Archive of SID

فصلنامــه دانش سرمایه‌گــذاری
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 تصمیم گیری در بورس، بازده سهام می باشد. بازده سهام خود به تنهایی دارای محتوای اطلاعاتی است و بیشتر سرمایه گذاران بالفعل و بالقوه در تجزیه و تحلیل مالی و پیش بینی ها از آن استفاده می نمایند. مطالعات زیادی در مورد رابطه بین ریسک و بازده انجام شده است. در این میان مدل سه عاملی فاما و فرنچ در زمره مهم ترین مدل های ارائه شده قرار دارد. در پژوهش حاضر به بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ بعلاوه معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا (۲۰۰۳) و مقایسه آن با مدل سه عاملی فاما و فرنچ می پردازیم. بر خلاف عمده مطالعات گذشته، در مدل چهار عاملی بتای بازار متغیر و عاملی از اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است. داده های سری زمانی به صورت ماهانه برای سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ از شرکتهای نمونه بازار بورس و اوراق بهادار تهران جمع آوری شده و توسط نرم افزار Eviews به روش داده های ترکیبی (تابلویی) مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج تحقیق حاکی از معنی داری اثرات مازاد بازده بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و عدم معنی داری عامل نقدشوندگی بازار است. بتای بازار نیز تنها تابعی از متغیر اندازه می باشد. همچنین نتایج نشان می دهد عامل نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا و بکارگیری بتای بازار متغیر سبب افزایش قدرت تبیین مدل سه عاملی فاما و فرنچ می شود.

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

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها از پر کاربرد ترین مدل‌ها در حوزه های مختلف علوم مالی مانند مدیریت مالی شرکت ها و مدیریت سرمایه گذاری می باشند. از آنجا که یکی از اساسی‌ترین مباحث مطرح در علوم مالی، تخصیص بهینه منابع می باشد و سرمایه یکی از ارزشمندترین منابع اقتصادی است، بنابراین برای ترغیب سرمایه گذاران به سرمایه‌گذاری بیشتر در بازار های مالی، باید مدل‌های قیمت گذاری موجود را دائما مورد بررسی و نقد قرار داد و مدل‌هایی مناسب تر 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[۱] است که منجر به ارائه مدل سه عاملی شد. آنها با بیان این که به جز اثر بازدهی های گذشته، اثر ویژگی های اوراق بهادار بر بازدهی های مورد انتظار می تواند 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 ارزش گذاری دارایی ها حائز اهمیت است و ناشی از تبلور مفهوم ریسک عدم نقدشوندگی دارایی درذهن خریدار است(یحیی زاده فر، شمس و لاریمی، ۱۳۸۹). یک حقیقت به خوبی شناخته شده در اقتصاد مالی این است که نقدشوندگی دارایی های مالی درطول زمان تغییر می کند. برای نخستین بار نقش نقدشوندگی[۲]در قیمت گذاری دارایی ها توسط آمیهود و مندلسون[۳] (۱۹۸۶) بررسی شد. ریسک نفدشوندگی با معیار های متعددی قابل اندازه گیری است از جمله معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا[۴] (۲۰۰۳) که ادعا می کنند افزودن آن به مدل سه عاملی موجب جذب اثر بازدهی های گذشته می شود.

از سوی دیگر عدم اثبات ادعای CAPM به طبیعت با ثبات و توصیف ناکامل آن از قیمت دارایی ها، نسبت داده شده است. در حقیقت هم کارهای تئوریک و هم کارهای تجربی، استفاده از مدل های قیمت گذاری پویا را توصیه می کنند(Avramov & Chordia,2006). لذا در این پژوهش بتای بازارمتغیر، که در طول زمان با اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تغییر می کند به کار می رود.

یکی از ویژگیهای مهم اکثر تحقیقات تجربی در زمینه قیمت گذاری دارایی این است که از بازده های پرتفوی های ایجاد شده بر اساس چیدمان اوراق بهادار بر مبنای برخی معیارهای دلخواه در تحلیل خود استفاده می کنند (Brennan, Chordia & subrahmanyam,1998). رول[۵] (۱۹۷۷)

www.SID.ir

Archive of SID

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[۶] (۱۹۹۰) تقریبا 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[۷]است، را نشان خواهند داد. اما نتیجه ی نهایی را می توانیم از مقایسه مطالعه فاما و فرنچ(۱۹۹۶) و برنان و سابراهمانیام[۸] (۱۹۹۶) دریابیم، که نتایج را به ترتیب برای ۶ و۷ مجموعه از پرتفوی ها ارائه کردند و به نتایج کاملا متفاوتی مبتنی بر ملاک استفاده شده در تشکیل پرتفوی دست یافتند. در این مقاله پیرو مطالعه برنان و همکاران[۹] (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 قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای صورت پذیرفته است. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) مطرح شده توسط شارپ[۱۰](۱۹۶۴)، لینتنر[۱۱](۱۹۶۵) و بلک[۱۲](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[۱۳](۱۹۷۷)، بنز[۱۴](۱۹۸۱)، جیگادیش[۱۵] (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:

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

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

www.SID.ir

Archive of SID

در نهایت فاما و فرنچ در مطالعه ی ۱۹۹۶ خود دریافتند که جز برای تداوم بازدهی کوتاه مدت گذشته، اثر بی قاعدگی ها[۱۶] عمدتا در مدل سه عاملی ناپدید می شود.

پس از آن مطالعات گسترده ای در راستای آزمون این مدل انجام شد. از آنجا که نتایج پیوسته مدل مزبور را تایید نمی کنند، جستجو برای یافتن مدلی بهینه همچنان ادامه دارد که گاه معطوف به استفاده از مدل سه عاملی 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 بازده های 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 گسترده ای از معیارهای نقدشوندگی، ارتباط بین سطح نقد شوندگی و بازده های مورد انتظار را بررسی کرده اند. در نتیجه این نظریه که نقدشوندگی می تواند بر بازدهی های دارایی تاثیر بگذارد، اکنون به خوبی پذیرفته شده است. برنان و سابراهمانیام(۱۹۹۶) با بررسی رابطه تجربی بین بازده های ماهانه سهام و معیارهای عدم نقد شوندگی، هزینه های ثابت و متغیر معاملات، دریافتند رابطه ی معناداری بین صرف بازده و مولفه های ثابت و متغیر هزینه معاملاتی وجود دارد. چن[۱۷](۲۰۰۵) تحلیل مولفه اصلی[۱۸] را برای اسخراج منبع مشترک تغییرات نقدشوندگی[۱۹] از هفت شاخص نقدشوندگی شکاف عرضه و تقاضا، گردش سهام، نرخ عدم نقدشوندگی[۲۰] آمیهود، برگشت بازده پاستور واستامبا[۲۱]($PS_{\$}$)، معیار برین، هادریک و کراجیک[۲۲]($BHK_{\$}$) و دو معیار دیگر PS_{to} و BHK_{to} را که خود اضافه نمود، به کار برد. در نهایت چنین نتیجه می گیرد که با استفاده از معیار ریسک نقدشوندگی به دست آمده از نخستین مولفه اصلی می توان قاطعانه بیان کرد که نقدشوندگی در قیمت گذاری دارایی اهمیت دارد.

آوراموف و کوردیا[۲۳](۲۰۰۶) با بررسی مدل سه عاملی 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 بازدهی های گذشته است. نارایان و ژنگ[۲۴](۲۰۱۰) با انجام تحقیقی مشابه مطالعه آوراموف و کوردیا(۲۰۰۶) برای بازار سهام چین دریافتند مدل مورد بررسی از میان چهار بی قاعدگی بررسی شده، تنها قادر به جذب اثر بازدهی های 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

www.SID.ir

Archive of SID

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[۲۵] (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 آوراموف 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 نمونه‌گیری استفاده شده است) باید شرایط زیر را نیز دارا باشد:

الف – پایان سال مالی۲۹ اسفند ماه

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

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

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 وآخر دوره و منافع حاصل از مالکیت، به دست می آید. منافع حاصل از مالکیت در دوره هایی

www.SID.ir

Archive of SID

که مجمع برگزار شده باشد به سهامدار تعلق می گیرد و ممکن است به شکلهای مختلفی به سهامداران پرداخت شود که عمده ترین آنها افزایش سرمایه از محل اندوخته (سهام جایزه) و افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی هستند. برای این حالت ها فرمول محاسبه نرخ بازده به صورت زیر خواهد بود:

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

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

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 مازاد بازده بازار که انتظار می رود با توجه به ریسک تحمل شده توسط سهام شرکت ها، نصیب آنها شود و به صورت زیر محاسبه می شود:

$$R_m - R_f \qquad (۳)$$

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 می آید:

ارزش روز شرکت = تعداد سهام انتشار یافته × قیمت سهام (۴)

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 می شود.

www.SID.ir

Archive of SID

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 مجددا 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:

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

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

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

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:

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

که درآن:

$r_{i,d,t}$: بازده سهام i در روز d و ماه t

$r_{m,d,t}$: بازده بازار در روز d و ماه t

$r^{e}_{i,d,t}$: 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

www.SID.ir

Archive of SID

$rrev_{i,t}$: نقدشوندگی سهامi 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 می آید.

پیرو رویه ی 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 معامله ی کلیه ی سهام مشمول ماه t در آخرین روز معاملاتی شان در ماه t-1 و m_1 برابر با مجموع حجم معامله ی کلیه سهام مشمول فروردین ۱۳۸۰ در آخرین روز معاملاتی شان در اسفند ۱۳۷۹ است، مطابق معادله ی زیر در محاسبه نقدشوندگی ماهانه بازار لحاظ شده است.

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

در این معادله، N_t تعداد سهام اندازه گیری 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 می باشد. برای تجزیه و تحلیل داده ها و آزمون فرضیه ها از نرم افزارهایEVIEWS و EXCEL بهره گرفته شده است.

مدل های مورد بررسی در این پژوهش به شرح زیر می باشند.

۱) مدل سه عاملی فاما و فرنچ:

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i(R_M - R_f) + s_i SMB + h_i HML + \varepsilon_i \qquad (۹)$$

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

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

که در آن r_{jt} صرف ریسک سهام است.

برای برآورد مدل های فوق از تخمین رگرسیون به روش‌داده‌های پانل استفاده می شود. داده-های پانل ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی می‌باشد، یعنی اطلاعات مربوط به داده های مقطعی در طول زمان مشاهده می‌شود. بدین صورت که چنین داده‌هایی دارای دو بعد می باشند که یک بعد آن مربوط به واحدهای مختلف در هر مقطع زمانی خاص است و بعد دیگر آن مربوط به

www.SID.ir

Archive of SID

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 داده های مالی، وجود ریشه واحد است. وجود ریشه های واحد به معنی نامانا بودن داده ها است و این امر به بروز مشکلاتی در اعتبار آزمون های انجام شده منجر می شود. در سری های زمانی مالی، اغلب نامانایی ناشی از این واقعیت است که سطح ثابتی برای بازده ها وجود ندارد. در ادبیات سری های زمانی، چنین سری زمانی نامانایی، سری زمانی نامانای دارای ریشه واحد[۲۶] نامیده می شود(کشاورز حداد و بابایی، ۱۳۹۰). پیش از تخمین مدل های فوق با استفاده از مفهوم پانل، آزمون مشخصه های سری های زمانی از طریق آزمون ریشه واحد پانل و آزمون مانایی پانل شامل آزمون های ریشه واحد لوین و لین[۲۷]، ایم، پسران و شین[۲۸]، دیکی فولر افزوده[۲۹] و فیلیپس- پرون[۳۰] انجام خواهدگرفت. نتایج حاکی از مانا بودن کلیه ی متغیرهاست که در بخش ضمائم آورده شده اند.

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 می شود. در این مدل آثار زمانی و واحدها در نظر گرفته نمی شود؛ اغلب اوقات به چنین مدلی، مدل رگرسیون ترکیبی[۳۱]گفته می شود. مدل اثرات ثابت (حداقل مربعات با متغیر موهومی[۳۲]) داده های مقطعی را با شیب یکسان در نظر می گیرد، در عین حال، قائل به عرض از مبدأ متفاوت میان مشاهدات مقطعی است.

برای اینکه بدانیم در داده های ترکیبی از مدل رگرسیون ترکیبی یا مدل اثرات ثابت استفاده کنیم، از آزمون F تعمیم یافته (آزمون چاو) استفاده می شود، به این صورت که ضریب تعیین در هر دو روش محاسبه شده و در رابطه زیر قرارمی گیرد:

$$F = \frac{(R_{FE}^2 - R_{POOL}^2)/(n-1)}{(1-R_{FE}^2)/(nt-n-k)} \qquad (۱۱)$$

که در آن R^2_{FE} ضریب تعیین مدل رگرسیون با اثرات ثابت، R^2_{POOL} ضریب تعیین مدل رگرسیون ترکیبی، n تعداد مشاهدات مقطعی، t تعداد دوره های (ماه های) پژوهش و k تعداد متغیرهای توضیحی (تخمین زننده ها) هستند.

www.SID.ir

Archive of SID

آماره مذکور با F نگاره مقایسه شده و فرضیه زیر آزمون می شود.

H_0:ضریب تعیین دو روش تفاوت معناداری ندارند

H_1:ضریب تعیین دو روش تفاوت معناداری دارند

یکی دیگر از راه های 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 مدل های اثرات ثابت و اثرات تصادفی می رسد. آزمون تصریح هاسمن ما را به انتخاب بین مدل های اثرات ثابت و اثرات تصادفی با استفاده از آزمون ضریب همبستگی بین متغیرهای تصریح شده، قادرمی کند. 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 می کنیم(یحیی زاده فر، شمس و لاریمی، ۱۳۸۹). بر اساس نتایج آزمون چاو، در این مطالعه از مدل رگرسیون ترکیبی استفاده خواهد شد.

۵- فرضیه های 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 روش های آمار توصیفی محاسبه ی ضرایب همبستگی بین متغیرهاست. از توجه به

جدول ۱ (نگاره ۱)- همبستگی بین متغیرها

	r_j	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

www.SID.ir

Archive of SID

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:

$$\beta_{j\,t-1} = -3.79 + 0.166 SIZE_{j\,t-1} \qquad (12)$$

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.

www.SID.ir

Archive of SID

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	۰*
	(۱۰)	۰.۰۱۳۰	۱۴.۲	۰*
RM	(۹)	۰.۷۱۷	۳۷.۹۹	۰*
	(۱۰)	۳.۸-	۲۰.۱۴-	۰*
SIZE				
	(۱۰)	۰.۱۶۶	۲۴.۷۵	۰*
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	۰*
	(۱۰)		۴۰۲.۸	۰*
Adj R^2	(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).

www.SID.ir

Archive of SID

فرضیه چهارم. بین نقدشوندگی بازار و مازاد بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد.

همان‌گونه که نگاره (۲) نشان می دهد 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 می یابیم 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 می شود 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 می یابیم مازاد بازده بازار اثر معنی داری بر مازاد بازده سهام دارد و این اثر، متغیر و تابعی از اندازه شرکت می باشد. متغیر SMB نیز که نشان دهنده اثر اندازه شرکت است تاثیری مثبت و معنادار بر مازاد بازدهی سهام دارد. این یافته، یعنی مثبت بودن اثر اندازه، برخلاف یافته هایی 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.

متغیرHML که نشان دهنده اثر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است در سطح اطمینان ۹۰٪ تاثیری 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 تاثیری 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 تاثیری مستقیم بر مازاد بازدهی سهام داشته است. در بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ نیز در می یابیم اثر کلیه ی متغیرها معنی دار است. آماره F مدلها نشان دهنده معنی داری کلی هر دو مدل است. اما آن چه

www.SID.ir

Archive of SID

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 می توان 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 پژوهش ها و مطالعات علوم مختلف با محدودیت هایی مواجه هستند؛ پژوهش حاضر نیز با محدودیت هایی از جمله موجود نبودن بخشی از اطلاعات مربوط به شرکتهای نمونه، کاهش داده های 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 می سازد، مواجه است لذا لازم به ذکر است که نتایج این مطالعه بر پایه محدودیت های فوق حاصل شده است. در خاتمه پیشنهاد پژوهش به فعالان بازار سرمایه و پژوهشگران توجه به عامل نقدشوندگی و استفاده از مدل های 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 سرمایه گذاری پیشرفته. چاپ سوم. تهران: سمت.

۳) شاهسونی داود. (۱۳۸۸). ارزیابی توانایی مدل مبتنی بر ویژگی های سهام در مقایسه با مدل سه عاملی فاما و فرنچ در تبیین اختلاف بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت.

۴) عیوض لو رضا. (۱۳۸۷). مدل سه عاملی فاما و فرنچ با تاکید بر صرف ارزش؛ تحلیل دیدگاه های 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 آرش. (۱۳۹۰). مدلسازی تلاطم بازده نقدی در بورس سهام تهران با استفاده از داده های پنل و مدل GARCH. تحقیقات مالی ۱۳(۳۱):۷۲-۴۱.

۷) کیمیاگری 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.

www.SID.ir

Archive of SID

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 مازاد 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.

www.SID.ir

Archive of SID

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 (نگاره۳)- نتایج آزمون مانایی متغیرr_j

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

www.SID.ir

Archive of SID

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

www.SID.ir

Archive of SID

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

www.SID.ir

Archive of SID

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

www.SID.ir

Archive of SID

یادداشت‌ها

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

www.SID.ir