Archive of SID

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال دهم، شماره سی و هفتم، تابستان ۱۴۰۱
صفحات ۲۰۸-۱۸۵

مقاله پژوهشی

الگویی هشت‌عاملی برای سنجش بازده سهام با استفاده از متغیرهای استرس بازار، سرعت شکنندگی بازار و ریسک نقد شوندگی بازار[۱]

جواد صادقی پناه[۲]، منصور گرکز[۳]، پرویز سعیدی[۴]، علیرضا معطوفی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۱/۲۸

چکیده

در سال‌های اخیر در بسیاری از پژوهش‌های مربوط به پیش‌بینی بازده سهام، از مدل‌های عاملی استفاده شده است. این پژوهش بر مبنای یک مدل هشت عاملی بنا شده است که متشکل از مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ به علاوه، متغیرهای استرس بازار، سرعت شکنندگی بازار و ریسک نقدشوندگی بازار، به منظور بررسی توان توضیح دهندگی این مدل در بازار اوراق بهادار تهران در خلال سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ برای ۱۱۷ شرکت به صورت ماهانه انجام شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که توان توضیح‌دهندگی مدل هشت عاملی بهتر از مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ در بازار سرمایه ایران می‌باشد. همچنین، متغیرهای سرعت شکنندگی و استرس، رابطه منفی و معنی‌دار و متغیر ریسک نقدشوندگی، رابطه مثبت و معنی‌دار با بازده سهام دارند. این نتیجه می‌تواند مورد توجه سیاست‌گذاران حوزه مسائل مالی و سرمایه‌گذاری و سایر اشخاص ذی‌حق، ذی‌نفع و علاقه‌مند قرار بگیرد.

واژگان کلیدی: ریسک نقد شوندگی، شکنندگی، استرس بازار، مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ، بازده سهام
طبقه‌بندی موضوعی: *C12, C33, D40, G11, G17, G3*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.25231.2020
۲. گروه حسابداری، واحد گرگان، دانشگاه آزاد اسلامی، گرگان، ایران. Email: Sadeghi1359@gmail.com
۳. دانشیار، گروه حسابداری، واحد گرگان، دانشگاه آزاد اسلامی، گرگان، ایران. (نویسنده مسئول). Email: mansourgarrkaz@gmail.com
۴. دانشیار، گروه حسابداری، واحد علی‌آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی‌آباد کتول، ایران. Email: dr.parvizsaeedi@yahoo.com
۵. استادیار، گروه حسابداری، واحد گرگان، دانشگاه آزاد اسلامی، گرگان، ایران. Email: alirezamaetoofi@gmail.com

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

یکی از مهمترین شاخص‌های مدنظر سرمایه‌گذاران در انتخاب سرمایه‌گذاری در بازار اوراق بهادار، معیار مالی بازده سهام می‌باشد. تحقیقات مختلف نشان داده‌اند که می‌توان با استفاده از شاخص‌های متعدد، بازده‌های آتی سهام را پیش‌بینی کرد. قابلیت پیش‌بینی بازده‌های آتی سهام، دارای پیامدهای مهم اقتصادی است. یکی از این پیامدها، کسب بیشترین بازده با تحمل کمترین ریسک می‌باشد که برای سرمایه‌گذاران جذابیت فراوان دارد (خردیار، ۲۰۱۱[1]). از آنجا که اکثر سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز هستند، تنها زمانی حاضر به سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار می‌باشند که بتوانند متناسب با ریسک تحمل شده بازدهی بهینه‌ای کسب کنند. همچنین، با توجه به رشد و توسعه بازارها و ابزارهای مالی، پیچیدگی بازارهای مالی و تخصصی‌شدن مقوله سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاران و شاغلان بازارهای مالی نیازمند ابزارها، روش‌ها و مدل‌هایی هستند که در انتخاب بهترین سرمایه‌گذاری و مناسب‌ترین پرتفوی آنها را یاری دهد. این امر موجب شد که نظریه‌ها، مدل‌ها و روش‌های گوناگونی برای قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی و محاسبه پیش‌بینی نرخ بازدهی سهام مطرح شده و هر روز در حال توسعه و تغییر باشد (رمضانی، ۱۳۹۶). در این راستا و به منظور کمک به سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان، این پژوهش مدل پنج‌عاملی فامل و فرنچ[2] را با در نظر گرفتن عوامل ریسک نقدشوندگی[3]، استرس [4]و سرعت شکنندگی بازار[5] توسعه داده است.

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 (یحیی‌زاده فر، شمس و لاریمی، ۱۳۸۹). یک باور پذیرفته شده در اقتصاد مالی این است که نقدشوندگی دارایی مالی در طول زمان تغییر می‌کند. نقش نقدشوندگی برای نخستین بار در قیمت‌گذاری دارایی‌ها توسط آمیهود و مندلسون[6] در سال ۱۹۸۶ بررسی شد و با معیارهای متعددی قابل اندازه‌گیری است. از آن جمله؛ معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا[7] در سال ۲۰۰۳ می‌باشد که ادعا نمودند افزودن آن به مدل سه‌عاملی موجب جذب اثر بازدهی‌های گذشته می‌شود (اورامو و کردیا[8]، ۲۰۰۹).

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

یکی از معیارهای اساسی برای تصمیم‌گیری در بورس، بازده سهام است. بازده سهام خود به تنهایی دارای محتوای اطلاعاتی است که از آن در پیش‌بینی‌های لازم توسط سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه استفاده

1. Kheradyar
2. Fama–French Five-Factor Model
3. Liquidity Risk
4. Stress
5. Fragility
6. Amihud & Mendelson
7. Pastor & Stambaugh
8. Avramov & Chordia

www.SID.ir

Archive of SID

می‌شود. تاکنون مدل‌های زیادی توسط پژوهشگران درباره توضیح و پیش‌بینی بازده سهام مطرح شده است که به مدل‌های قیمت‌گذاری سهام معروف شده‌اند (مانند پژوهش شارپ[1] (۱۹۶۴)؛ لینتنر[2] (۱۹۶۵)؛ بلک[3] (۱۹۷۲)؛ باسو و راس[4] (۱۹۷۷)؛ بنز[5] (۱۹۸۱)؛ جیگادیش[6] (۱۹۹۳)؛ باندای[7] (۱۹۸۸ و ۱۹۷۸)؛ کیم[8] (۱۹۹۰)؛ فاما و فرنچ[9] (۱۹۹۲)؛ پاستور و استامبا (۲۰۰۳) و فاما و فرنچ (۲۰۱۳)).

پژوهش‌های مربوط به بررسی رابطه بازده و ریسک به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM[10]) توسط شارپ در سال ۱۹۶۴ برمی‌گردد و در آن فرض شده است بازده هر پرتفوی، فقط ناشی از ریسک سیستماتیک می‌باشد و به الگوی تک‌عاملی معروف شد. پس از مطرح شدن بی‌قاعدگی‌های مختلف از قبیل: اندازه شرکت، نسبت سود به قیمت، اهرم مالی، نسبت ارزش دفتری به بازار، بازده بلندمدت و مومنتم[11]. در الگوی تک‌عاملی و چالش‌هایی که این مدل با آن مواجه شده بود، مدل‌های چندعاملی به عنوان الگوهای مالی کامل‌تری مطرح شد (صالحی، ۱۳۹۵). پس از آن، پژوهش‌های فاما و فرنچ در سال‌های (۱۹۹۳، ۱۹۹۶، ۱۹۹۷، ۲۰۰۶، ۲۰۰۸، ۲۰۱۰ و ۲۰۱۲) موجب تحول و دگرگون‌سازی در حوزه مطالعه مدل‌های چندعاملی گردیده است. اولین پژوهش فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۳ جایگاه ویژه‌ای در بین پژوهش‌های مربوط به تبیین بازده سهام دارد و به الگوی سه‌عاملی شهرت پیدا کرده است. ایشان با درنظر گرفتن سه متغیر بتا، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اقدام به تبیین رابطه بازده سهام شرکت‌ها نموده است. نتایج پژوهش‌های آنها نشان داد که قدرت تبیین مدل آنها نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌گذاری (CAPM) بهتر است (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳).

کارهارت[12] در سال ۱۹۹۷، با اضافه نمودن عامل مومنتوم به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، الگوی چهارعاملی را مطرح نمود. مومنتوم متغیری بود که نشان می‌داد بازار تمایل دارد نسبت به عملکرد شرکت‌های موفق در دوره‌های کوتاه‌مدت پس از موفقیت، واکنش مثبت و نسبت به عملکرد شرکت‌های ناموفق در دوره‌های پس از شکست، واکنش منفی نشان دهد. در واقع، این عامل بیانگر این موضوع بود که نگرش بازار، گذشته‌گرا باقی می‌ماند تا در نهایت تغییر جهت دهد (آرتمن و همکاران[13]، ۲۰۱۲). پژوهش کارهارت و مدل آن منشأ شکل‌گیری پژوهش‌های زیادی از قبیل کمبل و همکاران[14] (۲۰۰۸)، سهگال و

1. Sharpe
2. Lintner
3. Black
4. Basu & Ross
5. Banz
6. Jegadeesh
7. Bhandari
8. Kim
9. Fama & French
10. Capital Asset Pricing Model
11. Momentum
12. Carhart
13. Artmann et al.
14. Campbell

www.SID.ir

Archive of SID

جین[1] (۲۰۱۱) و آرتمن و همکاران (۲۰۱۱) در حوزه پیش‌بینی بازده گردید. در نهایت، کارهارت معتقد بود الگوی چهارعاملی وی به میزان قابل‌توجهی خطای قیمت‌گذاری، الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) و الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ را کاهش می‌دهد (کارهارت، ۱۹۹۷).

هاپنیت و جانسون[2] در سال ۲۰۱۱، الگوی چهارعاملی دیگری مشتمل بر عوامل؛ بازار، سرمایه‌گذاری، سودآوری و نقدشوندگی طراحی نمودند که از اضافه نمودن عامل نقدشوندگی به الگوی سه‌عاملی چن و همکاران حاصل گردیده است. آنها در مقایسه با الگوی چهارعاملی کارهارت، معتقدند زمانی که عامل مومنتوم به الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ اضافه شد، به طور معنی‌داری عملکرد الگو را بهبود داده است. در عوض، اثر اضافه نمودن عامل نقدشوندگی به عنون عامل چهارم به الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ، بی‌معنی و نزدیک به صفر بوده است (هاپنیت و جانسون، ۲۰۱۱).

هو و همکاران[3] در سال ۲۰۱۴ مدلی چهارعاملی شامل متغیرهای توضیحی بتا، اندازه شرکت، سودآوری و سرمایه‌گذاری ارائه نمودند. در این مدل عامل سودآوری (ROA[4]) عبارت است از تفاضل بین میانگین بازده مجموعه سهام دارای سودآوری بالا با مجموعه سهام دارای سودآوری ضعیف. همچنین عامل سرمایه‌گذاری (IA[5]) عبارت است از تفاضل بین میانگین بازده مجموعه سهام دارای سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه با مجموعه سهام دارای سرمایه‌گذاری جسورانه. این مدل برای تبیین بازده سهام بورس نیویورک در بازه زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۲ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان از توانایی بهتر این مدل نسبت به الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ و مدل چهارعاملی کارهارت بوده است (هو، خو وژانگ، ۲۰۱۴).

فاما و فرنچ در سال ۲۰۱۳ با توسعه الگوی سه‌عاملی خود و افزودن دو عامل جدید، سودآوری و سرمایه‌گذاری شرکت را به عوامل سه‌گانه؛ بازار، اندازه و (B/M[6]) سعی در افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل خود برای بازده سهام کردند و بدین ترتیب مدل پنج‌عاملی جدیدی را طراحی نمودند. همچنین، در همان سال این مدل را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس آمریکا مورد آزمون قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که این مدل بین ۶۹ تا ۹۳ درصد از تغییرات مقطعی در بازده‌های مورد انتظار را توضیح می‌دهد (فاما و فرنچ، ۲۰۱۵).

دائویی و بن سالا[7] در سال ۲۰۱۷ با افزودن شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران مدل شش عاملی خود را مطرح نمودند و این مدل را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس نیویورک مورد آزمون قرار دادند. نتایج این الگوی شش عاملی بیانگر آن بود که قدرت تبیین بازده این مدل به طور مشخص با گنجاندن شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران بهتر از مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ می‌باشد (دائویی و بن‌سلا، ۲۰۱۷).

1. Sehgal & Jain
2. Habinette & Jonsson
3. Hou et al.
4. Return on Asset
5. Investment-to-Assets
6. Book-to-Market
7. Dhaoui & Bensalah

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج حاصل از این پژوهش‌ها نشان می‌دهد که عوامل معرفی شده به تنهایی قادر به توضیح بازده سهام نمی‌باشند. طبق تئوری آربیتراژ نیز، عوامل مختلف برای توضیح بازده سهام باید در نظر گرفته شود، درحالی که این عوامل تعیین نشده است.

تغییرات مداوم بازارهای مالی و تأثیرپذیری امور مالی از عوامل متعدد و همچنین، توسعه این مدل‌ها متناسب با سیستم‌های اقتصادی کشورهای مختلف باعث می‌شود که تفاوت در هر یک از عوامل فوق، اهمیت و میزان ریسک‌های مرتبط در هر مدل را تغییر دهد. به عنوان مثال، مارکوات و همکاران[1] (۲۰۰۹) نشان دادند که با یک اثر دومینویی چگونه شوک‌های اولیه محلی و منطقه‌ای موجب افزایش احتمال شوک‌ها حتی در ابعاد جهانی در بازار سهام شده است. کریتزمن و همکاران[2] (۲۰۱۱) نسبت جذبی (RA[3]) را معرفی کردند که نشان می‌داد قبل از سیر نزولی معنی‌دار در بازده سهام، به طور مکرر نوسانات شدید لحظه‌ای در این سنجه مشاهده شده است. برگر و پوسوآنگ[4] (۲۰۱۲) نشان دادند که بالا بودن سطوح شاخص شکنندگی معرفی‌شده توسط آنان به طور معنی‌داری احتمال سقوط بازار را نشان خواهد داد (برگر و پوسوآنگ، ۲۰۱۶).

در همین راستا، پژوهشگران در این پژوهش، به طور واضح بدنبال این هستند با توجه به وجود شوک‌های ناشی از تغییرات در متغیرهای اقتصادی مانند نوسانات نرخ ارز، تغییر قوانین اقتصادی و مالیاتی، متغیرهای سیاسی مانند تحریم‌های ظالمانه، که بر بدنه صنعت و اقتصاد کشور آسیب وارد کرده است و نیز، شرایط فرهنگی و اجتماعی متفاوت حاکم بر کشور، بیان کنند چه متغیرها و عواملی را می‌توان در یک مدل در کنار یکدیگر قرار داد تا در مقایسه با دیگر مدل‌های مرسوم، بهتر بتواند بازده سهام شرکت‌ها را تبیین و توضیح دهد. لذا، با عنایت به این موضوع که هیچکدام از پژوهش‌های قبلی در ایران نقش استرس بازار، سرعت شکنندگی بازار و ریسک نقد شوندگی بازار را مورد پژوهش قرار نداده‌اند، در این مقاله در راستای تکامل مدل‌های پیش‌گفته، سعی شده است تا مدل نوینی ارائه شود تا نقش متغیرهای فوق‌الذکر را که در قالب آن می‌توان در پیش‌بینی بازده سهام به سرمایه‌گذاران کمک شود، تبیین و ارائه نمود.

پژوهش‌های داخلی

راعی و بستان آرا (۱۳۹۸) در پژوهشی به مقایسه مدل قیمت‌گذاری فاما و فرنچ با مدل کارهارت با در نظر گرفتن شش ترکیب مختلف برای عوامل ریسک مدل‌های فاما و فرنچ و کارهارت، بر روی ۹ طیف گوناگون از پرتفولیوهای آزمون، با استفاده از روش رگرسیون سری زمانی و روش رگرسیون مقطعی فاما-مک‌بث طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۶ انجام داده‌اند. نتیجه این پژوهش حاکی از معنی‌دار بودن اثر مومنتوم، عامل ارزشی رشدی بالاخص در شرکت‌های بزرگ و عامل اندازه شرکت پس از حذف داده‌های سال ۱۳۹۶ در توضیح پراکندگی میانگین بازده‌ها بوده است

1. Markwat et al.
2. Kritzman et al.
3. Ratio Absorption
4. Berger & Pukthuanthong

www.SID.ir

Archive of SID

خداپرستی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی با بررسی کارایی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ، در سهام تهاجمی و تدافعی در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ با نمونه شامل ۱۰۵ شرکت پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش از وجود ارتباط منفی معنی‌دار عامل سودآوری در سهام تدافعی بوده و عامل سرمایه‌گذاری ارتباط مثبت معنی‌داری با سهام تهاجمی داشته است.

خجسته و تهرانی (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی اثر مفهوم نقدشوندگی در مدل قیمت‌گذاری سهام در بورس تهران با توجه به ابعاد مختلف آن پرداخته است. آنان شاخص حجم ریالی معاملات را به عنوان نماینده‌ای از بعد حجم نقدشوندگی، شاخص نسبت گردش به عنوان نماینده‌ای از سرعت نقدشوندگی و از شاخص آمیهود به عنوان نماینده‌ای از بعد هزینه و اثر قیمتی استفاده نموده‌اند. نتایج پژوهش آنها طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۹۰ بر اساس داده‌های ۶۰ ماه نشان دادند که مدل چهارعاملی مبتنی بر هر یک از شاخص‌های نقدشوندگی، در بررسی سبدهای سبکی سهام (ترکیب سبک‌های کوچک، بزرگ، ارزشی، رشدی، نقدشونده بالا، نقدشونده پایین) ارتقای معنی‌داری در ضریب‌تعیین تعدیل‌شده نسبت به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ ایجاد می‌کنند. این اثر در سبد سبک شرکت‌های با نقدشوندگی کمتر، بالاتر است. در بررسی تکی سهام، از میان ۲۰۱ شرکت مورد مطالعه، در مجموع سه شاخص، در بیش از ۵۰ شرکت ضریب عامل ریسک نقدشوندگی در سطح خطای زیر ۵ درصد معنی‌دار بوده و باعث بهبود مدل شده است.

اسلامی بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ به علاوه معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستورو استامبا (۲۰۰۳) و مقایسه آن با مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ پرداختند. نتایج پژوهش 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 سه‌عاملی فاما و فرنچ می‌شود.

پژوهش‌های خارجی

فاما و فرنچ (۲۰۱۳) با اضافه نمودن دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری به مدل قبلی خود مدل پنج‌عاملی را مطرح کردند تا از طریق آن قدرت توضیح‌دهندگی مدل جدید را در مقایسه با مدل‌های قبلی اندازه‌گیری نمایند. نتایج آزمون مدل جدید آنها با استفاده از داده‌های سهام بورس آمریکا، نشان داد که این مدل بین ۱۳ تا ۳۳ درصد تغییرات مقطعی در بازده‌های موردانتظار را برای پرتفوی‌های اندازه، B/M، سودآوری و سرمایه‌گذاری مورد بررسی را توضیح می‌دهد. به علاوه، آنها نتیجه‌گیری نمودند مدل پنج‌عاملی که در برگیرنده شاخص‌های بازار، اندازه شرکت، ارزش دفتری به بازار، سودآوری و سرمایه‌گذاری می‌باشد، در ارتباط با اندازه‌گیری میانگین بازده سهام نسبت به مدل سه‌عاملی بهتر است. همچنین، اگرچه این مدل نمی‌تواند به‌طور کامل تحلیل مقطعی از بازده‌ها را بیان کند، اما توانست توصیف قابل‌قبولی از میانگین بازده‌ها را ارائه نماید. با اضافه‌شدن عامل‌های سودآوری و سرمایه‌گذاری، عامل ارزش در مقایسه با مدل سه‌عاملی برای توضیح میانگین بازده در نمونه انجام شده در بازار سرمایه آمریکا، بطور چشم‌گیری افزایش

www.SID.ir

Archive of SID

یافته است. مشکل اصلی این مدل این است که قادر نیست بازده‌های با میانگین کم در سهام شرکت‌های کوچک را توضیح دهد؛ سهام‌هایی که علی‌رغم سرمایه‌گذاری زیاد سودآوری کمی دارند.

سن سوی و همکاران[1] در سال ۲۰۱۴ پیشنهاد ساختن یک چهارچوب جدید برای ساختن شاخص شکنندگی مالی با ترکیب پنج متغیر اصلی در کشورهای در حال توسعه با استفاده از روش تجزیه و تحلیل مؤلفه اصلی و همبستگی شرطی پویا را ارائه نموده است. نتیجه اصلی پژوهش ایجاد شاخص شکنندگی مالی در مقطع زمانی‌های متفاوت برای کشورهای دارای اقتصاد نوظهور مثل ترکیه است.

ماکسیم[2] (۲۰۱۵) به مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل CAPM، مدل DCAPM[3]، مدل دوعاملی، مدل APT، مدل‌های سه عاملی و پنج عاملی در بورس سهام بخارست، طی سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۶ پرداخت. نتایج پژوهش نشان داد قدرت تبیین بازده سهام مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ بیش از سایر مدل‌های مورد بررسی است.

چیاه و همکاران[4] (۲۰۱۵) با بررسی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ در بازار سهام استرالیا طی دوره ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۴ به این نتیجه رسیدند که مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نسبت به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار است.

کاکیسی[5] (۲۰۱۵) به بررسی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ در ۲۳ بازار سهام کشورهای توسعه‌یافته طی دوره ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج پژوهش شواهد قوی را در بازارهای‌جهانی، آمریکای شمالی و اروپایی، مشابه با نتایج بازار سهام ایالات‌متحده نشان داد. لیکن تأثیر عامل‌های سودآوری و سرمایه‌گذاری در پرتفوی‌های ژاپن و آسیا - اقیانوسیه بسیار ضعیف بوده است. با افزودن دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری، عامل ارزش در بازارهای‌جهانی، آمریکای شمالی و اروپایی، همچون یافته‌های فاما وفرنچ (۲۰۱۵) معنادار نبوده، ولیکن در بازارهای ژاپن وآسیا - اقیانوسیه معنادار بوده است.

برگر و پوک سوان سونگ[6] (۲۰۱۶) برای اندازه‌گیری ریسک، سرعت شکنندگی و نیز، استرس بازار را در نظر گرفته‌اند. سرعت شکنندگی، عبارت است از حساسیت بازار به یک شوک وارد شده به بازار و استرس، به معنی امکان وقوع و وارد شدن یک شوک به بازار است. شیوه پژوهش با استفاده از پنجره متحرک می‌باشد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سرعت شکنندگی و استرس بازار ارتباط معنی‌داری با میانگین بازده مشروط دارد. بنابراین معیار ریسک معرفی شده، سقوط بازار را به خوبی پیش بینی می‌کند.

ساندکوئیست[7] (۲۰۱۷) به آزمون مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ در بازار سهام کشورهای شمال اروپا از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۶ پرداختند. در این پژوهش، عملکرد مدل‌های پنج عاملی، سه عاملی و CAPM با آماره

1. Sensoy et al.
2. Maxim
3. Downside Adjusted Capitalasset Pricing Model
4. Chiah et al.
5. Cakici
6. Berger & Pukthuanthong
7. Sundqvist

www.SID.ir

Archive of SID

GRS[1] مورد آزمون قرار گرفت. آن‌ها نتیجه گرفتند که مدل‌پنج‌عاملی نسبت به سایر مدل‌ها میانگین بازدهی را به‌طور کامل‌تری توضیح می‌دهد.

فاما و فرنچ (۲۰۱۷) در پژوهش «انتخاب عوامل»، به بررسی مدل‌های CAPM، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ و مدل شش‌عاملی که عامل مومنتوم را به مدل پنج‌عاملی اضافه می‌کند، به این نتیجه رسیدند که عامل اندازه در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، نسبت به مدل پنج‌عاملی و شش‌عاملی، بازدهی خیلی کمتری ایجاد می‌کند.

کولوانیوس و همکاران[2] (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان «شکنندگی بازار و پارادوکس اختلافات اخیر در سهام و اوراق قرضه»، با بررسی شاخص بورس در دوران قبل و پس از سقوط شرکت سهامی لیمن- برادرز[3] به این نتیجه رسیدند که فعالان بازار برای سرمایه‌گذاری به جای اوراق بهادار، اولویت را به سهام شرکت‌ها داده‌اند. با این وجود، به جای مشاهده نرخ بالاتر، نرخ اوراق بهادار پس از سقوط لیمن- برادرز کاملاً منفی بوده است؛ به گونه‌ای که این افزایش شکنندگی بازار می‌تواند موجب افت تمایل به اوراق قرضه و گرایش به سمت خرید سهام و سود سهام حاصل از آن باشد.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه مطالعات انجام گرفته و با توجه به هدف پژوهش، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر مطرح می‌شوند:

فرضیه اصلی: مدل هشت‌عاملی بهتر می‌تواند نسبت به مدل پنج‌عاملی بازده سهام شرکت‌ها را توضیح دهد.

فرضیه فرعی اول: بین متغیر استرس بازار رابطه معنی‌داری با بازده سهام شرکت‌ها وجود دارد.

فرضیه فرعی دوم: بین متغیر سرعت شکنندگی بازار رابطه معنی‌داری با بازده سهام شرکت‌ها وجود دارد.

فرضیه فرعی سوم: بین متغیر ریسک نقدشوندگی رابطه معنی‌داری با بازده سهام شرکت‌ها وجود دارد.

مدل پژوهش و متغیرهای آن

برای آزمون فرضیه‌ها در این پژوهش سه معادله رگرسیون چندمتغیره به شرح مدل ۱ تا ۳ تدوین می‌گردد:

مدل (۱):

$$R_i - R_f = \alpha_0 + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2 SMB_{it} + \beta_3 HML_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۲):

$$R_i - R_f = \alpha_0 + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2 SMB_{it} + \beta_3 HML_{it} + \beta_4 RMW_{it} + \beta_5 CMA_{it} + \varepsilon_{it}$$

1. Gibbons, Ross and Shanken
2. Koulovatianos et al.
3. Lehman-Brothers

www.SID.ir

Archive of SID

مدل (۳):

$$R_i - R_f = \alpha_0 + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2 SMB_{it} + \beta_3 HML_{it} + \beta_4 RMW_{it} + \beta_5 CMA_{it} + \beta_6 RREV_{it} + \beta_7 Stress_{it} + \beta_8 fragility_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این مدل‌ها، تعریف متغیرها به شرح زیر می‌باشد:

عامل صرف ریسک بازار ($R_m - R_f$): مازاد بازده موردانتظار از پرتفوی بازار نسبت به نرخ بازده بدون ریسک.

عامل اندازه (SMB_{it}): تفاوت بین بازده پرتفوی‌های متشکل از سهام شرکت‌های بزرگ و پرتفوی‌های متشکل از سهام شرکت‌های کوچک.

عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (HML_{it}): تفاوت بین بازده پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و ارزش دفتری به ارزش بازار پایین.

عامل سودآوری (RMW_{it}): تفاوت بین بازده پرتفوی سهام با سودآوری قوی با پرتفوی سهام شرکت‌های با سودآوری ضعیف.

عامل سرمایه‌گذاری (CMA_{it}): تفاوت بین بازده پرتفوی سهام با سرمایه‌گذاری انجام شده بالا با پرتفوی سهام شرکت‌های با سرمایه‌گذاری انجام شده پایین است؛ شرکت‌هایی که فاما و فرنچ آنها را دارای استراتژی محافظه‌کارانه و متهّورانه می‌نامند.

استرس بازار ($Stress_{i,t}$): استرس به معنی امکان وقوع و وارد شدن یک شوک به بازار است (برگر و سوان سونگ، ۲۰۱۶). به فرض مثال، چنانچه مواد اولیه یک صنعت با مشکل عدم ورود واردات به کشور مواجه شود، این یک شوک به صنعت و یک شرکت محسوب می‌شود. هرگونه شوکی خود را در بازده سهام نشان می‌دهد و لذا برای محاسبه استرس بازار از انحراف معیار مازاد بازده روزانه بازار استفاده می‌شود. انتظار بر این است که افزایش حساسیت در ماه t_{-1} با استرس اضافی در ماه بعد دنبال شود. این متغیر از پژوهش برگر و پوک سوان سونگ (۲۰۱۶) گرفته شده است.

مدل (۴):

$$Stress = \Delta\sigma_{mkt,t-1}$$

تغییرات در واریانس بازده بازار ($\Delta\sigma_{mkt,t-1}$): این متغیر از طریق تفاوت بین انحراف معیار بازده مازاد ماهانه بازار در ماه t_{-1} و انحراف معیار در طول t_{-12} تا محاسبه می‌گردد. این متغیر نشان‌دهنده تغییرات در واریانس از یک دوره کوتاه‌مدت نسبت به یک دوره بلندمدت با ارزش‌های مثبت است که بیانگر دوره‌های افزایش واریانس می‌باشد.

سرعت شکنندگی (Fragility): سرعت شکنندگی عبارت است از حساسیت بازار به یک شوک وارد شده به بازار که خود را در شاخص بازار نشان می‌دهد. این عامل بازار متشکل از ماتریس همبستگی بازده‌های مازاد بازار برای شرکت‌های منتخب در بورس است که بر اساس مجموعه شرکت‌های بورسی انجام شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

مدل (۵):
$$\text{Fragility}_{i,t} = FI \rightarrow \text{Fragility Index}$$

برای بدست آوردن سرعت شکنندگی، رگرسیون بازده مازاد ماهانه برای هر شرکت نسبت به میانگین بازده بازار در طول ماه t_{-1} و همچنین ماه‌های t_{-12} تا t_{-1} محاسبه می‌گردد.

ریسک نقد شوندگی ($RREV_{i,t}$): به معنی سرعت تبدیل و نقد شدن سهام به پول است، ضرب‌المثل «مشتری اول و آخر یک کالا خود طرف است» مثال خوبی از ریسک نقد شوندگی است که ناشی از تبلور مفهوم ریسک عدم نقد شوندگی دارایی در ذهن خریدار است (یحیی‌زاده‌فر و همکاران، ۱۳۸۹).

متغیر ریسک نقد شوندگی طبق مدل پاستور و استامبا به گونه مدل ۶ بدست می‌آید. انجی[1] (۲۰۱۱) معتقد است که متغیر ریسک نقد شوندگی در بازار سرمایه و سلامت آن تأثیر بسزایی دارد که در گام نخست رگرسیون سری زمانی مدل ۶ برآورد زده می‌شود:

مدل (۶):
$$r^{e}_{i,d+1,t} = \theta_{i,t} + \emptyset_{i,t} + r_{i,d,t} + RREV_{i,t} \times Sign\,(r^{e}_{i,d+1,t}) \times r_{i,d,t} + \varepsilon_{i,d+1,t}$$

$r_{i,d,t}$: 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 $(r_{i,d,t} - r_{m,d,t})$

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

$RREV_{i,t}$: نقد شوندگی سهام i در ماه t است.

از برآورد رگرسیون زمانی فوق برای هر سهم در هر ماه که در آن ماه حداقل ۱۵ روز معاملاتی وجود داشته باشد و نقد شوندگی سهام مزبور در آن ماه بدست می‌آید. به منظور ایجاد ثبات اندازه نقدشوندگی بازار، عامل وزن‌دهی $\frac{mt}{m1}$ که در mt برابر با مجموع حجم معامله کلیه سهام مشمول ماه در آخرین روز معاملاتی شان در ماه t_{-1} و $m1$ برابر با مجموع حجم معامله کلیه سهام مشمول در فروردین سال شروع دوره پژوهش در آخرین روز معاملاتی شان در اسفند سال قبل است. طبق معامله ۷ این مهم در محاسبه نقد شوندگی ماهانه بازار لحاظ شده است.

مدل (۷):
$$RREV_t = \left(\frac{mt}{m1}\right).\left(\frac{1}{N_t}\right) \sum_{t-1}^{N_t} RREV_{i,t}$$

در این معامله N_t تعداد سهام اندازه‌گیری شده طی ماه t است.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نظر ماهیت از نوع همبستگی است. این پژوهش رویکردی قیاسی - استقرایی دارد و در میان انواع پژوهشات همبستگی جزء تحلیل‌های رگرسیونی می‌باشد. همچنین، با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر اطلاعات واقعی و تاریخی است و آن را می‌توان

1. Ng

www.SID.ir

Archive of SID

از نوع پس‌رویدادی طبقه‌بندی کرد. جامعه آماری این پژوهش تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ۱۳۸۸ تا پایان سال ۱۳۹۷ می‌باشد. برای تعیین نمونه آماری با در نظر گرفتن شرایط زیر از روش حذفی سیستماتیک استفاده شده است.

۱. شرکت‌های که از سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۷ در بورس حضور داشته‌اند.
۲. شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن‌ها ۱۲/۲۹ منتهی می‌باشد.
۳. شرکت‌هایی که تغییر در سال مالی نداشته‌اند.
۴. شرکت‌هایی که وقفه معاملاتی قابل ملاحظه (بیش از ۶ ماه) نداشته‌اند.
۵. شرکت‌های عضو گروه هلدینگ، واسطه‌گر مالی، بیمه و بانک‌ها نبوده‌اند.

بدین منظور تعداد ۱۱۷ شرکت جهت برآورد مدل‌ها و آزمون فرضیه‌های پژوهش انتخاب شده‌اند. همچنین، برای تدوین مبانی نظری پژوهش از روش کتابخانه‌ای و برای گردآوری داده‌های موردنظر از اطلاعات ارائه شده در سایت اطلاع‌رسانی بانک مرکزی، صورت‌های مالی ارائه شده به سازمان بورس اوراق بهادار و سایر منابع اطلاعاتی مرتبط مانند؛ بانک اطلاعاتی تدبیرپرداز و ره‌آورد نوین سه استفاده شده است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آماره‌های توصیفی پژوهش

آمارهای توصیفی شمایی کلی از وضعیت توزیع داده‌های پژوهش ارائه می‌نمایند. آمارهای توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش در جدول (۱) ارائه شده‌اند.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	CMA	FRAGILITY	HML	RI_RF	RM_RF	RMW	SMB	RREV	STREES
میانگین	۰/۰۰۳	-۰/۹۱۵	-۰/۲۳۸	۳/۳۳۷	۱/۴۴۷	-۰/۱۴۶	۰/۱۳۷	۶/۸۴۰	۶/۲۲۲
میانه	۰/۵۰۰	-۰/۷۳۲	-۰/۵۰۰	-۰/۱۵۰	۱/۰۸۳	-۰/۵۰۰	۰/۳۳۳	۰/۲۲۸	۵/۴۹۷
ماکزیمم	۰/۵۰۰	۱/۰۵۵	۰/۵۰۰	۳۱۳/۴۰۳	۶۶/۵۰۹	۰/۵۰۰	۰/۳۳۳	۲۹/۴۱۳	۸۶/۶۷۳
مینیمم	-۰/۵۰۰	-۵/۴۲۷	-۰/۵۰۰	-۵۵/۴۹۰	-۳۱/۲۶۲	-۰/۵۰۰	-۰/۳۳۳	-۵۷/۵۵۶	-۷۶/۸۰۰
انحراف معیار	۰/۵۰۰	۰/۹۱۲	۰/۴۳۹	۱۶/۲۸۱	۳/۴۷۱	۰/۴۷۸	۰/۳۰۳	۳/۲۲۷	۸/۸۵۷
چولگی	-۰/۰۱۳	-۱/۲۳۵	۱/۰۸۳	۲/۹۹۷	۶/۶۰۶	۰/۶۱۱	-۰/۹۰۳	-۵/۴۳۸	۰/۷۶۳
کشیدگی	۱/۰۰۰	۵/۴۵۳	۲/۱۷۴	۲۶/۰۸۳	۱۵۵/۱۵۲	۱/۳۷۴	۱/۸۱۶	۱۳۸/۱۸۷	۱۰/۷۰۳
تعداد مشاهده	۱۴۰۴۰	۱۴۰۴۰	۱۴۰۴۰	۱۴۰۴۰	۱۴۰۴۰	۱۴۰۴۰	۱۴۰۴۰	۱۴۰۴۰	۱۰۴۰

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون نرمال بودن متغیرهای پژوهش

در انجام این پژوهش، به‌منظور برآورد پارامترهای مدل از روش حداقل مربعات معمولی استفاده می‌گردد. نتایج آزمون جارک-برا برای متغیر وابسته در جدول ۲ ارائه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲: آماره جارک - برا متغیرهای وابسته پژوهش

آزمون نرمالیته	RI_RF
جارک - برا	۵۱۴۹۰۹/۷
معنی‌داری	۰/۰۰۰
تعداد مشاهده	۱۴۰۴۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۲ با توجه به کوچکتر بودن مقدار معنی‌داری آماره جارک-برا از سطح معنی‌داری ۰/۰۵، متغیرها نرمال نمی‌باشند، لذا باید داده‌ها را با روش‌های آماری مناسب تبدیل کرد. به این منظور، در این پروژه از تبدیل باکس کاکس[1] در نرم افزار مینی‌تب[2] کمک گرفته شد، آزمون جارک- برا بار دیگر بر روی داده‌های تبدیل یافته انجام شد، که نتایج در جدول ذیل قابل مشاهده است.

جدول ۳: آماره جارک - برا متغیر وابسته پژوهش پس از نرمال‌سازی

آزمون نرمالیته	RI_RF
جارک - برا	۳۳۲۷۳۵/۳
معنی‌داری	۰/۰۰۰
تعداد مشاهده	۱۴۰۴۰

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیرهای وابسته توسط روش‌های ذکر شده تا حدی به توزیع نرمال نزدیک شدند. با توجه به ماهیت غیرنرمال داده‌های بورسی، در این پژوهش با توجه به بزرگ بودن حجم نمونه ($N > 30$) و تعداد زیاد مشاهدات، از قضیه حد مرکزی بهره گرفته شده است. طبق این قضیه، هر چه حجم پایه در نمونه‌برداری بزرگتر باشد، واریانس بین نمونه‌ها کمتر و توزیع میانگین جوامع نمونه‌برداری شده به توزیع نرمال نزدیک‌تر می‌شود و نرمال بودن توزیع موردنظر با افزایش تعداد تکرارها (n) افزایش می‌یابد.

آزمون مانایی متغیرها (ریشه واحد)

به‌منظور بررسی مانایی متغیرهای پژوهش از آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون برای متغیرهای پژوهش استفاده می‌گردد. درصورتی‌که سری‌های زمانی مورد استفاده در رگرسیون پایا نباشد، ممکن است دچار رگرسیون کاذب شویم. نتیجه آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون برای متغیرهای مدل موردبررسی در ذیل آمده است.

1. Box - Cox
2. Minitab 17

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴: بررسی مانایی متغیرهای مدل

متغیر	آزمون فیلیپس پرون		نتیجه آزمون
	آماره	معنا داری	
CMA	۳۵۴۰/۵۳۰	۰/۰۰	مانا
FRAGILITY	۵۱۵/۲۷۵	۰/۰۰	مانا
HML	۴۵۷۹/۳۹۰	۰/۰۰	مانا
RI_RF	۷۲۳۴/۵۷۰	۰/۰۰	مانا
RM_RF	۴۹۸/۹۳۳	۰/۰۰	مانا
RMW	۷۱۲۴/۷۴۰	۰/۰۰	مانا
RREV	۱۲۷۲/۳۴۰	۰/۰۰	مانا
SMB	۱۶۰۷/۱۳۰	۰/۰۰	مانا
STREES	۴۹۱۴/۸۷۰	۰/۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۴ نشان دهنده این است که برای تمامی متغیرها، مقدار آماره احتمال تمامی آزمون‌ها کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد و این نشان دهنده این است که تمامی متغیرهای پژوهش در سطح مانا می‌باشند.

هم‌خطی متغیرها

در اقتصادسنجی هم‌خطی زمانی اتفاق می‌افتد که دو یا بیش از دو متغیر توضیح دهنده (مستقل) در یک رگرسیون چندمتغیره نسبت به یکدیگر از همبستگی بالایی برخوردار باشند. در این پژوهش برای بررسی هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی از ضریب همبستگی بین آن‌ها استفاده شده است. نتایج حاصل از محاسبه ضرایب همبستگی متغیرهای مدل در جدول ۵ آمده است.

جدول ۵: مقدار ضریب همبستگی

	RIRF	RMRF	SMB	HML	RMW	CMA	RREV	STRESS	FRAGILITY
RIRF	۱/۰۰۰								
RMRF	۰/۰۸۹	۱/۰۰۰							
SMB	-۰/۰۳۹	۰/۰۰۸	۱/۰۰۰						
HML	۰/۱۷۳	۰/۰۳۸	۰/۱۰۱	۱/۰۰۰					
RMW	۰/۶۷۴	۰/۰۷۳	-۰/۰۳۵	۰/۱۹۳	۱/۰۰۰				
CMA	۰/۰۱۰	۰/۰۰۵	-۰/۰۴۷	۰/۳۳۲	۰/۰۹۶	۱/۰۰۰			
RREV	۰/۰۰۰	-۰/۹۲۹	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۴	-۰/۰۰۲	۱/۰۰۰		
STRESS	-۰/۱۳۵	۰/۰۹۳	۰/۰۲۷	-۰/۰۱۰	-۰/۰۴۹	۰/۰۱۳	-۰/۱۰۳	۱/۰۰۰	
FRAGILITY	-۰/۳۱۸	-۰/۲۸۱	۰/۱۰۵	-۰/۱۳۶	-۰/۲۶۰	-۰/۰۴۴	۰/۲۶۲	-۰/۳۷۱	۱/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

www.SID.ir

Archive of SID

همان‌طور که از جدول ۵ مشخص است، بیشترین مقدار قدر مطلق ضریب همبستگی بین متغیرها برابر با مقدار ۰/۹۲۹- می‌باشد و در مورد سایر متغیرها، مقادیر اندکی به دست آمده است و نشان‌دهنده این است بین متغیرهای توضیحی هم‌خطی بالایی وجود ندارد.

بررسی فرضیه‌های پژوهش

آزمون تشخیص مدل

به منظور برآورد مدل مربوط به فرضیه ها، در ابتدا باید نوع روش برآورد، مشخص گردد. بنابراین، ابتدا برای تشخیص بین اینکه باید از روش پولینگ دیتا[1] یا داده‌های تلفیقی (مدل پانل)[2] استفاده شود، آماره چاو (F لیمر) محاسبه می‌شود.

جدول۶: نتایج آزمون F لیمر

مدل	آماره F لیمر	درجه آزادی	معنی‌داری	نتیجه
مدل اول	۱/۲۹۵	(۱۱۶/۱۳۹۲۰)	۰/۰۱۸	داده‌های تلفیقی (مدل panel)
مدل دوم	۱/۸۲۲	(۱۱۶/۱۳۹۱۸)	۰/۰۰	داده‌های تلفیقی (مدل panel)
مدل سوم	۱۹۵۹/۹۴۶	(۱۱۶/۱۳۹۱۵)	۰/۰۰	داده‌های تلفیقی (مدل panel)

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه مقدار معنی‌داری[3] در هر سه مدل کوچکتر از سطح خطای ۰/۰۵ است، پس فرضیه صفر این آزمون مبنی بر ترجیح روش پولینگ دیتا بر روش داده‌های تلفیقی است، رد می‌شود و برآورد با روش داده‌های تلفیقی ترجیح داده می‌شود و باید برای معادله عرض از مبدأ لحاظ نمود.

برآورد مدل با اثرات ثابت یا تصادفی

حال می‌بایست در مدل داده‌های تلفیقی، مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفی آزمون گردد. برای این کار از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

جدول ۷: نتایج آزمون هاسمن

مدل	آماره هاسمن	درجه آزادی	معنی‌داری	نتیجه
مدل اول	۹۹/۹۶۱	۳	۰/۰۰	اثرات ثابت
مدل دوم	۱۴۰/۵۱۷	۵	۰/۰۰	اثرات ثابت
مدل سوم	۰/۰۰	۸	۱/۰۰	اثرات تصادفی

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Pooling
2. Panel
3. P-Value

www.SID.ir

Archive of SID

با توجه به اینکه مقدار معنی‌داری آزمون هاسمن برای مدل اول و دوم از سطح خطای ۰/۰۵ کوچکتر است، فرضیه صفر مبتنی بر برآورد معادله به روش اثرات تصادفی رد شده و مدل باید با استفاده از اثرات ثابت برآورد ه شود، اما در مدل سوم مقدار معنی‌داری آزمون هاسمن از سطح خطای ۰/۰۵ بزرگتر است، پس مدل سوم با استفاده از اثرات تصادفی برآورد می‌شود.

برآورد مدل ها

آزمون خود همبستگی

آزمون خود همبستگی یکی از فروض کلاسیک رگرسیون است. آماره دوربین- واتسن[1]، برای بررسی وجود خود همبستگی بین باقیمانده‌ها در تحلیل رگرسیون استفاده می‌گردد.

جدول ۸: برآورد مدل اول پژوهش

متغیر	Y= RI_RF		
	ضریب	آماره تی	معنی‌داری
RM_RF	۰/۴۴۴	۴/۱۹۳	۰/۰۰۰
SMB	-۱/۷۸۴	-۱/۵۹۶	۰/۱۱۰
HML	۸/۲۶۰	۷/۲۸۱	۰/۰۰۰
C	۴/۹۰۵	۵/۶۳۵	۰/۰۰۰
برازش کلی مدل	R^2 = ۰/۰۵۰		
	F = ۶/۲۴۲		
	Prob (F) = ۰/۰۰۰		
	D.W = ۱/۸۵۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۹: برآورد مدل دوم پژوهش

متغیر	Y= RI_RF		
	ضریب	آماره تی	معنی‌داری
RM_RF	۰/۱۹۹	۳/۱۵۵	۰/۰۰۱
SMB	-۰/۸۲۵	-۱/۱۸۶	۰/۲۳۵
HML	۳/۷۲۳	۶/۹۵۲	۰/۰۰۰
RMW	۲۲/۷۵۸	۲۱/۷۳۵	۰/۰۰۰
CMA	-۲/۷۰۳	-۵/۴۶۸	۰/۰۰۰
C	۷/۳۸۶	۱۳/۰۰۵	۰/۰۰۰
برازش کلی مدل	R^2 = ۰/۴۷۱		
	F = ۱۰۲/۸۰۲		
	Prob (F) = ۰/۰۰۰		
	D.W = ۱/۹۲۵		

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Durbin–Watsonstatistic

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۱۰: برآورد مدل سوم پژوهش

متغیر	Y= RI_RF		
	ضریب	آماره تی	معنی‌داری
RM_RF	۱/۵۳۴	۷/۰۵۳	۰/۰۰۰
SMB	-۰/۱۱۶	-۰/۲۷۰	۰/۷۸۶
HML	۱/۳۶۴	۳/۳۷۵	۰/۰۰۰
RMW	۱۹/۸۹۵	۲۶/۴۹۸	۰/۰۰۰
CMA	-۲/۱۹۹	-۴/۵۵۴	۰/۰۰۰
RREV	۱/۷۹۰	۷/۰۳۰	۰/۰۰۰
STREES	-۰/۳۴۲	-۴/۳۵۵	۰/۰۰۰
FRAGILITY	-۴/۱۸۲	-۵/۹۵۵	۰/۰۰۰
C	۲/۶۷۴	۶/۲۹۲	۰/۰۰۰
برازش کلی مدل	R^2 = ۰/۵۲۸		
	F = ۱۹۶۸/۶۹۸		
	prob (F) = ۰/۰۰۰		
	D.W = ۱/۹۹۸		

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیونی هر سه مدل در جدول‌های ۸، ۹ و ۱۰ گزارش شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل و سطح معنی‌داری مربوط به F کوچکتر از ۰/۰۵ است. این امر حاکی از معنی‌دار بودن متغیرهای ورودی از جمله متغیرهای کنترلی و مستقل، در سطح اطمینان ۹۵ درصد و برازش مناسب مدل دارد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی پژوهش

در مدل پنج‌عاملی (مدل دوم)، مقدار ضریب تعیین (R^2) برابر ۰/۴۷۱ محاسبه شده است و آماره F آزمون ۱۰۲/۸۰۲ به‌دست‌آمده است و مقدار معنی‌داری آن نیز برابر ۰/۰۰۰ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ کوچکتر بوده و نشان‌دهنده معنی‌دار بودن مدل رگرسیونی می‌باشد. مقدار (R^2) نشان می‌دهد

www.SID.ir

Archive of SID

چه مقدار از متغیر وابسته بازده سهام می‌تواند توسط متغیرهای مستقل تبیین شود. در این مورد، متغیرهای مستقل می‌توانند ۴۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین کنند.

در مدل هشت‌عاملی (مدل سوم)، مقدار ضریب تعیین (R^2) برابر ۰/۵۲۸ و آماره F آزمون ۱۹۶۸/۶۹۸ به‌دست‌آمده است و مقدار معنی‌داری آن نیز برابر ۰/۰۰۰ محاسبه شده است. بنابراین، از سطح خطای ۰/۰۵ کوچکتر است و نشان‌دهنده معنی‌دار بودن مدل رگرسیونی است. مقدار (R^2) نشان می‌دهد که چه مقدار از متغیر وابسته بازده سهام می‌تواند توسط متغیرهای مستقل تبیین شود. در این مورد متغیرهای مستقل می‌توانند ۵۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین کنند.

بنابراین، با استناد به یافته‌های پژوهش که میزان (R^2) و F در مدل هشت‌عاملی بزرگتر و قوی‌تر از مدل پنج‌عاملی است، می‌توان گفت مدل هشت‌عاملی بهتر می‌تواند نسبت به مدل پنج‌عاملی بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس ایران را توضیح دهد و فرضیه اصلی تأیید می‌گردد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی اول پژوهش

در مدل سوم، مقدار ضریب تأثیر متغیر مستقل استرس بازار[1] بر متغیر وابسته بازده سهام (RI_RF) برابر ۰/۳۴۲- و آماره t آزمون نیز ۴/۳۵۵- به‌دست‌آمده است که قدر مطلق آن بزرگتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ است و نشان می‌دهد ضریب مشاهده شده معنی‌دار است. مقدار معنی‌داری نیز برابر ۰/۰۰۰ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ کوچکتر بوده و یافته فوق را تأیید می‌کند. بنابراین، می‌توان گفت با احتمال ۹۵٪ بین متغیر استرس بازار و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس ایران، رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد و فرضیه فرعی اول تأیید می‌گردد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی دوم پژوهش

در مدل سوم، مقدار ضریب تأثیر متغیر مستقل سرعت شکنندگی[2] بر متغیر وابسته بازده سهام (RI_RF) برابر ۴/۱۸۲ –و آماره t آزمون نیز ۵/۹۵۵ - به‌دست‌آمده است که قدر مطلق آن بزرگتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪، یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده شده معنی‌دار

1. STRESS
2. FRAGILITY

www.SID.ir

Archive of SID

است. مقدار معنی‌داری نیز برابر ۰/۰۰۰ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ کوچکتر بوده و یافته فوق را تأیید می‌کند. بنابراین می‌توان گفت با احتمال ٪۹۵ بین متغیر سرعت شکنندگی و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس ایران، رابطه منفی و معنی‌دار وجود دارد و فرضیه فرعی دوم تأیید می‌گردد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی سوم پژوهش

در مدل سوم، مقدار ضریب تأثیر متغیر مستقل ریسک نقدشوندگی[1] بر متغیر وابسته بازده سهام (RI_RF) برابر ۱/۷۹۰ و آماره t آزمون نیز ۷/۰۳۰ به‌دست‌آمده است که قدر مطلق آن بزرگتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪، یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده شده معنی‌دار است. مقدار معنی‌داری نیز برابر ۰/۰۰۰ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ کوچکتر بوده و یافته فوق را تأیید می‌کند. بنابراین می‌توان گفت با احتمال ٪۹۵ بین متغیر ریسک نقدشوندگی و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس ایران، رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد و فرضیه فرعی سوم تأیید می‌گردد.

نتیجه گیری

پس از بحران‌های مالی در دهه اخیر بسیاری از مطالعات معیارهای اندازه‌گیری را مطرح کردند که بتوانند پدیده‌های سقوط یا توسعه را پیش‌بینی کنند. در مدل هشت‌عاملی ارائه شده در این پژوهش بازده سهام بر اساس مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ، به علاوه، متغیرهای استرس بازار، سرعت شکنندگی بازار و ریسک نقدشوندگی تبیین می‌شود. با توجه به یافته‌های پژوهش که در آن، برای مدل هشت‌عاملی مقدار ضریب تعیین (R^2) برابر ۰/۵۲۸ محاسبه شده است و آماره F آزمون ۱۹۶۸/۶۹۸ به‌دست‌آمده است که بزرگتر و قوی‌تر از مدل پنج‌عاملی با مقدار ضریب تعیین (R^2) برابر ۰/۴۷۱ و آماره F آزمون ۱۰۲/۸۰۲ می‌باشد. بنابراین، می‌توان گفت که مدل هشت‌عاملی نسبت به مدل پنج‌عاملی بهتر می‌تواند بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه ایران را توضیح دهد و فرضیه اصلی تأیید می‌گردد.

1. RRREV

www.SID.ir

Archive of SID

در مدل سوم، مقدار ضریب تاثیر متغیر مستقل استرس بازار بر متغیر وابسته بازده سهام (RI_RF) برابر ۰/۳۴۲- و آماره t آزمون نیز، ۴/۳۵۵ - به‌دست‌آمده است. بنابراین، می‌توان گفت با احتمال ٪۹۵ بین متغیر استرس بازار و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه ایران، رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارت دیگر، می‌توان گفت بازده بازار به شوک‌های وارد شده بر بازار سهام حساسیت دارد.

به علاوه، مقدار ضریب تأثیر متغیر مستقل سرعت شکنندگی بر متغیر وابسته بازده سهام (RI_RF) مدل سوم، برابر۴/۱۸۲- و آماره t آزمون نیز ۵/۹۵۵- به‌دست‌آمده است. بنابراین می‌توان گفت با احتمال ٪۹۵ بین متغیر سرعت شکنندگی بازار با بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه ایران، رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به بیان دیگر با افزایش استرس بازار و شکنندگی، بازده سهام کاهش می‌یابد. این امر می‌تواند ناشی از مسائل روانی و مرتبط با تیپ شخصیتی سرمایه‌گذاران در ایران باشدکه با پژوهش‌های برنس و پیک[1] (۲۰۱۱) که به بررسی شکنندگی در صنعت بانکداری و بیمه پرداخته‌اند، سن سوی و همکاران (۲۰۱۴) که به بررسی شاخص شکندگی در اقتصاد نوظهور ترکیه پرداخته‌اند، زارمبا و کنیژکا[2] (۲۰۱۳) و همچنین برگر و پوک سوانگ (۲۰۱۶) و (۲۰۱۲) که بررسی شکنندگی و استرس بازار پرداخته اند، مطابقت دارد.

همچنین، مقدار ضریب تاثیر متغیر مستقل ریسک نقدشوندگی بر متغیر وابسته بازده سهام (RI_RF) مدل سوم، برابر ۱/۷۹۰ و آماره t آزمون نیز ۷/۰۳۰ به‌دست‌آمده است. بنابراین، می‌توان گفت با احتمال ٪۹۵ بین متغیر ریسک نقدشوندگی با بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه ایران رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. این نتیجه بدان معناست که هرچه ریسک نقدشوندگی یک سهم افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران بازده بیشتری را درخواست می‌کنند؛ زیرا لازمه پذیرش ریسک بالاتر دریافت بازدهی بیشتر است. این امر با نتایج آمیهاد و مندلسون[3] (۱۹۸۶)، برنان و همکارانش[4] (۱۹۹۸)، چانگ و همکارانش[5] (۲۰۱۰)، مارسلو و همکارانش[6] (۲۰۰۶) و امیهود[7] (۲۰۰۲) مطابقت دارد. بنابراین، با وجود شواهد نسبی مبنی بر توانایی اثرگذاری و تبیین بهتر بازده توسط استرس بازار، ریسک نقدشوندگی و سرعت شکنندگی،

1. Bernoth & Pick
2. Zaremba, A., & P. Konieczka
3. Amihud and Mendelson
4. Brennan et al.
5. Chang et al.
6. Marcelo et al.
7. Amihud

www.SID.ir

Archive of SID

سیاستگذاران و متولیان اقتصادی کشور بایستی قوانینی برای ابلاغ به شرکت‌های بورسی و واحدهای اقتصادی مادر در زمینه انتشار اطلاعات مکمل فراهم نمایند. سازمان بورس نیز با فراهم آوردن زمینه طراحی و اجرای افشاگری اطلاعات مربوط می‌تواند نقش مهمی در اثربخشی و کارایی اطلاعات در ایجاد بستری مناسب برای اتخاذ تصمیمات اقتصادی بهینه توسط سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه ایفاء نماید. در نهایت، در راستای نتایج بدست آمده از این پژوهش، موضوعاتی برای انجام پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود:

- آزمون فرضیه‌های این پژوهش برای دوره‌های زمانی طولانی‌تر و همچنین در گروه صنایع جداگانه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران
- انجام پژوهش فوق با در نظر گرفتن نقش تعدیلی (نرخ تورم یا نرخ ارز) و مقایسه با مدل کارهارت در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران
- مقایسه توان توضیح‌دهندگی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ و مدل هشت‌عاملی این پژوهشی در تبیین بازده سهام ارزشی و رشدی

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

اسلامی بیدگلی، غلامرضا و هنردوست، اعظم. (۱۳۹۱). "مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ و ریسک نقد شوندگی: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران". *فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری*، شماره ۱ (۲)، صص ۹۷-۱۱۶.

بشیرخداپرستی، رامین. صبا، مینا و برومندزاده، حسین. (۱۳۹۷)."کارایی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ در سهام تهاجمی و تدافعی". *فصلنامه راهبرد مدیریت مالی*، دوره۶، شماره۴، صص ۱۰۹-۱۳۰.

خجسته، محمدعلی و تهرانی، رضا. (۱۳۹۶). "ارتقای مدل قیمت گذاری سهام مبتنی بر عامل ریسک نقدشوندگی". *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*. دوره۱۰، شماره۳۵، صص۱-۱۷.

راعی، رضا و بستان آرا، مهدی. (۱۳۹۸). "جستجو برای ساختار بهینه مدل‌های قیمت‌گذاری فاما ـ فرنچ و کارهارت در بازار سرمایه ایران". *فصلنامه راهبرد مدیریت مالی*. دوره۷، شماره ۱، صص۷۰-۴۱.

رمضانی، جواد و کامیابی، یحیی. (۱۳۹۶). "بررسی تاثیر عامل شتاب بر قابلیت توضیح‌دهندگی مدل پنج‌عاملی در تبیین بازده سهام". *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*. دوره۱۰، شماره۳۶، صص۴۵-۵۷.

صالحی، اله کرم و صالحی، برزو. (۱۳۹۵). "مقایسه توان توضیح‌دهندگی مدل‌های سه‌عاملی و پنج‌عاملی فاما و فرنچ در تبیین بازده سهام ارزشی و رشدی". *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*. شماره۱۹، صص۱۲۹-۱۴۲.

یحیی‌زاده‌فر، محمود. شمس، شهاب الدین و لاریمی، سید جعفر. (۱۳۸۹). "بررسی رابطه نقد شوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران". پژوهشات مالی.۱۲(۲۹)، صص۱۱۱-۱۲۸.

Refereces

Amihud.Yand Mendelson, H. (1986). Asset prcing and the bid-ask spread, Journal of Financial Economics, 17, 223-249

Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects" Journal of Financial Markets 5 (2002) 31–56

Artmann, S., Finter, p., & Kempf, A. (2012). Determinants of Expected stock returns: large sample evidence from the german market. Journal of business finance & Accounting, 39(5-6), pp.758-784

Avramov, D. and T. chordia. (2006). Asset pricing models and financial market anomalies. Review of Financial Studies (19):1001-1040

Bhandari. L.C. (1988). Debt/equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence". Journal of Finance, 43:507–528.

Basu, S. (1977). Investment Performance of Common Stocks in relation to their price – Earnings Ratios: Atest of the efficient Market hypothesis. Journal of Finance, 12:129-159

Bashir, Khodaparasti, Ramin, Saba, Mina.Boromandzadeh, Hossein. (2018). The Efficient Fama and French Five-Factor model in the Offensive and Defensive Shares. Journal of Financial Management Strategy. 6(4). Pp.109-130. (In Persian).

www.SID.ir

Archive of SID

Banz, R.W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. Journal of financial Econommics, 9, 3-1.

Berger, Dave, Kuntara Pukthuanthong (2016). Fragility, stress, and market returns. College of Business, University of Missouri, Columbia, MO 65211, USA.

Berger, Dave, Kuntara Pukthuanthong (2012). Market fragility and international crashes. Journal of Financial Economics, 105.565-580.

Bernoth, K, Pick, A. (2011). Forecasting the fragility of the banking and insurance sectors. Journal of Banking &Finance, 35, 807-818.

Black, F. (1972). Capital Market Equilibrium with restricted Borrowing. Journal of Business, Vol.45, No.3, pp444-455.

Brennan, M.J., T. Chordia, and Subrahmanyam. A. (1998). Alternative Factor specifications, security characteristics, and the Cross-Section of Expected stock returns. Journal of financial economics (49):345-373.

Cakici, N. (2015). The Five-factor Fame-French Model: International Evidence. Available at SSRN: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm? Abstract _id=2601662.

Campbell, J.Y., Hilscher, J., &Szilagyi, J. (2008). In search of Distress Risk. The journal of finance, 63(6), pp.2899-2939.

Chang, Yuk Ying; Faff, Robert; Hwang Chuan-Yang. (2010). Liquidity and Stock Returns in Japan: vol. 18, issue 1, 90-115

Chiah, M., Daniel, C. and Zhong, A. (2015). A Better Model? An Empirical Investigation of the Fama-French Five-Factor Model in Australia. Financial Markets & Corporate Governance Conference.

Christos, Koulovatianos; Li, J; Weber, F (2018). Market fragility and the paradox of the recent stock-bond dissonance, Journal of Economics Letters, Vol 162, PP 162-166.

Dhaoui, Abderrazak & Bensalah, Nesrine. (2017). Asset valuation impact of investor sentiment: A revised Fama–French five-factor model, Journal of Asset Management, Vol 18 (1), pp 16-28.

Fama, E., French, K. (1989). Business conditions and expected returns on stocks and bonds. Journal of Financial Economics 25, 23–49.

Fama, E.F. & French, K.R. (1992). The Cross Section of Expected Stock Returns," Journal of Finance, vol. 47, p. 427-465.

Fama, F.F., and French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on the stocks and bonds. Journal of Financial Economics, 33(1), 5.

Fama, E., & French, K. (1995). Size and book to- market factors in earnings and returns. Journal of Finance", 50(1), 131-155.

Fama, E., & French, K. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies". Journal of Finance, 51(1), 55-84.

Fama, E., & French, K. (1998). Value versus Growth: The International Evidence," Journal of Finance, vol. 53, p. 1975-1999.

Fama, Eugene F. and French, Kenneth R. (2015). A Five-Factor Asset Pricing Model, Journal of Financial Economics, Vol 116, pp 1– 22.

Fama, E., French, K., (2017). International tests of a five-factor asset pricing model, Journal of Financial Economics, Vol 123(3), pp 441–463.

Hou, K., Xue, C., Zhang, L. (2012). Digesting anomalies: An investment approach. Unpublished working paper. The Ohio State University.

www.SID.ir

Archive of SID

Hubinette, N., and Jonsson, G. (2011). An Alternathve Foure-Factor Model. Master Thesis in Finance, Stockholm school of Economics.

Islami Bidgoli, Gholamreza, Honardoost, Azam. (2012). Fama and French Three-factor Model and Liquidity Risk: Evidence from Tehran Stock Exchange Market. Journal of Management System. 1(2). pp. 97-116. (In Persian).

Jegadeesh, Narasimhan, and Sheridan Titman, (1993). Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. Journal of finance. Pp. 48-91.

Kheradyar, S., Ibrahim, I., and Nor, F.M. (2011). Stock Return Predictability with Financial Ratios. International Journal of Trade, Economics and Finance, 2(5), 391-396

Khojasteh, M. Ali, Tehrani, Reza. (2017). Asset Pricing Model on The Basis of Liquidity Risk Factor. Journal of Financial Knowledge of Secutities Analysis. 10(35). pp. 1-17. (In Persian).

Kim, Myung Jig, Charles R. Nelson, and Richard startz. (1991). Mean reversion in stock prices? A reappraisal of the empirical evidenoe. Review of Economic studies, Pp. 15-28.

Kritzman, M. Yuanzhen, L. page, S, Rigobon, R. (2011). Principal components as a measure of systemic risk", Journal of Portfolio Management 37, 112-126.

Lintner, J. (1964). Security Pricea, Risk and Maximal gains from diversification. Journal of finance, Vol.20, No.4pp.587-615

Marcelo, Miralles and Quiros, Miralles. (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, 254-267.

Markwat, T., Kole, E., Van Dijk, D., (2009). Contagion as a domino effect in global stock markets. Journal of Banking&Finance 33, 1996-2012.

Maxim, C. (2015). The evaluation of CAPM, Fama-French and APT models on the Romanian capital market. Applied Financial Research (DASI).

Ng, J. (2011). The effect of information quality on liquidity risk. Journal of Accounting and Economics, 52, 126-123.

Pastor, L. and stambaugh, R.F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. Journal of political Economy, 111, 642-685.

Raei, Reza, Bostanara, Mahdi. (2019). In Pursuit of the Optimal Combination of Fama-French and Carhart Models for Iranian Capital Marke "Journal of Financial Management Strategy. 7(1). Pp. 41-70. (In Persian).

Ramezani, Javad, Kamyabi, Yahya. (2017). Evaluate the effect of momentum the explanatory models feature five factors in explaining stock returns "Journal of Financial Knowledge of Secutities Analysis.10(36). pp. 45-57. (In Persian)

Ross, S. (1977). Risk, return and arbitrage', Risk and return in Finance I, Friend, I. and Bicksler, J. (Eds.), Ballinger, Cambridge.

Salehi, Allahkaram, Salehi, Borzoo. (2016). A comparison between the Fama and French`s three-factor and five-factor models to describe the return of the growth and value stock ". Journal of Management System. 5(19). pp. 129-144. (In Persian).

Sharpe, W.F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. Journal of Finance, 19, 4.

www.SID.ir

Archive of SID

Sehgal, S., & Jain, S. (2011). Short-term Mmentum patterns in stock and sectoral returns: Evidence from India. Journal of advances in Management Research, 8(1), pp.99-122.

Sensoy, A, Ozturk.K, Hacihasanoglu. (2014). Constructing a financial fragility index for emerging countries"Finance Research letter.

Sundqvist, T. (2017). Tests of a Fama-French Five-Factor Asset Pricing Model in the Nordic Stock Markets. Department of Finance.

Yahyazadeh Far, Mohammad, Shams, Shahabeddin, Larimi, Seiyed Jafar. (2010). The Relationship between liquidity and stocks return in Tehran Stock Exchange. Journal of Financial Research. 12(29). (In Persian).

Zaremba, A., & P. Konieczka. (2013). Momentum, Value, Size and Liquidity Factors in the Polish Market. Online <Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=2349875> 2014/01/08.

COPYRIGHTS

©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

www.SID.ir