمع آوری شده اند. برای اینکه شرکتی در نمونه قرار گیرد علاوه بر حضور در چارک بالایی نقدشوندگی (از حجم معامله تجمعی ۱۰ ساله به عنوان معیار نقدشوندگی برای نمونه گیری استفاده شده است) باید شرایط زیر را نیز دارا باشد:

الف - پایان سال مالی ۲۹ اسفند ماه

ب- عدم وجود ارزش دفتری منفی طی دوره ی مورد بررسی

در نهایت تعداد ۱۱۱ شرکت به عنوان نمونه باقی می ماند.

اطلاعات مالی شرکت های نمونه از گزارش های مالی شرکت ها از سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و سایر اطلاعات مورد نیاز از مستندات الکترونیکی موجود در سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و نرم افزار های موجود در بازار سرمایه نظیر رهاورد نوین و سایر مراجع معتبر جمع آوری شده است. متغیرهایی که در این تحقیق به کار رفته اند به شرح زیر می باشند:

۱. **بازده سهام**: بازده سرمایه گذاران در سهام عادی، در یک دوره معین، با توجه به قیمت اول و آخر دوره و منافع حاصل از مالکیت، به دست می آید. منافع حاصل از مالکیت در دوره هایی

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 خواهد بود:

$$r_{it} = \frac{D_t + P_t(1 + \alpha + \beta) - (P_{t-1} + \alpha(1000))}{P_{t-1} + \alpha(1000)} \times 100 \quad (2)$$

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

$\alpha$ : درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی

$\beta$ : درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته

بازده سهام در این تحقیق به صورت ماهانه و روزانه محاسبه شده است (راعی و پویان فر، ۱۳۸۵).

۲. **نرخ بازده دارایی بدون ریسک ( $R_f$ )**: از نرخ سود اوراق مشارکت به عنوان نرخ بازده دارایی بدون ریسک استفاده شده است.

۳. **صرف ریسک بازار ( $R_m$ )**: عبارتست از مزاد بازده بازار که انتظار می‌رود با توجه به ریسک تحمل شده توسط سهام شرکت‌ها، نصیب آنها شود و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R_m - R_f \quad (3)$$

$R_m$ : نرخ بازده بازار

$R_f$ : نرخ بازده بدون ریسک

در این مطالعه از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به منظور محاسبه ی 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 به طریق زیر بدست می‌آید:

$$\text{قیمت سهام} \times \text{تعداد سهام انتشار یافته} = \text{ارزش روز شرکت} \quad (4)$$

اندازه شرکت در هر ماه از ضرب تعداد سهام در پایان سال قبل در قیمت سهام در آخرین روز معاملاتی همان ماه بدست 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 بدست 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 گرفته اند. همانند متغیر اندازه از آنها لگاریتم طبیعی گرفته می شود.

۶. پرتفوی اندازه (SMB)؛ به منظور محاسبه بازده پرتفوی اندازه، برای هر سال ابتدا سهام شرکت های نمونه بر اساس اندازه شرکت در پایان سال مالی قبل به ۲ دسته سهام با اندازه کوچک (S) و سهام با اندازه بزرگ (B) که هر کدام نیمی از سهام نمونه را در بردارند، تقسیم می شوند. در مرحله ی بعد مجدداً برای هر سال، سهام شرکت های نمونه بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار که این بار از تقسیم ارزش دفتری در پایان سال قبل بر ارزش بازار در پایان سال قبل بدست آمده است به ۳ دسته حاوی ۳۰٪ فوقانی (H)، ۴۰٪ میانی (M) و ۳۰٪ تحتانی (L) تقسیم می شوند. از ترکیب ۵ گروه بدست آمده، ۶ پرتفوی (BL, BM, BH, SL, SM, SH) تشکیل می شود. در نهایت بازده پرتفوی اندازه به طریق زیر محاسبه می شود:

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

۷. پرتفوی ارزش (HML)؛ بازده این پرتفوی بدین صورت محاسبه می شود:

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

## ۲-۳- عامل ریسک نقد شوندگی بازار پاستور و استامبا (RREV)

برای بدست آوردن RREV به طریق زیر عمل می شود. درگام نخست رگرسیون سری زمانی زیر تخمین زده می شود:

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

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  $t$

$r_{i,d,t}^e$ : اختلاف بازده سهام از بازده بازار ( $r_{i,d,t} - r_{m,d,t}$ )

$\vartheta_{i,d,t}$ : حجم ریالی مبادله سهام  $i$  در روز  $d$  و ماه  $t$

$rrev_{i,t}$ : نقدشوندگی سهام  $i$  در ماه  $t$  است.

از تخمین رگرسیون سری زمانی فوق برای هر یک از سهام نمونه در ماهی که حداقل حاوی ۱۵ روز معاملاتی باشد نقدشوندگی سهام مزبور در آن ماه معین بدست می‌آید. پیرو رویه‌ی پاستور و استامبا (۲۰۰۳) و سایرین 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 معامله‌ی کلیه سهام مشمول ماه  $t$  در آخرین روز معاملاتی شان در ماه  $t-1$  و  $m_1$  برابر با مجموع حجم معامله‌ی کلیه سهام مشمول فروردین ۱۳۸۰ در آخرین روز معاملاتی شان در اسفند ۱۳۷۹ است، مطابق معادله‌ی زیر در محاسبه نقدشوندگی ماهانه بازار لحاظ شده است.

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

در این معادله،  $N_t$  تعداد سهام اندازه‌گیری شده طی ماه  $t$  است.

#### ۴- روش‌شناسی تحقیق

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر روش گردآوری اطلاعات، توصیفی و از نوع همبستگی می‌باشد. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از نرم افزارهای EVIEWS و EXCEL بهره گرفته شده است.

مدل‌های مورد بررسی در این پژوهش به شرح زیر می‌باشند.

(۱) مدل سه عاملی فاما و فرنچ:

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i(R_M - R_f) + s_iSMB + h_iHML + \varepsilon_i \quad (۹)$$

(۲) مدل سه عاملی فاما و فرنچ به علاوه عامل ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا و به کارگیری بتای بازار متغیر:

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1}r_{mt} + \beta_{j2}SIZE_{jt-1}r_{mt} + \beta_{j3}BM_{jt-1}r_{mt} + \beta_{j4}SMB_{jt} + \beta_{j5}HML_{jt} + \beta_{j6}RREV_{jt} + \mu_{jt} \quad (۱۰)$$

که در آن  $r_{jt}$  صرف ریسک سهام است.

برای برآورد مدل‌های فوق از تخمین رگرسیون به روش داده‌های پانل استفاده می‌شود. داده‌های پانل ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی می‌باشد، یعنی اطلاعات مربوط به داده‌های مقطعی در طول زمان مشاهده می‌شود. بدین صورت که چنین داده‌هایی دارای دو بعد می‌باشند که یک بعد آن مربوط به واحدهای مختلف در هر مقطع زمانی خاص است و بعد دیگر آن مربوط به



زمان می‌باشد. در عمل، استفاده از روش داده‌های پانلی نسبت به روش‌های مقطعی و سری‌های زمانی دو مزیت عمده دارد: اول این که، به محقق این امکان را می‌دهد تا ارتباط میان متغیرها و حتی واحدها (مقاطع) را در طول زمان در نظر بگیرد و به بررسی آنها بپردازد و مزیت دوم نیز، در توانایی این روش در کنترل اثرات انفرادی مربوط به مقاطع است که قابل مشاهده و اندازه‌گیری نیستند (مهرگان، سهرابی و سلمانی، ۱۳۹۱).

یکی از مهمترین مشکلات عمده در تحلیل داده‌های مالی، وجود ریشه واحد است. وجود ریشه‌های واحد به معنی نامانای بودن داده‌ها است و این امر به بروز مشکلاتی در اعتبار آزمون‌های انجام شده منجر می‌شود. در سری‌های زمانی مالی، اغلب نامانایی ناشی از این واقعیت است که سطح ثابتی برای بازده‌ها وجود ندارد. در ادبیات سری‌های زمانی، چنین سری‌های نامانایی، سری‌های زمانی نامانای دارای ریشه واحد<sup>۲۶</sup> نامیده می‌شود (کشاورز حداد و بابایی، ۱۳۹۰). پیش از تخمین مدل‌های فوق با استفاده از مفهوم پانل، آزمون مشخصه‌های سری‌های زمانی از طریق آزمون ریشه واحد پانل و آزمون مانایی پانل شامل آزمون‌های ریشه واحد لوین و لین<sup>۲۷</sup>، ایم، پسران و شین<sup>۲۸</sup>، دیکی فولر افزوده<sup>۲۹</sup> و فیلیپس-پرون<sup>۳۰</sup> انجام خواهد گرفت. نتایج حاکی از مانای بودن کلیه متغیرهاست که در بخش ضمایم آورده شده‌اند.

تخمین مدل رگرسیونی، به فرض ما درباره عرض از مبدأ، ضرایب و اجزای اخلال بستگی دارد. مدل ضرایب ثابت هم مربوط به شیب و هم مربوط به عرض از مبدأ است. در صورتی که رابطه معناداری در واحد و زمان وجود نداشته باشد، از مدل حداقل مربعات معمولی استفاده می‌شود. در این مدل آثار زمانی و واحدها در نظر گرفته نمی‌شود؛ اغلب اوقات به چنین مدلی، مدل رگرسیون ترکیبی<sup>۳۱</sup> گفته می‌شود. مدل اثرات ثابت (حداقل مربعات با متغیر موهومی<sup>۳۲</sup>) داده‌های مقطعی را با شیب یکسان در نظر می‌گیرد، در عین حال، قائل به عرض از مبدأ متفاوت میان مشاهدات مقطعی است.

برای اینکه بدانیم در داده‌های ترکیبی از مدل رگرسیون ترکیبی یا مدل اثرات ثابت استفاده کنیم، از آزمون F تعمیم یافته (آزمون چاو) استفاده می‌شود، به این صورت که ضریب تعیین در هر دو روش محاسبه شده و در رابطه زیر قرار می‌گیرد:

$$F = \frac{(R_{FE}^2 - R_{POOL}^2)/(n-1)}{(1 - R_{FE}^2)/(nt - n - k)} \quad (11)$$

که در آن  $R_{FE}^2$  ضریب تعیین مدل رگرسیون با اثرات ثابت،  $R_{POOL}^2$  ضریب تعیین مدل رگرسیون ترکیبی،  $n$  تعداد مشاهدات مقطعی،  $t$  تعداد دوره‌های (ماه‌های) پژوهش و  $k$  تعداد متغیرهای توضیحی (تخمین زنده‌ها) هستند.

آماره مذکور با F نگراره مقایسه شده و فرضیه زیر آزمون می‌شود.

ضریب تعیین دو روش تفاوت معناداری ندارند:  $H_0$

ضریب تعیین دو روش تفاوت معناداری دارند:  $H_1$

یکی دیگر از راه‌های اعمال رگرسیون این است که عرض از مبدأ به طور تصادفی فرض شود. با توجه به آن چه در قبل گفته شد، بعد از انجام آزمون F تعمیم یافته، نوبت به انتخاب بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی می‌رسد. آزمون تصریح‌ها سمن ما را به انتخاب بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی با استفاده از آزمون ضریب همبستگی بین متغیرهای تصریح شده، قادر می‌کند. بدین معنا که اگر هیچگونه همبستگی بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی وجود نداشته باشد، از مدل اثرات تصادفی و در غیر این صورت از مدل اثرات ثابت استفاده می‌کنیم (یحیی زاده فر، شمس و لاریمی، ۱۳۸۹). بر اساس نتایج آزمون چاو، در این مطالعه از مدل رگرسیون ترکیبی استفاده خواهد شد.

#### ۵- فرضیه‌های تحقیق

بر اساس ادبیات موضوع و نتایج تحقیقات صورت گرفته فرضیات پژوهش به شرح زیر ارائه می‌شود:

- (۱) بین مازاد بازده بازار و مازاد بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد.
- (۲) بین اندازه شرکت (صرف اندازه) و مازاد بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد.
- (۳) بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (صرف ارزش) و مازاد بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد.
- (۴) بین نقدشوندگی بازار و مازاد بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد.

#### ۶- نتایج تحقیق

##### ۶-۱- ضرایب همبستگی متغیرهای تحقیق

از جمله روش‌های آمار توصیفی محاسبه‌ی ضرایب همبستگی بین متغیرهاست. از توجه به

جدول ۱ (نگاره ۱) - همبستگی بین متغیرها

	$r_i$	$r_m$	SMB	HML	RREV
$r_j$	۱	۰.۲۱۹	۰.۲۲۳	۰.۱۸۸-	۰.۰۱۲
$r_m$	۰.۲۱۹	۱	۰.۹۹۸	۰.۷۶-	۰.۰۷-
SMB	۰.۲۲۳	۰.۹۹۸	۱	۰.۷۷۳-	۰.۰۷-
HML	۰.۱۸۸-	۰.۷۶۰-	۰.۷۷۳-	۱	۰.۰۴۶
RREV	۰.۰۱۲	۰.۰۷-	۰.۰۷-	۰.۰۴۶	۱

ضرایب همبستگی بین متغیرهای توضیحی و متغیر مستقل در می یابیم بیشترین ضریب همبستگی بین مازاد بازده سهام و SMB به میزان ۰.۲۲۳ و کمترین مقدار آن، ضریب همبستگی بین مازاد بازدهی سهام و عامل ریسک نقدشوندگی به میزان ۰.۰۱۲ است.

## ۶-۲- نتایج آزمون فرضیه ها

در این قسمت با توجه به نتایج برآورد مدل چهار عاملی و مدل سه عاملی که در نگاره (۲) آمده است؛ به بررسی فرضیه های تحقیق می پردازیم.

**فرضیه اول.** بین مازاد بازده بازار و مازاد بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد. همانگونه که از نگاره (۲) مشهود است ضریب متغیرهای RM و SIZE در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار است؛ اما ضریب متغیر BM معنی دار نیست. بدین ترتیب بتای بازار تابعی از متغیر اندازه شرکت بوده و مازاد بازده بازار اثر معناداری بر مازاد بازده سهام دارد و بتای بازار به شرح زیر خواهد بود:

$$\beta_{jt-1} = -3.79 + 0.166SIZE_{jt-1} \quad (12)$$

**فرضیه دوم.** بین اندازه شرکت (صرف اندازه) و مازاد بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد. با توجه به نگاره (۲) ضریب متغیر SMB در سطح اطمینان ۵٪ مثبت و معنی دار است در نتیجه فرضیه دوم را نیز نمی توان رد کرد.

بر اساس این یافته، به نظر می رسد سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران برای حصول اطمینان از دستیابی به نرخ بازده مورد انتظار خود، سرمایه گذاری در سهام شرکت های بزرگ را که از لحاظ قدمت، سودآوری، تقسیم سود و ... نسبت به شرکت های کوچک از جایگاه مستحکم تری برخوردارند، ترجیح می دهند. شاید یکی از دلایل این رفتار سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، خوش بینی بیش از حد آنها به شرکت های بزرگ و عکس العمل بیش از اندازه آنها به اخبار و اطلاعات این قبیل شرکت ها باشد. بنابراین، این اقدام سرمایه گذاران غیر حرفه ای و مبتدی در بورس اوراق بهادار تهران با یکی از مفروضات اساسی مدل CAPM مبنی بر رفتار عقلایی سرمایه گذاران در بازار، سازگاری ندارد (باقرزاده، ۱۳۸۴).

**فرضیه سوم.** بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (صرف ارزش) و مازاد بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد.

ضریب متغیر HML منفی است و در سطح اطمینان ۹۰٪ معنی دار می باشد.

جدول ۲ (نگاره ۲) - نتایج تخمین مدل سه عاملی و چهار عاملی

متغیر	مدل	ضریب	آماره t	احتمال
C	(۹)	۰.۰۱۲۴	۱۲.۷	*
	(۱۰)	۰.۰۱۳۰	۱۴.۲	*
RM	(۹)	۰.۷۱۷	۳۷.۹۹	*
	(۱۰)	۳.۸-	۲۰.۱۴-	*
SIZE	(۱۰)	۰.۱۶۶	۲۴.۷۵	*
BM	(۱۰)	۰.۰۰۸-	۰.۸۶۵-	۰.۳۹
SMB	(۹)	۰.۱۲۸	۳.۰۳	*۰.۰۰۲
	(۱۰)	۰.۰۹۶	۲.۵۲	*۰.۰۱۲
HML	(۹)	۰.۰۶۳-	۲.۴۴-	*۰.۰۲۵
	(۱۰)	۰.۰۴۲-	۱.۶۵-	**۰.۰۹۸
RREV	(۱۰)	۵۵۵۹.۲۸-	۰.۹۹۷-	۰.۳۱۹
F	(۹)		۴۲۷.۳	*
	(۱۰)		۴۰۲.۸	*
Adj R <sup>2</sup>	(۹)		۰.۱۰۳	
	(۱۰)		۰.۱۷۸	

\* در سطح خطای ۵٪ معنی دار است. \*\* در سطح خطای ۱۰٪ معنی دار است.

منبع: یافته های تحقیق

در تفسیر این یافته می توان چنین عنوان کرد که نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار رشد بالقوه آتی شرکت را نشان می دهد. بنابراین این نسبت با فرصت های رشد و توسعه آتی در ارتباط بوده و انتظار می رود بین این نسبت و بازده مورد انتظار رابطه مستقیم وجود داشته باشد. اما در بورس اوراق بهادار تهران این رابطه منفی به دست آمده است. بنابراین می توان گفت که سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران برای فرصت های رشد و توسعه آتی شرکت ها اهمیت کافی قائل نمی شوند (باقرزاده، ۱۳۸۴).

**فرضیه چهارم.** بین نقدشوندگی بازار و مازاد بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد. همان‌گونه که نگاره (۲) نشان می‌دهد ضریب متغیر ریسک نقدشوندگی بازار مطابق با ادبیات مالی منفی است اما در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار نیست. این نتیجه بدین معناست که هر چه نقدشوندگی یک سهم کمتر باشد سرمایه‌گذاران بازده بیشتری را درخواست می‌کنند زیرا نقدشوندگی کمتر مبین ریسک بیشتر و لازمه پذیرش ریسک بالاتر دریافت بازدهی بیشتر است. در نهایت آماره F حاکی از معنی داری کلی مدل در سطح خطای ۵٪ است. در بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در می‌یابیم اثرات کلیه ی متغیرها معنی دار و علائم آنها همانند مدل چهار عاملی است. آماره F نیز نشان از معنی داری کلی مدل مزبور دارد. اما چنان که مشاهده می‌شود ضریب تعیین مدل سه عاملی ۰.۱۰ و ضریب تعیین مدل چهار عاملی ۰.۱۸ است که این امر نشان دهنده قدرت تبیین بیشتر مدل چهار عاملی است.

#### ۷- نتیجه گیری و بحث

با توجه به نتایج آزمون فرضیات در می‌یابیم مازاد بازده بازار اثر معنی داری بر مازاد بازده سهام دارد و این اثر، متغیر و تابعی از اندازه شرکت می‌باشد. متغیر SMB نیز که نشان دهنده اثر اندازه شرکت است تأثیری مثبت و معنادار بر مازاد بازدهی سهام دارد. این یافته، یعنی مثبت بودن اثر اندازه، برخلاف یافته‌هایی است که در ادبیات مالی و مطالعات مشابه در کشورهای دیگر گزارش شده است. با این وجود، این نتیجه با نتایج مطالعاتی از جمله باقرزاده (۱۳۸۴)، قائمی و طوسی (۱۳۸۵)، مجتهدزاده و طارمی (۱۳۸۵)، کیمیاگری، اسلامی بیدگلی و اسکندری (۱۳۸۶)، و یحیی زاده فر، شمس و لاریمی (۱۳۸۹) مطابقت دارد.

متغیر HML که نشان دهنده اثر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است در سطح اطمینان ۹۰٪ تأثیری منفی و معنی دار بر مازاد بازدهی سهام دارد. منفی بودن اثر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با نتایج مطالعات باقرزاده (۱۳۸۴)، مجتهدزاده و طارمی (۱۳۸۵) و یحیی زاده فر، شمس و لاریمی (۱۳۸۹) مطابقت دارد اما در تضاد با نتایج حاصل شده از مطالعه کیمیاگری، اسلامی بیدگلی و اسکندری (۱۳۸۶) و عمده مطالعات کشورهای دیگر است. در نهایت متغیر نقدشوندگی بازار تأثیری منفی اما غیر معنی دار بر مازاد بازدهی سهام دارد. با این حال در مطالعات یحیی زاده فر و خرم‌دین (۱۳۸۷) و یحیی زاده فر، شمس و لاریمی (۱۳۸۹) نقدشوندگی تأثیری مستقیم بر مازاد بازدهی سهام داشته است. در بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ نیز در می‌یابیم اثر کلیه ی متغیرها معنی دار است. آماره F مدلها نشان دهنده معنی داری کلی هر دو مدل است. اما آن چه

در این بین حائز اهمیت است ضریب تعیین هر یک از مدل هاست که در مدل چهار عاملی ۰.۱۸ و در مدل سه عاملی ۰.۱۰ است. در نتیجه می‌توان اذعان کرد عامل نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا و همچنین استفاده از بتای بازار متغیر سبب افزایش قدرت تبیین مدل سه عاملی فاما و فرنچ خواهد شد. از آنجا که اکثر پژوهش‌ها و مطالعات علوم مختلف با محدودیت‌هایی مواجه هستند؛ پژوهش حاضر نیز با محدودیت‌هایی از جمله موجود نبودن بخشی از اطلاعات مربوط به شرکت‌های نمونه، کاهش داده‌های تحقیق و کوچک شدن نمونه به سبب توقف نمادهای معاملاتی به مدت طولانی و محدودیت نوسان قیمت چهار درصدی که قابلیت نقدشوندگی و قیمت سهم را متاثر می‌سازد، مواجه است لذا لازم به ذکر است که نتایج این مطالعه بر پایه محدودیت‌های فوق حاصل شده است. در خاتمه پیشنهاد پژوهش به فعالان بازار سرمایه و پژوهشگران توجه به عامل نقدشوندگی و استفاده از مدل‌های پویا است.

### فهرست منابع

- ۱) باقر زاده سعید. (۱۳۸۴). عوامل موثر بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی ۷(۱۹): ۶۴-۲۵.
- ۲) راعی رضا، پویان فر احمد. (۱۳۸۵). مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته. چاپ سوم. تهران: سمت.
- ۳) شاهسونی داود. (۱۳۸۸). ارزیابی توانایی مدل مبتنی بر ویژگی‌های سهام در مقایسه با مدل سه عاملی فاما و فرنچ در تبیین اختلاف بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت.
- ۴) عیوض لو رضا. (۱۳۸۷). مدل سه عاملی فاما و فرنچ با تاکید بر صرف ارزش؛ تحلیل دیدگاه‌های منتقدان. فصلنامه بورس اوراق بهادار ۱(۴): ۱۶۵-۱۴۳.
- ۵) قائمی محمد حسین، طوسی سعید. (۱۳۸۵). بررسی عوامل موثر بر بازده سهام عادی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پیام مدیریت (۱۷ و ۱۸): ۱۷۵-۱۵۹.
- ۶) کشاورز حداد غلامرضا، بابایی آر. (۱۳۹۰). مدلسازی تلاطم بازده نقدی در بورس سهام تهران با استفاده از داده‌های پنل و مدل GARCH. تحقیقات مالی ۱۳(۳۱): ۷۲-۴۱.
- ۷) کیمیای‌گری علی محمد، اسلامی بیدگلی غلامرضا، اسکندری مهدی. (۱۳۸۶). بررسی رابطه بین ریسک و بازده در بورس تهران براساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ. تحقیقات مالی ۹(۲۳): ۸۲-۶۱.

- ۸) مجتهد زاده ویدا، طارمی مریم. (۱۳۸۵). آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش بینی بازده سهام. پیام مدیریت (۱۷ و ۱۸): ۱۳۲-۱۰۹.
- ۹) مهرگان نادر، سهرابی حسین، سلمانی یونس. (۱۳۹۱). کاربرد متلب در آمار و اقتصاد سنجی. تهران: انتشارات نورعلم.
- ۱۰) یحیی زاده فر محمود، خرم‌دین جواد. (۱۳۸۷). نقش عوامل نقدشوندگی و ریسک عدم نقدشوندگی بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی های حسابداری و حسابرسی ۱۵(۵۳): ۱۱۸-۱۰۱.
- ۱۱) یحیی زاده فر محمود، شمس شهاب الدین، لاریمی سید جعفر. (۱۳۸۹). بررسی رابطه نقدشوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی ۱۲(۲۹): ۱۲۸-۱۱۱.
- 12) Amihud, Y., and H. Mendelson. (1986). Asset Pricing and the Bid-Ask Spread. *Journal of Financial Economics*(17):223-249.
- 13) Avramov, D., and T. Chordia. (2006). Asset pricing models and financial market anomalies. *Review of Financial Studies* (19):1001-1040.
- 14) Banz, R. W. (1981). The Relative Efficiency of Various Portfolios: Some Further Evidence: Discussion. *Journal of Finance* (32):663-682.
- 15) 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):663-682.
- 16) Black, F. (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *Journal of Business* 45(3):444-454.
- 17) Brennan, M. J., T. Chordia, and A. Subrahmanyam. (1998). Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and the Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics* (49):345-373.
- 18) Brennan, M.J., and A. Subrahmanyam. (1996). Market microstructure and asset pricing: on the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of Financial Economics* (41):441-464.
- 19) Chen, Jing. (2005). Pervasive Liquidity Risk and Asset Pricing. Job Market Paper.
- 20) Fama, E. F., and K. R. French. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance* (47):427-465.
- 21) Fama, E. F., and K. R. French. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics* (33):3-56.
- 22) Fama, E. F., and K. R. French. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance* (51):55-84.

- 23) Lintner, John. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics* (47):13-37.
- 24) Lo, A. W., and A. C. MacKinlay. (1990). Data-Snooping Biases in Tests of Financial Asset Pricing Models. *Review of Financial Studies* (3):431-467.
- 25) Narayan, Paresh k., and Xinwei, zheng. (2010). Market liquidity risk factor and financial market anomalies: Evidence from the Chinese stock market. *Pacific-Basin Finance Journal* (18):509-520.
- 26) Pastor, L., and R. Stambaugh. (2003). Liquidity Risk and Expected Stock Returns. *Journal of Political Economy* (111):642-685.
- 27) Roll, Richard. (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.
- 28) Sharpe, William F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* (19):425-442.

## ضمائم

جدول ۳ (نگاره ۳) - نتایج آزمون مانایی متغیر  $\Gamma$ 

Panel unit root test: Summary

Series: RJ

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 4

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-94.7714	0.0000	62	5841
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat			62	5841
ADF - Fisher Chi-square	2584.54	0.0000	62	5841
PP - Fisher Chi-square	2673.71	0.0000	62	5911



جدول ۴ (نگاره ۴) نتایج آزمون مانایی متغیر  $r_m$

Panel unit root test: Summary  
 Series: RM  
 Exogenous variables: Individual effects  
 Automatic selection of maximum lags  
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-40.1700	0.0000	62	5864
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat			62	5864
ADF - Fisher Chi-square	1524.46	0.0000	62	5864
PP - Fisher Chi-square	1466.48	0.0000	62	5911

جدول ۵ (نگاره ۵) - نتایج آزمون مانایی متغیر SIZE

Panel unit root test: Summary  
 Series: SIZE  
 Exogenous variables: Individual effects  
 Automatic selection of maximum lags  
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-27.5315	0.0000	34	3013
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat			34	3013
ADF - Fisher Chi-square	739.447	0.0000	34	3013
PP - Fisher Chi-square	699.595	0.0000	34	3027

## جدول ۶ (نگاره ۶) - نتایج آزمون مانایی متغیر BM

Panel unit root test: Summary  
 Series: BM  
 Exogenous variables: Individual effects  
 Automatic selection of maximum lags  
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 4  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-45.3018	0.0000	62	5754
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat			62	5754
ADF - Fisher Chi-square	1727.49	0.0000	62	5754
PP - Fisher Chi-square	1725.37	0.0000	62	5911

## جدول ۷ (نگاره ۷) - نتایج آزمون مانایی متغیر SMB

Panel unit root test: Summary  
 Series: SMB  
 Exogenous variables: Individual effects  
 Automatic selection of maximum lags  
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-73.0975	0.0000	62	5896
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat			62	5896
ADF - Fisher Chi-square	2555.46	0.0000	62	5896
PP - Fisher Chi-square	2605.39	0.0000	62	5911

جدول ۸ (نگاره ۸) - نتایج آزمون مانایی متغیر HML

Panel unit root test: Summary

Series: HML

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 0

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-72.6983	0.0000	62	5911
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat			62	5911
ADF - Fisher Chi-square	2569.52	0.0000	62	5911
PP - Fisher Chi-square	2570.80	0.0000	62	5911

جدول ۹ (نگاره ۹) - نتایج آزمون مانایی متغیر RREV

Panel unit root test: Summary

Series: RREV

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 2

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-20.5727	0.0000	11	1021
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat			11	1021
ADF - Fisher Chi-square	260.614	0.0000	11	1021
PP - Fisher Chi-square	402.725	0.0000	11	1056

## یادداشت‌ها

- <sup>1</sup>Fama & French
- <sup>2</sup>Liquidity
- <sup>3</sup>Amihud & Mendelson
- <sup>4</sup>Pastor & Stambaugh
- <sup>5</sup>Roll
- <sup>6</sup>Lo & MacKinlay
- <sup>7</sup>Data-snooping
- <sup>8</sup>Brennan & Subrahmanyam
- <sup>9</sup>Brennan, Chordia & Subrahmanyam
- <sup>10</sup>Sharpe
- <sup>11</sup>Lintner
- <sup>12</sup>Black
- <sup>13</sup>Basu
- <sup>14</sup>Banz
- <sup>15</sup>Jegadeesh
- <sup>16</sup>Anomalies
- <sup>17</sup>Chen
- <sup>18</sup>Principal component analysis
- <sup>19</sup>Common source of liquidity variation
- <sup>20</sup>Illiquidity ratio
- <sup>21</sup>Pastor and Stambaugh return reversal
- <sup>22</sup>Breen, Hodrick & Korajczyk
- <sup>23</sup>Avramov & Chordia
- <sup>24</sup>Narayan & Zheng
- <sup>25</sup>Ghysels
- <sup>26</sup>Unit-root nonstationary time series
- <sup>27</sup>Levin & Lin
- <sup>28</sup>Im, Pesaran & Shin
- <sup>29</sup>Augmented Dickey - Fuller
- <sup>30</sup>Phillips - Perron
- <sup>31</sup>Pooled regression model
- <sup>32</sup>Least Squares Dummy Variable Model