مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز
دوره‌ی ششم، شماره‌ی دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۳، پیاپی ۶۷/۳، صفحه‌های ۸۷-۱۰۶
(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

بررسی ارتباط بین عامل اندازه، عامل بازار و صرف ریسک بازار (مکمل یا جایگزین) در توضیح تغییرات بازده اضافی پورتفوی

دکتر محسن دستگیر* **مهشید شهرزادی****
دانشگاه آزاد اسلامی واحد مبارکه

چکیده

تمرکز پژوهش‌های اخیر در بازار سرمایه به بررسی عواملی بوده است که بر کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و همچنین بر بازده سهام اثر گذار هستند. در این میان مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) اثر عوامل ریسک را در توضیح تغییرات بازده سهام بهتر نشان می‌دهد. این پژوهش به بررسی ارتباط همزمان بین عوامل ریسک در مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در توضیح تغییرات بازده اضافی پورتفوی می‌پردازد. بدین منظور با بررسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۲- ۱۳۸۹ و با استفاده از روش SUR شواهدی ارایه شد که نشان می‌دهد عامل صرف ریسک بازار و عامل اندازه در توضیح تغییرات بازده اضافی پورتفوی‌های مشابه با یکدیگر، جایگزین و همچنین عامل صرف ریسک بازار و عامل ارزش نیز با یکدیگر رابطه جایگزین دارند. از طرفی یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که عامل اندازه و عامل ارزش مکمل یکدیگر هستند.

واژه‌های کلیدی: بازده اضافی پورتفوی، صرف ریسک بازار، عامل اندازه، عامل ارزش.

---

* استاد گروه حسابداری
** کارشناس ارشد حسابداری (نویسنده مسئول mahshid_shahrzadi@yahoo.com)
تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۳/۱۲ تاریخ پذیرش:۱۳۹۳/۳/۳۱

۱. مقدمه

مطالعات زیادی در مورد رابطه بین ریسک و بازده انجام شده و مدل‌های مختلفی ارائه شده است. مثلاً ویلیام شارپ[۱] (۱۹۶۴)و راس[۲] (۱۹۷۶)به ترتیب مدل‌هایCAPM[۳] و APT[۴] را ارائه نمودند. این مدل‌ها مورد ارزیابی‌های مختلف قرار گرفتند و نتایج آزمون‌ها نشان داد که عوامل مطرح شده در این مدل‌ها به تنهایی نمی‌توانند ارتباط ریسک و بازده را توضیح دهند. سرانجام فاما و فرنچ[۵] با توجه به پژوهش‌های انجام شده قبلی،در سال ۱۹۹۳ مدل سه عاملی فاما و فرنچ راارائه نمودند که به نظر می‌رسد از مدل‌های قبلی موفق‌تر عمل می‌کند (اشراق‌نیا و نشوادیان، ۱۳۸۷). البته کماکان نیز اثر عوامل ریسک بر بازده سهام مورد توجه محققان بسیاری است و مدل‌ها و نظرات متعددی در این باره ابراز می‌گردد.واضح است که بیش‌تر ارزیابی‌ها حول بررسی اثر عوامل ریسک بر بازده سهام و یا افزودن متغیر جدید به مدل‌های موجود و در نهایت مقایسه مدل‌ها با یکدیگر انجام گرفته است. مشخص است که عوامل متعددی می‌تواند وجود داشته باشد که بر بازده سهام اثرگذار بوده و برای پیش‌بینی بازده مورد استفاده سرمایه‌گذاران و سایر ذی‌نفعان قرار گیرد. ولی باید توجه داشت که ممکن است بکار بردن هر یک از این عوامل به طور همزمان اثر منحصر به فردی بر بازده سهام نداشته باشند، به دیگر سخن، ممکن است اثر تعدادی از این عوامل ریسک بر بازده مشابه باشد. بنابراین لزومی ندارد که حتماً در کنار هم به طور همزمان، برای پیش‌بینی بکار روند، زیرا استفاده از یکی از این عوامل به تنهایی نیز همان نتیجه را در پی دارد. در میان پژوهش‌هایی که تا کنون انجام گرفته ارتباط عوامل ریسک با یکدیگر در تبیین بازده سهام هنوز در هاله‌ای از ابهام مانده است. در پژوهش حاضر تلاش برآن است که ارتباط همزمان سه عامل صرف ریسک بازار، عامل ارزش و عامل اندازه را در توضیح تغییرات بازده اضافی پورتفوی‌های مشابه، بررسی کند و مشخص نماید که آیا در پیش‌بینی بازده نیازی هست که هر سه عامل همزمان موردتوجه قرار گیرند.

یافته‌های این پژوهش می‌تواند کمکی باشد به سرمایه‌گذاران تا به انتخاب سبد سهامی مبادرت ورزند که بیشترین عایدی را نصیب آنها نماید. در ادامه این نوشتار نخست به مبانی نظری و پیشینه موجود اشاره شده است. سپس فرضیه‌ها تدوین و متغیرهای پژوهش معرفی شدند. نحوه تجزیه و تحلیل و آزمون فرضیه‌ها نیز بیان شد و در نهایت یافته‌های پژوهش و نتیجه‌گیری حاصل از آن ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. مدل‌های بررسی رابطه بین بازده و عوامل ریسک

مطالعات زیادی در مورد رابطه بین بازده و ریسک انجام شده است. الگوهای مختلفی شبیه الگوی تک عاملی و الگوی چند عاملی در پی برقراری ارتباط بین ریسک و بازده سرمایه-گذاری بوده‌اند. محققینی نظیر ویلیام شارپ، استیفن راس و فاما و فرنچ به ترتیب مدل‌های CAPM، APT و مدل ۳ عاملی را برای بررسی رابطه بین بازده و عوامل ریسک مطرح نموده‌اند.

۲-۲. الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)

با فرض قبول نظریه پورتفوی و مفروضات آن، رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار دارایی‌های مختلف، توسط الگوی تعادلی ریسک و بازده قابل بیان است؛ که معروف‌ترین آنها الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) است. تئوری CAPM ابتدا توسط شارپ (۱۹۶۴) و لینتنر[۶] (۱۹۶۵) مطرح شد. شارپ (۱۹۶۴) با طرح الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدلی تعادلی ارائه نمود که طی آن دارایی‌هایی با بتای بیشتر، بازده مورد انتظار بیشتری خواهند داشت. مدل شارپ که در واقع یک الگوی تک عاملی با عامل بازده بازار است، تلاش در جهت سهولت تعیین ریسک و بازده دارایی‌ها است. سالیان متمادی است که CAPM مدل اصلیِ بخش قیمت‌گذاری دارایی‌ها در دنیای مالی به‌شمار می‌رود. قسمتی از این محبوبیت به دلیل پایهٔ قوی این مدل است که بر نظریه نوین پورتفولیو بنا شده است و قسمت دیگر مرتبط با سادگی آن است. با وجود مدل‌های آلترناتیو ارائه شده، β به عنوان نماینده ریسک غیرسیستماتیک همچنان اعتبار خود را حفظ نموده است (اشراق‌نیا و نشوادیان، ۱۳۸۷).

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به صورت رابطه (۱) است:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i \, (E(R_m - R_f)) \qquad \text{(رابطه ۱)}$$

$E(R_i)$: بازده مورد انتظار.

R_f: نرخ بازده بدون ریسک.

R_m: نرخ بازده بازار.

β_i: معیار ریسک دارایی و یا سهام نسبت به بازار سهام.

از زمانی که CAPM مطرح شد، محققین به این مسئله توجه داشتند که ریسک رانمی-توان تنها با شاخص بازار اندازه‌گیری کرد. بنز[۷] (۱۹۸۱) و رینگانوم[۸](۱۹۸۱) دریافتند که اندازه (ارزش بازار شرکت) اثر قابل ملاحظه بر بازده سهام دارد؛ شرکت‌ها با اندازه کوچک‌تر، بازده‌های بیشتری نسبت به شرکت‌های بزرگتر به‌دست می‌دهند. بنز همچنین در سال ۱۹۸۱ نشان داد که اضافه کردن ارزش بازار حقوق مالکین شرکت به شاخص ریسک سیستماتیک در رگرسیون بین بازده و عامل مذکور موجب می‌شود تا تفاوت بین میانگین بازده سهام شرکت‌ها هر چه بیشتر تشریح شود.

۳-۲. تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT)

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، تنها مدل قیمت‌گذاری اوراق بهادار نیست. یکی از مدل‌های قیمت‌گذاری اوراق بهادار که توسط راس و همکارانش در سال ۱۹۷۶ ارائه شده است تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT) است. این تئوری مانند مدل CAPM رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار را نشان می‌دهد. با این تفاوت که در این تئوری از رویه‌های متفاوتی استفاده می‌شود. تئوری آربیتراژ یک تئوری تعادلی از بازده مورد انتظار برای اوراق بهادار است. در مدل APT بازده دارایی‌ها از دو منبع ناشی می‌شود: یکی منبع عمومی و دیگری منبع منحصر به فرد. عامل منبع عمومی دارای ارزش مورد انتظار صفر است؛ بنابراین، موضوع مربوط به انحراف از ارزش مورد انتظار است و منبع منحصر به فرد بازده (e_i)،متغیر تصادفی است که انتظار می‌رود این عامل هم دارای ارزش مورد انتظار صفر باشد. مدل تک عاملی به صورت رابطه (۲) مطرح می‌شود:

$$R_i = E(R_i) + \beta_i F + e_i \qquad \text{(رابطه ۲)}$$

R_i : بازده واقعی اوراق بهادار i.

$E(R_i)$: بازده مورد انتظار اوراق بهادار i.

β_i: حساسیت بازده اوراق بهادار iبه عامل.

F : انحراف عامل عمومی از ارزش مورد انتظار آن (عامل عمومی یک عامل اقتصاد کلان است و نشان دهنده وقایع وسیع اقتصادی است).

e_i : تأثیر عامل منحصر به فرد بازده سهام (این قسمت از بازده عوامل مشخص شده

غیرمرتبط است).

رابطه (۲) نشان می‌دهد که بازده واقعی اوراق بهادار ترکیبی از بازده مورد انتظار و دو مقدار تصادفی، یکی F قابل استناد به وقایع غیرمنتظره کلان و دیگری e_i قابل استناد به وقایع مشخص شرکت است. بنابراین انحراف بازده واقعی از بازده مورد انتظار را می‌توان به این دو منبع تصادفی بازده که به روی اوراق بهادار تأثیرگذار است نسبت داد. اگر انحرافی از ارزش مورد انتظار برای عامل عمومی و منحصر به فرد وجود نداشته باشد در آن صورت بازده واقعی اوراق بهادار با بازده مورد انتظار آن برابر خواهد بود. تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ توضیح می‌دهد که پورتفوی‌ها می‌توانند به منظور حذف سودهای آربیتراژ شکل گیرند (معامله‌های آربیتراژ هنگامی صورت می‌گیرد که قیمت دارایی یا اوراق بهادار که به صورت همزمان در دو بازار اوراق بهادار خرید و فروش می‌شود، دارای اختلاف باشد و هدف این است که از اختلاف قیمت آن دو بازار استفاده شود). استفاده از تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ متداول‌تر از مدل CAPM است. اگر فقط یک عامل وجود داشته باشد، نتایج استفاده از دو مدل فوق یکسان خواهد بود. مسئله‌ای که در مورد تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ وجود دارد این است که عوامل به طور مشخص تعریف نشده‌اند یا حداقل اطلاعات مربوط به آینده هستند. برای استفاده از مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، لازم است عوامل مربوط به تفاوت میان بازده اوراق بهادار شناخته شود؛ در مقابل در مدل CAPM عوامل از نظر مفهومی شناخته شده هستند.

۲-۴. مدل سه عاملی فاما و فرنچ

در سال ۱۹۹۳ یک مدل جدید قیمت‌گذاری دارایی به نام مدل سه عاملی توسط فاما و فرنچ پیشنهاد گردید و اعتبار و اهمیت مدل CAPM را به چالش کشید. مدل سه عاملی (مدل بهبود یافته CAPM) به نظر می‌رسد میانگین بازده سهام را بهتر از مدل CAPM محاسبه نماید و به همین دلیل از زمان ظهور این مدل، توجه بسیاری به آن شد و موجی از پژوهش‌ها برای اعتبارسنجی آن در حال انجام است. مدل سه عاملی بر خلاف CAPM بر تجربه بنا شده است و از این نظریه که اگر سهام به طور منطقی قیمت‌گذاری شود، ریسک مرتبط با آن چندوجهی است، پیروی می‌کند. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) سه عامل ریسک بازار، ابعاد شرکت و تقسیم ارزش دفتری یک سهم به ارزش بازار را به عنوان عواملی که بازده سهام در بورس

آمریکا را توضیح می‌دهند، برشمردند. فاما و فرنچ پشتوانه‌ای محکم برای رابطه انـدازه و نسـبت ارزش دفتری به ارزش بازار با بازده سهام ارائه نمودند. آنها طی آزمون‌های یگانـه و چندگانـه‌ای که انجام دادند، رابطه‌ای مثبت و بااهمیت بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده سـهام و یک رابطه منفی بین اندازه و بازده سهام یافتند. در واقع آنها نسبت به حساسیت بتا در مـدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ابراز تردید نمودند و دریافتند که عمـدتاً تفـاوت‌هـای بـازده سهام توسط دو عامل اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تشریح می‌شود.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. پژوهش‌های خارجی

جان گریفین[۹] (۲۰۰۲) در پژوهشی با عنوان آیا عامل‌های مدل فاما و فرنچ جهانی است یا مختص یک کشور خاص است، به آزمون مدل فاما و فرنچ در چنـدین کشـور پرداخـت. وی بـه بررسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس کانادا، انگلسـتان و ژاپـن طـی سـال‌هـای ۱۹۸۱ تـا ۱۹۹۵ پرداخت. نتایج پژوهش وی نشان داد که مدل سه عاملی فاما و فـرنچ قابلیـت تعمـیم در سطح جهانی را ندارد و این مدل میانگین بازده در کشور آمریکا را بهتر از سایر کشـورها نشـان می‌دهد. البته توجه به این نکته ضروری است که نتایج این پژوهش به صورت مسـتقیم توانـایی مدل سه عاملی در تعمیم به سطح وسیع‌تر را رد نمی‌کند.

بارتولدی و پییر[۱۰](۲۰۰۵)در پژوهشی با عنـوان بـرآورد بـازده مـورد انتظـار؛ CAPM در مقابل مدل فاما و فرنچ، به مقایسه دو مدل مذکور پرداختند و به دنبال پاسخ‌گویی به این سوال بودند که آیا این دو مدل می‌توانند جواب‌گوی تحلیل‌گران و سرمایه‌گذاران باشند. نتـایج نشـان می‌دهد که مدل سه عاملی فاما و فرنچ نسبت به مدل CAPM بهتر می‌تواند انحـراف بـازده را توجیه کند و شواهد بهتری در اختیار قرار دهد.

آورامـوف و کوریـا[۱۱] (۲۰۰۶) در پژوهشـی بـا عنـوان مـدل قیمـت‌گـذاری دارایـی‌هـا و ناهنجاری‌های بازار مالی، به بررسـی مـدل سـه عـاملی فامـا و فـرنچ بـه عـلاوه عامـل ریسـک نقدشوندگی و بتای متغیر پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که مدل مزبور قادر بـه جـذب اثرات اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ولی ناتوان از جذب اثرات نسبت گردش سـهام و بازدهی گذشته است.

نارایان و ژنگ[۱۲] (۲۰۱۰) در پژوهشی با عنوان عامل ریسک نقدینگی بازار و ناهنجاری‌های بازار مالی، به انجام پژوهشی مشابه مطالعه آواراموف و کوریا (۲۰۰۶) پرداختند. نتایج حاکی از آن است که مدل فاما و فرنچ از میان ۴ عامل بررسی شده تنها قادر به جذب اثر بازدهی گذشته نیست.

موسیلی و همکاران[۱۳] (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان «کیفیت اقلام تعهدی در مقابل کیفیت افشا: مکملند یا جایگزین؟»به بررسی رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و کیفیت افشا با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که مدل سه عاملی فاما و فرنچ تغییرات بازده اضافی پورتفوی را به خوبی نشان می‌دهد. همچنین عامل کیفیت اقلام تعهدی و کیفیت افشا تغییرات بازده اضافی مجموعهٔ مشابهی از پورتفوی را نشان داده و حاوی اطلاعات مشابه و جایگزین یکدیگر هستند.

۲-۳. پژوهش‌های داخلی

مجتهدزاده و طارمی(۱۳۸۵) در پژوهشی با عنوان آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش‌بینی بازده سهام به بررسی عوامل ریسک معرفی شده توسط فاما و فرنچ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که بین صرف ریسک و میانگین بازده سهام رابطه مثبت وجود دارد و چنانچه عامل اندازه با عامل صرف ریسک و یا همراه با دو عامل صرف ریسک بازار و عامل ارزش در نظر گرفته شود ارتباط آن با میانگین بازده سهام مثبت می‌شود. اما در مواردی که عامل اندازه به تنهایی یا به همراه عامل ارزش در نظر گرفته شود با میانگین بازده سهام رابطه معکوس دارد. یافته‌ها حاکی از آن است که مدل فاما و فرنچ مدل مناسبی برای پیش‌بینی بازده سهام است و می‌تواند برای اتخاذ تصمیم‌های بهینه سرمایه-گذاری در ایران نیز مورد استفاده سرمایه‌گذاران قرار گیرد.

قائمی و طوسی (۱۳۸۴) در پژوهشی با عنوان بررسی عوامل مؤثر بر بازده سهام عادی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، به بررسی رابطه بین ریسک و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند .نتایج این پژوهش حاکی از آن است که صرف ریسک بازار با بازده رابطه مثبت و معنادار همچنین اندازه شرکت با بازده سهام نیز رابطه مثبت و معناداری دارد. ولی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با بازده سهام

رابطه معناداری با یکدیگر ندارند.

بیدگلی و شاهسونی (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان ارزیابی توانایی مدل مبتنی بر ویژگی-های سهام در مقایسه با مدل سه عاملی فاما و فرنچ در تبیین اختلاف بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، به بررسی توانایی دو مدل مذکور در تبیین اختلاف بازده سهام پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که صرف ریسک بازار به تنهایی قادر به توضیح رفتار بازده سهام نیست ولی اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به تنهایی قادر به تبیین بازده سهام هستند. ولی چنان‌چه سه عامل در کنار هم باشند قادر به توضیح بازده سهام هستند.

بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان مدل سه عاملی فاما و فرنچ و ریسک نقدشوندگی، به بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ به علاوه معیار ریسک نقدشوندگی بازار پرداختند. نتایج حاکی از معناداری اثر مازاد بازده بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و عدم معناداری عامل نقدشوندگی بازار است.

۴. فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پژوهش‌های انجام شده، مشاهده می‌شود که تاکنون ارتباط بین عوامل ریسک بررسی نشده است؛ بنابراین در این پژوهش می‌توان فرضیه‌ها را به شرح زیر بیان نمود:

فرضیه اول: صرف ریسک بازار، عامل اندازه و عامل ارزش، تغییرات بازده اضافی پورتفوی‌های مشابه را توضیح می‌دهند .

فرضیه دوم: صرف ریسک بازار و عامل ارزشدر توضیح تغییرات بازده اضافی پورتفوی‌های مشابه جایگزین (مکمل) یکدیگرند.

فرضیه سوم: صرف ریسک بازار و عامل اندازه در توضیح تغییرات بازده اضافی پورتفوی‌های مشابه جایگزین (مکمل) یکدیگرند.

فرضیه چهارم: عامل اندازه و عامل ارزش در توضیح تغییرات بازده اضافی پورتفوی‌های مشابه جایگزین (مکمل) یکدیگرند.

۵. متغیرهای پژوهش

۵-۱. متغیر وابسته

متغیر وابسته در پژوهش حاضر بازده اضافی پورتفوی (هر پورتفوی شامل شرکت‌هایی است که از لحاظ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام‌شان و همچنین از نظر ارزش بازار شرکت‌ها مشابه هستند) است.

$R_{it} - R_{ft}$: بازده اضافی پورتفوی

R_{it}: میانگین موزون بازده ماهانه پورتفوی

R_{ft}: بازده ماهانه دارایی بدون ریسک

بازده اضافی پورتفوی از تفاوت میانگین موزون بازده ماهانه پورتفوی و بازده ماهانه دارایی بدون ریسک به دست می‌آید. نرخ اوراق مشارکت سالانه با تضمین دولت به عنوان مبنای بازده بدون ریسک در نظر گرفته شده است (در محاسبه‌ها مقادیر ماهانه استفاده می‌شود).

۵-۲. متغیرهای مستقل

متغیرهای مستقل در این پژوهش به شرح زیر می‌باشند:

$R_{mt} - R_{ft}$: صرف ریسک بازار

R_{mt}: بازده ماهانه پورتفوی بازار

به منظور محاسبه متغیر مربوط به خطرپذیری بازار که صرف ریسک بازار نامیده می‌شود از شاخص کل بازار ماهانه استفاده می‌شود (بازده بازار به صورت شاخص پایان دوره منهای شاخص ابتدای دوره تقسیم بر شاخص ابتدای ماه محاسبه گردید).

SMB: عامل اندازه

تفاوت بین میانگین ماهانه بازده پورتفوی‌های شامل سهام شرکت‌های بزرگ و پورتفوی‌های شامل سهام شرکت‌های کوچک.

HML: عامل ارزش

تفاوت بین میانگین ماهانه بازده پورتفوی‌های حاوی سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پورتفوی‌های حاوی سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به

ارزش بازار پایین.

بـه منظـور محاسـبه متغیرهـای عامـل انـدازه شـرکت و عامـل ارزش لازم اسـتدر ابتـدا شرکت‌های نمونه در این پژوهش براساس ترکیب ارزش بازار شرکت و نسبت ارزش دفتـری بـه ارزش بازار سهام، به ۶ پورتفوی تقسیم‌بندی می‌شوند. طریقه دسته‌بندی پورتفـوی‌هـا بـه روش زیر است (موسیلی و همکاران، ۲۰۱۲):

در پایان هر سال شرکت‌های نمونه براساس ارزش بازار شرکت (انـدازه) مرتـب مـی‌شـوند (ارزش بازار شرکت از طریق ضرب کردن میانگین قیمت سهم طی سال در تعـداد سـهام پایـان دوره شرکت محاسبه می‌شود). سپس براساس آن، شرکت‌های نمونه به دو گـروه بـزرگ (B) و کوچک (S) تقسیم می‌شوند، که هر گروه حاوی ۵۰٪ از شرکت‌های نمونه است. سهام شرکت‌ها نیز در پایان هر سال براساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار مشخص می‌شود (ارزش دفتری از ترازنامه شرکت و ارزش بازار از حاصل‌ضرب میانگین قیمت سـهام شـرکت در طـی سـال در تعداد سهام منتشر شده آن در پایان سال به‌دست می‌آیـد). سـپس سـهام شـرکت‌هـای نمونـه براساس ارزش دفتری به ارزش بازار نیز به سه گروه H(۴۰٪ شرکت‌ها دارای نسبت بالای ارزش دفتری به ارزش بازار)، M(۳۰٪ شرکت‌ها دارای نسبت متوسط ارزش دفتری بـه ارزش بـازار) و L(۳۰٪ شرکت‌ها دارای نسبت پایین ارزش دفتری به ارزش بازار) تقسیم می‌شوند. از تلفیق این دو دسته‌بندی (گروه‌هایSو Bبا گـروه‌هـای L، M و H)، شـش پورتفـوی (S/H، S/M، S/L، B/H، B/M، B/L) حاصل می‌شود.

پس از مشخص شدن پورتفوی‌ها، متغیرهای SMBو HMLطبق تعریفی کـه قـبلاً بیـان شد، به صورت رابطه (۳) و (۴) محاسبه می‌شوند:

$$SMB = \frac{\left(\frac{S}{L}+\frac{S}{M}+\frac{S}{H}\right)}{3} - \frac{\left(\frac{B}{L}+\frac{B}{M}+\frac{B}{H}\right)}{3} \quad \text{(رابطه ۳)}$$

$$HML = \frac{\left(\frac{S}{H}+\frac{B}{H}\right)}{2} - \frac{\left(\frac{S}{L}+\frac{B}{L}\right)}{2} \quad \text{(رابطه ۴)}$$

۶. روش‌شناسی پژوهش

۶-۱. جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش همهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهـادار تهـران در

دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۸۹ است. شرکت‌های مورد بررسی به روش حذف سیستماتیک و براساس معیارهای زیر انتخاب شده است:

۱. دوره‌ی مالی شرکت‌ها مربوط به پایان اسفند ماه هر سال باشد.

۲. شرکت‌ها قبل از سال ۱۳۸۲ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و تا پایان سال ۱۳۸۹ از بورس خارج نشده باشند.

۳. همه اطلاعات مورد نیاز در دسترس باشد.

۴. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ، واسطه‌گری و موارد مشابه نباشند.

با توجه به بررسی‌های انجام شده تعداد ۸۰ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۸۹ حائز شرایط فوق بوده و بررسی شده است.

۲-۶. تجزیه و تحلیل و آزمون داده‌ها

متغیرهای پژوهش حاضر به صورت سری زمانی و ماهانه طی دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۸۹ با استفاده از نرم افزار ایویوز مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند.

مانایی متغیرها توسط آزمون تعمیم یافته دیکی‌فولر و عدم وجود خودهمبستگی متغیرها از طریق آزمون بریوش گادفری بررسی شد. عدم ناهمسانی واریانس نیز با آزمون آرچ ال ام سنجیده شد. همچنین جهت تشخیص وجود همخطی، هر یک از متغیرهای توضیحی روی سایر متغیرهای توضیحی برازش شده و ضریب تعیین آن حساب شد و با ضریب تعیین مدل اصلی مقایسه گشت (شیرین بخش و خوانساری، ۱۳۸۸) نتایج نشان دهنده عدم وجود همخطی بین متغیرها بود.

به منظور پورتفوی‌بندی اصلی برای آزمون فرضیه‌ها در این پژوهش، از همان ۶ پورتفوی به دست آمده برای محاسبه عامل اندازه و عامل ارزش استفاده می‌شود و مدل سه عاملی فاما و فرنچ برای آزمون فرضیه اول و همچنین مدل تعدیل شده فاما و فرنچبه منظورآزمون سایر فرضیه‌ها به شرح زیر برای ۶ پورتفوی ذکر شده برازش می‌شود:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha + b_{it}(R_{mt} - R_{ft}) + h_{it}HML_t + s_{it}SMB_t + \quad it \qquad \text{(رابطه۵)}$$

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha + bh_{it}[(R_{mt} - R_{ft}) + HML_t] + s_{it}SMB_t + \quad _{it} \qquad \text{(رابطه۶)}$$

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha + bs_{it}[(R_{mt} - R_{ft}) + SMB_t] + h_{it}HML_t + it \quad \text{(رابطه۷)}$$

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha + b_{it}(R_{mt} - R_{ft}) + hs_{it}[HML_t + SMB_t] + it \quad \text{(رابطه۸)}$$

به منظور آزمون هر فرضیه، مدل مربوطه به طور همزمان برای هر ۶ پورتفوی به روش SUR[۱۴] برازش می‌شود. بدین صورت معناداری مشترک ضریب‌ها برای هر ۶ پورتفوی تعیین می‌شود و همچنین با کمک آماره F (آزمون والد) معنادار بودن کل مدل‌ها نیز سنجیده می‌شود. به دلیل این‌که روش حداقل مربعات، معناداری ضریب‌ها رگرسیون هر پورتفوی را به طور جداگانه به دستمی داد ولی در این جا نیاز به معنا داری مشترک ضرایب کلیه پورتفوی‌ها در برآورد بود، بنابراین از روش SUR استفاده شد.

ابتدا اثر همزمان عوامل سه‌گانه ریسک در مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بر تغییرات بازده اضافی سهام ارزیابی شد (فرضیه اول). سپس همانند پژوهش موسیلی و همکاران (۲۰۱۲) به منظور افزایش قدرت توضیحی متغیرها و همچنین آزمون سایر فرضیه‌های پژوهش، با جمع دو به دو عوامل ریسک و قرار دادن جمع دو عامل در کنار عامل دیگر در این مدل (ایجاد مدلی دو عامله) و ارزیابی تأثیر همزمان آن بر تغییرات بازده اضافی پورتفوی‌های مشابه، رابطه بین عوامل ریسک مشخص گشت. عامل‌هایی که تغییرات را در مجموعه مشابهی از پورتفوی‌ها توضیح دادند، این‌گونه برداشت می‌شود که حاوی اطلاعات مشابهی هستند و می‌توانند به عنوان جایگزین یکدیگر بکار روند و عامل‌هایی که تغییرات را در مجموعه‌های متفاوتی از پورتفوی‌ها نشان دادند، حاوی اطلاعات متفاوتی هستند و مکمل یکدیگر تلقی می‌شوند.

۷. یافته‌های پژوهش

در نگاره ۱ نتایج حاصل از برازش مدل رابطه ۵ به منظور آزمون فرضیه‌ی اول پژوهش نشان داده شده است.

نگاره ۱: برازش مدل رابطه ۵

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha + b_{it}\,(R_{mt} - R_{ft}) + h_{it}HML_t + s_{it}SMB_t + \varepsilon_{it}$$

پورتفوی	A	b_{it}	h_{it}	s_{it}	ضریب تعیین R^2	$t(\alpha)$	$t(b_{it})$	$t(h_{it})$	$t(s_{it})$	آماره دوربین واتسون
پورتفوی ۱	۱/۲۷	۱۹/۳۰	-۰/۰۴	-۰/۱۱	۰/۳۷	۲/۸۲*	۲/۲۷**	-۲/۶۰**	-۱/۲۲	۱/۹۰
پورتفوی ۲	۰/۱۸	۳/۱۴	-۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۲۱	۳/۳۰*	۳/۲۸*	-۲/۸۲*	۳/۴۰*	۲/۲۷
پورتفوی ۳	۰/۲۷	۳/۴۲	۰/۰۰	-۰/۰۳	۰/۲۰	۳/۵۴*	۲/۳۳**	-۰/۳۷	-۲/۲۴**	۱/۸۹
پورتفوی ۴	۰/۲۱	۲/۵۵	-۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۱۴	۳/۴۸*	۲/۳۹**	-۰/۷۵	۲/۷۴*	۱/۷۶
پورتفوی ۵	۰/۳۱	۲/۷۱	۰/۰۶	-۰/۰۶	۰/۲۸	۳/۷۴*	۱/۰۸۹**	۵/۸۰*	-۴/۴۹*	۲/۲۳
پورتفوی ۶	۰/۴۰	۷/۳۱	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۳۱	۱/۷۴***	۱/۸۶***	۲/۹۴*	۲/۰۵**	۲/۲۴
Chi-Square	-	-	-	-	-	۱۰/۰۹	۵۹/۹۰	۹۱/۹۹	۹۰/۲۴	-
P-Value	-	-	-	-	-	۰/۰۷	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	-

*، ** و *** سطح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪

همان‌طور که در نگاره شماره ۱ملاحظه می‌شود، عامل صرف ریسک بازار $(R_{mt} - R_{ft})$ تغییرات را در ۶ پورتفوی و عامل‌های HML و SMB به ترتیب تغییرات را در ۴ و ۵ پورتفوی نشان می‌دهند.

برای بررسی معناداری کل مدل نیز از آزمون F (آمارهوالد) استفاده شده است. فرض‌های آماری این آزمون به شرح زیر است:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 \\ H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \end{cases}$$

در صورتی که احتمال آماره F از ۰/۰۵ کمتر باشد، فرضیه H_0 پذیرفته نمی‌شود و مدل معنادار است. با توجه به اینکه در تمام موارد احتمال آماره F محاسبه شده در نگاره ۱کمتر از ۰/۰۵ است، فرضیه H_0 در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرفته نمی‌شود. یعنی مدل برازش شده معنادار است. بدین ترتیب فرضیه اول پژوهش حاضر پذیرفته می‌شود. این یافته‌ها مشابه نتایج

پژوهش بارتولدی و پییر (۲۰۰۵)، نارایان و ژنگ (۲۰۱۰) و موسیلی و همکاران (۲۰۱۲) تأیید کننده این مطلب است که متغیرهای مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به طور همزمان تغییرات بازده اضافی پورتفوی را به خوبی توضیح می‌دهند. همچنین مشابه یافته‌های مجتهدزاده و طارمی (۱۳۸۵) و بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۱) مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، مدل مناسبی برای پیش‌بینی بازده سهام است و در ایران نیز می‌تواند مورد استفاده سرمایه‌گذاران قرار گیرد.

در نگاره شماره ۲ نتایج حاصل از برازش مدل رابطه ۶ به منظور آزمون فرضیه‌ی دوم پژوهش نشان داده شده است.

نگاره ۲: برازش مدل رابطه ۶

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha + bh_{it}[(R_{mt} - R_{ft}) + HML_t] + s_{it}SMB_t + \varepsilon_{it}$$

پورتفوی	A	bh_{it}	s_{it}	ضریب تعیین R^2	$t(\alpha)$	$t(bh_{it})$	$t(s_{it})$	آماره دوربین واتسون
پورتفوی ۱	۱/۲۸	-۰/۰۴	-۰/۱۳	۰/۳۴	۲/۹۹*	-۲/۵۲**	-۱/۳۹	۱/۸۹
پورتفوی ۲	۰/۱۹	-۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۱۲	۳/۲۷*	-۲/۶۸*	۲/۹۴*	۱/۹۸
پورتفوی ۳	۰/۲۸	-۰/۰۰	-۰/۰۳	۰/۱۵	۳/۴۶*	-۰/۲۹	-۲/۴۲**	۱/۸۲
پورتفوی ۴	۰/۲۲	-۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۹	۳/۴۹*	-۰/۷۲	۲/۴۵**	۱/۵۹
پورتفوی ۵	۰/۳۲	۰/۰۷	-۰/۰۷	۰/۲۶	۳/۷۷*	۵/۷۲*	-۴/۶۴*	۲/۲۸
پورتفوی ۶	۰/۴۲	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۲۸	۱/۷۹***	۲/۹۰*	۱/۸۵***	۲/۲۰
Chi-Square	-	-	-	-	۱۰/۶۸	۹۱/۷۳	۸۹/۵۲	-
P-Value	-	-	-	-	۰/۰۵	۰/۰۰	۰/۰۰	-

*، ** و *** سطح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪

همان‌طور که در نگاره شماره ۲ ملاحظه می‌شود، عامل$[HML+ (R_{mt}- R_{ft})]$ تغییرات را در ۴ پورتفوی و عاملSMB تغییرات را در ۵ پورتفوی نشان می‌دهد. در نگاره ۱ ملاحظه

گردید که HML تغییرات را در پورتفوی‌های (۱، ۲، ۵ و ۶) نشان می‌دهد در نگاره شماره ۲ نیز عامل [$HML+ (R_{mt}- R_{ft})$] مجدداً تغییرات را در پورتفوی‌های مشابه (۱، ۲، ۵ و ۶) نشان داد.

بنابراین فرضیه دوم این پژوهش مبنی بر جایگزین بودن عامل صرف ریسک بازار با عامل ارزش پذیرفته می‌شود.

در نگاره شماره ۳ نتایج حاصل از برازش مدل رابطه ۷ به منظور آزمون فرضیه‌ی سوم پژوهش نشان داده شده است.

نگاره ۳: برازش مدل رابطه ۷

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha + bs_{it}[(R_{mt} - R_{ft}) + SMB_t] + h_{it}HML_t + \quad _{it}$$

پورتفوی	A	bs_{it}	h_{it}	ضریب تعیین R^2	$t(\alpha)$	$t(bs_{it})$	$t(h_{it})$	آماره دوربین واتسون
پورتفوی ۱	۱/۲۸	-۰/۱۲	-۰/۰۴	۰/۳۴	۲/۹۹*	-۱/۳۶	-۰/۵۵	۱/۸۹
پورتفوی ۲	۰/۱۹	۰/۰۳	-۰/۰۲	۱/۱۲	۳/۲۶*	۲/۹۹*	-۲/۷۳*	۱/۹۸
پورتفوی ۳	۰/۲۸	-۰/۰۳	-۰/۰۱	۰/۱۵	۳/۴۴*	-۲/۳۸**	-۰/۳۳	۱/۸۲
پورتفوی ۴	۰/۲۲	۰/۰۳	-۰/۰۱	۰/۰۹	۳/۴۸*	۲/۴۸**	-۰/۷۶	۱/۵۹
پورتفوی ۵	۰/۳۲	-۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۲۶	۳/۷۶*	-۴/۶۰*	۵/۶۸*	۲/۲۷
پورتفوی ۶	۰/۴۱	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۲۸	۱/۷۸***	۱/۸۷***	۲/۸۷*	۲/۲۰
Chi-Square	-	-	-	-	۱۰/۶۴	۸۹/۵۷	۹۱/۶۸	-
P-Value	-	-	-	-	۰/۰۵	۰/۰۰	۰/۰۰	-

*، ** و *** سطح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪

همان‌طور که در نگاره ۳ ملاحظه می‌شود، عامل [$SMB+ (R_{mt}-R_{ft})$] تغییرات را در ۵ پورتفوی و متغیرهای HML تغییرات را در ۳ پورتفوی نشان می‌دهد. در نگاره ۱ ملاحظه گردید که SMB تغییرات را در پورتفوی‌های (۲، ۳، ۴، ۵ و ۶) نشان داد در صورتی که عامل[$SMB+ (R_{mt}-R_{ft})$] نیز مجدداً تغییرات را در همان پورتفوی‌های مشابه (۲، ۳، ۴، ۵ و

۶) نشان داد. بنابراین فرضیه سوم پژوهش مبنی بر جایگزین بودن عامل صرف ریسک بازار و عامل اندازه پذیرفته می‌شود.

در نگاره شماره ۴ نتایج حاصل از برازش مدل رابطه ۸ به منظور آزمون فرضیه‌ی چهارم پژوهش نشان داده شده است.

نگاره ۴: برازش مدل رابطه ۸

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha + b_{it}(R_{mt} - R_{ft}) + hs_{it}[HML_t + SMB_t] + {}_{it}$$

پورتفوی	A	b_{it}	hs_{it}	ضریب تعیین R^2	$t(\alpha)$	$t(b_{it})$	$t(hs_{it})$	آماره دوربین واتسون
پورتفوی ۱	۱/۲۲	۱۹/۱۷	-۰/۰۷	۰/۳۶	۲/۸۳*	۲/۲۹**	-۲/۰۴**	۱/۸۹
پورتفوی ۲	۰/۲۲	۲/۹۲	۰/۰۱	۰/۱۱	۳/۷۶*	۲/۸۹*	۲/۵۶**	۲/۳۶
پورتفوی ۳	۰/۲۵	۳/۳۹	-۰/۰۱	۰/۱۹	۳/۳۰*	۲/۳۰**	-۲/۷۷*	۱/۸۴
پورتفوی ۴	۰/۲۴	۲/۴۰	۰/۰۱	۰/۱۰	۳/۸۳*	۲/۲۲**	۲/۴۳**	۱/۸۹
پورتفوی ۵	۰/۲۳	۳/۲۱	۰/۰۱	۰/۰۵	/۴۳**	۱/۹۶**	۱/۷۲***	۲/۴۴
پورتفوی ۶	۰/۳۹	۷/۳۰	۰/۰۸	۰/۳۱	***	۱/۸۶***	۶/۴۹*	۲/۲۴
Chi-Square	-	-	-	-	۱۵/۱۳	۵۶/۹۶	۷۱/۷۰	-
P-Value	-	-	-	-	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۰	-

*، ** و *** سطح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪

همان‌طور که در نگاره شماره ۴ ملاحظه می‌شود، عامل[SMB+HML] تغییرات را در ۶ پورتفوی و عامل$(R_{mt}-R_{ft})$ نیز تغییرات را در ۶ پورتفوی نشان می‌دهد. در نگاره ۱عامل HML تغییرات را در پرتفوی‌های ۱، ۲، ۵ و ۶، و عاملSMB تغییرات را در پورتفوی‌های ۲، ۳، ۴، ۵ و ۶ نشان می‌داد. در نگاره ۴عامل [SMB+HML]تغییرات را در تمام ۶ پورتفوی نشان می‌دهد (علاوه بر تغییرات پورتفوی‌های مشترک، تغییرات پورتفوی‌های غیرمشترک را نیز نشان می‌دهد). بنابراین فرضیه چهارم مبنی بر مکمل بودن عامل ارزش و اندازه پذیرفته می‌شود.

۸. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش با استفاده از مدل فاما و فرنچ ارتباط همزمان بین عامل صرف ریسک بازار، عامل ارزش و عامل اندازه در توضیح تغییرات بازده اضافی پورتفوی بررسی شد. بدین صورتمعناداری مشترک ضرایب، با استفاده از روش SUR برآورد شد. نتایج نشان داد که عامل صرف ریسک بازار و عامل ارزش در توضیح تغییرات بازده اضافی پورتفوی‌های مشابه، جایگزین یکدیگرند. بنابراین استفاده‌کنندگان در پیش‌بینی خود صرفاً می‌توانند عامل ارزش را در نظر بگیرند. بکار بردن همزمان عامل ارزش و صرف ریسک بازار اطلاعات افزون‌تری را در اختیار آنها قرار نمی‌دهد. همچنین عامل صرف ریسک بازار و عامل اندازه نیز جایگزین یکدیگر هستند. جایگزین بودن دو عامل صرف ریسک بازار و عامل اندازه نیز به استفاده‌کنندگان این امکان را می‌دهد که تنها از عامل اندازه جهت پیش‌بینی استفاده کنند.

همچنین جمع عامل ارزش و عامل اندازه تغییرات را در تمام ۶ پورتفوی نشان می‌دهند (علاوه بر تغییرات پورتفوی‌های مشترک، تغییرات پورتفوی‌های غیرمشترک را نیز نشان داد)که بیانگر این است که این دو متغیر حاوی اطلاعات متفاوتی بوده و مکمل یکدیگرند. با توجه به نتایج این پژوهش می‌توان این‌گونه بیان نمود که سرمایه‌گذاران حاضر در بورس اوراق بهادار باید به این نکته توجه داشته باشند که اگرچه سه عامل صرف ریسک بازار، عامل ارزش و عامل اندازه می‌توانند حاوی اخبار مهم و محرمانه‌ای در خصوص وضعیت آتی شرکت باشند و باید به آنها در زمان تصمیم‌گیری توجه نمود؛ ولی باید دانست که عامل صرف ریسک بازار اطلاعات متفاوت یا افزون‌تری در اختیار استفاده‌کنندگان قرار نمی‌دهد بنابراین می‌توان از آن صرف نظر کرد ولی به بکارگیری دو عامل ارزش و اندازه به صورت مکمل یکدیگر در توضیح تغییرات بازده اضافی سهام می‌تواند مؤثر باشد.

۹. محدودیت‌های پژوهش

۱- از آنجا که تعداد مشاهده‌ها کم و همچنین قلمرو زمانی این پژوهش کوتاه‌مدت و به صورت سری‌زمانی بود این نتایج از نظر قطعیت برای مشاهده‌های بیش‌تر و قلمرو زمانی بلندمدت جای بحث و بررسی دارد.

۲- اثر تورم بر روی متغیرهای پژوهش تعدیل نشده است.

۳- بازار سرمایه ایران نوپا بوده و تعداد سهامی که در بورس تهران مورد خرید و فروش قرار می‌گیرد در مقایسه با بازارهای سرمایه پیشرفته آمریکا و اروپا بسیار اندک است و این می-تواند بر نتایج پژوهش تأثیرگذار باشد.

۱۰. پیشنهادهایی برای انجام پژوهش‌های آتی

- ارتباط عوامل متعدد دیگر را نیز که به عنوان عوامل ریسک در پژوهش‌های بسیاری معرفی شده‌اند بر روی بازده سهام بررسی گردد.
- این پژوهش می‌تواند در صنایع مختلف و با استفاده از دیگر مدل‌های ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، تکرار شود و با توجه به آن فرضیه‌های این پژوهش بیش‌تر بررسی شود.

یادداشت‌ها

1. William Sharp
2. Ross
3. Capital Asset Pricing Model
4. Arbitrage Pricing Theory
5. Fama & French
6. Lintner
7. Banz
8. Reinganum
9. Giriffin
10. Bartholdy& Peare
11. Avramov & Chordia
12. Narayan & Zheng
13. Mouselli et al.
14. Seemingly unrelated regression

منابع

الف. فارسی

اسلامی بیدگلی، غلامرضا و شاهسونی، داود (۱۳۹۱). ارزیابی توانایی مدل مبتنی بر ویژگی‌های سهام در مقایسه با مدل سه عاملی فاما و فرنچ در تبیین اختلاف بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۸۶. *مطالعات حسابداری و حسابرسی*، ۴ (۱۳)، ۴-۲۱.

اسلامی بیدگلی، غلامرضا و هنردوست، اعظم (۱۳۹۱). مدل سه عاملی فاما و فرنچ و ریسک نقدشوندگی: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران. *فصل‌نامه دانش سرمایه‌گذاری*،

۱ (۲)، ۹۷-۱۱۶.

شیرین‌بخش، شمس‌الله و حسن خوانساری، زهرا (۱۳۸۸). *کاربرد ایویوز در اقتصادسنجی*، تهران، پژوهشکده امور اقتصادی.

قائمی، محمد حسین و طوسی، سعید (۱۳۸۵). بررسی عوامل مؤثر بر بازده سهام عادی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پیام مدیریت*، (۱۸)، ۱۵۹-۱۷۵.

مجتهدزاده، ویدا و طارمی، مریم (۱۳۸۵). آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران. *پیام مدیریت*، (۱۸)، ۱۰۹-۱۳۲.

ب. انگلیسی

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

Banz, R. W. (1981). The relationship between return and the market value of common stocks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14, 421-441.

Bartholdy, J., & Peare, P. (2005).Estimation of expected return: CAPM vs. Fama and French. *International Review of Financial Analysis*, 14, 407-427.

Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the return on stocks and bonds. *Journal of Finance*, 33, 3-56.

Griffin, J. M. (2002). Are the Fama and French factors global or country specific? *The Review of Financial Studies*, 15, 783-803.

Reinganum, M. R. (1981). Misspecification of capital asset pricing empirical anomalies based on earnings yields and market values. *Journal of Financial Economics*, 9, 19-46.

Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11, 9.

Ross, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360.

Sharp, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19, 42-425.

Lintner, J. (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.

Mouselli, S., Jaafar, A., & Hussainey, K. (2012). Accruals quality vis-a-vis disclosure quality: Substitutes or complements? *The British Accounting Review*, 44**,** 36-46

Narayan, P. K., & Zheng, X. (2010). Market liquidity risk factor and financial market anomalies: Evidence from the Chinese stock market. *Pacific Basin Finance Journal*, 18, 509-520.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی