



فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری
سال اول / شماره سوم / پاییز ۱۳۹۱

مطالعه تأثیر راهبردی متغیر ریسک عدم نقدشوندگی، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار

حسین محمدپور زرنندی

فوق دکترای علوم اقتصادی - مدیریت مالی

سیدمحسن طباطبایی مزدآبادی

کارشناس ارشد مدیریت آموزشی، مدرس دانشگاه جامع علمی-کاربردی (نویسنده مسئول و طرف مکاتبه)

mo.tabatabaei@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۱/۴/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۱/۶/۲۵

چکیده

این پژوهش در راستای اهمیت رابطه ریسک و بازده از نظر سرمایه‌گذاران صورت گرفته و در آن به مطالعه تأثیر اندازه سهم و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر مازاد بازده سهام نیز پرداخته شده است. در این تحقیق از متغیرهای SMB, HML, IMV جهت اندازه‌گیری و از روش پورتفولیو جهت کاهش همبستگی متغیرها، استفاده شد. الگوی سری زمانی در این پژوهش ۲ سال کامل بوده و در نهایت نیز تحلیل این سری‌های زمانی بیانگر تأثیرگذار بودن رابطه مثبت بین نسبت عدم نقدشوندگی و مازاد بازده سهام بودند. همچنین از یک مدل ریاضی نیز جهت بررسی این تأثیرگذاری استفاده گردید. در پایان مقاله نیز به بحث و بررسی و ارائه نتایج حاصل از بررسی سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران در این دوره ۲ سال (۱۳۹۰-۱۳۸۹) پرداخته شد.

واژه‌های کلیدی: ریسک عدم نقدشوندگی - مازاد بازده سهام - پورتفوی - بورس اوراق بهادار - همبستگی متغیر.

۱- مقدمه

با توجه به اهمیت مباحث مربوط به ارزشیابی دارایی‌ها در سرمایه‌گذاری می‌توان چنین بیان نمود که ارزش هر دارایی عبارتست از ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی دارایی. هر نوع سرمایه‌گذاری با عدم اطمینان‌هایی مواجه می‌گردد که بازده سرمایه‌گذاری را در آینده مخاطره‌آمیز می‌سازد. بازده سرمایه‌گذاری همان منفعت و سودی است که از یک سرمایه‌گذاری حاصل می‌شود و نرخ تنزیل نشانگر بازدهی از دست رفته تحت شرایط ریسک مساوی ناشی از تحصیل آن دارایی است. بنابراین بازده کل عبارتست از نسبت کل عایدی (ضرر) حاصل از سرمایه‌گذاری در یک دوره معین به مقدار سرمایه‌ای که برای کسب این عایدی در اول همان دوره بکار گرفته و مصرف گردیده است. عایدی یک سرمایه‌گذاری از دو طریق کسب می‌گردد، اول از طریق تغییر در ارزش قیمت اصل سرمایه مصروف مانند قیمت سهام خریداری شده و دوم بر مبنای سودهایی که در نتیجه سرمایه‌گذاری به اصل سرمایه تعلق می‌گیرد مانند سود نقدی سهام. البته بازده مورد انتظار تابعی از میزان ریسک یا نوسان‌پذیری جریان‌های نقدی است. ریسک و بازده مورد انتظار رابطه مستقیم با یکدیگر دارند. هر چه ریسک اوراق بهادار افزایش یابد بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاری نیز افزایش خواهد یافت.

ریسک یک دارایی سرمایه‌ای بدین خاطر است که احتمال کمتر بودن بازده حاصل از دارایی نسبت به بازده مورد انتظار وجود دارد. بنابراین ریسک عبارتست از احتمال تفاوت بین بازده واقعی و بازده پیش‌بینی شده و یا می‌توان گفت ریسک یک دارایی عبارتست از تغییر احتمالی بازده آتی ناشی از آن دارایی.

از نظر ستون و بریگام ریسک یک دارایی عبارتست از تغییر احتمالی بازده آتی ناشی از آن دارایی. ستون و بریگام، ریسک یک دارایی نظیر اوراق بهادار را تغییر احتمالی بازده آتی ناشی از دارایی می‌داند. بنابراین با معیار پراکندگی بازده دارایی، ریسک را می‌توان انحراف معیار نرخ بازده تعریف نمود. پس می‌توان پراکندگی بازده‌های ممکنه از بازده‌های مورد انتظار را با واریانس محاسبه و به عنوان یک معیار از ریسک تلقی نمود.

نیکلز نیز مفهوم ریسک را از ابعاد مختلف مد نظر قرار داده و آن را از نظر مفهومی به دو دسته تقسیم می‌کند. وی معتقد است واژه ریسک به احتمال ضرر، درجه احتمال ضرر و میزان احتمال ضرر اشاره دارد. در این راستا ریسک احتمال خطر، هم احتمال سود و هم احتمال زیان را در بر می‌گیرد. در حالی که ریسک خالص صرفاً احتمال زیان را در بر می‌گیرد و شامل احتمال سود نمی‌شود مانند احتمال وقوع سیل.

تئوریسین‌های مالی عقیده بر این دارند که قیمت دارایی‌ها در قبال رخدادهای اقتصادی عکس‌العمل نشان می‌دهند و تجربیات نیز از این دیدگاه حمایت می‌کنند. اما یک تئوری قانع‌کننده که بر پایه آن بتوان روابط بین بازارهای مالی و اقتصاد کلان را کاملاً در یک جهت مشخص خواند، وجود ندارد. با وجود این قیمت سهام معمولاً در مقابل عوامل خارجی واکنش نشان می‌دهند.

یکی از عوامل مهم و مؤثر بر ریسک دارایی قابلیت نقدشوندگی آن است. هر چقدر یک سهم قابلیت نقدشوندگی کمتری داشته باشد، آن سهم جذابیت کمتری پیدا می‌کند مگر بازده بالاتری عاید دارنده آن نماید. با توجه به ریسک ناشی از تغییرات عدم نقدشوندگی، فراگیری و اهمیت این عامل و جایگاه آن، برای سرمایه‌گذار مشخص می‌شود. زیرا هر سرمایه‌گذار در زمان سرمایه‌گذاری این عامل را در ارزیابی‌های خود به عنوان یکی از معیارهای مهم در نظر می‌گیرد (آشوت و همکاران، ۱۳۸۹).

شواهد تجربی نشان می‌دهد که این عامل در تصمیم‌گیری‌ها نقش مهمی را ایفا می‌کند ولی با وجود تبدیل آن به عاملی عینی و کمی و اندازه‌گیری آن قدمت چندانی ندارد. محققان مالی همواره درصدد یافتن بهترین معیار برای تعریف و تعیین سطح عدم نقدشوندگی دارایی‌های مالی می‌باشند. نسبت عدم نقدشوندگی نشان‌دهنده میزان حساسیت قیمت سهم در مقابل تغییرات هر واحد در حجم معامله آن روز است (میرالز، ۲۰۰۶). از عوامل مؤثر بر ریسک اندازه سهام مختلف است بعبارتی این عامل عبارتست از مابه‌التفاوت میانگین بازده سهام پورتفوی‌های بزرگ و کوچک و عامل ارزش دفتری به ارزش بازار که نشان‌دهنده بازده اضافی ناشی از تغییرات این نسبت در سهام مختلف است بعبارتی این عامل عبارتست از مابه‌التفاوت میانگین بازده سهام پورتفوی‌های با ارزش دفتری به بازار. در تحقیق حاضر هدف اصلی توصیه به سهامداران در خصوص تأثیر عوامل اندازه و نسبت BV/MV بر مازاد بازده سهام است. هدف این پژوهش و کاربرد آن مطرح نمودن تأثیر مثبت ریسک عدم نقدشوندگی بر مازاد بازده سهام برای جامعه سهامداران می‌باشد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۲ مدل سه عاملی β ، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را ارائه نمودند. عامل اول صرف ریسک بازار است که همان عامل β ارائه شده توسط CAMP^۱ می‌باشد. عامل دوم تفاوت میانگین بازده‌های پورتفوی سهام شرکت‌های بزرگ است که به آن عامل اندازه می‌گویند و با SMB^۲ نشان داده شده است. عامل سوم تفاوت بین میانگین بازده‌های پورتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش پایین است که عموماً به آن عامل ارزش می‌گویند و با HML^۳ نشان داده شده است (مجته‌زاده، ۱۳۸۵).

عدم نقدشوندگی عامل پیچیده‌ای است به این علت نمی‌توان به راحتی تعریف جامعی از آن داشت. به همین دلیل در پژوهش برای تخمین عدم نقدشوندگی یک دارایی باید جنبه‌های مختلف از چند معیار را در نظر گرفت. همچنین از آنجا که این مفهوم ابعاد مختلفی دارد نمی‌توان آن را با یک معیار نشان داد (آمیهود، ۲۰۰۲). بنابراین در پاسخ به این سؤال که آیا عدم نقدشوندگی عامل تعیین‌کننده‌ای در بازده مورد انتظار دارایی است یا خیر، معیارهای متفاوتی برای اندازه‌گیری این عامل مورد استفاده قرار گرفته است که نهایتاً مشخص می‌کند که آیا دارایی و بطور اخص سهام کمتر نقدشونده بازده مورد انتظار بالاتری دارد؟

همانطور که پیش‌تر اشاره شد از دیدگاه مالی نقدشوندگی درجه‌ایست که در معاملات بزرگ با حداقل تأثیر بر قیمت سهم و در مدت زمان قابل قبول به انجام می‌رسند. به همین دلیل نمی‌توان یک معیار استاندارد مطلق برای عدم نقدشوندگی تعریف کرد بلکه می‌توان مقیاس‌هایی را ایجاد کرد که مبتنی بر حجم معامله، زمان و هزینه معامله هستند.

فاما و مک بث (۱۹۷۴) به بررسی سهامی که نقش بیشتری در تغییرپذیری شاخص موزون NYSE داشته‌اند، پرداخته و فاما و فرنچ (۱۹۹۵) نیز این موضوع را تجزیه و تحلیل نمودند و مشاهده کردند که در طول ۴۰ سال گذشته سهامی که نقش بیشتری را در تغییرپذیری شاخص موزون دارند، نرخ بازده بیشتری را نیز فراهم نموده‌اند تا جایی که بعد از کنترل اندازه شرکت‌ها، رابطه بین متوسط بازده و بتا، مستقیم و منفی می‌شود. همچنین فاما و فرنچ (۱۹۹۲) پی بردند که بر خلاف بتای سهام که پیش‌بینی‌کننده بسیار ضعیفی از بازده مورد انتظار آتی است، نسبت ارزش دفتری هر سهم به ارزش بازاری آن، پیش‌بینی‌کننده بسیار خوبی است. بدین صورت که سهام با نسبت‌های ارزش دفتری به ارزش بازاری بالاتر، نرخ‌های بازده بیشتری را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌سازند. لیکن این مطلب ضرورتاً در هر دوره کوتاه‌مدت صادق نیست، به بیان دیگر، در بلندمدت انتظار چنین رفتاری را از بازده سهام خواهیم داشت.

چوردیا (۲۰۰۱) معتقد است که یکی از فرضیات منطقی این است که ریسک به تغییرات نقدشوندگی مربوط است و سطح نقدشوندگی بر بازده دارایی مؤثر است. در این تحقیق رابطه بین بازده مورد انتظار سهام و نوسانات فعالیت‌های معاملاتی به عنوان شاخصی برای نقدشوندگی مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین رابطه بین بازده سهام و نوسانات حجم معاملات، با کنترل عواملی از قبیل اندازه و نسبت دفتری به بازار مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که یک رابطه منفی بین بازده سهام و نوسانات حجم معاملات وجود دارد.

آمیهود (۲۰۰۲) نتیجه‌گیری کرده است که عدم نقدشوندگی مورد انتظار بازار دارای رابطه مثبت با بازده پیش‌بینی شده سهام است او در تحقیق خود ادعا نموده که بخشی از بازده مورد انتظار را

می‌توان به‌وسیله عدم نقدشوندگی توضیح داد. معیار عدم نقدشوندگی در این تحقیق نسبت قدر مطلق بازده سهام به حجم معاملات بر حسب دلار است. همچنین او ادعا نموده است که عدم نقدشوندگی تأثیر بیشتری بر سهام شرکت‌های کوچک دارد. همچنین او پیشنهاد کرده است که می‌توان از عوامل کنترلی اندازه و نسبت دفتری به بازار نیز استفاده نمود. نتیجه این تحقیق نشان می‌دهد که عامل عدم نقدشوندگی به عنوان یکی از اجزاء کلیدی قیمت‌گذاری دارایی‌ها باید مورد توجه قرار گیرد.

معیار پاستور و استامبوغ (۲۰۰۳) مبتنی بر رابطه عکس بین نوسانات قیمت و جریان سفارشات است. معیار دوم نقدشوندگی، معیار عمل بازار است که به صورت حساسیت بازده به تغییرات قیمت پیشنهادی خرید و فروش تعریف می‌شود و سرانجام معیار ارائه شده توسط آمیهود قدرمطلق بازده سهام بر حجم معاملات بر حسب یورو می‌باشد. و در نتیجه این تحقیق تجربی نشان می‌دهد که معیار ارائه شده توسط آمیهود به طور معناداری باعث بهبود مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها شده و بر سایر معیارهای نقدشوندگی ارجحیت دارد.

پیکوئریا (۲۰۰۵) معتقد است که فعالیت‌های معاملاتی می‌توانند تغییرات برش عرضی بازده مورد انتظار را توضیح دهند. او در تحقیق خود تأثیر فعالیت‌های معاملاتی بر بازده ماهانه سهام را پس از کنترل عوامل معمولی اثرگذار بر هزینه‌های عدم نقدشوندگی در بازار سهام نیویورک مورد بررسی قرار داده است. شواهد این تحقیق حاکی از وجود یک رابطه بین هزینه عدم نقدشوندگی و اندازه شرکت می‌باشد. همچنین تأثیر سهام شرکت‌های بزرگ که بسیار نقدشونده هستند بر فعالیت‌های معاملاتی بطور آماري و اقتصادی معنی‌دار است. در نهایت این تحقیق فعالیت‌های معاملاتی را به عنوان شاخصی برای نقدشوندگی معرفی می‌کند. همچنین در این تحقیق با استفاده از تئوری پورترفوی ساختگی به بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها پرداخته شده است.

آچارپا (۲۰۰۵) به موضوع مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها با توجه به ریسک نقدشوندگی پرداخته است. آچارپا از نسبت عدم نقدشوندگی در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها استفاده کرده است. نتیجه این تحقیق نشان می‌دهد که بازده مورد انتظار سهام به عدم نقدشوندگی سهام و بازده بازار به عدم نقدشوندگی بازار بستگی دارد. و همچنین در صورتی که سهام دارای بازده، جاری اندک ولی بازده قابل پیش‌بینی آتی بالا باشد دارای نقدشوندگی با ثبات می‌باشد. جینگ چین (۲۰۰۵) به بررسی ریسک در قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازار آمریکا پرداخته است. در این تحقیق در ابتدا به توضیح نقدشوندگی با متغیرهای کلان اقتصادی با دیدگاهی طولانی‌مدت پرداخت و سپس به تأثیر این عامل در قیمت‌گذاری دارایی‌ها توجه شده است. همچنین رویکرد این تحقیق بررسی پورترفوی ساختگی در مدل ۳ عاملی با متغیرهای کنترلی اندازه BV/MV است.

مارتینز نیتو و تاپیا (۲۰۰۵) در بازار اسپانیا نشان دادند که نقدشوندگی سیستماتیک تأثیر بهینه بر رفتار عوامل بازارهای مالی می‌گذارند. بنابراین این تحقیق به بررسی ۳ معیار مهم نقدشوندگی و میانگین بازده در بازار اسپانیا پرداخته است.

ایکپو و نورلی (۲۰۰۵) معیارهای ریسک و بازده را با استفاده از استراتژی پورترفوی سرمایه‌گذاری بر روی بیش از ۶۰۰۰ سهامی که برای اولین بار مورد معامله قرار می‌گرفتند به مدت ۵ سال مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها از معیارهای (BV/MV) و اندازه استفاده کردند و برای تقویت نتایج از عوامل تفاضلی آن‌ها یعنی HML, SMB استفاده نمودند.

بروتولوتی (۲۰۰۶) نشان داد که خصوصی‌سازی تأثیر منفی بر نوسانات شدید قیمتی دارد. همچنین یک رابطه مثبت قوی بین خصوصی‌سازی و نقدشوندگی سهام شرکت‌ها وجود دارد.

دوسکار (۲۰۰۶) مدلی برای بررسی رفتار نقدشوندگی و نوسان‌پذیری قیمت سهام ارائه می‌کند. در این مدل سرمایه‌گذاران تغییرات اخیر قیمت را پیش‌بینی می‌کنند. هنگامی که نوسانات بالا باشد، ریسک بالاست و هنگامی که بازده جاری دارایی‌ها پایین است، نرخ بازده دارایی‌ها نیز پایین است و بازار عدم نقدشونده است. ضمناً عدم نقدشوندگی تقویت‌کننده شوک عرضه است.

مارشال (۲۰۰۶) از جمله محققانی است که در یافتن رابطه دقیق‌تر میان مازاد بازده سهام عادی بازار استرالیا و انواع ریسک در کنار عواملی نظیر ریسک بتا و اندازه و قیمت پیشنهادی خرید و فروش و نرخ گردش از نسبت عدم نقدشوندگی استفاده کرده و نتایج نشان داده‌اند که از میان معیارهای مختلف عدم نقدشوندگی، نسبت ارائه شده توسط آمیهود، مازاد بازده سهام را بهتر توجیه می‌کند.

میدالر (۲۰۰۶) به بررسی عام ریسک عدم نقدشوندگی در بازار سهام اسپانیا در بازه زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۲ پرداخته است. وازالو (۲۰۰۶) نیز که به موضوع ریسک عدم نقدشوندگی و ریسک عدم پرداخت بازده صاحبان سهام می‌پردازد، سه معیار جایگزین نقدشوندگی شامل معیار پاستور، معیار نرخ برگشت و نسبت عدم نقدشوندگی را مورد استفاده قرار داده است. همانگونه که می‌دانیم سهام با نقدشوندگی پایین دارای بازده بالاتری نسبت به سهام با نقدشوندگی بالا است. همچنین این تحقیق بررسی می‌کند که در یک سطح از نقدشوندگی، سهام با ریسک عدم پرداخت بالا، بازده مورد انتظار بیشتری نسبت به سهام با ریسک عدم پرداخت پایین دارد. به علاوه افزودن متغیرهای نقدشوندگی موجب بهبود عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی می‌گردد.

مارشال (۲۰۰۶) به معیارهای نقدشوندگی که براساس مبادلات شکل گرفته‌اند مانند نرخ گردش و یا معیارهایی که براساس سفارشات مستند مانند قیمت پیشنهاد خرید، قیمت پیشنهادی فروش توجه کرده و متوجه تعارض بین معیارهای سنتی نقدشوندگی و معیارهای جدید نقدشوندگی شده و او با جمع‌بندی تحقیقات پیشین به ارائه معیار جدیدی برای نقدشوندگی پرداخت و آن را (WOV) نامید.

۳- روش‌شناسی پژوهش

با توجه به روش‌های دوگانه تبیین فرضیات در تحقیقات مدیریتی شامل استفاده از فنون آماری و استفاده از فنون غیرآماري مانند تحقیق در عملیات (آذر، ۱۳۷۳) تحقیق حاضر با استفاده از فنون غیرآماري صورت گرفته به روش پیمایشی و از نوع کاربردی است.

در واقع تحقیقات کاربردی به دنبال رفع نیازهای بشر، بهینه‌سازی ابزارها، الگوها و ارتقای سطح زندگی انسان‌ها هستند. قلمرو موضوعی این تحقیق شامل مطالعه متغیر ریسک عدم نقدشوندگی و تأثیر آن بر مازاد بازده سهام است. بدین ترتیب که با توجه به فرضیه، متغیرهای تحقیق مشخص شده سپس مازاد بازده ناشی از تغییرات هر یک از این عوامل را محاسبه نموده و با استفاده از مدل پورتفولی سهام تأثیر نقدشوندگی بر مازاد بازده سهام بدست آمده است. سرمایه‌گذاران، علاقه‌مند به کسب سود بیشتر و کاهش ریسک سرمایه‌گذاری‌های خود هستند. به همین دلیل اقدام به تشکیل پرتفوی می‌کنند تا از طریق متنوع کردن سرمایه‌گذاری‌ها ریسک را کاهش دهند یا برای سطح معینی از ریسک، بیشترین بازده را کسب نمایند. با تشکیل پرتفوی، ریسک غیرسیستماتیک حذف می‌شود. ریسک غیرسیستماتیک ریسکی است که سرمایه‌گذار در مقابل تحمل آن انتظار دریافت هیچ پاداشی را ندارد. بنابراین با متنوع کردن سبد سرمایه‌گذاری و تشکیل پرتفوی حذف می‌گردد.

جامعه آماری این تحقیق شامل تمامی شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. از نظر زمانی دوره زمانی این تحقیق یک دوره دو ساله بطور ماهانه به مدت ۲۴ ماه در سال از ابتدای سال ۱۳۸۹ تا پایان سال ۱۳۹۰ می‌باشد. جامعه آماری این تحقیق براساس دو معیار انتخاب گردیده است. اول آن که شرکت‌های مورد نظر از ابتدا تا انتهای دوره تحقیق در عضویت بورس اوراق بهادار باشند و دوم سهام شرکت‌های مورد نظر حداقل ۱۰۰ روز از سال مورد معامله قرار گرفته باشند. که البته این شرط از جمله شروط مهمی است که دانشمندان مبدع شاخص عدم نقدشوندگی نیز بر آن تأکید می‌کند (آمیهود، ۲۰۰۲). از طرفی در نظر گرفتن حداقل روزهای معاملاتی با توجه به شرایط مختلف متفاوت است. متغیر تحقیق با توجه به فرضیه را می‌توان شامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار BV/MV و همچنین مازاد بازده بازار دانست. سپس با استفاده از این متغیرها چنان که شرح داده می‌شود مازاد بازده ناشی از تغییرات این عامل محاسبه خواهد شد و نهایتاً در مدل، مازاد بازده سهام متغیر وابسته و مازاد بازده بازار به همراه متغیرهای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازه سهم متغیرهای مستقل خواهند بود.

منظور از حجم مبادلات یک سهم ارزش کل مبادلات انجام شده بر روی آن سهم در آن روز است. در این تحقیق هر کجا به حجم معاملات اشاره می‌شود منظور حجم مبلغی یا حجم ریالی آن است.

متغیر وابسته این تحقیق مازاد بازده پورتنفوی سهام است که باید ابتدا بازده مورد انتظار اجزایش تعیین گردد تا بازده پورتنفوی بدست آید. لذا در ابتدا بازده سرمایه‌گذاری در سهام با استفاده از رابطه زیر قابل محاسبه است (آشوت و همکاران، ۱۳۸۹).

$$R_{idt} = \frac{(p_t - p_{t-1})}{p_{t-1}}$$

R_{idt} : بازده سهم، i در روز d در ماه t

V_{idt} = حجم معاملات بر روی سهم i در روز d در ماه t

D_{idt} = تعداد روزهای انجام معامله بر روی سهم i در ماه t

p_t = قیمت سهم در پایان دوره t

p_{t-1} : قسمت سهم در ابتدای دوره t

منافع حاصل از مالکیت به شکل‌های مختلفی مانند افزایش سرمایه از محل اندوخته، افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی، تجزیه سهام و تجمیع سهام، به سهامداران پرداخت می‌شود. نرخ بازده در حالت‌های افزایش سرمایه از محل اندوخته و مطالبات و آورده نقدی از رابطه زیر بدست می‌آید (یحیی زاده فر، ۱۳۸۷):

$$r_{it} = \frac{p_t(1 + \alpha + \beta) - (p_{t-1} + c\alpha)}{p_{t-1} + c\alpha}$$

که در آن α : درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی

β = درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته

C = مبلغی اسمی پرداخت شده توسط سرمایه‌گذار بابت افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات. در هنگام تجزیه سهام، شرکت تصمیم به کاهش ارزش اسمی سهم می‌گیرد، که در این صورت تعداد سهام در دست سهامداران به نسبتی که سهام، تجزیه شده است، افزایش می‌یابد و قیمت سهام در بازار نیز به همان نسبت، کاهش خواهد یافت. بازده سهم در چنین شرایطی از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$r_{it} = \frac{sp_t - p_{t-1}}{p_{t-1}}$$

که در آن s تعداد سهام جدید می‌باشد (یحیی زاده فر، ۱۳۸۷).

تجمیع سهامی حالتی است که به دلیل پایین بودن ارزش اسمی، تصمیم به افزایش ارزش اسمی سهام می‌گیرد. تجمیع یا ترکیب سهام، از یک سو باعث کاهش تعداد سهام شرکت و از سوی دیگر باعث افزایش قیمت سهم در بازار می‌شود. با توجه به این که افزایش قیمت سهام، در چنین شرایطی واقعی نبوده و از تجمیع سهام، ناشی شده است. لذا، عامل تعدیل بازده، با علامت منفی در رابطه ظاهر می‌شود:

$$r_{it} = \frac{\left[\left(1 - \frac{1}{z} \right) p_t \right] - p_{t-1}}{p_{t-1}}$$

که در آن Z تعداد سهامی است که طبق مصوبه شرکت، تبدیل به یک سهم شده است (رضا راعی، ۱۳۸۳). بعد از مشخص شدن بازده مورد انتظار سهام، بازده مورد انتظار پورترفوی‌ها به روش میانگین موزون، بازده اجزا با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n E(R_i) * W_i$$

که در آن $E(R_p)$ بازده مورد انتظار پورترفوی، $E(R_i)$ بازده مورد انتظار سهم، n تعداد سهام موجود در یک پورترفوی و W_i نیز درصد وزن سهام از ارزش کل پورترفوی در دوره خاص است. سپس مزاد پورترفوی که در واقع بازده اضافی است که بیش از بازده بدون ریسک از آن دارایی مورد انتظار است محاسبه می‌گردد. معمولاً بازده اوراق بهادار دولتی را به عنوان بازده بدون ریسک در نظر می‌گیرند چرا که از حداقل ریسک برخوردار است. در کشور ما در تحقیقات از بازده اوراق مشارکت دولتی به عنوان بازده بدون ریسک سالانه استفاده می‌شود. سپس آن را به تعداد ماه‌های سال تقسیم می‌کنند تا بازده بدون ریسک ماهانه بدست آید. اندازه سهم نیز با توجه به کلیه تحقیقات انجام شده از رابطه زیر بدست می‌آید (یحیی زاده فرد، ۱۳۸۷).

اندازه سهم در پایان دوره = تعداد سهم × قیمت سهم در پایان دوره

با توجه به این که نیاز است تا در ادامه اندازه سهم در پایان هر ماه و در پایان هر سال در طی دوره مورد مطالعه بدست آید، قیمت سهم به تناسب در پایان ماه یا سال مربوطه مورد نظر می‌باشد. محاسبه مزاد بازده بازار نیز مانند مزاد بازده سهام و پورترفوی است با این تفاوت که در اینجا پورترفوی فراگیر از تمام دارایی‌هاست که در بازار وجود دارند و بنابراین ابتدا باید دارایی‌ها را شناسایی کرد و سپس ارزش

آن‌ها را بدست آورد زیرا در این مورد نیز به سهمی که ارزش هر دارایی از کل ارزش بازار دارد توجه می‌شود. البته از آنجا که شناسایی بازار کار بسیار دشواری است عمدتاً در عمل از شاخص بازار استفاده می‌شود. شاخص بورس اوراق بهادر تهران که به صورت روزانه در اختیار بازار قرار می‌گیرد روند عمومی قیمت‌ها را نشان می‌دهد. علاوه بر آن شاخص بورس تهران به عنوان معیار بازدهی بازار در نظر گرفته می‌شود این شاخص میانگین وزنی از قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران است (یحیی‌زاده فرد، ۱۳۸۷).

نقطه آغازین تحقیقات اقتصادسنجی مدل رگرسیون است که طی آن رابطه‌ای علی، بین متغیر وابسته و متغیر مستقل فرض می‌شود. مدل رگرسیون تغییرات مشاهده شده در متغیر وابسته را توسط تغییرات متغیرهای مستقل، توضیح می‌دهد. رابطه علی بین متغیر وابسته (y) و متغیرهای مستقل (X_1, X_2, \dots, X_N) می‌تواند هر یک از اشکال توابع ضمنی را اختیار و متغیرهای مستقل نماید. مدل رگرسیون چندمتغیره به صورت زیر است (نمازی، ۱۳۸۴):

$$y = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$$

y_i : مشاهده متغیر وابسته می باشد.

X_{ki} : مشاهده برای متغیر X_k

α : ضرایب ساده

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$: ضرایب همبستگی رگرسیون

U_i : جملات اختلال.

در معادله رگرسیون چند متغیره، چنانچه رابطه‌ای میان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل وجود نداشته باشد، باید تمام ضرایب متغیرهای مستقل در معادله، مساوی صفر باشند. با داشتن مدل رگرسیون چند متغیره، قاعده تصمیم‌گیری به صورت زیر است:

$$H_0 = B_1 = B_2 = B_3 = \dots = B_k = 0$$

$$H_1 = B_i \neq 0 \quad i=1, 2, \dots, m$$

(حداقل یکی از آن‌ها غیر صفر است)

اگر در سطح اطمینان ۰/۹۵، آماره F محاسبه شده از معادله رگرسیون بزرگتر از مقدار $F_{\alpha}(K-1, N-K)$ باشد $F > F_{\alpha}(K-1, N-K)$ فرض H_0 رد می‌شود و در غیر اینصورت فرض H_0 پذیرفته می‌شود (نمازی، ۱۳۸۴).

۴- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن

۴-۱- محاسبه شاخص قیمت سهام در بررسی اوراق بهادار تهران

با توجه به این که شاخص قیمت سهام براساس ارزش جاری سهام منتشره محاسبه می‌شود، روند ارزش جاری سهام مشاهده می‌گردد. فرمول استفاده شده در محاسبات شاخص قیمت سهام در بورس تهران، فرمول لاسپیرز می‌باشد که عبارتست از:

$$TEPIX = \frac{\text{ارزش جاری سهام منتشره شرکت‌های پذیرفته شده}}{\text{جاری سهام منتشره شرکت‌های پذیرفته}} \times 100$$

صورت کسر در اصطلاح سرمایه بازار^۴ نامیده می‌شود که در حقیقت از حاصلضرب تک تک سهام منتشره شرکت‌های پذیرفته شده در آخرین قیمت سهام و سپس جمع کل ارزش سهام، بدست می‌آید. مخرج کسر نیز ارزش پایه سهام منتشره را نشان می‌دهد که از حاصلضرب تک تک تعداد سهام منتشره شرکت‌های عضو در قیمت پایه (۱۳۶۹/۱/۱) بدست می‌آید. به عبارت دیگر فرمول محاسبه شاخص بر اساس مفاهیم ریاضی به شرح زیر است.

$$TEPIX = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} \times q_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{io} \times q_{io}} \times \text{base value}$$

=N تعداد شرکت‌های پذیرفته شده

=t زمان محاسبه شاخص

p_{it} = قیمت سهام شرکت رتبه i در زمان t

q_{it} = تعداد سهام منتشره شرکت رتبه i در زمان t

p_{io} = قیمت سهام شرکت رتبه i در زمان ابتدا

q_{io} = تعداد سهام منتشره شرکت رتبه i در زمان ابتدا base value=100

۴-۲- تشکیل پورتفوی سهام

در اینجا روش موجود در تحقیق میرالز (۲۰۰۶) استفاده شده است. لازم بذکر است که این شیوه مربوط به فاما و فرنچ (۱۹۹۲) می‌گردد که در تحقیق حاضر نیز مورد بهره‌برداری قرار گرفته است. فاما

و مک بث (۱۹۷۳) در تحقیق خود بیان داشته‌اند که استفاده از پورتهوی سهام خطای اندازه‌گیری را بسیار کاهش می‌دهد. میرالز (۲۰۰۶) نیز بر مبنای این تحلیل که در تحقیق فاما و فرنچ (۱۹۹۲) نیز بکار رفته است از پورتهوی سهام در تحلیل‌های خود استفاده نموده است. عامل نقد شونده ساختگی از طریق اختلاف بین قدر مطلق میانگین بازده مجموعه پورتهوی‌های دارای عدم نقد شونده و قدر مطلق میانگین بازده مجموعه پورتهوی‌های سهام با نقدشوندگی بسیار زیاد که IMV نامیده می‌شود محاسبه می‌گردد. مزیت این ساختار این است که هر عامل در حالی که اثر عوامل دیگر را کنترل می‌کنند، شکل می‌گیرد. در تحقیق حاضر نیز به استناد این پژوهش‌ها از پورتهوی سهام استفاده گردیده است.

با توجه به این نکته که متغیرهای ریسک عدم نقدشوندگی، نسبت ارزش دفتری و اندازه سهام مستقیماً مورد استفاده قرار نمی‌گیرند می‌باید سه متغیری را که بر مبنای روش فوق و متغیرهای ذکر شده تعیین می‌شوند معرفی کنیم. متغیر SMB یا عامل اندازه^۵ و متغیر IMV یا عامل عدم نقدشوندگی^۶ و متغیر HML یا عامل BV/MV. اما پیش از تعریف این فاکتورها به نحوه تشکیل پورتهوی‌ها در این بخش می‌پردازیم.

همانند میرالز در تحقیق حاضر نیز از پورتهوی سهام جهت کاهش احتمال خطای آزمون سری زمانی استفاده می‌شود. بدین ترتیب که شرکت‌ها براساس متوسط نسبت عدم نقدشوندگی سال t-1 مرتب کرده و سپس آن‌ها را به ۷ دسته که به لحاظ تعداد مساوی هستند تقسیم‌بندی می‌کنیم. بدین معنی که تعداد کل سهام را به ۷ دسته تقسیم کرده، عدد صحیح حاصل را بدون اعشار در نظر می‌گیریم و فقط دسته دهم است که در صورت وجود باقیمانده از دسته‌ها بزرگتر است و اگر تعداد سهام باقیمانده قابل توجه باشد، به طوری که اختلاف اندازه دسته دهم را با دیگر دسته‌ها زیاد کند، باقیمانده را بین دسته‌های اول تا دهم تقسیم می‌کنیم. همچنین شرکت‌ها براساس نسبت عدم نقدشوندگی به سه دسته عدم نقد شونده (I)، نقدشوندگی متوسط (N) و بسیار نقد شونده (V) و براساس اندازه به دو دسته بزرگ (B) و کوچک (S) تقسیم می‌شوند و براساس ارزش دفتری به ارزش بازار به سه دسته زیاد (H)^{۱۱}، متوسط (M)^{۱۲} و کم (L)^{۱۳} تقسیم می‌گردند (یحیی زاده فرد، ۱۳۸۷).

(S,L,V), (S,L,N),(S,L,I), (S,M,V), (S,M,N),(S,M,I),(S,H,V),(S,H,N),
(S,H,I),(B,L,V),(B,L,I), (B,M,V), (B,M,N), (B,M,I), (B,H,V), (B,H,N),(B,H,I)

عامل SMB از تفاوت بین میانگین ساده بازده ۴ پورتهوی ساختگی شرکت‌های کوچک و میانگین ساده ۹ پورتهوی ساختگی شرکت‌های بزرگ (S,L,N), (S,L,V), (B,L,I),(B,L,V), (B,M,V), (S,M,N), (S,M,I),(S,H,V), (S,L,I), (S,M,V), (S,H,I), (S,H,N), بدست می‌آید. عامل HML از

تفاوت بین میانگین بازده ۶ پورتنفوی ساختگی با شرکت‌های با ارزش دفتری به بازار سهام زیاد (B,H,V), (B,H,N), (S,H,I), (B,H,N), (B,H,I) و میانگین ساده بازده ۶ پورتنفوی ساختگی شرکت‌های بسیار نقدشونده (B,H,V), (B,M,V), (B,L,V), (S,L,V), (S,M,V), (S,H,V) و میانگین ساده بازده ۶ پورتنفوی ساختگی شرکت‌های عدم نقدشوند (B,H,I), (B,M,I), (B,L,I), (S,L,I), (S,M,I), (S,H,I) (یحیی زاده فرد، ۱۳۸۷).

به منظور تحلیل اثر هر یک از شاخص‌های معرفی شده در راستای عدم نقدشوندگی بر روی مازاد بازده سهام از روش تحلیلی زیر استفاده شده است. در روش اول تحلیل با استفاده از سری‌های زمانی که ابتدا با رگرسیون‌گیری برای هر پورتنفوی ضرایب مدل را اندازه‌گیری کرده سپس در رابطه با معنی‌دار بودن آن‌ها قضاوت می‌کند و این که بطور کلی مدل تعریفی، مدل مناسبی هست یا خیر در اینجا برای تعدیل مدل از عامل اندازه SMB و عامل عدم نقدشوندگی IMV و عامل BV/MV، HML استفاده شده است (آشوت و همکاران، ۱۳۸۹).

در آن r_{it} مازاد پورتنفوی i ، r_{mt} مازاد پورتنفوی بازار، SMB_t پورتنفوی ساختگی برای عامل اندازه، HML_t پورتنفوی ساختگی برای عامل ارزش دفتری به بازار، IMV_t پورتنفوی ساختگی برای عامل نقدشوندگی، α_i عرض از مبدأ پورتنفوی i و B_{jimv} و B_{jhml} و B_{jimb} و B_{jsmb} و B_{jim} حساسیت نسبت به عوامل ذکر شده می‌باشند.

$$R_{it} = \alpha_i + B_{JM} \times r_{mt} + B_{jsmb} \times SMB_t + B_{jhml} \times HML_t + B_{jimv} \times IMV_t + H_{it}$$

از مدل فوق در ابتدا رگرسیون‌گیری در کل دوره استفاده کرده و نتایجی را بدست آوردیم. برای درک کاملتر تأثیر افزون متغیرهای مربوط به تغییرات اندازه SMB و تغییرات نسبت عدم نقدشوندگی HML , BV/MV , SMB IMV ضرایب رگرسیون در مدل (۱) یکبار بدون این متغیرها اندازه‌گیری شده است تا مشخص شود که تعدیل مدل استاندارد اولیه تا چه میزان به بهبود تعیین رابطه ریسک و بازده سهم، کمک می‌کند، بنابراین از دو مدل و ۷ پورتنفوی موجود با استفاده از سری‌های زمانی ضرایب را اندازه‌گیری می‌کنیم. از این طریق می‌توان نتیجه گرفت که آیا تعدیل مدل واقعاً توانسته است توضیح کاملتری از رابطه ریسک و بازده بدهد یا خیر (یحیی زاده فرد، ۱۳۸۷).

در تحلیل معنی‌دار بودن پارامترهای برآورد شده از تست t استفاده می‌کنیم. بدین ترتیب اگر پس از تعیین t ، محاسبه شده از t جدول بزرگتر باشد ضرایب بدست آمده معنی‌دار خواهد بود. ضریب تعیین (R^2) مدل نشان‌دهنده درصد تغییرات مازاد بازده سهام به متغیرهای وابسته است و این که چه

درصدی به عوامل دیگر بستگی دارد. با استفاده از این نکته در توزیع که اگر F محاسبه شده از F جدول بزرگتر باشد رگرسیون مربوط معنی‌دار خواهد بود، آزموده می‌شود. برای این امر فرضیات زیر را می‌آزماییم.

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- همبستگی متغیرهای مستقل

تشکیل پرتفوی در تخمین متغیرهای IMV, SMB, HML باعث به حداقل رساندن تأثیر این عوامل می‌گردد و چنانچه در جدول شماره یک مشاهده می‌کنیم ضرایب همبستگی SMB, HML مقدار ناچیز ۰/۰۵۴ و ضرایب همبستگی SMB, IMV به مقدار ۰/۰۵۳ و ضرایب همبستگی HML, IMV به مقدار ۰/۰۳۹- می‌باشند که نشان از همبستگی اندک متغیرهای مستقل دارند.

جدول شماره ۱- ضرایب همبستگی متغیرهای مستقل

	RM	SMB	HML	IMV
RM	۱	-۰/۰۳۷۷۹	۰/۲۰۵۷۲۶	-۰/۲۴۲۶۴
SMB	-۰/۰۳۷۶۹	۱	۰/۰۵۴۶۷۹	۰/۰۵۳۸۰۵
HML	۰/۲۰۳۷۲۵	۰/۰۵۴۶۷۹	۱	-۰/۰۴۰۱۱
IMV	-۰/۳۳۲۶۹	۰/۰۵۰۸۷۲	-۰/۳۸۱۲	۱

۵-۲- فرضیه‌ها

۵-۲-۱- آزمون فرضیه اول

فرض پژوهشی اینست که عامل اندازه بر مازاد بازده سهام تأثیر منفی دارد. که فرض آماری آن به شکل ذیل تعریف می‌شود.

$$H_0 : \beta_{smb} \geq 0$$

$$H_1 : \beta_{smb} < 0$$

در تحلیل سری زمانی پرتفوی اول با توجه به جدول شماره یک مشاهده می‌گردد که ضریب SMB در پرتفوی اول (۰/۰۸۴-) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است زیرا احتمال آن در مدل ۰/۰۵ < ۰/۰۱۵۹ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 رد شده و فرض پژوهشی ارتباط منفی بین عامل اندازه با مازاد بازده سهام در این پرتفوی پذیرفته می‌شود. در تحلیل سری زمانی پرتفوی دوم با توجه به جدول شماره یک مشاهده می‌گردد که ضریب SMB در پرتفوی دوم منفی (۰/۰۷۴-) و در سطح

اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است زیرا احتمال آن در مدل $0.062 < 0.05$ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 رد شده و فرض پژوهشی ارتباط منفی بین عامل اندازه با مازاد بازده سهام در این پرتفوی پذیرفته می‌شود. در تحلیل سری زمانی پرتفوی سوم با توجه به جدول شماره یک مشاهده می‌گردد که ضریب SMB در پرتفوی سوم منفی (-0.58) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است زیرا احتمال آن در مدل $0.042 < 0.05$ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 رد شده و فرض پژوهشی ارتباط منفی بین عامل اندازه با مازاد بازده سهام در این پرتفوی پذیرفته می‌شود. در تحلیل سری زمانی پرتفوی چهارم با توجه به جدول شماره یک مشاهده می‌گردد که ضریب SMB در پرتفوی چهارم منفی (-0.24) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است زیرا احتمال آن در مدل $0.02 < 0.05$ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 رد شده و فرض پژوهشی ارتباط منفی بین عامل اندازه با مازاد بازده سهام در این پرتفوی پذیرفته می‌شود. در تحلیل سری زمانی پرتفوی پنجم با توجه به جدول شماره یک مشاهده می‌گردد که ضریب SMB در پرتفوی پنجم منفی (-0.54) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است زیرا احتمال آن در مدل $0.0148 < 0.05$ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 رد شده و فرض پژوهشی ارتباط منفی بین عامل اندازه با مازاد بازده سهام در این پرتفوی پذیرفته می‌شود. در تحلیل سری زمانی پرتفوی ششم با توجه به جدول شماره یک مشاهده می‌گردد که ضریب SMB در پرتفوی ششم منفی (-0.51) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است زیرا احتمال آن در مدل $0.0258 < 0.05$ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 رد شده و فرض پژوهشی ارتباط منفی بین عامل اندازه با مازاد بازده سهام در این پرتفوی پذیرفته می‌شود. در تحلیل سری زمانی پرتفوی هفتم با توجه به جدول شماره یک مشاهده می‌گردد که ضریب SMB در پرتفوی هفتم منفی (-0.049) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نیست زیرا احتمال آن در مدل $0.9953 < 0.995$ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 پذیرفته شده و فرض پژوهشی ارتباط منفی بین عامل اندازه با مازاد بازده سهام در این پرتفوی رد می‌شود.

۵-۲-۲- آزمون فرضیه دوم

فرض پژوهشی دوم اینست که عامل BV/MV بر مازاد بازده سهام تاثیر مثبت دارد. که فرض آماری آن به شکل ذیل تعریف می‌شود.

$$H_0 : \beta_{hml} \leq 0$$

$$H_1 : \beta_{hml} > 0$$

در تحلیل سری زمانی پرتفوی اول با توجه به جدول شماره دو مشاهده می‌گردد که ضریب HML در پرتفوی اول مثبت (1.04) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است زیرا احتمال آن در مدل $0.004 < 0.05$ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 رد شده و فرض پژوهشی ارتباط مثبت بین عامل

BV/MV با مازاد بازده سهام در این پرتفوی پذیرفته می‌شود. در تحلیل سری زمانی پرتفوی دوم با توجه به جدول شماره یک مشاهده می‌گردد که ضریب HML در پرتفوی دوم مثبت (۰.۸۸) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است زیرا احتمال آن در مدل $0.0042 < 0.05$ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 رد شده و فرض پژوهشی ارتباط مثبت بین عامل BV/MV با مازاد بازده سهام در این پرتفوی پذیرفته می‌شود. در تحلیل سری زمانی پرتفوی سوم با توجه به جدول شماره یک مشاهده می‌گردد که ضریب HML در پرتفوی سوم مثبت (۰.۷۰) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است زیرا احتمال آن در مدل $0.0045 < 0.05$ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 رد شده و فرض پژوهشی ارتباط مثبت بین عامل BV/MV با مازاد بازده سهام در این پرتفوی سوم پذیرفته می‌شود. در تحلیل سری زمانی پرتفوی چهارم با توجه به جدول شماره یک مشاهده می‌گردد که ضریب HML در پرتفوی چهارم مثبت (۰.۳۱) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نیست زیرا احتمال آن در مدل $0.004 < 0.05$ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 را نمی‌توان رد کرد و فرض پژوهشی ارتباط مثبت بین عامل BV/MV با مازاد بازده سهام در این پرتفوی پنجم پذیرفته می‌شود. در تحلیل سری زمانی پرتفوی پنجم با توجه به جدول شماره یک مشاهده می‌گردد که ضریب HML در پرتفوی پنجم مثبت (۰.۳۸) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نیست زیرا احتمال آن در مدل $0.0043 < 0.05$ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 را نمی‌توان رد کرد و فرض پژوهشی ارتباط مثبت بین عامل BV/MV با مازاد بازده سهام در این پرتفوی ششم پذیرفته می‌شود. در تحلیل سری زمانی پرتفوی ششم با توجه به جدول شماره یک مشاهده می‌گردد که ضریب HML در پرتفوی ششم مثبت (۰.۵۱) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است زیرا احتمال آن در مدل $0.0018 < 0.05$ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 رد شده و فرض پژوهشی ارتباط مثبت بین عامل BV/MV با مازاد بازده سهام در این پرتفوی هفتم پذیرفته می‌شود. در تحلیل سری زمانی پرتفوی هفتم با توجه به جدول شماره یک مشاهده می‌گردد که ضریب HML در پرتفوی هفتم مثبت (۲.۲۶) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است زیرا احتمال آن در مدل $0.0031 < 0.05$ می‌باشد لذا فرض آماری H_0 رد شده و فرض پژوهشی ارتباط مثبت بین عامل BV/MV با مازاد بازده سهام در این پرتفوی پذیرفته می‌شود.

جدول شماره ۲- تحلیل سری‌های زمانی پورتفوی‌ها

	variable	coefficient	Std.error	t-Statistic	Prob.	R-squared	F-statistic	Prob(F-statistic)
مدل اصلی پورتفوی اول	C	۱.۶۵۵۲۶۹	۰.۵۶۲۷۱۵	۳.۰۸۳۸۳۵	۰.۰۰۲۱			
	RM	۱.۰۵۲۳۴۶	۰.۰۹۷۱۴۸	۱۰.۵۲۲۰۵	۰			
	SMB	-۰.۸۳۶۷۱	۰.۲۵۱۰۰۲	-۲.۲۳۹۴۸	۰.۰۱۵۹			
	HML	۱.۰۴۲۶۶۹	۰.۳۱۵۲۲۱	۲.۸۶۳۴۱۶	۰.۰۰۴			
	IMV	-۱.۳۰۵۸۹	۰.۳۳۴۲۷۳	-۲.۸۸۶۷۹	۰.۰۰۵۹	۰.۵۹۷۳۳۹	۴۸.۸۰۴۵۴	۰
مدل اصلی پورتفوی دوم	C	۱.۷۳۹۸۴۹	۰.۴۳۹۴۸	۳.۵۷۰۸۵	۰.۰۰۰۴			
	RM	۱.۳۴۴۰۳۹	۰.۰۶۰۶۵۴	۱۶.۶۰۷۵۲	۰			
	SMB	-۰.۷۴۰۶۶	۰.۱۵۷۸۸۸	-۲.۵۷۷۵۶	۰.۰۰۶۲			
	HML	۰.۸۸۷۲۹	۰.۲۶۵۷۱۴	۳.۱۷۸۷۹	۰.۰۰۳			
	IMV	-۰.۵۶۴۸	۰.۲۱۲۲۲۱	-۲.۰۱۶۵۵	۰.۰۳۶۶	۰.۶۳۹۲۴۱	۱۰۲.۱۰۴۸	۰
مدل اصلی پورتفوی سوم	C	۱.۴۷۱۳۶۳	۰.۴۱۷۰۳۹	۳.۰۲۳۴۴۲	۰.۰۰۲۶			
	RM	۱.۳۱۰۸۶۷	۰.۰۵۸۵۵۸	۱۷.۵۶۱۸۵	۰			
	SMB	-۰.۵۸۸۴۴	۰.۱۷۲۳۱۵	-۲.۰۳۰۶	۰.۰۴۶۲			
	HML	۰.۷۰۸۵۵۴	۰.۲۲۸۱۳	۲.۶۵۵۵۷۶	۰.۰۰۴۵			
	IMV	-۰.۱۸۶۱۴	۰.۲۰۳۳۴۹	-۰.۵۵۶۵۷	۰.۴۱۹۸	۰.۶۳۱۰۶۵	۸۷.۱۵۸۶۷	۰
مدل اصلی پورتفوی چهارم	C	۱.۱۴۳۸۳۴	۰.۴۳۵۱۸۶	۲.۸۳۷۲۳۵	۰.۰۰۷۷			
	RM	۱.۱۳۸۵۲	۰.۰۶۱۶۱۵	۱۶.۱۳۷۴۶	۰			
	SMB	-۰.۲۴۴۹۷	۰.۱۸۰۴۴۳	-۲.۲۳۶۵۱	۰.۰۲۲			
	HML	۰.۳۰۶۵۸۱	۰.۲۴۹۱۹۲	۰.۶۹۷۰۱۸	۰.۳۲۷۸			
	IMV	-۰.۵۲۸۳۲	۰.۴۱۶۸۷۳	-۲.۱۱۴۴۳	۰.۰۵۱۴	۰.۷۰۲۸۸۳	۸۰.۱۳۸۴۱	۰
مدل اصلی پورتفوی پنجم	C	۱.۱۸۰۳۲	۰.۳۸۹۰۳۶	۲.۸۳۲۸۶۴	۰.۰۰۴۴			
	RM	۱.۱۳۹۱۵۴	۰.۰۵۷۲۱	۱۵.۸۰۰۲۸	۰			
	SMB	-۰.۵۴۵۵۹	۰.۱۴۸۷۳۱	-۲.۳۹۳۰۷	۰.۰۱۴۸			
	HML	۰.۳۷۶۴۱۲	۰.۲۳۳۲۵۱	۱.۸۵۸۵۱۶	۰.۰۴۳۷			
	IMV	-۰.۵۸۲۴۸	۰.۲۸۷۱۸۵	-۲.۱۱۲۱۸	۰.۰۴۰۵	۰.۷۲۱۱۴۶	۸۸.۹۱۰۹۶	۰
مدل اصلی پورتفوی ششم	C	۱.۱۰۳۹۶۱	۰.۳۵۴۵۸۱	۲.۸۴۷۱۸۵	۰.۰۰۴۲			
	RM	۱.۱۲۶۹۱۸	۰.۰۵۳۰۹۱	۱۷.۷۰۳۱۷	۰			
	SMB	-۰.۵۱۳۹۷	۰.۱۵۷۷۷۷	-۲.۳۶۷۳۶	۰.۰۲۵۸			
	HML	۰.۵۱۳۰۰۹	۰.۲۱۸۳۴۴	۲.۱۴۶۶۵۲	۰.۰۱۷۵			
	IMV	-۰.۵۲۴۸۱	۰.۳۰۹۱۶	-۲.۲۲۶۸۳	۰.۰۵۰۱	۰.۸۲۲۴۸۹	۱۰۱.۲۱۲۹	۰

	variable	coefficient	Std.error	t-Statistic	Prob.	R-squared	F-statistic	Prob(F-statistic)
مدل اصلی پورتفوی هفتم	C	۱.۶۷۶۲۵۵	۱.۶۷۲۶۰۶	۰.۸۴۸۵۴۷	۰.۲۴۵۷			
	RM	۱.۷۸۷۸۵۹	۰.۲۱۵۴۰۷	۵.۸۸۵۴۷۸	۰			
	SMB	-۰.۰۰۴۹	۰.۷۳۸۷۵۲	-۰.۱۰۵۸۵	۰.۹۹۵۳			
	HML	۲.۲۶۴۹۶۲	۱.۱۳۱۵۳۵	۲.۱۷۱۷۳۹	۰.۰۳۱۶			
	IMV	۳.۶۰۸۶۳۲	۲.۱۹۵۵۷۶	۳.۵۵۳۹۷۱	۰.۰۰۲۲	۰.۴۱۱۶۷۵	۱۴.۵۱۶۰۲	۰

۶- نتیجه‌گیری و بحث

همانگونه که در قسمت پیشینه تحقیق بیان شد، تحقیقات بسیاری در این زمینه انجام گرفته است. برخی عامل ریسک عدم نقدشوندگی را با توجه به استفاده از عوامل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار بررسی نموده‌اند و برخی دیگر به تعیین عامل عدم نقدشوندگی به عنوان یکی از اجزا مهم در قیمت‌گذاری دارایی، پرداخته‌اند.

در مقابل تحقیق حاضر، ریسک عدم نقدشوندگی را مورد مطالعه قرار داد و بازده سهام را با در نظر گرفتن متغیرهای مزاد بازده بازار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، مورد بررسی قرار داد. در جهت رسیدن به نتایج نیز ابتدا نسبت عدم نقدشوندگی بدست آمد و سپس از یک مدل ریاضی برای نشان دادن تأثیر مزاد بازده بازار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری بر روی مزاد بازده سهام، استفاده شد. همچنین روش استفاده شده در اجرا تحقیق نیز پرتفولیو است.

نتایج حاصل از آزمون فرض دوم به روش سری‌های زمانی برای ۷ پرتفوی مبتنی بر عامل عدم نقدشوندگی طی سالهای ۱۳۸۹ - ۱۳۹۰ نشان داد که افزودن متغیر SMB به مدل موجب افزایش توانایی مدل در تبیین ریسک و بازده در بورس اوراق بهادار تهران می‌گردد. چنانچه در ۶ مورد از ۷ مورد ضریب این متغیر با احتمال بیش از ۹۵ درصد معنی‌دار بوده است. (در بیش از ۸۵ درصد موارد). و با توجه به اینکه همگی ضرایب منفی می‌باشند می‌توان نتیجه‌گیری کرد که همچنان که انتظار می‌رفت تأثیر اندازه سهم بر مزاد بازده آن معکوس است چنانکه هر چه اندازه سهم افزایش یابد مزاد بازده آن کاهش می‌یابد.

نتایج حاصل از آزمون فرض سوم به روش سری‌های زمانی برای ۷ پرتفوی مبتنی بر عامل عدم نقدشوندگی طی سالهای ۱۳۸۹ - ۱۳۹۰ نشان داد که افزودن متغیر HML به مدل موجب افزایش توانایی مدل در تبیین ریسک و بازده در بورس اوراق بهادار تهران می‌گردد. چنانچه در ۵ مورد از ۷ مورد ضریب این متغیر با احتمال بیش از ۹۵ درصد معنی‌دار بوده است. (در بیش از ۷۱ درصد موارد). و با توجه به اینکه همگی ضرایب مثبت می‌باشند می‌توان نتیجه‌گیری کرد که همچنان که انتظار

می‌رفت تأثیر BV/MV سهم بر مازاد بازده آن مستقیم است چنانکه هر چه BV/MV سهم افزایش یابد بازده بازده آن نیز افزایش می‌یابد.

فهرست منابع

- ۱) آشوت، بیادیان و محمد پورزرنندی، حسین و نیکزاد، محمود (۱۳۸۹)، «بررسی تأثیر مولفه‌های اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، زیر چاپ
- ۲) راعی، رضا و تلنگی، احمد (۱۳۸۳)، «مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته»، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاهها.
- ۳) مجتهدزاده، ویدا و طارمی، مریم (۱۳۸۵) آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش بینی بازده سهام، صص ۵-۸.
- ۴) نمازی، محمد؛ رستمی، نورالدین (۱۳۸۴) "بررسی رابطه بین نسبت‌های مالی و نرخ بازده سهام شرکت‌های پذیرنده در بورس اوراق بهادار تهران"، بررسی‌های حسابداری، صص ۱۰۵-۱۲۷
- ۵) یحیی‌زاده فر، محمود و خرم‌دین جواد (۱۳۸۷)، "نقش عوامل نقدشوندگی و ریسک عدم نقد شوندگی بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۱۵، صص ۱۰۱-۱۱۸

- 6) Acharya, V.; Pedersen, L.; (2005). "asset pricing with liquidity risk" journal of financial economics, 77, 375-410.
- 7) Akinwale S.O.; R.O, Abiola, (2007) "A conceptual model of asset portfolio decision making: a case study in developing country, 195-200
- 8) Amihud, Yakov; (2002), "Illiquidity and stock returns: cross-section and time- series effects", journal of financial markets 5, 31-56.
- 9) Avramov, Doron; Tarun, Chordia, and Amit, Goyal; (2006), "liquidity and correlations in individual stock returns", the journal of finance. Vol, lxi, no. 5, 2365-2394
- 10) Bortolotti, Bernardo; Dejong, Frank; Nicodano, Giovanna & Schindele, Ibolya; (2006), "Privatization and stock market liquidity", journal of banking & finance.
- 11) Chan, Howard W. & Faff, Robert W.; (2003), "An investigation into the role of liquidity in asset pricing: Australian evidence". Pacific-basin finance journal 11. 555-572.
- 12) Eckbo, B. espen; Norli, Oyvind; (2005), "liquidity risk, leverage and long- run ipo returns", journal of corporate finance 11. 1-35.
- 13) Getmansky, Mila; Io, Andrew W. & Makarov, Igor; (2004), "An econometric model of serial correlation and illiquidity in hedge fund returns". Journal of financial economics 74, 529-609.

- 14) Haugen, Robert a; (1994), "Modern investment theory", 4d,ed, prentice-hall, inc,175-177.
- 15) Joyce, Micheal; lasaosa, Ana; Tong,Matthew(2010), The financial market impact of quantitative easing,5-20.
- 16) Longstaff, Francis A; (2005) "Asset pricing in markets with illiquid assets", university of California, losangeles- finance area;national bureau of economic research (nber).
- 17) Marcelo, Jose luis; Miralles & Maria, Del mar; Miralles, Quiros;(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.
- 18) Marshall, Ben R; Young, Martin; (2003) "liquidity and stock returns in pure order-driven markets:evidence from the Australian stock market".international review of financial analysis, 12,173-188
- 19) Martinez, Miguel a; Nieto, Be'n; Rubio, Gonzalo.& Tapia, Mikel; (2005),"Asset pricing and systematic liquidity risk: an empirical investigation" 14,81-103.
- 20) Piqueira, Natalia scotto; (2006) "Trading activity, illiquidity costs and stock returns" social science electronic publishing, inc.
- 21) Reilly, Frank; k. & Keith c. Brown; (2000) "Investment analysis & portfolio management".
- 22) Sharp, William F; Gordon J.alexander & Jeffery V, Bailey; (1999), "Investment". prentice-hall, 262-264.

یادداشت‌ها

- 1- Capital Asset Pricing Model (CAPM)
- 2- Small Minus Big
- 3- High Book to Market Minus
- 4- Market capitalization
- 5- Size factor
- 6- Illiquidity factor
- 7- Normal
- 8- Very liquid
- 9- Big
- 10- Small
- 11- High
- 12- Medium
- 13- Low
- 14- Mimicking portfolio