نشریـه علمـی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال سیزدهم، شماره چهل‌و ششم
تابستان ۱۳۹۹

بررسی تاثیر ریسک نکول بر توان توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران)

شکراله خواجوی[۱]
علیرضا پورگودرزی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۶/۲۱ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۱/۳۱

چکیده

پژوهش حاضر به دنبال بررسی تأثیر ریسک نکول بر توان توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۸ است. در این راستا در این پژوهش از رگرسیون‌های سری زمانی و آزمون GRS استفاده شده است. به منظور دستیابی به هدف پژوهش، نتایج مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ با مدل ۶ عاملی شامل ریسک نکول، با استفاده از آزمون GRS مقایسه می‌شوند. علاوه بر این به منظور بررسی تأثیر ریسک نکول بر بازده از نتایج رگرسیون سری زمانی استفاده می‌شود. نتایج پژوهش بیانگر این است که متغیر ریسک نکول اثر قابل ملاحظه‌ای بر توان توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ ندارد. به عبارت دیگر ریسک نکول عاملی بی اثر در توضیح تغییرات بازده سهام است. نتایج همچنین بیانگر این است که از بین ۳۶ پرتفوی بررسی شده در این پژوهش، در اکثر پرتفوی‌ها رابطه بین ریسک نکول و بازده پرتفوی مستقیم بوده است، اما فقط در ۸ پرتفوی این رابطه مثبت، معنی‌دار نیز است.

واژه‌های کلیدی: بازده سهام، ریسک نکول، قیمت گذاری دارایی‌ها، مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ.

۱- استاد، حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی، اقتصاد و مدیریت، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
۲- کارشناس ارشد حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی، اقتصاد و مدیریت ، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

۱- مقدمه

برآورد بازده دارایی‌ها همواره یکی از نگرانی‌های اقتصاد مالی بوده است (بلانکو، ۲۰۱۲: ۶۱)؛ به گونه‌ای که تالانه و قاسمی (۱۳۸۹) معتقد هستند که تعیین نرخ بازده مورد انتظار، اساس قیمت‌گذاری دارایی‌ها است. در این رابطه، در سال‌های اخیر تحقیقات بسیاری به منظور کشف الگوهای رفتار بازده، در بازارهای مالی گوناگون انجام گردیده است تا از آن طریق امکان پیشبینی بازار و به دنبال آن کسب بازده بیش از بازار برای سرمایه‌گذاران ایجاد گردد (دولو و جوادیان، ۱۳۹۶).

یکی از اولین نتایج این تحقیقات مدل قیمت-گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است که به دنبال تعیین رابطه بین بازده مورد انتظار پرتفوی‌های سهام و بتای این پرتفوی‌ها، است (برنان، چوریدا و سوبرامانیام ۱۹۹۸). مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که توسط شارپ (۱۹۶۴)، لینتنر (۱۹۶۵) و موسین (۱۹۶۶) توسعه داده‌شده است، یک مدل خطی تک عاملی است (زابارانکین، پاولیکوف و یورایسف، ۲۰۱۴). در ادامه فاما و فرنچ (۱۹۹۲) اظهار می‌کنند که در دنیای واقعی سرمایه گذاران به انواع مختلفی از ریسک توجه دارند که در این میان سه عامل شامل ریسک بازار، ریسک اندازه شرکت و ریسک ارزش دفتری به ارزش بازار از عمده‌ترین آن‌ها هستند (رمضانی و کامیابی، ۱۳۹۶). در ادامه فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری را نیز به مدل ۳ عاملی اضافه شد.

متغیر دیگری را که می‌توان به منظور بهبود توان توضیحی مدل در نظر گرفت، عامل ریسک نکول[1] است؛ ارزیابی ریسک نکول به افرادی که قرض می-دهند و افرادی که این بدهی‌ها را تضمین می‌کنند این امکان را می‌دهد تا خطرهایی که ممکن است در معرض آن قرار بگیرند را به طور دقیق بررسی کنند (چن و هیل، ۲۰۱۳). در این رابطه با اهمیت این موضوع نیز چاوا و پورناناندام (۲۰۱۰) بیان می‌کنند که ارتباط بین ریسک نکول و بازده سهام می‌تواند پیامدهای مهمی برای دادوستد خطر-پاداش در بازارهای مالی داشته باشد.

از آنجا که تعیین بازده، اساس قیمت‌گذاری دارایی‌ها است و از طرفی به عقیده کیان (۲۰۱۵)، قیمت‌گذاری اشتباه دارایی‌های مالی منجر به ناکارآمدی در سرمایه‌گذاری می‌شود، بنابراین شناسایی عوامل اثرگذار بر بازده سهام به منظور پیش‌بینی بهتر بازده در نهایت منجر به کارآمدی در سرمایه‌گذاری خواهد شد. از این رو با توجه به اینکه تاکنون در ایران پژوهشی اثر ریسک نکول بر بازده سهام را در قالب مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ، بررسی نکرده است، این پژوهش به دنبال بررسی اثر ریسک نکول بر توان توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران است.

۲- مبانی نظری پژوهش

بر اساس ادبیات مالی بازده مورد انتظار تنها تابعی از ریسک سیستماتیک است؛ ریسک سیستماتیک یعنی ریسکی که ناشی از عوامل کلان اقتصاد است و از طریق تنوع بخشی حذف نمی‌شود (مهرانی، کرمی و سید حسینی، ۱۳۹۶). یکی از عوامل ریسکی که برخی پژوهش‌ها از جمله دنیس و دنیس (۱۹۹۵)، و واسالو و ژینگ (۲۰۰۴)، نشان دادند ناشی از عوامل کلان اقتصاد و تغییرات چرخه‌های اقتصادی است، ریسک نکول است (های و ژیائوپینگ، ۲۰۰۸). ریسک نکول به طور معمول اشاره به ناتوانی یک شرکت اهرمی شده، در پرداخت بهره یا اصل بدهی تعهد شده خود دارد. تحقیقات مختلفی به دنبال شناسایی نقش ریسک نکول در توضیح برخی خلاف قاعده‌های بازده سهام داشته‌اند (گارلاپی، شو و یان، ۲۰۰۸). در واقع نکول هر شرکت در هر دوره زمانی از عمر شرکت در نتیجه تغییرات در وضعیت مالی شرکت به دلیل رکود اقتصادی، افزایش رقابت و سایر عوامل، ممکن است رخ دهد (شو، شائو و وانگ، ۲۰۱۹).

در ادبیات تجربی دو رشته اصلی وجود دارد که نتایج متضادی را در مورد نشانه و اهمیت این رابطه

ارائه می‌کنند. از یک طرف، واسالو و ژینگ (۲۰۰۴) و چاوا و پوراناناندام (۲۰۱۰)، رابطه مثبت بین ریسک نکول و بازده سهام شرکت‌های آمریکایی را اثبات کردند؛ همچنین آرتز، فلوراکیس و کاستاکیس (۲۰۱۷)، این رابطه را در سطح بین‌المللی نشان دادند. از طرف دیگر برخی پژوهش‌ها از قبیل دیچو (۱۹۹۸)، کونارد و همکاران (۲۰۱۲) و گائو، پارسونس و شن (۲۰۱۵) رابطه منفی بین ریسک نکول به عنوان یک ناهنجاری و بازده سهام شرکت‌ها نشان دادند (فیلیپ، گارماتیکوس و میچالا، ۲۰۱۶).

تعدادی از پژوهشگران رابطه غیر خطی را بین ریسک نکول و بازده گزارش کردند، اما مجدداً شکل این رابطه در سراسر این پژوهش‌ها متناقض است. واسالو و ژینگ (۲۰۰۴) دریافتند که در حضور یک متغیر ارزش (B/M) رابطه بین ریسک و نکول بازده سهام مثبت و غیر خطی همراه با یک نقطه عطف مینیمم (خارج از محدوده ارزهای ریسک نکول ممکن) است، پس از آن همزمان با افزایش در ریسک نکول، بازده سهام نیز افزایش می‌یابد. گارلاپی و یان (۲۰۱۱)، یک رابطه به صورت منحنی محدب بین ریسک نکول و بازده سهام را نشان دادند: به این صورت که همزمان با افزایش در ریسک نکول، بازده سهام به نقطه عطف ماکسیمم خود می‌رسد و سپس بازده سهام کاهش می‌یابد. دیچو (۱۹۹۸)، نیز رابطه منحنی محدب را نشان داد با این تفاوت که وی در تحلیل رگرسیون خود خطاهای غیر خطی را حساب نمی‌کند (چن و هیل، ۲۰۱۳).

بنابراین علی رغم اینکه پژوهش‌های مختلف از وجود رابطه بین ریسک نکول بازده سهام حکایت می‌کنند اما شکل رابطه نامشخص است. از این رو این پژوهش اثر ریسک نکول بر توان توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می‌کند.

۲-۱- پیشینه پژوهش

فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، در پژوهشی نشان دادند که در مدل ۵ عاملی شامل عامل بازار، اندازه، ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری، عامل ارزش در مدل برای توضیح بازده میانگین عاملی بی‌اثر است. نتایج پژوهش کاکیچی (۲۰۱۵)، که مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ را در بازار سهام ۲۳ کشور توسعه یافته آزمون کردند بیانگر این است که مدل‌های خاص هر منطقه عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های جهانی دارند.

از طرفی فیلیپ، گارماتیکوس و میچالا (۲۰۱۶)، در پژوهشی نشان دادند که بخش سیستماتیک ریسک نکول به صورت مثبت با بازده سهام مرتبط است. لونکارسکی و اسکوچیر (۲۰۱۸)، مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ را با اضافه کردن ۳ عامل مومنتوم، ریسک نقدینگی و ریسک نکول آزمون کردند. نتایج پژوهش بیانگر بهبود توان توضیحی مدل با اضافه کردن این عوامل به مدل است؛ همچنین علاوه بر ۳ عامل بازار، اندازه و ارزش، ۲ عامل سودآوری و مومنتوم نسبت به ۳ سه عامل سرمایه‌گذاری، ریسک نقدینگی و ریسک نکول، توان توضیحی بیشتری دارند.

در ایران نیز عیوضلو، قهرمانی و عجم (۱۳۹۵)، نشان دادند که در بورس اوراق بهادار تهران دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری در مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ، تأثیری بر کارایی مدل ندارند. بابالویان و مظفری (۱۳۹۵)، نشان دادند که توان توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ نسبت به مدل۴ عاملی کارهارت و q-عاملی هو، خو و ژانگ، بیشتر است. هادیان، هاشمی و صمدی (۱۳۹۶)، نشان دادند که عامل محدودیت مالی منجر به بهبود توان توضیحی مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ و ۴ عاملی کارهارت می‌شود اما بر توان توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ اثری ندارد. نتایج پژوهش دولو و غلامی (۱۳۹۷)، نشان می‌دهد که مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ عملکرد بهتری نسبت به مدل ۴ عاملی کارهارت و ۳ عاملی فاما و فرنچ دارد.

۳- روش شناسی پژوهش

در این پژوهش ابتدا توان توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ و سایر مدل‌های زیر مجموعه آن مقایسه می‌شود پس از آن عامل ریسک نکول به مدل اضافه شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در بخش بعدی متغیرها و مدل پژوهش معرفی می‌شوند.

۳-۱- متغیر وابسته

در این پژوهش بازده مازاد پرتفوی نسبت به بازده بدون ریسک، متغیر وابسته است. برای تعریف متغیر وابسته ۴ مرتبه از برش‌های ۳*۳ بر اساس عامل اندازه و یکی از ۴ عامل ارزش، سودآوری، سرمایه‌گذاری و ریسک نکول استفاده شده است (فاما و فرنچ، ۲۰۱۵ و لونکارسکی و اسکوچیر، ۲۰۱۸)؛ بنابراین ۴ حالت پدید می‌آید:

حالت اول (برش مقطعی ۳×۳ بر اساس اندازه و ارزش): در این حالت شرکت‌ها در هرسال بر اساس عامل اندازه به سه دسته بزرگ(B) ، متوسط (N) و کوچک (S) گروه‌بندی شده‌اند؛ همچنین شرکت‌ها بر اساس عامل ارزش نیز به سه دسته با ارزش بالا(H) ، با ارزش متوسط (N) و با ارزش پایین (L) تقسیم شده‌اند. با ترکیب این گروه‌بندی‌ها ۹ پرتفوی مختلف بر اساس اندازه و ارزش حاصل می‌شود.

حالات دوم، سوم و چهارم (برش مقطعی ۳×۳ بر اساس اندازه و سودآوری، سرمایه‌گذاری و ریسک نکول): در این حالات نیز همان اقدامات حالت اول انجام می‌شود، با این تفاوت که به‌جای استفاده از عامل ارزش به‌عنوان عامل دوم، به ترتیب از عوامل سودآوری، سرمایه‌گذاری و ریسک نکول استفاده شده‌است.

پس از انجام پرتفوی‌بندی میانگین بازده ماهانه هر یک از پرتفوی‌ها از طریق روش میانگین موزون مبتنی بر ارزش محاسبه شده‌است. پرتفوی‌های حاصل بر اساس روش‌های بالا و ویژگی شرکت‌های درون هر پرتفوی در جدول ۱ نشان داده‌شده است.

جدول ۱. حالت‌های مختلف متغیر وابسته

ردیف	حالت	پرتفوی	ردیف	حالت	پرتفوی	ردیف	حالت	پرتفوی	ردیف	حالت	پرتفوی
۱	۱	B/H	۱	۲	B/R	۱	۳	B/A	۱	۴	B/B’
۲	۱	B/N	۲	۲	B/N	۲	۳	B/N	۲	۴	B/N
۳	۱	B/L	۳	۲	B/W	۳	۳	B/C	۳	۴	B/S’
۴	۱	N/H	۴	۲	N/R	۴	۳	N/A	۴	۴	N/B’
۵	۱	N/N	۵	۲	N/N	۵	۳	N/N	۵	۴	N/N
۶	۱	N/L	۶	۲	N/W	۶	۳	N/C	۶	۴	N/S’
۷	۱	S/H	۷	۲	S/R	۷	۳	S/A	۷	۴	S/B’
۸	۱	S/N	۸	۲	S/N	۸	۳	S/N	۸	۴	S/N
۹	۱	S/L	۹	۲	S/W	۹	۳	S/C	۹	۴	S/S’

۳-۲- متغیر مستقل

اولین متغیر مستقل پژوهش صرف ریسک بازار است. صرف ریسک بازار از اختلاف بین بازده پرتفوی بازار و بازده بدون ریسک به دست می‌آید. بازده پرتفوی بازار به‌صورت شاخص پایان ماه منهای شاخص ابتدای ماه تقسیم بر شاخص ابتدای ماه محاسبه می‌شود (مجتهد زاده و طارمی، ۱۳۸۵).

سایر متغیرهای مستقل، با پرتفوی‌بندی بر اساس عوامل اندازه، ارزش، سودآوری، سرمایه‌گذاری و ریسک نکول محاسبه می‌شوند که در ادامه توضیح داده می‌شود:

الف) متغیر عامل اندازه: متغیر عامل اندازه به‌صورت «بازده پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های با اندازه کوچک، منهای بازده پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های با اندازه بزرگ[۲]» تعریف می‌شود. عامل اندازه، ارزش بازار شرکت در تیرماه در نظر گرفته می‌شود.

ب) متغیر عامل ارزش: متغیر عامل ارزش به‌صورت «بازده پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، منهای بازده پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین[۳]» تعریف می‌شود. عامل ارزش از تقسیم ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال مالی قبل، بر ارزش بازار سهام شرکت در پایان سال مالی قبل، محاسبه می‌شود.

پ) متغیر عامل سودآوری: متغیر عامل سودآوری به‌صورت «بازده پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های با سودآوری قوی، منهای بازده پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های با سودآوری ضعیف[۴]» تعریف می‌شود. این عامل، از تقسیم سود عملیاتی سال قبل بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال قبل محاسبه می‌شود.

ت) متغیر عامل سرمایه‌گذاری: متغیر عامل سرمایه‌گذاری نیز به‌صورت «بازده پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های با سرمایه‌گذاری پایین(محافظه‌کار)، منهای بازده پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بالا(تهاجمی)[۵]» تعریف می‌شود. این عامل نیز از تقسیم تغییرات کل دارایی‌ها از پایان سال مالی دو سال قبل تا پایان سال مالی قبل، بر کل دارایی‌های پایان سال مالی دو سال قبل محاسبه می‌شود.

ث) متغیر عامل ریسک نکول: متغیر عامل ریسک نکول نیز به‌صورت «بازده پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های با ریسک نکول یا ورشکستگی بالا، منهای بازده پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های با ریسک نکول پایین یا شرکت‌های امن[۶]» تعریف می‌شود. برای اندازه‌گیری ریسک نکول نیز طبق پژوهش‌های ابراهیمی کردلر و محمدی شاد (۱۳۹۳) و چالاکی، غیور و بلکامه (۱۳۹۵)، از شاخص فالمر استفاده خواهد شد. لازم به ذکر است که پژوهش ودیعی و میراسماعیلی (۱۳۹۱) و همچنین مقدم و تقی ملایی (۱۳۹۲)، توانایی مدل فالمر را در پیش‌بینی ورشکستگی در ایران تأیید کردند. از طرف دیگر چن و هیل (۲۰۱۳) نشان دادند که رابطه بین بازده سهام و ریسک نکول، در معیارهای مختلف ریسک نکول، سازگار است. مدل فالمر به صورت زیر است:

$$F = 5/52\,x_{1i,t} + 0/212\,x_{2i,t} + 0/073\,x_{3i,t} + 1/27\,x_{4i,t} - 0/12\,x_{5i,t} + 2/335\,x_{6i,t} + 0/575\,x_{7i,t} + 1/082\,x_{8i,t} + 0/894\,x_{9i,t} - 6/075$$

جدول ۳. متغیرهای شاخص فالمر

نماد	شرح متغیر
X_1	سود انباشته به کل دارایی‌های شرکت i در سال t
X_2	فروش به کل دارایی‌های شرکت i در سال t
X_3	سود قبل از کسر مالیات به حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t
X_4	خالص جریانات نقدی عملیاتی به کل بدهی‌های شرکت i در سال t
X_5	بدهی به کل دارایی‌های شرکت i در سال t
X_6	بدهی جاری به کل دارایی‌های شرکت i در سال t
X_7	لگاریتم کل دارایی‌های مشهود شرکت i در سال t
X_8	سرمایه در گردش به کل بدهی‌های شرکت i در سال t
X_9	لگاریتم سود قبل از بهره و مالیات به هزینه بهره شرکت i در سال t

برای محاسبه پنج متغیر SMB، HML، RMW، CMA و BMS ۴ مرتبه برش‌های ۲ در ۲ بر اساس عامل اندازه و یکی از ۴ عامل ارزش، سودآوری، سرمایه‌گذاری و ریسک نکول. در پایان بازده ماهانه هر پرتفوی اندازه‌گیری می‌شود و به‌صورت نشان داده‌شده در جدول ۲ عمل می‌شود.

برای محاسبه بازده ماهانه شرکت‌های نمونه نیز از داده‌های مالی نرم افزار ره‌آورد نوین استفاده شده

است. برای بازده بدون ریسک نیز از سود اوراق مشارکت دولتی استفاده شده است.

جدول ۱. نحوه محاسبه متغیرهای مستقل

محاسبه متغیرها
$SMB = (SH + SL + SR + SW + SA + SC + SB' + SS' - BH - BL - BR - BW - BA - BC - BB' - BS')/8$
$HML = (BH + SH - BL - SL)/2$
$RMW = (BR + SR - BW - SW)/2$
$CMA = (BC + SC - BA - SA)/2$
$BMS = (BB' + SB' - BS' - SS')/2$

۳-۳- مدل پژوهش

با توجه به اینکه این پژوهش به دنبال بررسی اثر متغیر ریسک نکول بر توان توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ است، بنابراین دو مدل ۵ عاملی اصلی فاما و فرنچ و یک مدل ۶ عاملی با اضافه شدن عامل ریسک نکول به مدل ۵ عاملی، مدل‌های این پژوهش هستند:

$$R_i - R_{Ft} = \alpha_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + e_{it}$$

$$R_i - R_{Ft} = \alpha_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + b_i BMS_t + e_{it}$$

در نهایت ۲ مدل رگرسیونی وجود دارد که متغیر وابسته آن‌ها به ۴ حالت تعریف‌شده است؛ از این‌رو باید ۸ مدل مختلف با یکدیگر مقایسه شوند. مدلی کامل است که بتواند تمام تغییرات میانگین بازده مازاد ماهانه را توضیح دهد یا به‌عبارت‌دیگر میزان مقادیر ثابت در تمام رگرسیون‌های سری زمانی پرتفوی‌های آن مدل صفر باشد. ازاین‌رو برای یافتن مدل برتر از آزمون GRS و از معیار میانگین قدر مطلق ضرایب ثابت ($A|\alpha_i|$) استفاده شده است. آزمون GRS توسط گیبنز، راس و شانکن در سال ۱۹۸۹ ارائه‌شده است. فرضیه اولیه در این آزمون این است که تمامی ضرایب ثابت صفر هستند. فرض مقابل این است که حداقل یکی از پرتفوی‌ها دارای ضریب ثابت غیر صفر است. اساس آماری این آزمون چند متغیره بر مبنای توزیعی به نام تی دو هتلینگ است که با ضریبی ثابت به توزیع فیشر (F) تبدیل می‌گردد(گیبنز، راس و شانکن، ۱۹۸۹). در این آزمون داریم:

$$W_U \equiv \frac{\hat{\alpha}' \widehat{\sum^{-1}} \hat{\alpha}}{1 + \widehat{\theta_p^2}}$$

در این رابطه $\widehat{\sum^{-1}}\hat{\alpha}$ بیانگر ماتریس کوواریانس باقیمانده‌ها و میانگین مقادیر ثابت و $\widehat{\theta_p^2}$ نیز بیانگر نسبت شارپ است. حاصل‌ضرب W_u در [(T/N)((T-N-L)/(T-L-1))] یک توزیع غیر مرکزی F با درجه آزادی N و (T-N-L) است. در این رابطه T تعداد مشاهده‌های سری زمانی، N تعداد پرتفوی‌های متغیر وابسته در یک مدل و L تعداد متغیرهای مستقل در هر مدل است.

۴-۳- جامعه آماری و نمونه پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در محدوده سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۶[1] است. محدودیت‌های در نظر گرفته‌شده برای حضور یک شرکت در نمونه پژوهش در ادامه آمده است[2]:

الف- سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند هرسال باشد؛ ب- بیش از ۶ ماه وقفه معاملاتی متوالی در طول سال نداشته باشند؛ پ- جزء بانک‌ها و مؤسسات مالی نباشد؛ و ت- به‌منظور محاسبه متغیر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها باید حداقل از ۲ سال پیش از هر دوره در بورس اوراق بهادار تهران عضویت داشته باشند.

۵-۳- نحوه عمل

در این پژوهش ابتدا بازده ماهانه شرکت‌های نمونه را محاسبه کرده سپس پس از تشکیل پرتفوی‌های اشاره شده در بخش متغیر وابسته، برای هرسال، میانگین موزون بازده مبتنی بر ارزش هر پرتفوی محاسبه می‌شود. تعیین زمان دقیق تأثیرگذاری اطلاعات بر بازده سهام شرکت‌ها امکان‌پذیر نیست.

بنابراین در این پژوهش مردادماه، یعنی اولین ماه پس از مهلت قانونی تشکیل مجمع عمومی سالانه شرکت‌ها به‌عنوان اولین ماه هرسال مطالعاتی در نظر گرفته شده‌است. بر این اساس در این پژوهش بازده ماهانه ۹۶ ماه متوالی را بررسی شده‌است.

۴- یافته‌های پژوهش

۴-۱- آماره‌های توصیفی متغیر وابسته

در جدول شماره ۴ میانگین موزون مبتنی بر ارزش پرتفوی‌های تشکیل شده آورده شده است. بر این اساس می‌توان برای هر عامل تغییر بازده از یک سطح به سطح دیگر را تحلیل کرد.

همان‌گونه که نتایج جدول نشان می‌دهند، در اکثر موارد بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های کوچک (S) بیش از بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های با اندازه متوسط (N) و بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های با اندازه متوسط بیش از بازده پرتفوی متشکل از شرکت-های بزرگ (B) است که این مطابق تئوری است. از طرفی جدول ۴ بیانگر این است که در تمامی موارد بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های با ارزش بالا (H) بیش از بازده پرتفوی متشکل از بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های با ارزش متوسط (N) و بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های با ارزش متوسط بیش از بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های با ارزش پایین (L) است، این نیز منطبق بر تئوری است. همچنین جدول ۴ برای عامل سودآوری بیانگر این است که برای شرکت‌های با اندازه متوسط و کوچک، بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های با سودآوری بالا (R) بیش از بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های با سودآوری متوسط (N) و بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های با سودآوری پایین (W) است؛ اما این موضوع در رابطه با شرکت‌های با اندازه بزرگ صادق نیست که این بر خلاف تئوری است. نتایج جدول ۴ همچنین بیانگر این است که در تمامی موارد بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های با سرمایه‌گذاری پایین (C) بیش از بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های با سرمایه‌گذاری متوسط (N) و بالا (A) است؛ همچنین در دو حالت شرکت‌های با اندازه بزرگ و کوچک، بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های با سرمایه‌گذاری متوسط بیش از بازده پرتفوی متشکل از شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بالا است، که این موارد نیز منطبق بر تئوری است.

در نهایت اینکه همانگونه که در بخش مبانی نظری عنوان شد طبق تئوری ،رابطه بین ریسک نکول و بازده سهام شرکت مثبت است؛ این در حالی است که برخی نتایج پژوهش‌ها رابطه منفی بین ریسک نکول و بازده سهام را گزارش می‌کنند. اگرچه نتایج مشخص شده در جدول ۴ از رویه مشخصی پیروی نمی‌کند اما، از رابطه معکوس بین ریسک نکول و بازده سهام بیش از رابطه مستقیم آن حمایت می‌کند.

جدول ۴. میانگین بازده پرتفوی‌های متغیر وابسته

اندازه	ارزش	H	N	L	اندازه	سودآوری	R	N	W
B		۲/۷۳	۱/۳۷	۱/۰۹	B		۰/۷۳	۱/۲۹	۱/۷۳
N		۲/۳۳	۱/۸۶	۱/۳۳	N		۲/۲۰	۱/۶۸	۱/۷۱
S		۴/۶۰	۴/۳۴	۲/۸۸	S		۴/۵۴	۳/۶۷	۴/۲۶
اندازه	**سرمایه‌گذاری**	A	C	I	**اندازه**	**ریسک نکول**	B’	N	S’
B		۰/۹۰	۱/۳۰	۱/۳۱	B		۱/۵۳	۲/۰۲	۱/۱۷
N		۱/۷۹	۱/۷۲	۲/۱۴	N		۱/۵۳	۱/۵۰	۲/۶۱
S		۳/۹۲	۴/۶۳	۴/۲۴	S		۳/۹۷	۳/۹۷	۶/۰۳

۴-۲- آماره‌های توصیفی متغیرهای مستقل

در جدول ۵ آماره‌های توصیفی مربوط به ۶ عامل مدل آورده شده است.

مثبت بودن تمام عوامل حاصل از تشکیل پرتفوی-های ۲*۲ نشان از آن دارد که اگر شرکت‌های نمونه بر اساس میانه هر متغیر، به دو دسته تقسیم شوند، در تمامی موارد مفروضات مطرح در تئوری مالی تأیید می‌شوند این مفروضات عبارتند از: الف- رابطه معکوس اندازه و سرمایه‌گذاری با بازده سهام؛ و ب- رابطه مستقیم ارزش، سودآوری و ریسک نکول با بازده سهام. جدول شماره ۶ نیز نشان دهنده میزان همبستگی بین ۶ عامل مدل است.

جدول ۵. آماره‌های توصیفی متغیر مستقل

عامل / آماره	MKT	SMB	HML	RMW	CMA	BMS
میانگین	۰/۸۶	۰/۰۵	۰/۸۹	۰/۲۱	۱/۲۴	۰/۷۹
انحراف معیار	۷/۴۲	۵/۹۱	۴/۶۵	۷/۷۰	۹/۹۶	۵/۶۴
بیشینه	۳۱/۶۲	۱۶/۱۳	۱۳/۱۱	۳۵/۵۵	۴۳/۹۷	۱۴/۷۴
کمینه	۳۱/۸۱-	۲۷/۲۵-	۱۳/۸۱-	۳۰/۱۷-	۳۵/۵۴-	۹/۱۷-

جدول ۶. همبستگی بین عوامل مدل

	MKT	SMB	HML	RMW	CMA	BMS
MKT	۱/۰۰					
SMB	۰/۰۶-	۱/۰۰				
HML	۰/۳۵	۰/۵۴	۱/۰۰			
RMW	۰/۰۷-	۰/۶۴-	۰/۶۵-	۱/۰۰		
CMA	۰/۰۵-	۰/۱۰	۰/۰۹-	۰/۱۸-	۱/۰۰	
BMS	۰/۱۲	۰/۴۸	۰/۴۲	۰/۶۰-	۰/۰۹	۱/۰۰

۴-۳- مقایسه مدل‌ها

همان‌گونه که پیش از این گفته شد در این پژوهش دو مدل رگرسیونی آزمون می‌شوند به طوری که در هر مدل متغیر وابسته به ۴ حالت تعریف می-شود. از این رو ۸ مدل مختلف بر اساس نتایج آزمون GRS و معیار میانگین قدر مطلق ضرایب ثابت ($A|\alpha_i|$) مورد مقایسه قرار می‌گیرند. در جدول شماره ۷ نتایج آزمون GRS و معیار میانگین قدر مطلق ضرایب ثابت ($A|\alpha_i|$) آورده شده است.

نتایج جدول بیانگر این است که به غیر از دو مدل ۵ عاملی در حالت ۳*۳ اندازه/سودآوری و در حالت ۳*۳ اندازه/ریسک نکول، در سایر موارد آماره P-value آزمون GRS فرض صفر آزمون که فرض صفر نبودن مقادیر ثابت است، را رد می‌کند. این بیانگر این است به غیر از این دو مدل، آزمون GRS سایر مدل‌ها را مورد تأیید قرار می‌دهد.

نتایج جدول بیانگر این است که بر اساس آماره P-value در ۲ حالت اندازه/ارزش و اندازه/سرمایه‌گذاری از تعریف متغیر وابسته مدل ۵ عاملی نسبت به مدل ۶ عاملی عملکرد بهتری داشته است و در ۲ حالت اندازه/سودآوری اندازه/ریسک نکول از تعریف متغیر

وابسته مدل ۶ عاملی نسبت به مدل ۵ عاملی عملکرد بهتری داشته است.

بر اساس آماره P-value بهترین مدل، مدل ۵ عاملی در حالت ۳*۳ اندازه/ارزش از تعریف متغیر وابسته است که عدد ۰/۶۳۱ را نشان می‌دهد. این در حالی است که بهترین مدل از نظر معیار میانگین قدر مطلق ضرایب ثابت ($A|\alpha_i|$) مدل ۶ عاملی در حالت ۳*۳ اندازه/سرمایه‌گذاری از تعریف متغیر وابسته است.

در حالت کلی چیزی که به‌نظر می‌رسد نزدیک بودن GRS و ($A|\alpha_i|$) مدل‌ها در تمام حالات تعریف متغیر وابسته است که این می‌تواند بیانگر این موضوع باشد که وارد کردن متغیر ریسک نکول به مدل تأثیری بر توان توضیحی مدل ندارد.

جدول ۷. نتایج مقایسه مدل‌ها

متغیر وابسته	مدل	GRS	F Statistics	P-value	A$\|\alpha_i\|$
۳*۳	۵ عاملی	۰/۰۸۱	۰/۷۸۵	۰/۶۳۱	۰/۶۷۰
اندازه/ارزش	۶ عاملی	۰/۱۰۰	۰/۹۷۳	۰/۴۶۸	۰/۶۵۹
۳*۳	۵ عاملی	۰/۲۲۰	۲/۱۳۵	۰/۰۳۵	۰/۸۸۲
اندازه/سودآوری	۶ عاملی	۰/۱۱۲	۱/۰۸۸	۰/۳۸۱	۰/۹۶۰
۳*۳	۵ عاملی	۰/۱۰۶	۱/۰۲۵	۰/۴۲۸	۰/۶۶۷
اندازه/سرمایه‌گذاری	۶ عاملی	۰/۱۲۷	۱/۲۳۱	۰/۲۸۸	۰/۶۵۷
۳*۳	۵ عاملی	۰/۲۳۳	۲/۲۶۰	۰/۰۲۶	۰/۸۸۰
اندازه/ریسک نکول	**۶ عاملی**	۰/۱۱۵	۱/۱۱۷	۰/۳۶۱	۰/۹۵۸

بررسی جهت رابطه ریسک نکول

همان‌گونه که نتایج جدول ۷ نشان داد متغیر BMS، تأثیری بر توان توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ ندارد. با این وجود، برای بررسی جهت رابطه ریسک نکول با بازده سهام نتایج رگرسیون مدل ۶ عاملی در هر چهار حالت از تعریف متغیر وابسته در ادامه مورد بررسی قررا می‌گیرد. نتایج رگرسیون مدل ۶ در جدول ۸ نشان آورده شده‌است. لازم به ذکر است که در جدول فقط نتایج مربوط به متغر ریسک نکول، BMS، ذکر شده‌است.

نتایج جدول ۸ بیانگر این است که متغیر ریسک نکول فقط در ۲ مورد (پرتفوی‌های B/N و S/H) از ۹ پرتفوی اندازه/ارزش، با متغیر وابسته رابطه معنی‌دار دارد که در هر دو مورد نیز این رابطه به صورت مستقیم است.

همچنین همانگونه که در جدول ۸ نشان داده شده است، در این حالت نیز متغیر ریسک نکول فقط در ۲ مورد (پرتفوی‌های B/W و N/W) از ۹ پرتفوی اندازه/سودآوری، با متغیر وابسته رابطه معنی‌دار دارد که در هر دو مورد نیز این رابطه به صورت مستقیم است.

نتایج جدول ۸ همچنین بیانگر این است که در این حالت متغیر ریسک نکول فقط در ۱ مورد (پرتفوی S/A) از ۹ پرتفوی اندازه/سرمایه‌گذاری، با متغیر وابسته رابطه معنی‌دار دارد که در این یک مورد نیز این رابطه به صورت مستقیم است.

طبق نتایج جدول ۸ در این حالت متغیر ریسک نکول در ۴ مورد (پرتفوی‌های B/B'، B/N، N/S' و S/B') از ۹ پرتفوی اندازه/ریسک نکول، با متغیر وابسته رابطه معنی‌دار دارد که در ۳ مورد (پرتفوی‌های B/B'، B/N و S/B') این رابطه به صورت مستقیم و در یک مورد رابطه معکوس است.

جدول ۸. آماره‌های متغیر BMS در رگرسیون مدل ۶ عاملی

آماره	پرتفوی	BMS	پرتفوی	BMS	پرتفوی	BMS	پرتفوی	BMS
ضریب	B/H	۰/۲۱۷	B/R	۰/۱۳۸	B/A	۰/۰۲۰	B/B’	۱/۳۳۲
معنی‌داری		۰/۲۵۲		۰/۱۹۲		۰/۸۶۴		۰/۰۰۰
ضریب	B/N	۰/۲۱۸	B/N	۰/۰۵۷	B/N	۰/۰۱۱	B/N	۰/۳۷۸
معنی‌داری		۰/۰۱۰		۰/۴۷۴		۰/۸۵۹		۰/۰۰۳
ضریب	B/L	۰/۰۰۵-	B/W	۰/۵۰۹	B/C	۰/۵۳۰	B/S’	۰/۰۵۸-
معنی‌داری		۰/۹۵۴		۰/۰۰۱		۰/۱۶۳		۰/۵۴۹
ضریب	N/H	۰/۰۷۵	N/R	۰/۰۲۰	N/A	۰/۰۵۳-	N/B’	۰/۲۸۰
معنی‌داری		۰/۵۴۸		۰/۹۰۳		۰/۷۱۸		۰/۰۸۷
ضریب	N/N	۰/۱۲۴-	N/N	۰/۱۴۷-	N/N	۰/۱۴۰-	N/N	۰/۰۰۱-
معنی‌داری		۰/۳۳۴		۰/۰۸۴		۰/۱۸۴		۰/۹۹۰
ضریب	N/L	۰/۰۰۰	N/W	۰/۰۸۶	N/C	۰/۱۶۴	N/S’	۰/۲۸۴-
معنی‌داری		۰/۹۹۹		۰/۴۳۵		۰/۲۱۴		۰/۰۳۸
ضریب	S/H	۰/۷۳۳	S/R	۰/۴۸۰	S/A	۱/۵۳۱	S/B’	۱/۰۸۸
معنی‌داری		۰/۰۰۰		۰/۲۴۷		۰/۰۰۰		۰/۰۰۰
ضریب	S/N	۰/۱۷۳	S/N	۰/۰۲۰	S/N	۰/۰۸۳	S/N	۰/۰۲۹
معنی‌داری		۰/۳۲۷		۰/۸۵۰		۰/۵۷۵		۰/۸۳۵
ضریب	S/L	۰/۳۷۳	S/W	۰/۷۴۳	S/C	۰/۲۸۴	S/S’	۰/۶۷۴-
معنی‌داری		۰/۱۷۱		۰/۰۰۰		۰/۱۲۹		۰/۱۴۳

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

لین، وانگ و کای (۲۰۱۲) معتقدند که بهتر است برای توضیح بازده دارایی‌ها تعداد اندکی عوامل اساسی به کار برود؛ بنابریان همواره پژوهشگران به دنبال شناسایی عوامل اثرگذار بر بازده سهام شرکت‌ها هستند یکی از عواملی که ممکن است بر بازده سهام اثرگذار باشد، متغیر ریسک نکول است. این پژوهش به دنبال بررسی اثر ریسک نکول بر توان توضیح مدل ۵ عاملی فاما فرنچ در بازار بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۸ بوده است.

در این پژوهش از دو آماره GRS و معیار میانگین قدر مطلق ضرایب ثابت ($A|\alpha_i|$) برای مقایسه دو مدل ۵ عاملی و ۶ عاملی در ۴ حالت مختلف تعریف متغیر وابسته استفاده شده است. عوامل مدل نیز به صورت تشکیل پرتفوی‌های ۲*۲ بر اساس ۵ عامل اندازه، ارزش، سودآوری، سرمایه‌گذاری و ریسک نکول اندازه-گیری شده‌اند.

اولین نتیجه پژوهش این است که بر اساس آزمون GRS و معیار میانگین قدر مطلق ضرایب ثابت ($A|\alpha_i|$)، توان توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ با توان توضیحی مدل ۶ عاملی شامل متغیر ریسک نکول تفاوت معنی‌داری ندارد. این نتیجه بر خلاف نتایج پژوهش لونکارسکی و اسکوچیر (۲۰۱۸) است. این تفاوت می‌تواند به دلیل تفاوت در شرایط جامعه آماری پژوهش حاضر با پژوهش لونکارسکی و اسکوچیر (۲۰۱۸) باشد. همچنین می‌تواند بیانگر عدم توجه سرمایه‌گذاران داخلی به متغیر ریسک نکول باشد.

نتایج رگرسیون‌های سری زمانی ۳۶ پرتفوی مورد بررسی در این پژوهش بیانگر این است که فقط در ۹ پرتفوی، متغیر ریسک نکول با بازده پرتفوی رابطه معنی‌دار داشته است. ازطرفی این ۹ پرتفوی‌ها از ویژگی مشترک قابل ذکری برخوردار نبوده است و این معنی‌داری به صورت تصادفی است. این خود دلیل دیگری از تأثیر نسبتاً کم ریسک نکول بر توان

توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ در دوره مورد بررسی است.

نتایج همچنین بیانگر این است که متغیر ریسک نکول در ۳۶ پرتفوی بررسی‌شده در این پژوهش در ۲۸ پرتفوی، با بازده پرتفوی رابطه مستقیم دارد که در ۸ پرتفوی این رابطه معنی‌دار است. این می‌تواند بیانگر رابطه مستقیم ریسک نکول و بازده سهام در دوره مورد بررسی باشد. این موضوع مطابق تئوری و نتایج پژوهش واسالو و ژینگ (۲۰۰۴) و چاوا و پوراناناندام (۲۰۱۰) است.

با توجه به نتایج پژوهش که بیانگر عدم تأثیر معنی‌دار متغیر ریسک نکول بر توان توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ است، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود به منظور تشکیل پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری خود همچنان مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ را نسبت به مدل ۶ عاملی همراه با متغیر ریسک نکول، در اولویت قرار دهند؛ اما اگر در تشکیل پرتفوی‌های خود متغیر ریسک نکول را در نظر می‌گیرند، باید توجه کنند که از بین دو سهام که از سایر جنبه‌ها مشابه هستند، احتمال اینکه سهام با ریسک نکول بالاتر بازده بیشتری داشته باشد، بیشتر است. از طرف دیگر به پژوهشگران نیز پیشنهاد می‌شود به منظور تقویت توان توضیحی مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ به دنبال شناسایی سایر عوامل اثرگذار بر بازده سهام باشند.

با توجه به وجود برخی محدودیت‌ها از جمله، پایین بودن تعداد شرکت‌های جامعه و نمونه آماری، دوره زمانی محدود، احتمال تأثیرگذاری نحوه اندازه‌گیری ریسک نکول بر نتایج و برخی متغیرهای خارج از کنترل، توصیه می‌شود نتایج این پژوهش با احتیاط بکارگیری شوند.

فهرست منابع

* ابراهیمی کردلر، علی و محمدی شاد، زهره. (۱۳۹۳). «بررسی رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۱(۱)، ۱۸-۱.
* بابالویان، شهرام و مظفری، مهردخت. (۱۳۹۵). «مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با مدل‌های چهار عاملی کارهارت و q-عاملی HXZ در تبیین بازده سهام». دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۹(۳۰)، ۳۲-۱۷.
* تالانه، عبدالرضا و قاسمی، اکرم (۱۳۸۹). «آزمون تجربی و مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران». فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱۴، ۵-۲۸.
* دولو، مریم و جوادیان، بهاره. (۱۳۹۶). «مومنتوم "زمان بندی بالاترین قیمت ۵۲ هفته": شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران». دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۰(۳۵)، ۶۳-۷۷.
* دولو، مریم و غلامی، زهره. (۱۳۹۷). «آزمون مدل پنج عاملی؛ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران». دانش سرمایه‌گذاری، ۷(۲۶)، ۲۳۶-۲۲۱.
* رمضانی، جواد و کامیابی، یحیی. (۱۳۹۶). «بررسی تاثیر عامل شتاب بر قابلیت توضیح دهندگی مدل پنج عاملی در تبیین بازده سهام». دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۰(۳۶)، ۵۷-۴۵.
* عیوضلو، رضا؛ قهرمانی، علی و عجم، علیرضا. (۱۳۹۵). «بررسی عملکرد مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ با استفاده از آزمون GRS». فصلنامه علمی-پژوهشی تحقیقات مالی، ۱۸(۴)،۷۱۴-۶۹۱.
* مجتهدزاده، ویدا و طارمی، ویدا. (۱۳۸۴). « آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش‌بینی بازده سهام». پیام مدیریت، ۱۷ و ۱۸، ۱۳۲-۱۰۹.
* مقدم، عبدالکریم و تقی ملایی، مصطفی. (۱۳۹۲). «بررسی مدل‌های مالی فالمر و زیمسکی در پیش-بینی ورشکستگی شرکت‌ها»، پژوهش‌های نوین در حسابداری، ۱(۱)، ۲۵-۱۱.
* مهرانی، ساسان؛ کرمی، غلامرضا و سیدحسینی، سید مصطفی. (۱۳۹۶). «تئوری حسابداری (جلد دوم)» چاپ چهارم، تهران، انتشارات نگاه دانش.

* ودیعی، محمدحسین و میراسماعیلی، سیدحسین. (۱۳۹۱). «پیش‌بینی ورشکستگی با استفاده از مدل‌های تحلیل لوجیت اهلسون و تحلیل چندگانه فولمر و مقایسه آن‌ها»، فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۴(۱)، ۱۶۶-۱۴۶.
* هادیان، ریحانه؛ هاشمی، سیدعباس و صمدی، سعید. (۱۳۹۶). «ارزیابی تأثیر سرمایه‌گذاری در عملکرد آینده با درنظرگرفتن سطح محدودیت مالی شرکت». مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۵(۳)، ۱۱۷-۱۳۲.
* Aretz, K., Florackis, C. & Kostakis, A. (2017). "Do Stock Returns Really Decrease With Default Risk? New International Evidence". Management Science, 64(8), 1-22.
* Blanco, B. (2012). "The Use of CAPM and Fama and French Three Factor Model: Portfolios Selection". Public and Municipal Finance, 1(2), 61-70.
* Brennan, M. J., Chorida, T. & Subrahmanyam, A.A. (1998). "Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and the Cross-Section of Expected Stock Returns". Journal of Financial Economics, 49(3). 345-373.
* Cakici, N. (2015). "The Five-Factor Fama-French Model: International Evidence". Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2601662.
* Chava, S. & Purnanandam, A. (2010). "Is Default Risk Negatively Related to Stock Returns?" 23(6), 2523–2559.
* Chen, J. & Hill, P. (2013). "The Impact of Diverse Measures of Default Risk on Uk Stock Returns". Journal of Banking & Finance, 37(12), 5118-5131.
* Denis, D. J. & Denis, D. K. (1995). "Causes of Financial Distress Following Leveraged Recapitalizations". Journal of Financial Economics, 37(1), 129-157.
* Dichev, I. D. (1998). "Is the Risk of Bankruptcy a Systematic Risk?". Journal of Finance, 53(3), 1131–1147.
* Fama, E. F., French, K. R. (1992). "The Cross-section of Expected Stock Returns". Journal of Finance, 47, 129-176.
* Fama, E.F. & French, K.R. (2015). "A Five-Factor Asset Pricing Model". Journal of Financial Economics, 116 (1): 1-22.
* Filipe, S. F., Grammatikos, T. & Michala, D. (2016). " Pricing Default Risk: the Good, the Bad, and the Anomaly". 26, 190-213.
* Gao, P., Parsons, C. A. & Shen, J. (2013). "The Global Relation Between Financial Distress and Equity Returns". Available at SSRN: https://www.semanticscholar.org.
* Garlappi, L., Shu, Tao & Yan, H. (2008), "Default Risk, Shareholder Advantage, and Stock Returns", The Review of Financial Studies, 21(6), 2743-2778.
* Garlappi, L., Yan, H. (2011). "Financial distress and the cross-section of equity returns". Journal of Finance, 66, 789–822.
* Gibbons, M. R., & Ross, S. A., & Shanken, J. (1989). "A Test of The Effciency of A Given Portfplio". Econometrics, 57(5), 1121-1152.
* Hai, L. & Xiao-ping, C. (2008). "Is Default Risk a Systematic Risk of Chinese Stock Markets?", International Conference on Management Science & Engineering, (15th), 1169-1174.
* Lin, J., Wang, M. & Cai, L. (2012). "Are the Fama–French Factors Good Proxies for Latent Risk Factors? Evidence From the of SHSE in China". Economics Letters, 115 (2), 265-268.
* Lončarski, I. & Skočir M. (2018). "Multi-Factor Asset Pricing Models: Factor Construction Choices and The Revisit of Pricing Factors". Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 55. 65-80.
* Qian, J. (2015). An Introduction to Asset Pricing Theory. Available at; www.jhqian.org/apt/apbook; Available Online 4 November 2015.
* Vassalou, M. and Xing, Y. (2004). "Default Risk in Equity Returns". The Journal of Finance, 59(2), 831–868.
* Xu, G., Shao, X. & Wang, X. (2019). "Analytical Valuation of Power Exchange Options with Default Risk", Finance Research Letters, 28(1), 265-274.
* Zabarankin, M., Pavlikov, K., & Uryasev, S. (2014). "Capital Asset Pricing Model (CAPM) With Drawdown Measure".

European Journal of Operational Research, 234(2), 508-517.

یادداشت‌ها

[1] Default Risk
[2] Small Minus Big (SMB)
[3] High Minus Low (HML)
[4] Robust Minus Weak (RMW)
[5] Conservative Minus Aggressive (CMA)
[6] Bankruptcy Minus Safe (BMS)