فصلنامه بورس اوراق بهادار شمارهٔ ۱۷ بهار ۹۱ سال پنجم ــ تاریخ دریافت: ۸۹/۰۸/۱۹ ــ تاریخ پذیرش: ۹۰/۰۷/۱۲ ــ ص ۸۵- ۱۰۵

بررسی قیمت‌گذاری صرف نقدشوندگی، اندازه، ارزش و ریسک بازار در بورس اوراق بهادار تهران

حسن قالیباف اصل[۱] / مهدی کریمی[۲]

چکیده

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) تنها ریسکی را که توسط بازار قیمت‌گذاری می‌شود، ریسک سیتماتیک می‌داند. همچنین مدل سه عاملی فاما و فرنچ، علاوه بر شاخص ریسک سیستماتیک نشان می‌دهد که ریسک اندازهٔ شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نیز توسط بازار قیمت‌گذاری می‌شوند. در این تحقیق در کنار سه عامل ریسک که فاما و فرنچ به بررسی آنها پرداخته‌اند، ریسک نقدشوندگی و قیمت‌گذاری آن توسط سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی ۱۳۸۷-۱۳۸۳ با نمونه‌برداری از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار می‌گیرد. یافته‌های تحقیق حاکی ازآن است که تغییرات بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران بوسیلهٔ چهار عامل بازده مازاد بازار، اندازه شرکت، نسبت BE/ME و گردش معاملات سهام در حد نسبتاً قابل قبولی(بطور متوسط ۴۰٪) تبیین می‌شود. همچنین بین بازده مازاد بازار و اندازهٔ شرکت با بازده سهام ارتباط معنی‌داری مشاهده شد. بین نسبت BE/ME و گردش معاملات سهام با بازده سهام ارتباط معنی‌داری مشاهده نشد. به عبارت دیگر تنها عامل ریسک بازار و اندازه شرکت توسط بازار قیمت‌گذاری می‌شوند.

واژگان کلیدی: صرف نقدشوندگی، گردش معاملات سهام، صرف اندازه، صرف ارزش.

طبقه‌بندی موضوعی: G12.

Archive of SID

---

۱. استادیار دانشگاه الزهراء (س).

۲. کارشناس‌ارشد مدیریت مالی دانشگاه علوم اقتصادی.

www.SID.ir

مقدمه و بیان مسئله

نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین کنندهٔ قیمت سهام به شمار می‌رود. یکی از مشهورترین مدل‌هایی که در این زمینه ارائه شده مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. در این مدل تنها ریسک بازار در نظر گرفته شده است ولی در مدل فاما و فرنچ علاوه بر بازده مازاد بازار، اندازهٔ شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهم به عنوان عوامل ریسک در نظر گرفته می‌شوند. لیوو (Liu, 2006) معتقد است که مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ نمی‌توانند صرف‌های نقدشوندگی را بر روی بازده‌های سهام شرح دهند و با وجود آنکه مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ تأثیر بسزایی در تبیین بازده سهام دارند ولی برخی شواهد حاکی از آن است که عامل دیگری به نام نقدشوندگی[1] وجود دارد که از عوامل مؤثر بر بازدهی سهام می‌باشد. بنابراین آنچه به عنوان مسأله مطرح بوده، آن است که مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ به تنهایی قادر به تبیین بازده سهام نیستند. لذا با بررسی متغیرهای مطرح شده در تحقیقات مالی و با الهام از مدل سه عاملی فاما و فرنچ به بررسی قدرت تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوسیله عوامل بازده مازاد بازار، اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نقدشوندگی پرداخته می‌شود. انتظار می‌رود متغیرهای مورد بررسی به ویژه نقدشوندگی سهام در تبیین بازده سهام قدرت بیشتری داشته باشند.

مروری بر پیشینهٔ تحقیق

ریسک و بازدهی همواره با یکدیگر برای تصمیم‌گیری مدنظر قرار می‌گیرند و در حقیقت ریسک و بازدهی دو رکن اصلی تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری می‌باشند. ترینور، شارپ و لینتر جهت رسیدن به قیمت تعادلی برای اوراق بهادار در بازار کارا، مدل CAPM را مطرح کردند (Treynor ,1961; Sharp, 1964 & Linter, 1965). نتایج آزمون‌های تجربی بر روی مدل CAPM نشان می‌دهد که ریسک سیستماتیک به تنهایی توانایی توصیف و تبیین بازده سهام را ندارد. از دههٔ ۱۹۷۰، آزمون‌های مختلفی توسط بلاک، جنسن و شولز(۱۹۷۲)، فاما و مکبث(۱۹۷۳)، بلوم و فرند(۱۹۷۵)، فرانسیس(۱۹۸۳) صورت گرفته که نشان می‌دهند مدل تک عاملی (CAPM) قدرت توصیف و تبیین بازده مورد انتظار را ندارد.

1. Liquidity

Archive of SID

www.SID.ir

فاما و همکاران (Fama, et al., 1993) سه عامل ریسک (بتای) بازار، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را در جهت تبیین بازده سهام مورد ارزیابی قرار دادند که به مدل سه عاملی فاما و فرنچ معروف گردید.

تانگ و همکاران (Tang, at el., 2005) به بررسی ارتباط بین عوامل ریسک و بازده‌ها در بازارهای نوظهور آسیایی می‌پردازند. در این مطالعه مدل سه عاملی فاما وفرنچ در بازارهای نوظهور آسیایی (هنگ کنگ، سنگاپور و تایوان) آزمون شده است. شواهد تجربی مطابق نتایج بررسی شرکت‌های آمریکای است که در آن مدل می‌تواند بیشترین انحرافات میانگین بازده‌ها را توضیح دهد. مهمترین عامل در تبیین بازده در این تحقیق، بازده اضافی بازار می‌باشد. اثر اندازهٔ شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار محدود شده و در بعضی موارد بی‌معنی بوده است.

مارشال و یانگ (۲۰۰۳) به بررسی رابطهٔ بین نقدشوندگی و بازده سهام پرداخته‌اند. معیارهای نقدشوندگی مورد استفاده در این تحقیق شکاف بین قیمت پیشنهادی خرید و فروش و نرخ گردش سهام می‌باشد. آنها در مدل خود از عوامل بازده بازار و اندازهٔ شرکت استفاده نموده‌اند. نتایج تحقیقات نشان می‌دهد که تأثیر عمل اندازهٔ شرکت بر بازده سهام منفی است.

چان و همکاران (Chun, et al.,2003) تأثیر نقدشوندگی دارایی‌ها را در بازار استرالیا با استفاده از معیار نرخ گردش سهام در قیمت‌گذاری دارایی‌ها مورد بررسی قرار داده‌اند. در این تحقیق از داده‌های ماهانه و عوامل کنترلی نظیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازهٔ شرکت و بازده مازاد بازار استفاده نموده‌اند.

چن(Chen, 2005) به بررسی صرف ریسک در قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازار آمریکا پرداخته است. وی در این تحقیق ابتدا به توضیح صرف نقدشوندگی با متغیرهای کلان اقتصادی با دیدگاهی طولانی مدت پرداخته و سپس تأثیر این عوامل را در قیمت‌گذاری دارایی‌ها مورد توجه قرار داده و آنگاه به بررسی پرتفوی‌های ساختگی در مدل سه عاملی فاما و فرنچ با متغیرهای کنترلی نظیر اندازهٔ شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پرداخته است.

بروتولوتی (Bortolotti, 2006) نشان داد که انتشار سهام به عنوان منبع اصلی نقدشوندگی بازار برای خصوصی سازی شرکت‌ها در ۱۹ کشور توسعه‌یافته محسوب می‌شود و با انجام خصوصی‌سازی نقدشوندگی سهام افزایش می‌یابد.

دوسکار (Deuskar, 2006) مدلی را برای بررسی رفتار نقدشوندگی ونوسان پذیری قیمت سهام ارائه داد. در این مدل سرمایه‌گذاران تغییرات اخیر قیمت را برای تغییرات یک دارایی با ریسک

Archive of SID

www.SID.ir

پیش‌بینی می‌کنند. هنگامی که تغییرات آن دارایی بالا باشد، صرف ریسک آن بالاست و بازده جاری آن دارایی پایین می‌آید؛ نرخ بازده دارایی‌های بدون ریسک نیز پایین است و بازار با عدم نقدشوندگی روبرو می‌شود (خرمدین، ۱۳۸۶).

کوی و همکاران (Chui, et al., 1998) دریافتند که اثر اندازه و اثر نقدشوندگی نقش مؤثری در بازده سهام ایفا می‌کنند. اندازه شرکت و نقدشوندگی سهام ارتباط نزدیکی با یکدیگر دارند و جداسازی ارتباط بین این دو اثر کار بسیار دشواری است.

آمیهیود و همکاران (Amihud, et al., 1986) اثر فاصلهٔ بین قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش دارایی‌ها را بر روی قیمت آنها مورد بررسی قرار دادند و مدلی را توسعه دادند که نشان می‌داد دارایی‌های با شکاف بالاتر بازده مورد انتظار بالاتری را بدست می‌آورند و اثر مشتری باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران برای بدست آوردن بازده بالاتر دارایی‌های با شکاف بالاتر را انتخاب کنند.

داتار و همکاران (Datar, et al., 1998) یک آزمون متفاوت از مدل آمیهیود و مندلسون برای نشان دادن اثر نقدشوندگی بر بازده سهام انجام دادند که از نسبت گردش[1] (تعداد سهام معامله شده به تعداد سهام منتشر شده) به عنوان متغیر جایگزین نقدشوندگی استفاده کرده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که نقدشوندگی نقش ویژه‌ای در توضیح اختلاف مقطعی در بازده های سهام بازی می‌کند. همچنین بطور کلی نشان دادند سهام‌های با گردش پایین نسبت به سهام‌های با گردش بالاتر بازده های بالاتری بدست می‌آورند.

روون هورست (Rouwenhorst, 1999) رابطهٔ میان بازده‌های مورد انتظار و گردش معاملات سهام را ملاک قرار می‌دهد و ویژگی گردش را به عنوان عامل داخلی بازده مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هیچ شواهدی دال بر وجود رابطهٔ بین بازده‌های مورد انتظار و گردش سهام وجود ندارد. هر چند، بتا (β)، اندازه، شتاب، ارزش B/M و ارزش E/P رابطهٔ مثبت مقطعی با گردش سهام در بازارهای نوظهور دارند و غیر محتمل به نظر می‌آید که نقدشوندگی بتواند صرف‌های بازده بازارهای نوظهور را توضیح دهد.

لی و همکاران (Lee, et al., 2000) رابطهٔ میان حجم معاملات و بازده‌های مقطعی را مورد بررسی قرار دادند. از میانگین گردش روزانهٔ سهام برای تعریف حجم معاملات استفاده کردند؛ جایی که گردش روزانهٔ سهام، نسبت تعداد سهام معامله شده در هر روز به تعداد سهام منتشر شده در پایان

1. Turnover ratio

Archive of SID

www.SID.ir

آن روز است. آنها در تحقیقات خود به این نتیجه رسیدند که بنگاه‌های با نسبت گردش سهام بالا (پایین) بازده‌های آتی پایین (بالا) بدست می‌آورند.

ایسلی و همکاران (Easley, et al., 2002) از نسبت گردش سهام برای آزمون تجربی مدل آمیهیود و همکاران (Amihud, et al., 1986) استفاده کرده‌اند و مدرک متقاعد کننده‌ای برای اوراق بهادار انفرادی گزارش کردند که بازده مورد انتظار و گردش سهام رابطه معکوس با هم دارند و سرمایه‌گذاران صرفی را برای نگه‌داری سهام‌های با نقدشوندگی پایین مطالبه می‌کنند.

لیوو (Liu, 2006) در مقالهٔ خود نقش ریسک نقدشوندگی را در توضیح بازده مقطعی دارایی‌ها مورد بررسی قرار داده است. نتایج تحقیقات وی نشان می‌دهد که مدل دو عاملی(بازار و نقدشوندگی) در توضیح بازده‌های مقطعی نسبت به CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ بهتر عمل می‌کند.

داتار و همکاران (Datar, et al., 1998) نسبت گردش سهام را که آمیهود و همکاران (Amihud, et al., 1986) پیشنهاد نموده‌اند، بعنوان شاخصی برای نقدشوندگی استفاده کرده‌اند. آنها به این نتیجه رسیدند که نقدشوندگی نقش معنی‌داری در توضیح بازده سهام دارد. همچنین از عواملی کنترلی مانند اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده بازار استفاده نموده‌اند.

مارسلو و همکاران(Marcelo, et al., 2006) عامل ریسک عدم‌نقدشوندگی در بازار سهام اسپانیا را در فاصلهٔ زمانی ۲۰۰۲- ۱۹۹۴ مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها در این تحقیق عامل ریسک عدم‌نقدشوندگی را به مدل سه عاملی فاما و فرنچ اضافه کردند. نتایج نشان می‌دهد که عامل عدم‌نقدشوندگی بعنوان یکی از اجزا کلیدی قیمت‌گذاری دارایی‌ها باید مورد توجه قرار گیرد (خرمدین، ۱۳۸۶).

رابطهٔ بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران نیز در مطالعات متعددی مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین عدم‌نقدشوندگی سهام به عنوان یک عامل ریسک و بازده مازاد سهامداران در بورس اوراق بهادار تهران رابطهٔ معنی‌داری وجود ندارد (سلیم‌پور، ۱۳۸۴).

خرمدین (۱۳۸۶) به بررسی نقش ریسک عدم‌نقدشوندگی، اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده مازاد بازار بر بازده مازاد سهام در بورس تهران پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مستقل چهارگانه با متغیر وابستهٔ تحقیق رابطهٔ معنی‌داری داشته‌اند. بدین معنی که عدم‌نقدشوندگی و اندازهٔ شرکت با بازده مازاد سهام رابطهٔ منفی، اما بازده مازاد بازار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده مازاد سهام رابطهٔ مثبت دارند.

Archive of SID

www.SID.ir

یحیی‌زاده‌فر و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی رابطهٔ نقدشوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج پژوهش مبین وجود رابطهٔ مثبت و معنی‌دار بین ضریب متغیر نرخ گردش و بازده سهام است. این امر ممکن است به دلیل افزایش جذابیت سهام نقدشونده و افزایش تقاضا برای اینگونه سهام باشد.

ادبیات و چارچوب نظری

نقدشوندگی برای سالیان متمادی به عنوان یکی از مهمترین زمینه‌های ایجاد نوآوری مالی شناخته شده است. تاکنون تحقیقات بسیار زیادی در زمینهٔ عوامل تأثیرگذار بر بازده دارایی‌ها صورت گرفته است. نتایج تحقیقات نشان می‌دهد که بازده‌های مورد انتظار سهام، هم به صورت مقطعی وهم در طول زمان با نقدشوندگی رابطهٔ منفی دارند. آمیهیود نشان داد که قسمتی از بازده مازاد سهام، جبرانی برای عدم‌نقدشوندگی مورد انتظار بازار می‌باشد. تحقیقات آمیهیود و مندلسون[1]، برنان[2] و همکاران، داتار[3] و همکاران، ژاکوبی[4] و همکاران، آمیهیود و بن مارشال[5] همگی حکایت از رابطهٔ منفی میان نقدشوندگی و بازده مورد انتظار دارایی‌ها دارند. مطالعات نشان می‌دهند که نقدشوندگی یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاران در انتخاب پرتفوی می‌باشد. بنابراین سرمایه‌گذاران عقلایی به صرف ریسک بالاتری برای نگه‌داری اوراق بهادار با نقدشوندگی پایین نیاز دارند و عملاً به هنگام تشکیل پرتفوی خود، میزان نقدشوندگی آنها را مد نظر قرار می‌دهند. ولی با این وجود، توجه نسبتاً کمی به معیار نقدشوندگی در فرآیند تشکیل پرتفوی شده است. لیوو[6] نقدشوندگی را به صورت زیر تعریف نموده است: «نقدشوندگی دارایی‌ها عبارت است از توانایی معامله سریع حجم بالایی از اوراق بهادار با هزینه پایین و تأثیر قیمتی کم». تأثیر قیمتی کم به این معنی است که قیمت دارایی در فاصلهٔ میان سفارش تا خرید، تغییر چندانی نداشته باشد. نقدشوندگی، یک معیار چند بعدی است و از آنجا که هنوز معیار منحصر به فردی وجود ندارد که بتواند تمام ابعاد نقدشوندگی را پوشش دهد، لذا به ناچار از چندین معیار مجزا که هر یک بیانگر یک بعد از نقدشوندگی است، استفاده می‌گردد. تاکنون متغیرهای جایگزین بسیاری برای نقدشوندگی معرفی شده‌اند که از آن جمله می‌توان به ارزش معامله،

1. Amihud&Mendelsom
2. Bernan
3. Datar
4. Jacoby
5. Ben marshall
6. Liu

Archive of SID

www.SID.ir

تعداد معامله، حجم معامله، گردش معاملات سهام[1] و تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش اشاره نمود. داتار و همکاران دو مزیت استفاده از گردش معاملات سهام به عنوان متغیر جایگزین را عنوان کردند. اول مبانی نظری قوی و محکمی دارد و دوم، یافتن داده‌های گردش معاملات سهام نسبتاً آسان است. همچنین باید متذکر شد که بدست آوردن داده، جهت محاسبهٔ تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش[2] با توجه به امکانات سیستم بورس اوراق بهادار تهران بسیار مشکل است (اسلامی بیدگلی و سارنج، ۱۳۸۷).

با توجه به اقدامات انجام شده در سال‌های اخیر در جهت ایفای نقش کارآمد بازار سرمایه در نظام مالی کشور و بالا رفتن دانش کارشناسان و تحلیلگران مالی، انتظار می‌رود متغیرهای مورد بررسی به ویژه عامل نقدشوندگی در تبیین بازده سهام قدرت بیشتری داشته باشند.

فرضیه‌های تحقیق

الف) بین بازده اضافی پرتفوی و بازده مازاد بازار ($R_m - R_f$) رابطهٔ معنی‌دار وجود دارد.

ب) بین بازده اضافی پرتفوی و اندازهٔ شرکت (صرف اندازه) رابطهٔ معنی‌دار وجود دارد.

ج) بین بازده اضافی پرتفوی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (صرف ارزش) شرکت رابطهٔ معنی‌دار وجود دارد.

د) بین بازده اضافی پرتفوی و گردش معاملات سهام (صرف نقدشوندگی) شرکت رابطهٔ معنی‌دار وجود دارد.

متغیرهای تحقیق

در این تحقیق بازده ماهانهٔ پرتفوی‌ها بعنوان متغیر وابسته و بازده مازاد بازار، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و گردش معاملات سهام به عنوان متغیرهای مستقل انتخاب شده‌اند. در تعریف متغیرهای مستقل و وابسته از روش بکار رفته در مدل سه عاملی فاما و همکاران (Fama, et al., 1993) استفاده شده است. بازده سهام مجموع بازده حاصل از تغییرات قیمت سهام و منافع حاصل از مالکیت (سود تقسیمی، سهام جایزه و....) در طی سال می‌باشد. بازده مازاد بازار عبارت است از تفاوت بین بازده بازار و بازده بدون ریسک (R_m-R_f). بازده بازار متوسط نرخ بازدهی است که در نتیجهٔ معاملات سهام در بورس اوراق بهادار تهران کسب می‌شود. شاخص‌های مختلفی از قبیل کل قیمت،

1. Stock turnover
2. Bid–Ask spread

Archive of SID

www.SID.ir

شاخص بازده نقدی، شاخص بازده نقدی و قیمت برای محاسبه بازده بازار وجود دارند. اندازهٔ شرکت به وسیلهٔ ضرب کردن تعداد سهام پایان دورهٔ شرکت در میانگین قیمت سهم در طی آن سال محاسبه می‌گردد. نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار از حاصل تقسیم ارزش دفتری سهام شرکت در پایان سال مالی بر ارزش بازار سهام شرکت در پایان سال به دست می‌آید. از آنجایی که پایان سال مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان اسفند ماه می‌باشد، لذا ارزش از تقسیم ارزش دفتری شرکت بر ارزش بازاری شرکت در پایان سال محاسبه می‌گردد. از گردش معاملات سهام که به صورت نسبت سهام معامله شده در طول یک دوره به تعداد سهام منتشر شده درپایان همان دوره تعریف می‌شود که به عنوان معیار اندازه‌گیری نقدشوندگی استفاده می‌شود. شایان ذکر است که در تحقیق حاضر از شاخص بازده نقدی و قیمت (TEDPIX) به عنوان متغیر جایگزین پرتفوی بازار و از نرخ سود تضمین شدهٔ اوراق مشارکت به عنوان متغیر جایگزین نرخ بازده بدون ریسک استفاده شده است. نرخ‌های بازده اوراق مشارکت در سال‌های تحقیق از طریق مراجعه به گزارش‌های اقتصادی و ترازنامهٔ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در سال‌های تحقیق (۸۳ تا ۸۷) بدست آمد. این نرخ در سال ۸۳، ۱۷ درصد در سال‌های ۸۴ تا۸۷، ۱۵/۵ درصد می‌باشد.

جامعه و نمونهٔ آماری تحقیق

جامعهٔ آماری این تحقیق را کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته شدهٔ بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی فروردین ۱۳۸۳ لغایت فروردین ۱۳۸۷ تشکیل می‌دهد. تعداد نمونهٔ مورد مطالعه در این تحقیق، مشتمل بر ۶۸ شرکت، با استفاده از روش غربال بر اساس معیارهای زیر انتخاب شده‌اند:

۱. شرکت‌هایی که دارای سال مالی یکسان بوده و منتهی به ۱۲/۲۹ باشد.

۲. شرکت‌های واجد شرایط برای بررسی نباید در طی دوره مورد بررسی دارای ارزش دفتری (BE) منفی باشند.

۳. شرکت‌هایی که در طی دورهٔ مورد بررسی نماد معاملاتی آنها بیش از ۳ ماه بسته نشده باشد.

۴. تحقیق برای شرکت‌های غیرمالی انجام می‌شود؛ لذا شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و هلدینگ از جامعهٔ آماری حذف می‌شوند، زیرا ارزش این شرکت‌ها تابع تغییرات و ترکیب پرتفوی آنها است. شرکت‌های داخل صنعت واسطه‌گری مالی در بورس دارای پرتفوی همگن نیستند. بنابراین عامل صنعت بر روی آنها اثری ندارد.

۵. شرکت‌هایی که در طی دورهٔ مورد بررسی زیان ده نباشند. به عبارتی EPS منفی نداشته باشند.

Archive of SID

www.SID.ir

۶. آخرین شرط اعمال شده برای تعیین نمونه مورد بررسی، انتخاب شرکت‌هایی بوده که از اول فروردین سال ۱۳۸۳ تا پایان اسفند ۱۳۸۷ در هر سال حداقل ۵۰ روز معاملاتی داشته باشند.

برای حساب بازده ماهانهٔ سهام و متغیرهای مستقل تحقیق از بانک اطلاعاتی تدبیرپرداز و ره‌آوردنوین استفاده شده است. شایان ذکر است که برای آزمون فرضیه‌ها، تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها از نرم‌افزارهای Excel، SPSS، Eviews استفاده شده است.

روش تحقیق

در این تحقیق از روش تجزیه و تحلیل عوامل ریسک (SMB، HML وIML) استفاده شده است. برای انجام این تجزیه و تحلیل از روش بلک و همکاران (Belek, et al., 1972) استفاده می‌کنیم. بر مبنای این روش‌شناسی عوامل ریسک فوق ایجاد شده و سپس این عوامل به عنوان متغیر مستقل برای تجزیه و تحلیل رگرسیون استفاده می‌شوند. در مطالعات مختلف برای مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، از این رویکرد به طور موفقی استفاده شده است. لازم به ذکر است، در این تحقیق ابتدا از رویکرد فاما و همکاران (Fama, et al., 1993) برای ایجاد متغیرهای وابسته‌ای که در رگرسیون عوامل ریسک استفاده می‌شوند، بکار برده شده‌اند.

در پایان هر سال، تمام شرکت‌ها براساس اندازه رتبه بندی می‌شوند و سپس از شرکت میانی بمنظور تقسیم سهم‌ها به دو دسته، استفاده می‌شود. گروه اول شامل سهم‌هایی که ارزش بازاری آنها کمتر از حد میانه است و گروه دوم شامل سهم‌هایی است که ارزش بازاری آنها بزرگتر از حد میانه می‌باشد. براساس مدل فاما و فرنچ و با توجه به نسبت BE/ME، شرکت‌ها رتبه‌بندی و به سه دستهٔ پایین، متوسط و بالا طبقه‌بندی گردیده‌اند. در این راستا، ۳۰٪ کمترین رتبه‌ها مربوط به شرکت‌های پایین، ۴۰٪ مربوط به شرکت‌های متوسط و ۳۰٪ مربوط به شرکت‌های بالا است. همچنین مطابق مدل فاما و فرنچ و با توجه به گردش معاملات سهام شرکت‌ها از بالا به پایین طبقه‌بندی می‌شوند. در این راستا شرکت‌هایی که گردش معاملات سهام آنها در ۳۰٪ بالاتر باشد به عنوان گردش معاملات سهام بالا(L)، ۴۰٪ میانه به عنوان پرتفوی متوسط(M) و سهام‌هایی که گردش معاملات سهام آنها در ۳۰٪ پایین‌تر است به عنوان گردش معاملات سهام پائین(I) در نظر گرفته می‌شوند.

Archive of SID

www.SID.ir

تشکیل پرتفوی‌ها بر اساس عوامل SMB و HML

بعد از طبقه‌بندی سهام شرکت‌ها بر اساس دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سهام‌ها را به شش پرتفوی که از ترکیب دو گروه اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام می‌باشد، طبقه‌بندی می‌کنیم. توجه داشته باشید که تعداد شرکت‌ها در هر گروه متفاوت خواهد بود.

$S/L_{(BE/ME)}$، $S/M_{(BE/ME)}$ و $S/H_{(BE/ME)}$: شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و به ترتیب دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین، متوسط و بالا می‌باشند.

$B/L_{(BE/ME)}$، $B/M_{(BE/ME)}$ و $B/H_{(BE/ME)}$: شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و به ترتیب دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین، متوسط و بالا می‌باشند.

متغیرهای SMB، HML و IML سبدهای با میزان سرمایه‌گذاری صفر[1] هستند و حساسیت آنها نسبت به یک عامل بالقوهٔ ریسک، به وسیلهٔ متغیری که بر اساس آن شکل گرفته‌اند نشان داده می‌شود. به صورت خاص‌تر اینکه یک سبد مبنا با خرید سهم‌هایی با مقدار بالای ریسک و فروش سهم‌هایی با مقدار پایین ریسک ساخته می‌شود.

ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای مستقل

قبل از انجام تجزیه و تحلیل رگرسیون، ابتدا باید همبستگی بین متغیرهای مستقل بررسی شود. با استخراج ضرایب همبستگی بین مقادیر ماهانهٔ سه متغیر SMB، HML و IML باید وجود همبتگی بالا بین آنها مورد آزمون قرار گیرد. با مسجل شدن همبستگی پایین بین این سه متغیر قسمت اصلی تجزیه وتحلیل رگرسیون انجام می‌پذیرد(جدول ۱).

1. Zero investment

Archive of SID

www.SID.ir

جدول(۱): ماتریس ضرایب همبستگی ماهانه بین متغیرها

IML	HML	SMB	MKT		
-.027	-.216	.030	1	Pearson Correlation	MKT
.841	.097	.821		Sig. (2-tailed)	
60	60	60	60	N	
-.010	-.433(**)	1	.030	Pearson Correlation	SMB
.940	.001		.821	Sig. (2-tailed)	
60	60	60	60	N	
-.138	1	-.433(**)	-.216	Pearson Correlation	HML
.292		.001	.097	Sig. (2-tailed)	
60	60	60	60	N	
1	-.138	-.010	-.027	Pearson Correlation	IML
	.292	.940	.841	Sig. (2-tailed)	
60	60	60	60	N	

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

مدل تحقیق

میانگین بازده پرتفوی‌ها به عنوان متغیر وابستهٔ مدل تحقیق و بازده مازاد بازار، اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و گردش معاملات سهام به عنوان متغیرهای مستقل در مدل رگرسیون چندگانهٔ زیر به روش رگرسیون سری زمانی بر متغیرهای با داده‌های ماهانه آورده می‌شوند.

$$R_{it}-R_{ft} = a_i + b_i \times MKT_t + s_i \times SMB_t + h_i \times HML_t + t_i \times IML_t + \varepsilon_{it}$$

a_i: عرض از مبدأ؛

b_i، s_i، h_i، t_i: ضرایب رگرسیون برای پرتفوی i در مورد عامل‌ها؛

R_{it}: میانگین بازدهی محقق شده از پرتفوی i در ماه tام که به صورت میانگین ساده محاسبه می‌شود؛

MKT_t: بازده مازاد بازار که از تفاوت بازده پرتفوی بازار در دوره t و بازده بدون ریسک در دوره t، R_m-R_f بدست می‌آید.

SMB_t: تفاوت بین میانگین بازده دو پرتفوی با ارزش بازاری(اندازهٔ) کوچک و بزرگ در دورهٔ t؛

$$SMB = \frac{(S/L + S/M + S/H)}{3} - \frac{(B/L + B/M + B/H)}{3}$$

این عامل ابزاری است برای نشان دادن بخشی از واریانس بازده که مربوط به اثر اندازهٔ شرکت است (کیمیاگری و همکاران،۱۳۸۶). بنابراین، SMB تفاوت بین میانگین بازده‌های دو گروه

Archive of SID

www.SID.ir

پرتفوی‌های با اندازهٔ کوچک و بزرگ با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار یکسان هستند. در واقع SMB باید عاری از اثر ارزش دفتری به ارزش بازار باشد. که این کار از طریق تمرکز بر تفاوت رفتار سهام‌های کوچک و بزرگ حاصل می‌شود.

HML_t: تفاوت بین میانگین بازده دو پرتفوی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پایین در دورهٔ t؛

$$HML = \frac{(S/H + B/H)}{2} - \frac{(S/L + B/L)}{2}$$

این عامل نیز وسیله‌ای است برای اینکه بتوانیم فاکتور ریسک مربوط به متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را استخراج کنیم. در واقع HML، تفاوت بین میانگین بازده‌های دو گروه پرتفوی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا(S/H و B/H) و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (S/L و B/L) هستند. دو جزء HML، بازده پرتفوی‌های با نسبت BE/ME بالا و پایین با اندازهٔ یکسان هستند. بنابراین HML از طریق تأکید بر تفاوت رفتارهای بازده سهام‌های با نسبت BE/ME بالا و پایین کاملاً عاری از اثر اندازه در بازده‌ها می‌باشد.

IML_t: تفاوت بین میانگین بازده دو پرتفوی با گردش معاملات سهام پائین و بالا در دوره t؛ که عموماً به آن صرف نقدشوندگی[1] می گویند و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$IML = \frac{(S/I + B/I)}{2} - \frac{(S/L + B/L)}{2}$$

این عامل وسیله‌ای است برای اینکه بتوانیم فاکتور ریسک مربوط به متغیر نقدشوندگی را استخراج کنیم. در واقع IML، تفاوت بین میانگین بازده‌های دو گروه پرتفوی‌های با گردش معاملات سهام پایین (S/I و B/I) و گردش معاملات سهام بالا (S/L و B/L) هستند. دو جزء IML، بازده پرتفوی‌های با نسبت گردش معاملات پایین و بالا با اندازهٔ یکسان هستند. بنابراین IML از طریق تأکید بر تفاوت رفتارهای بازده سهام‌های با نسبت گردش معاملات سهام پایین و بالا کاملاً عاری از اثر اندازه در بازده‌ها می باشد. توجه داشته باشید که همانند HML، پرتفوی S/M و B/M در ایجاد عامل IML در نظر گرفته نشده‌اند.

ε_{it}: عبارت است از خطای تصادفی یا جزء انحلال برای پرتفوی i در ماه tام.

1. Liquidity premium

Archive of SID

www.SID.ir

مفروضات کلاسیک رگرسیون

روش‌های رگرسیونی براساس فرضیاتی بنا شده‌اند که برای انجام تحلیل‌های رگرسیون باید مفروضات کلاسیک آن را مورد توجه قرار داد. در صورتی این مفروضات برقرار نباشند، اعتبار مدل‌های رگرسیونی زیر سؤال می‌روند. اهم این مفروضات بصورت زیر است:

۱) عدم وجود همخطی کامل[1] (وابستگی خطی) بین متغیرهای مستقل، یعنی اینکه رابطهٔ خطی دقیقی بین متغیرهای مستقل وجود ندارد (جدول۲).

۲) رابطهٔ خطی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل وجود داشته باشد.

۳) عدم وجود خودهمبستگی[2] بین جملات اخلال (مستقل بودن) یعنی $E(\varepsilon i,\varepsilon j)=o(i\neq j)$

۴) واریانس همسانی[3](جدول ۳) $E(\varepsilon^2_t)=\sigma^2 \quad (t=1,2,3,...,n)$

جدول (۲): نتایج حاصل از آزمون دوربین-واتسون برای تست عدم خودهمبستگ

نام پرتفوی	Durbin-watson بازه مورد قبول (۲.۳۳.....۱.۶۷)	نتیجه	رفع خود همبستگی
$S/L_{(BE/ME)}$	۱.۷۲۲	خود همبستگی ندارد.	-
$S/M_{(BE/ME)}$	۱.۴۹۲	خود همبستگی دارد.	خودبازگشت مرتبهٔ اول[4]
$S/H_{(BE/ME)}$	۱.۷۸۳	خود همبستگی ندارد.	-
$B/L_{(BE/ME)}$	۱.۹۸۷	خود همبستگی ندارد.	-
$B/M_{(BE/ME)}$	۱.۷۷۳	خود همبستگی ندارد.	-
$B/H_{(BE/ME)}$	۱.۷۴۵	خود همبستگی ندارد.	-
$S/I_{(turnover)}$	۱.۲۴۱	خود همبستگی دارد.	خودبازگشت مرتبهٔ اول
$S/M_{(turnover)}$	۱.۹۸۶	خود همبستگی ندارد.	-
$S/L_{(turnover)}$	۱.۵۹۸	خود همبستگی دارد.	خودبازگشت مرتبهٔ اول
$B/I_{(turnover)}$	۱.۹۱۵	خود همبستگی ندارد.	-
$B/M_{(turnover)}$	۱.۴۸۳	خود همبستگی دارد.	خودبازگشت مرتبهٔ اول
$B/L_{(turnover)}$	۱.۴۸۸	خود همبستگی دارد.	خودبازگشت مرتبهٔ اول

1.Perfect multicollinearity
2. Autocorrelation
3. Homoskedasticity
4. AR(1)

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۳): نتایج حاصل آزمون وایت برای تست همسانی واریانس

نام پرتفوی	آماره محاسبه شده	سطح خطا	نتیجه	روش رفع ناهمسانی
$S/L_{(BE/ME)}$	11.88066	0.0000	واریانس همسان نیست.	استفاده از ناهمگنی پراکنش
$S/M_{(BE/ME)}$	3.179470	0.0011	واریانس همسان نیست.	استفاده از ناهمگنی پراکنش
$S/H_{(BE/ME)}$	6.571896	0.0000	واریانس همسان نیست.	استفاده از ناهمگنی پراکنش
$B/L_{(BE/ME)}$	8.627225	0.0000	واریانس همسان نیست.	استفاده از ناهمگنی پراکنش
$B/M_{(BE/ME)}$	1.108788	0.3765	واریانس همسان است.	-
$B/H_{(BE/ME)}$	9.989877	0.0000	واریانس همسان نیست.	استفاده از ناهمگنی پراکنش
$S/I_{(turnover)}$	2.201994	0.0178	واریانس همسان نیست.	استفاده از ناهمگنی پراکنش
$S/M_{(turnover)}$	4.186489	0.0001	واریانس همسان نیست.	استفاده از ناهمگنی پراکنش
$S/L_{(turnover)}$	2.943639	0.0020	واریانس همسان نیست.	استفاده از ناهمگنی پراکنش
$B/I_{(turnover)}$	3.493698	0.0007	واریانس همسان نیست.	استفاده از ناهمگنی پراکنش
$B/M_{(turnover)}$	3.474904	0.0007	واریانس همسان نیست.	استفاده از ناهمگنی پراکنش
$B/L_{(turnover)}$	2.460593	0.0113	واریانس همسان نیست.	استفاده از ناهمگنی پراکنش

تجزیه و تحلیل مدل چهار عاملی

در این قسمت گام نهایی تحقیق که مربوط به آزمون مدل چهار عاملی در نمونه است انجام می‌شود. قبل از انجام تحلیل و ارائهٔ نتایج، بهتر است که توضیحاتی در مورد انتخاب ۱۲ پرتفوی به عنوان متغیرهای وابسته در این تحلیل ارائه شود.

دلیل اصلی استفاده از این پرتفوی‌ها را عمدتاً می‌توان در این نکته جستجو کرد که با تشکیل پرتفوی‌ها بر این مبنا هر پرتفوی شامل سهم‌هایی خواهد بود که هر کدام دارای ویژگی‌های ریسک و بازده متفاوت و واضح نسبت به یکدیگر خواهد بود. در غیر اینصورت اگر از پرتفوی‌هایی استفاده شود که بصورت تصادفی انتخاب شده باشند و در آن سهم‌هایی با ویژگی‌های متفاوت موجود باشند، نمی‌توان در مورد قدرت توجیهی دو متغیر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بخوبی قضاوت کرد (کیمیاگری و همکاران، ۱۳۸۶).

Archive of SID

www.SID.ir

در ادامه، مدل چهار عاملی بر اساس مدل تحقیق برای ۱۲ پرتفوی موجود مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از برازش مدل در جداول آورده شده است.

طبق مدل چهار عاملی بر روی تک‌تک پرتفوی‌ها و نتایج جدول مشاهده می‌شود آزمون معنی‌داری F در تمام پرتفوی‌ها (۱۲ پرتفوی) کوچک‌تر از سطح معنی‌داری ۰.۰۵ بوده است؛ در نتیجه فرض H_0 رد و فرض H_1 مبنی بر وجود رابطهٔ آماری معنی‌داری بین کل متغیرهای مستقل (۴ متغیر) با بازده با اطمینان ۰.۹۵ پذیرفته می‌شود. همچنین مقدار ضریب تعیین R^2 در این پرتفوی‌ها متفاوت بوده و از ٪۲۰ تا ٪۶۴ متغیر است که نشان می‌دهد چهار عامل بازده مازاد بازار، اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و گردش معاملات سهام در یک مدل چهار عاملی در هر یک از ۱۲ پرتفوی تغییرات صرف بازده (R_i-R_f) را به چه میزانی (بطور متوسط ۴۰٪) تبیین می‌کنند که در پرتفوی شرکت‌های با نقدشوندگی بالا ($S/L_{(turnover)}$ و$B/L_{(turnover)}$) (بطور متوسط ۶۳٪) و در پرتفوی شرکت‌های کوچک با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا ($S/H_{(BE/ME)}$) (به طور متوسط ۵۵٪) بیشترین قدرت تبیین بازدهی را دارند.

نتیجه‌گیری

جهت آزمون فرضیه‌های تحقیق از روش رگرسیون چند متغیره وآزمون‌های F برای بررسی معنی‌داری کل مدل و آزمون t برای بررسی معنی‌داری ضرایب رگرسیون استفاده شد.

در این تحقیق، ارتباط بین عوامل بازده مازاد بازار، اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نقدشوندگی بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران با تبعیت از مدل سه عاملی فاما و فرنچ مورد بررسی و آزمون قرار گرفت. در این تحقیق که از روش تحلیل سری‌های زمانی در سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۸۳ بطور ماهانه استفاده شده است، از متغیرهای بازده مازاد بازار، اندازهٔ شرکت (SMB)، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (HML) و نقدشوندگی (IML) به عنوان متغیرهای مستقل و بازده اضافی پرتفوی‌ها به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. نتایج تحقیق به شرح زیر می‌باشد:

۱- با توجه به فرضیهٔ اول

بین بازده اضافی پرتفوی و بازده مازاد بازار (R_m-R_f) رابطهٔ معنی‌دار وجود دارد.

با توجه به نتایج در سطح معنی‌داری ۰.۰۵ (سطح اطمینان ۰.۹۵) ارتباط مستقیم و معنی‌داری بین ریسک بازار و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد که با

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج بنز(۱۹۸۱) و فاما و فرنچ (۱۹۹۲) و در ایران با تحقیق باقر زاده (۱۳۸۴)، طارمی (۱۳۸۵) و کیمیاگری و همکاران (۱۳۸۶) مطابقت دارد.

۲- با توجه به فرضیهٔ دوم

بین بازده اضافی پرتفوی و اندازهٔ شرکت (صرف اندازه) رابطهٔ معنی‌دار وجود دارد.

با توجه به نتایج در سطح معنی‌داری ۰.۰۵ (سطح اطمینان ۰.۹۵) ارتباط معنی‌داری بین اندازهٔ شرکت و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد که بازده شرکت‌های کوچک (S) با اندازهٔ شرکت رابطه مثبت و بازده شرکت‌های بزرگ (B) با اندازهٔ شرکت رابطهٔ منفی دارد. که با نتایج بنز(۱۹۸۱) و فاما و فرنچ (۱۹۹۲) و در ایران با تحقیق باقرزاده (۱۳۸۴) و کیمیاگری و همکاران (۱۳۸۶) مطابقت دارد.

جدول (۴): نتایج رگرسیون چهار عاملی

The four factor model							
$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i \times MKT_t + s_i \times SMB_t + h_i \times HML_t + t_i \times IML_t + \varepsilon_{it}$							
پرتفوی	متغیر ها	ضرایب	t-statistic	P-value	F-statistics	P-value	R-squared
$S/L_{(BE/ME)}$	MKT	0.347297	1.741464	0.0872	12.59099	0.0000	0.4780
	SMB	0.713545	3.416588	0.0012			
	HML	-0.426177	-2.439378	0.018			
	IML	-0.11758	-0.398323	0.6919			
	constant	0.250637	0.253682	0.8007			
$S/M_{(BE/ME)}$	MKT	0.522436	3.277698	0.0019	7.512323	0.00002	0.414763
	SMB	0.517472	3.039064	0.0037			
	HML	0.258223	2.632344	0.0111			
	IML	-0.078706	-0.588882	0.5584			
	constant	0.520478	0.611527	0.5435			
$S/H_{(BE/ME)}$	MKT	0.205428	1.699067	0.095	16.9175	0.00000	0.551643
	SMB	0.796599	3.851535	0.0003			
	HML	0.591241	3.162892	0.0025			
	IML	-0.172652	-1.695572	0.0956			
	constant	-0.602444	-1.111444	0.2712			
$B/L_{(BE/ME)}$	MKT	0.32554	3.563844	0.0008	5.269978	0.0011	0.277076
	SMB	-0.191705	-1.112542	0.2707			
	HML	0.036421	0.383748	0.7026			
	IML	-0.005084	-0.043329	0.9656			
	constant	-1.031479	-1.846208	0.0702			

Archive of SID

www.SID.ir

$B/M_{(BE/ME)}$	MKT	0.467131	4.067723	0.0002	8.507433	0.00002	0.382229
	SMB	-0.363543	-2.764493	0.0077			
	HML	-0.01793	-0.183844	0.8548			
	IML	-0.30546	-2.718534	0.0088			
	constant	0.610435	1.054022	0.2965			
$B/H_{(BE/ME)}$	MKT	0.169304	1.043873	0.3011	5.978669	0.00045	0.303045
	SMB	-0.269695	-1.691773	0.0963			
	HML	0.341303	3.018688	0.0038			
	IML	-0.016596	-0.081415	0.9354			
	constant	1.528933	1.970158	0.0539			

جدول (۵): نتایج رگرسیون چهار عاملی

The Four Facteor Model							
$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i \times MKT_t + s_i \times SMB_t + h_i \times HML_t + t_i \times IML_t + \varepsilon_{it}$							
پرتفوی	متغیر ها	ضرایب	t-statistic	P-value	F-statistics	P-value	R-squared
$S/I_{(turnover)}$	MKT	0.307499	2.389224	0.0205	9.376849	0.000002	0.469386
	SMB	0.335944	2.919955	0.0051			
	HML	0.154224	1.993482	0.0514			
	IML	0.35126	3.157531	0.0026			
	constant	1.811321	2.224618	0.0304			
$S/M_{(turnover)}$	MKT	0.251518	2.263669	0.0277	4.024366	0.003609	0.275182
	SMB	0.382633	1.983445	0.0525			
	HML	0.219525	1.54838	0.1275			
	IML	-0.054835	-0.417369	0.6781			
	constant	1.07346	1.778744	0.081			
$S/L_{-(turnover)}$	MKT	0.216367	2.070018	0.0433	19.57479	0.0000	0.648713
	SMB	0.622445	5.38634	0.0000			
	HML	0.262315	3.588362	0.0007			
	IML	-0.369802	-4.093562	0.0001			
	constant	0.491671	0.917096	0.3632			
$B/I_{(turnover)}$	MKT	0.258423	3.21103	0.0022	4.84209	0.002035	0.260438
	SMB	-0.234706	-1.644809	0.1057			
	HML	0.03382	0.400955	0.6900			
	IML	0.075619	0.691896	0.4919			
	constant	0.754702	1.630275	0.1088			

Archive of SID

www.SID.ir

$B/M_{(turnover)}$	MKT	0.262401	2.459288	0.0172	2.657257	0.032386	0.200438
	SMB	-0.135917	-0.903258	0.3705			
	HML	0.035818	0.460913	0.6467			
	IML	-0.003576	-0.044752	0.9645			
	constant	0.816013	1.102832	0.2751			
$B/L_{(turnover)}$	MKT	0.559717	3.873402	0.0003	15.04081	0.0000	0.586597
	SMB	-0.36518	-2.531355	0.0144			
	HML	0.017887	0.210873	0.8338			
	IML	-0.498293	-3.694383	0.0005			
	constant	1.303668	1.848969	0.07			

۳- با توجه به فرضیهٔ سوم

بین بازده اضافی پرتفوی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (صرف ارزش) شرکت رابطهٔ معنی‌دار وجود دارد.

با توجه به نتایج در سطح معنی‌داری ۰.۰۵ و ۰.۱۰ (سطح اطمینان۰.۹۵ و ۰.۹۰)، با توجه به برابر بودن تعداد پرتفوی تأیید شده و تأیید نشده، می‌توان نتیجه گرفت که فرض H_0 تأیید و فرض H_1 مبنی بر وجود رابطهٔ آماری معنی‌دار بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده اضافی پرتفوی پذیرفته نمی‌شود. اما با بررسی تک‌تک پرتفوی‌ها می‌توان به رابطهٔ مثبت و معنی‌دار متغیر HML با بازده شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا رسید. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که این متغیر در بازار سرمایهٔ ایران نقش ضعیف‌تری در تبیین بازدهی ایفا می‌کند. یافته‌های این تحقیق برخلاف یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۲) و چان، هاما و لاکنی شاک (۱۹۹۱) می‌باشد. با تحقیق تانگ (۲۰۰۵) و در ایران با تحقیق کیمیاگری و همکاران (۱۳۸۶) مطابقت دارد.

٤- با توجه به فرضیهٔ چهارم

بین بازده اضافی پرتفوی و گردش معاملات سهام (صرف نقدشوندگی) شرکت رابطهٔ معنی‌دار وجود دارد.

با توجه به نتایج در سطح معنی‌داری ۰.۰۵ و ۰.۱۰(سطح اطمینان ۰.۹۵ و ۰.۹۰)، رابطهٔ گردش معاملات سهام با بازده شرکت‌های کوچک با نقدشوندگی‌کم معنی‌دار و مثبت و برای شرکت‌های کوچک و بزرگ با نقدشوندگی بالا معنی‌دار و منفی می‌باشد. اما در حالت کلی ارتباط معنی‌داری بین گردش معاملات سهام و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود

Archive of SID

www.SID.ir

ندارد. این موضوع بر خلاف یافته‌های داتار وهمکارانش(۱۹۹۹) و ایسلی و همکارانش (۲۰۰۲) بوده و با نتایج روون هوست (۱۹۹۹) در بازارهای نوظهور و در ایران با تحقیق قائمی (۱۳۷۹) و سلیم‌پور (۱۳۸۴) مطابقت دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع و مأخذ:

۱. اسلامی‌بیدگلی، غلامرضا و سارنج، علیرضا. (۱۳۸۷). "انتخاب پرتفوی با استفاده از سه معیار میانگین بازدهی، انحراف معیار بازدهی و نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامهٔ بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دورهٔ ۱۵، شمارهٔ ۵۳، انتشارات دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران.

۲. باقرزاده، سعید.(۱۳۸۴). "عوامل مؤثر بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه تحقیقات مالی، شمارهٔ ۱۹، انتشارات دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران.

۳. تهرانی، رضا و صادقی‌شریف، سید جلال. (۱۳۸۳). "تبیین مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه تحقیقات مالی، شمارهٔ ۱۸، انتشارات دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران.

۴. رباط‌میلی، مژگان.(۱۳۸۶). "مقایسهٔ عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مدل سه عاملی فاما و فرنچ در پیش بینی بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهراء.

۵. خرمدین، جواد.(۱۳۸۶). "نقش ریسک عدم نقدشوندگی، اندازه، نسبت BV/MV و بازده مازاد بازار بر بازده مازاد سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.

۶. سلیم‌پور، مریم.(۱۳۸۴). "بررسی اثر نقدشوندگی سهام بر روی بازده مازاد سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار"، پایان نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

۷. قائمی، محمدحسین.(۱۳۷۹). "بررسی عوامل مؤثر بر بازده مورد انتظار سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان نامهٔ دکتری حسابداری، دانشگاه تهران.

۸. کیمیاگری، محمدعلی، اسلامی‌بیدگلی، غلامرضا و اسکندری، مهدی.(۱۳۸۶). "بررسی رابطهٔ بین ریسک و بازده در بورس تهران بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ"، فصلنامهٔ تحقیقات مالی، شمارهٔ ۲۳، انتشارات دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران.

۹. یحیی‌زاده‌فر، محمود، شمس، شهاب‌الدین و لاریمی، جعفر.(۱۳۸۹). "بررسی رابطهٔ نقدشوندگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامهٔ تحقیقات مالی، شمارهٔ ۲۹، انتشارات دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران.

10. Amihud, Yakov, and Mendelson, Haim. (1986). "Asset pricing and the bid-ask spread", Journal of Financial Economics, 17, pp. 223-249

Archive of SID

www.SID.ir

11. Constantinides, G.M., Harris, M. and Stalz, R. (2003). Handbook of the Economics of Finance, Edited by Elsevier B.V., PP. 1036-1041.
12. Chui, A., and Wei, J. (1998). "Book-to-market, firm size, and the turn-of-the-year effect: Evidence from Pacific-Basin emerging markets", Pacific-Basin finance journal, 6, pp. 257-293.
13. Datar, Vinay T., Naik, Narayan Y., and Radcliffe, Robert. (1998). "Liquidity and stocks return: An alternative test", Journal of Financial Markets, 1, pp. 203-220.
14. Easley, David, Hvidkjaer, S,. and O'Hara, Maureen. (2002). "Is Information Risk a Determinant of Asset Return?", Journal of Finance, 57, pp. 2185-2221.
15. Fama, Eugene F., and French, Kenneth R. (1992)."The cross-Section of Expected Stock Returns", Journal of Finance, 47, pp. 427-465.
16. Fama, Eugene F., and French, Kenneth R. (1993). "Common risk factor in the returns on stocks and bonds" , Journal of Finance, 33, pp. 3-56.
17.Lee, Charles M.C., and Swaminathan, Bhaskaran. (2000)."Price momentum and trading volume", Journal of Finance, 55, pp. 2017-2069.
18. Liu, Weimin. (2006)."A liquidity-augmented capital asset pricing model", Journal of Financial Economics, 82, pp. 631-671.
19. Rouwenhorst, K. Greet.(1999)." Local return factors and turnover in emerging stock markets", Journal of Finance, 54, pp. 1439-1469.
20. Sharp, William F.(1964)."Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk", Journal of Finance, 19, pp. 425-442.
21. Tang, G. Y. N., Shum, W. C. (2005)." Common risk factors in returns in Asian emerging stock markets", International Business Review, 14, pp. 695-717.

Archive of SID

www.SID.ir