مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره سی‌وپنجم / تابستان ۱۳۹۷

دیرش ضمنی سهام و مازاد بازده سهام: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران

حسین کاظمی گورتی[۱]
افسانه سروش‌یار[۲]

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۹/۰۶ تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۰/۲۲

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر عامل صرف ارزش و عامل دیرش ضمنی سهام بر مازاد بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل فاما- فرنچ (۱۹۹۳) استفاده شده است. از آنجا که شواهد به دست آمده از پژوهش‌های پیشین بیانگر ارتباط زمانبندی جریان‌های نقدی شرکت و صرف ارزش می‌باشد، در این پژوهش ابتدا تأثیر عامل صرف ارزش بر مازاد بازده سهام (مانند مدل سه عاملی فاما- فرنچ) مورد بررسی قرار گرفته و سپس دیرش ضمنی سهام، جایگزین صرف ارزش در این مدل سه عاملی شده و برازش می‌گردد. جامعه آماری، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و نمونه آماری، شامل ۱۴۵ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵ است که به روش حذف سیستماتیک انتخاب گردیده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که عامل دیرش ضمنی سهام و نیز صرف ارزش سهام هر دو تأثیری مثبت و معنی‌دار بر مازاد بازده سهام دارند.

واژه‌های کلیدی: دیرش ضمنی سهام، صرف ارزش سهام، مازاد بازده سهام، مدل فاما- فرنچ.

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران
۲- استادیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول)
a_soroushyar@yahoo.com

۱- مقدمه

یکی از مشهورترین مدل‌ها جهت تبیین مازاد بازده سهام توسط فاما و فرنچ[۱] (۱۹۹۳) ارائه شد. به اعتقاد آنان مدل قیمت‌گذاری دارایی با سه عامل ریسک شامل ریسک بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در تبیین میانگین بازده‌های مقطعی سهام کاراتر عمل می‌کند (فوکوتا و یامانه[۲]، ۲۰۱۵). عامل ریسک بازار از تفاوت بازده بازار با بازده بدون ریسک بدست می‌آید که اقتباسی از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[۳] (CAPM) است. عامل ریسک مربوط به اندازه شرکت نیز که در این مدل SMB نامیده می‌شود از تفاوت میانگین بازده پرتفوهای با ارزش بازار کم و پرتفوهای با ارزش بازار زیاد محاسبه می‌شود. سومین عامل ریسک با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام مرتبط است که از تفاوت بین میانگین بازده پرتفوهای با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پرتفوهای با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین به دست می‌آید. این عامل HML یا صرف ارزش نامگذاری شده است. پژوهش‌های بسیاری از جمله فاما و فرنچ (۱۹۹۵ و ۱۹۹۶)، کابوتا و تاکهارا[۴] (۲۰۰۷) شواهدی در حمایت از کارایی مدل سه عاملی فاما و فرنچ ارائه نموده‌اند.

هان و لی[۵] (۲۰۰۶) به تحلیل استنباط‌های اقتصادی از عامل ریسک HML پرداختند. صرف ارزش یا عامل ریسک HML یک ناهنجاری است که علت ایجاد آن همچنان ناشناخته است. بررسی علت ایجاد کننده عامل ریسک HML به درک منبع بروز این ناهنجاری کمک می‌کند. برخی پژوهش‌ها مانند کوهن و همکاران[۶] (۲۰۰۳) و کمپل و همکاران[۷] (۲۰۰۹) به بررسی رابطه بین صرف ارزش و جریان‌های نقدی شرکت پرداختند. دیرش ضمنی سهام شاخصی از زمانبندی دریافت جریان‌های نقدی سهام است. به طور کلی منظور از دیرش میانگین موزون زمان‌هایی است که جریان‌های نقدی حاصل از اوراق بهادار دریافت می‌شود. این وزن‌ها برابر است با ارزش فعلی پرداخت‌های استاندارد شده با در نظر گرفتن قیمت اوراق بهادار. برنان و زای[۸] (۲۰۰۶)، لتاو و واچر[۹] (۲۰۰۷)، دا[۱۰] (۲۰۰۹) و سنتوس و وروسنی[۱۱] (۲۰۱۰) ضمن بررسی رابطه تئوریک بین عامل HML و زمانبندی جریان‌های نقدی شرکت، به ارائه شکلی میان‌مدت از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که در آن قیمت‌گذاری سهام بر اساس بازده بازار، نرخ بهره و نسبت شارپ انجام می‌شود، پرداختند. برنان و زای (۲۰۰۶) نشان دادند که صرف ریسک به دیرش یا سررسید جریان‌های نقدی وابسته است. دچو و همکاران[۱۲] (۲۰۰۴) معتقدند که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، شاخصی خام از دیرش سهام است. افزون بر این آنها دریافتند که عامل مرتبط با ریسک دیرش در تبیین مازاد بازده بازار زیر مجموعه‌ای از HML می‌باشد. در این راستا، شرودر و استرر[۱۳]

(۲۰۱۶) ضمن ارائه روشی برای محاسبه دیرش سهام شواهدی یافتند که دیرش سهام در توضیح بازده مازاد بازار دارای ویژگی‌ها و آثاری مشابه با عامل ارزش دفتری به ارزش بازار است. اگر چه این مطالعات به وجود عامل ریسک دیرش و ارتباط آن با عامل ریسک HML اشاره نمودند، لیکن به صورت تجربی به مقایسه این دو عامل ریسک در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تبیین مازاد بازده سهام نپرداختند. از این رو، در این پژوهش علاوه بر بررسی تأثیر عامل ریسک HML بر مازاد بازده سهام بار دیگر با جایگزین نمودن عامل ریسک دیرش در مدل سه عاملی فاما و فرنچ به بررسی تأثیر عامل دیرش در تبیین مازاد بازده سهام مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۱- دیرش ضمنی سهام

اولین بار مکالی[۱۴] (۱۹۳۸) مفهوم دیرش را به عنوان میانگین موزون فواصل زمانی دریافت جریان‌های نقدی اوراق قرضه معرفی نمود. سپس هیکس[۱۵] (۱۹۳۹) نشان داد که دیرش اساساً معیاری از کشش اوراق قرضه نسبت به نرخ بهره است، زیرا قیمت اوراق قرضه رابطه‌ای معکوس با بازده تا سررسید، به عنوان معیاری از ریسک دارد. به عبارت دیگر دیرش اوراق قرضه معیاری از حساسیت قیمت اوراق قرضه به تغییرات بازده تا سررسید آن است.

تحلیل ریسک نرخ بهره در مورد سهام، چارچوبی مشابه اوراق قرضه ندارد و این تفاوت از دو جنبه اساسی نشأت می‌گیرد. اولاً، نرخ بهره تنها یکی از عوامل بسیاری است که در ارزشیابی سهام تأثیرگذار است و ثانیاً جریان‌های نقدی سهام، ثابت و از پیش تعیین شده نیستند (فولانا و توسکانا[۱۶]، ۲۰۱۴). دچو و همکاران (۲۰۰۴) خلأ بین تکنیک‌های مورد استفاده در تحلیل اوراق قرضه و سهام را با تدوین معیار دیرش ضمنی سهام، براساس مفهوم دیرش سهام مکالی (۱۹۳۸) پر کردند. محاسبه دیرش ضمنی سهام مستلزم برآورد جریان‌های نقدی مورد انتظار سهام است که در آن یک فرآیند دو مرحله‌ای باید انجام شود. در ابتدا با استفاده از مدل ساده مبتنی بر داده‌های مالی تاریخی، جریان‌های نقدی باید برای افق پیش بینی محدود برآورد گردد. سپس فرض می‌شود پایان افق محدود، یک شروع دائمی برای محاسبه باقیمانده قیمت بازار سهام است. دچو و همکاران (۲۰۰۴) جهت ارائه رابطه‌ای برای محاسبه دیرش ضمنی سهام از فرمول محاسبه دیرش اوراق قرضه به عنوان نقطه شروع استفاده نمودند:

$$D = \frac{\sum_{t=1}^{T}(t \times CF_t)/(1+r)^t}{p}$$ رابطه (۱)

در رابطه فوق، D دیرش اوراق قرضه، CF_t جریان‌های نقدی اوراق قرضه، r بازده تا سررسید اوراق قرضه و P قیمت واقعی اوراق قرضه است. با مشتق گرفتن از قیمت اوراق قرضه نسبت به بازده تا سررسید، رابطه بین تغییرات در قیمت اوراق قرضه و تغییرات بازده تا سررسید به عنوان تابعی از دیرش به دست می‌آید.

رابطه (۲) $$\frac{\partial \mathrm{P}}{\partial \mathrm{r}} = -P\frac{D}{1+r}$$

این رابطه را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

رابطه (۳) $$\frac{\Delta \mathrm{P}}{\mathrm{P}} = -\frac{D}{1+r}\Delta r$$

با توجه به از پیش مشخص نبودن جریان‌های نقدی سهام در مقایسه با اوراق قرضه، جهت نزدیک شدن به چارچوبی برای محاسبه دیرش سهام، افق زمانی در رابطه (۱) به دو بخش افق زمانی محدود T و افق زمانی نامحدود تفکیک شده و بدین ترتیب می‌توان رابطه (۴) را که حاصل جمع ارزش‌های موزون دیرش جریان‌های نقدی برای افق محدود و دیرش جریان‌های نقدی نهایی است، به دست آورد.

رابطه (۴)

$$D = \frac{\sum_{t=1}^{T}(t \times CF_t)/(1+r)^t}{\sum_{t=1}^{T} CF_t/(1+r)^t} \times \frac{\sum_{t=1}^{T} CF_t/(1+r)^t}{\mathrm{P}} + \frac{\sum_{t=T+1}^{\infty}(t \times CF_t)/(1+r)^t}{\sum_{t=T+1}^{\infty} CF_t/(1+r)^t} \times \frac{\sum_{t=T+1}^{\infty} CF_t/(1+r)^t}{P}$$

در رابطه فوق P قیمت بازار سهام، CF پرداخت‌های پیش بینی شده شرکت به سهامداران و r بازده مورد انتظار سهام شرکت است. همچنین با فرض اینکه جریان‌های نقدی نهایی، دائمی هستند با ارزشی برابر با تفاوت بین ارزش بازار و ارزش فعلی جریان‌های نقدی پیش بینی شده برای دوره محدود، می‌توان رابطه زیر را ارائه نمود.

رابطه (۵) $$\sum_{t=T+1}^{\infty}\frac{CF_t}{(1+r)^t} = P - \sum_{t=1}^{T}\frac{CF_t}{(1+r)^t}$$

دیرش دائمی که در دوره T شروع می‌شود برابر است با $[\mathrm{T} + (1+\mathrm{r})/\mathrm{r}]$. با جایگزین کردن رابطه (۵) در رابطه (۴)، رابطه (۶) برای محاسبه دیرش به دست می‌آید.

رابطه (۶) $$D = \frac{\sum_{t=1}^{T}(t \times CF_t)/(1+r)^t}{P} + \left(T + \frac{1+r}{r}\right) \times \frac{P - \sum_{t=1}^{T} CF_t/(1+r)^t}{P}$$

برای محاسبه دیرش از طریق رابطه (۶) لازم است جریان‌های نقدی شرکت برای دوره محدود [T،۰) پیش بینی شود. در این راستا دچو و همکاران (۲۰۰۴) از مدل پیش بینی جریان‌های نقدی مبتنی بر نتایج پیشین که معیارهای حسابداری را با جریان‌های نقدی آتی مرتبط می‌سازد، استفاده نمودند (نیسیم و پنمن[۱۷]، ۲۰۰۱). بنابراین از بعد حسابداری جریان‌های توزیع شده به سهامداران به صورت زیر است:

$$CF_t = E_t - (BV_t - BV_{t-1})$$ رابطه (۷)

که E_t سود شرکت در پایان دوره t و BV_t ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان دوره t می‌باشد. از این رو رابطه (۷) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$CF_t = BV_{t-1} \times (\frac{E_t}{BV_{t-1}} - \frac{BV_t - BV_{t-1}}{BV_{t-1}})$$ رابطه (۸)

بر اساس رابطه (۸) می‌توان ادعا نمود که پیش بینی جریان‌های نقدی برای دوره t، اولاً می‌تواند با بازده حقوق صاحبان سهام ($ROE = \frac{E_t}{BV_{t-1}}$) و ثانیاً با نرخ رشد حقوق صاحبان سهام در دوره t یعنی ($\frac{BV_t - BV_{t-1}}{BV_{t-1}}$) انجام شود.

۲-۲- دیرش ضمنی سهام و مازاد بازده سهام

به دلیل تفاوت‌های ذاتی بین اوراق قرضه و سهام، تلاش‌های زیادی پیرامون محاسبه دیرش سهام و نیز تبیین ارتباط آن با ریسک شرکت صورت گرفته است. به عنوان مثال دچو و همکاران (۲۰۰۴) پس از محاسبه دیرش ضمنی سهام، نشان دادند که این معیار قادر است ویژگی‌های ریسک را در رابطه با بازده سهام توضیح دهد. در نتیجه رابطه ای مثبت و معنی‌دار بین بتای آن و نوسانات بازده سهام وجود دارد. فولانا و توسکانا (۲۰۱۴) ریسک سیستماتیک را از طریق تفکیک آن به دو جزء بتای جریان‌های نقدی و بتای نرخ تنزیل با صرف ارزش مرتبط ساخت. کمپل و می[۱۸] (۱۹۹۳) دریافتند که بتای نرخ تنزیل مبین بخش بزرگی از بتای کل شرکت است. بر این اساس کورنل[۱۹] (۱۹۹۹) استدلال کرد که بتای بالا در سهام رشدی پیامد دیرش طولانی‌تر این نوع سهام است. در این راستا نتایج پژوهش کمپل و همکاران (۲۰۰۹) حاکی از این است که صرف ارزش به دلیل تفاوت در زمانبندی جریان‌های نقدی مورد انتظار سهامداران که در دیرش سهام متجلی است، ایجاد می‌شود. همچنین آنها دریافتند که جریان‌های نقدی آتی شرکت‌های دارای

سهام رشدی که در بازده سهام ارائه شده است در مقایسه با شرکت‌هایی که دارای سهام رشدی هستند به میزان بیشتری با جریان های نقدی بازار مرتبط است. همچنین دا (۲۰۰۹) نشان داد که تفاوت‌های مقطعی دیرش سهام می‌تواند بخش مهمی از بازده سهام را توضیح دهد. در حالی که سهام رشدی، دیرش طولانی و وابستگی زیاد به بازده مورد انتظار دارند، سهام‌های ارزشی دیرش کوتاه و وابستگی به شوک‌های سودهای تقسیمی کوتاه مدت دارند (فوکوتا و یامانه، ۲۰۱۵). سنتوس و وروسنی (۲۰۱۰) استدلال می‌کنند که اگر چه سهام با دیرش کوتاه، ممکن است ریسک جریان‌های نقدی بیشتری در مقایسه با سهام‌های دارای دیرش طولانی داشته باشند، ناهمگونی قابل ملاحظه در ریسک جریان‌های نقدی شرکت برای ایجاد صرف ارزش مورد نیاز است. کورنل (۱۹۹۹)، کوهن و همکاران (۲۰۰۳)، کمپل و ولتیناهو[۲۰] (۲۰۰۴)، کمپل و همکاران (۲۰۰۹) و کوهن و همکاران (۲۰۰۹) شواهدی در خصوص رابطه بین دیرش جریان‌های نقدی و صرف ارزش شرکت ارائه نمودند. کورنل (۱۹۹۹) بازده را به دو جزء جریان‌های نقدی و نرخ تنزیل تفکیک کرده و نشان داد که تغییرات در بازده مورد انتظار منبع اولیه ریسک سیستماتیک است و دیرش سهام نیز برای اندازه گیری آن حائز اهمیت است.

کوهن و همکاران (۲۰۰۳) نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را به سه جزء تفکیک کردند: ۱) بازده آتی مورد انتظار، ۲) بازده آتی حقوق صاحبان سهام و ۳) نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار. آنها نشان دادند که واریانس مقطعی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با بازده آتی حقوق صاحبان سهام به ویژه در افق زمانی طولانی مرتبط است. کمپل و ولتیناهو (۲۰۰۴) شوک‌های وارده به بازده بازار را به شوک‌های بازده مورد انتظار و شوک‌های نرخ رشد سود تقسیمی مورد انتظار تقسیم کردند. آنها نشان دادند که اگرچه سهام رشدی نسبت به شوک‌های بازده مورد انتظار حساس است، سهام ارزشی به صورت قابل ملاحظه به شوک‌های نرخ رشد سود تقسیمی مورد انتظار پاسخ می‌دهد. کمپل و ولتیناهو (۲۰۰۴) اشاره نمودند که این تفاوت به این دلیل صرف ارزش ایجاد می‌کند که سرمایه گذاران قیمت بالاتری را برای ریسک‌های مرتبط با رشد سود تقسیمی در مقایسه با شوک‌های بازده مورد انتظار مطالبه می‌کنند. آنها دلیل حساسیت سهام رشدی به شوک‌های بازده مورد انتظار را به دیرش طولانی جریان‌های نقدی سهام‌های رشدی نسبت می‌دهند. آنان در راستای نتایج کمپل و ولتیناهو (۲۰۰۴) و با استفاده از داده‌های سطح شرکت به نتایجی مشابه دست یافتند. براساس مبانی نظری مطرح شده در این پژوهش با استفاده از مدل فاما- فرنچ (۱۹۹۳) ابتدا به بررسی تأثیر عامل صرف ارزش و نیز عامل دیرش ضمنی سهام به عنوان شاخصی از زمانبندی جریان‌های نقدی بر مازاد بازده سهام پرداخته شده است. در ایران

پژوهشی در خصوص دیرش سهام انجام نشده است، ولی برخی پژوهش‌های خارجی انجام شده در ادامه ارائه می‌گردد.

فولانا و توسکانا (۲۰۱۶) با بررسی عملکرد دیرش سهام در شرکت‌های اسپانیایی دریافتند که دیرش سهام با نسبت سود به قیمت، نسبت ارزش دفتری به بازار و درصد رشد فروش رابطه معنی‌دار دارد. اما، دیرش سهام با مخارج سرمایه ای رابطه‌ای معنی دار ندارد. در این راستا سجنک و راند[۲۱] (۲۰۱۶) ریسک و بازده سرمایه‌گذاری در سهام دارای دیرش کوتاه را مورد مطالعه قرار دادند. در این پژوهش با تحلیل سرمایه‌گذاری‌های دارای دیرش کوتاه با استفاده از شاخص سود تقسیمی، به این نتیجه منتهی شد که استراتژی‌های سرمایه گذاری با سررسید کوتاه بهتر از موقعیت بلندمدت سیستماتیک است. هانگ و همکاران[۲۲] (۲۰۱۱) نیز نشان دادند شرکت‌هایی که در مرحله بلوغ هستند، دارای دیرش کوتاه‌تر و شرکت‌های جوان‌تر دارای دیرش طولانی‌تر هستند.

دچو و همکاران[۲۳] (۲۰۰۴) به ارائه معیار جدیدی برای سنجش ریسک حقوق صاحبان سهام به نام دیرش سهام پرداختند. نتایج پژوهش آنها بیانگر این است که نوسان‌های قیمت و بتای سهام به طور مثبت با دیرش سهام ارتباط دارند. علاوه بر این، نتایج پژوهش آنها نشان داد که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام می‌تواند معیاری ناقص از دیرش سهام باشد و از این رو، معیار دیرش سهام می‌تواند جایگزین عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شود. براین اساس فوکوتا و یامانه (۲۰۱۵) عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه گذاری، مدل سه عاملی فاما فرنچ و مدلی که شامل عامل ریسک دیرش سهام است را مقایسه نمودند. آنان دریافتند که سهام رشدی دارای دیرش طولانی و سهام ارزشی دارای دیرش کوتاه است. همچنین مدلی که شامل عامل ریسک دیرش سهام است عملکرد مشابهی نسبت به مدل سه عاملی فاما- فرنچ دارد و این دو مدل عملکرد بهتری نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای دارند. به طور مشابه بروقتون و لوبو[۲۴] (۲۰۱۴) نیز ضمن بررسی حساسیت قیمت سهام به تغییرات نرخ تنزیل و زمانبندی جریان نقد (دیرش سهام) بیان کردند که سهام رشدی در مقایسه با سهام ارزشی از دیرش سهام بالاتری برخوردار است. زیرا انتظار می‌رود سهم بیشتری از جریان‌های نقدی سهام رشدی در فاصله کوتاه‌تری در آینده دریافت شود. سنتوس و وروسنی (۲۰۰۹) با بررسی مدل‌های پایداری عادت غیرخطی نشان دادند که در نبود ناهمگونی‌های مقطعی در ریسک جریان‌های نقدی شرکت، این مدل‌ها صرف رشد ایجاد می‌کند. ناهمگونی قابل ملاحظه در ریسک جریان‌های نقدی شرکت باعث ایجاد صرف ارزش می‌شود. به طورکلی سهام ارزشی به میزان بسیار زیادی دارای ریسک جریان‌های نقدی است. لتاو و واچر (۲۰۰۷) به تدوین مدل ریسک پویا پرداخت که برای

سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی پیش بینی بهتری از بازده ارائه می‌نمود. آنها نشان دادند که این مدل می‌تواند بسیاری از صرف ارزش‌های مشاهده شده را لحاظ کند.

۳- فرضیه‌های پژوهش

براساس مبانی نظری می‌توان فرضیه‌های پژوهش را به صورت زیر بیان نمود.

فرضیه اول- عامل ارزش دفتری به ارزش بازار (صرف ارزش) بر مازاد بازده سهام تاثیر دارد.

فرضیه دوم- عامل دیرش سهام بر مازاد بازده سهام تاثیر دارد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، از نوع پژوهش‌های کاربردی محسوب می‌شود و از نظر ماهیت توصیفی- همبستگی است. جامعه آماری کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است و برای نمونه‌گیری از روش حذف سیستماتیک استفاده شده که شرایط آن به صورت زیر تعریف گردیده است:

۱) قبل از سال ۱۳۸۶ در بورس پذیرفته شده باشد.

۲) سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند باشد.

۳) در قلمرو زمانی پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشد.

۴) جزء شرکت‌های سرمایه گذاری و واسطه‌گری مالی نباشد.

۵) اطلاعات مورد نیاز شرکت در دوره مورد بررسی در دسترس باشد.

۶) شرکت‌ها باید در بازه زمانی پژوهش دارای ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام مثبت باشند. با لحاظ نمودن شرایط فوق ۱۴۵ شرکت به عنوان نمونه انتخاب گردید.

در پژوهش حاضر از مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به عنوان مبنا استفاده شده است. لیکن به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش و به پیروی از فوکوتا و یامانه (۲۰۱۵) مدل فاما و فرنچ به صورت مدل (۲) تعدیل و به کار گرفته شده است:

مدل (۱)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۲)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(IED_t) + \varepsilon_{i,t}$$

در مدل‌های فوق متغیر وابسته $R_{i,t} - R_{f,t}$ است که بیانگر صرف ریسک سهام است که از تفاوت بازده ماهانه سهام و نرخ بازده بدون ریسک محاسبه می‌شود. $R_{i,t}$ بازده ماهانه سهام شرکت و $R_{f,t}$ نرخ بهره بدون ریسک ماهانه است که در این پژوهش از نرخ سود سپرده سرمایه‌گذاری بانک‌های دولتی استفاده شده است. متغیرهای مستقل پژوهش نیز شامل $R_{m,t} - R_{f,t}$ صرف ریسک بازار است که از تفاوت بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک در ماه t محاسبه می‌شود. همچنین SMB عامل اندازه، HML عامل ارزش وIED عامل دیرش سهام است. جهت محاسبه SMB مطابق با رویه فاما و فرنچ (۱۹۹۳) ابتدا شرکت‌های نمونه در پایان هر سال برحسب لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به عنوان شاخصی از اندازه شرکت، مرتب شده و بعد از محاسبه میانه، شرکت‌ها به دو دسته کوچک و بزرگ طبقه بندی می‌شوند. سپس از تفاوت بین میانگین بازده ماهانه شرکت‌های بزرگ و کوچک SMB محاسبه می‌گردد. همین طور برای محاسبه HML ابتدا شرکت‌های نمونه در پایان هر سال برحسب نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (B/M) مرتب شده و به سه گروه طبقه بندی می شوند. به طوری که ۳۰ درصد بالا به عنوان سبد سرمایه‌گذاری با نسبت B/M بالا و ۳۰ درصد پایین به عنوان سبد سرمایه‌گذاری با نسبت B/M پایین و ۴۰ درصد میانی به عنوان سبد سرمایه‌گذاری با نسبت B/M متوسط در نظر گرفته می‌شود. از تفاوت میانگین بازده سبد با نسبت B/M بالا و پایین عامل HML محاسبه می شود. جهت محاسبه عامل دیرش سهام، ابتدا شرکت‌های نمونه در پایان هر سال برحسب دیرش سهام مرتب شده و مجدداً شرکت‌ها به سه گروه طبقه بندی می شوند. به طوری که ۳۰ درصد بالا به عنوان سبد سرمایه‌گذاری با دیرش بالا و ۳۰ درصد پایین به عنوان سبد سرمایه‌گذاری با دیرش پایین و ۴۰ درصد میانی به عنوان سبد سرمایه‌گذاری با دیرش متوسط در نظر گرفته می‌شود. در پایان به منظور محاسبه مازاد بازده دیرش سهام (IED)، بازده سبد سهام با دیرش بالا از بازده سبد سهام با دیرش پایین کسر شد و عامل دیرش سهام مورد محاسبه قرار گرفت.

در این پژوهش جهت محاسبه دیرش سهام به پیروی از دچو و همکاران (۲۰۰۴) از رابطه (۹) و برای محاسبه آن استفاده می‌شود.

$$D = \frac{\sum_{t=1}^{T}(t \times CF_t)/(1+r)^t}{P} + (T + \frac{1+r}{r}) \times \frac{P - \sum_{t=1}^{T} CF_t/(1+r)^t}{P}$$ رابطه (۹)

که در رابطه بالا D نشان دهنده دیرش سهام، T دوره توزیع جریان نقدی، P قیمت سهام، r نرخ هزینه سرمایه سهام است که از طریق میانگین نرخ بازده حقوق صاحبان سهام در هر سال محاسبه می‌شود و CF_t بیانگر توزیع جریان نقدی است که مشابه دچو و همکاران (۲۰۰۴) و فوکوتا

و یامانه (۲۰۱۵) در هر سال برای یک دوره ۱۰ ساله آتی و به کمک رابطه (۱۰) پیش بینی می شود.

$$CF_{\mathrm{t}} = BV_{t-1} + E_t - BV_t$$ رابطه (۱۰)

در رابطه بالا E_t سود خالص است که با استفاده از حاصل ضرب ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در ابتدای سال در نرخ بازده حقوق صاحبان سهام که پس از برازش مدل (۴) به‌دست می آید ($\mathrm{E_t} = BV_{\mathrm{t-1}} * ROE_t$) در دوره ۱۰ ساله محاسبه می شود. BV_t نشان دهنده ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است که از حاصل ضرب ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام پیش‌بینی ابتدای سال (BV_{t-1}) در نرخ رشد حقوق صاحبان سهام (نرخ رشد به دست آمده پس از برازش مدل (۴)) بدست می‌آید.

دچو و همکاران (۲۰۰۴) بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) را به صورت فرایند اتو رگرسیو مرتبه اول مدل‌سازی کرده و بر این عقیده هستند که بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) دارای فرآیند برگشت به میانگین است و این میانگین تقریبی از هزینه سرمایه شرکت می‌باشد (نیسیم و پنمن، ۲۰۰۱). در پژوهش دچو و همکاران (۲۰۰۴) و فوکوتا و یامانه (۲۰۱۵) برای محاسبه نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و نرخ رشد حقوق صاحبان سهام از رابطه‌های زیر استفاده شده است:

$$ROE_{\mathrm{it}} = \alpha_0 + \beta_1 \mathrm{ROE}_{\mathrm{it-1+}}\varepsilon_{\mathrm{it}}$$ مدل (۳)

$$GR_{\mathrm{it}} = \alpha_0 + \beta_1 \mathrm{GR}_{\mathrm{it-1}} + \varepsilon_{\mathrm{it}}$$ مدل (۴)

که در رابطه بالا GR نشان دهنده نرخ رشد فروش می‌باشد و از تفاوت فروش سال جاری و سال قبل تقسیم بر فروش سال قبل، محاسبه شده است. متغیر نرخ بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) از تقسیم سود خالص پس از مالیات بر ارزش دفتری ابتدای سال حقوق صاحبان سهام محاسبه می‌شود.

۵- یافته‌ها

نتایج مربوط به آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۱) ارائه شده است.

نتایج نشان می‌دهد که میانگین مازاد بازده شرکت ۰/۶۸۷- است. این موضوع حاکی از این است که بازده ماهانه سهام شرکت‌ها به طور متوسط ۰/۶۸۷ درصد کمتر از بازده بدون ریسک بوده است.

مازاد بازده ناشی از عامل اندازه شرکت به میزان ۰/۹۳۵- است. این موضوع نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که اندازه کوچکتری داشته اند در مقایسه با شرکت‌های بزرگتر، بازدهی کمتری ایجاد کرده اند. مازاد بازده حاصل از عامل رشد شرکت به میزان ۲/۰۷۶- می‌باشد. بازده مازاد حاصل از صرف ریسک بازار به میزان ۰/۷۴۳ است. این موضوع نشان می‌دهد که بازده بازار بیشتر از بازده بدون ریسک بوده است. مازاد بازده حاصل از عامل دیرش سهام ۲/۸۸۰ است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	نماد	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
مازاد بازده شرکت	$R_{i,} - R_f$	-۰/۶۸۷	۱/۳۲۱	-۱۹۲/۹۴۹	۱۶۷/۰۰۷	۱۸/۵۴۷
عامل اندازه شرکت	SMB	-۰/۹۳۵	-۱/۱۰۸	-۱۲/۷۸۲	۱۳/۵۴۳	۴/۰۷۳
عامل رشد شرکت	HML	-۲/۰۷۶	-۲/۲۲۹	-۱۳/۲۱۳	۱۳/۶۵۳	۵/۲۴۳
عامل صرف ریسک بازار	$R_{m,} - R_f$	۰/۷۴۳	۰/۱۳۸	-۱۱/۳۴۳	۱۵/۳۴۸	۶/۱۱۹
عامل دیرش سهام	IED	۲/۸۸۰	۳/۱۲۸	-۱/۱۴۱	۱۷/۷۴۴	۴/۴۲۲

قبل از برازش مدل‌های پژوهش ابتدا آزمون F لیمر وهاسمن به منظور تعیین نوع داده‌ها انجام شده است. نتایج آزمون F لیمر بیانگر این است که روش برازش از نوع تلفیقی است. همچنین جهت بررسی ناهمسانی واریانس آزمون نسبت راستنمایی[۲۵] (LR) انجام شده است که نتایج این آزمون بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در هر دو مدل است. به همین دلیل مدل‌ها به روش حداقل مربعات تعمیم یافته GLS برازش شده است. همچنین آماره دوربین واتسون در هر دو مدل حاکی از عدم وجود خودهمبستگی است. به منظور رعایت اختصار نتایج این آزمون‌ها ارائه نشده است.

فرضیه اول پژوهش به بررسی عامل صرف ارزش بر مازاد بازده سهام می‌پردازد. جهت آزمون این فرضیه مدل (۱) برازش شده و نتایج آن در جدول (۲) منعکس شده است.

ضریب عامل صرف ارزش شرکت (HML) به میزان ۰/۰۶۲ ، آماره t آن ۲۳/۸۳۲ با سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰ می‌باشد که در سطح خطای ۵ درصد مثبت و معنی‌دار است. از این رو، فرضیه اول پژوهش مبنی بر تأثیرگذاری عامل HML بر مازاد بازده سهام تأیید می‌شود.

ضریب متغیر صرف ریسک بازار و عامل اندازه شرکت به ترتیب ۰/۷۷۳ و ۰/۰۲۶ ومعنی‌دار می‌باشد. آماره F مدل ۴۶۷/۱۹ و سطح معنی‌داری آن ۰/۰۰۰ است که نشان از معنی‌داری کلی مدل دارد. همچنین ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۰/۰۶۴ می‌باشد.

جدول ۲- نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	نماد متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
عرض از مبدأ	C	-۱/۱۰۷	۰/۰۱۳	-۸۰/۸۲۷	۰/۰۰۰
صرف ریسک بازار	$R_{m,} - R_f$	۰/۷۷۳	۰/۰۰۲	۳۳۷/۷۸۲	۰/۰۰۰
عامل اندازه شرکت	SMB	۰/۰۲۶	۰/۰۰۳	۷/۲۷۷	۰/۰۰۰
عامل صرف ارزش شرکت	HML	۰/۰۶۲	۰/۰۰۲	۲۳/۸۳۲	۰/۰۰۰
آماره F		۴۶۷/۱۹	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۶۴
سطح معنی‌داری آماره F		۰/۰۰۰	آماره دوربین واتسون		۲/۰۰۱

فرضیه دوم پژوهش بیان می‌کند که عامل دیرش سهام بر مازاد بازده سهام تاثیر دارد. مدل (۲) برای آزمون این فرضیه برازش شده و نتایج آن به شرح جدول (۳) می‌باشد.

جدول ۳- نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	نماد متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	C	-۱/۵۰۹	۰/۰۱۵	-۱۰۰/۰۷۴	۰/۰۰۰
صرف ریسک بازار	RMRF	۰/۷۷۷	۰/۰۰۲	۳۴۵/۷۴۱	۰/۰۰۰
عامل اندازه شرکت	SMB	۰/۰۹۰	۰/۰۰۳	۲۶/۱۶۰	۰/۰۰۰
عامل دیرش سهام	IED	۰/۱۱۴	۰/۰۰۲	۳۸/۳۵۳	۰/۰۰۰
آماره F		۴۶۹۴۸/۹۵	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۶۵
سطح معنی‌داری آماره F		۰/۰۰۰	آماره دوربین واتسون		۱/۹۹۸

ضریب عامل دیرش سهام (IED) به میزان ۰/۱۱۴ ، آماره t آن ۳۸/۳۵۳ با سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰ می‌باشد که در سطح خطای ۵ درصد مثبت و معنی‌دار است. از این رو، فرضیه دوم پژوهش مبنی بر تأثیرگذاری عامل دیرش سهام بر مازاد بازده سهام تأیید می‌شود. ضریب متغیر صرف ریسک بازار و عامل اندازه شرکت به ترتیب ۰/۷۷۷ و ۰/۰۹۰ و معنی‌دار می‌باشد. آماره F مدل ۴۶۹۴۸/۹۵ و سطح معنی‌داری آن ۰/۰۰۰ است که نشان از معنی‌داری کلی مدل دارد. همچنین ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۰/۰۶۵ می‌باشد.

از مقایسه نتایج برازش مدل (۱) و (۲) ملاحظه می‌شود که ضریب تعیین دو مدل بسیار نزدیک به یکدیگرند. از آنجا که تفاوت دو مدل مذکور تنها در عامل سوم می‌باشد می‌توان استدلال نمود که دو متغیر عامل صرف ارزش و عامل دیرش سهام هر دو تأثیر نسبتا مشابهی بر مازاد بازده سهام دارند.

۶- نتیجه گیری و بحث

در پژوهش حاضر تأثیر عامل صرف ارزش و عامل دیرش سهام بر مازاد بازده سهام با استفاده از مدل سه عاملی فاما- فرنچ (۱۹۹۳) در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفته است. عامل صرف ارزش (HML) عاملی قدیمی در مدل سه عاملی فاما-فرنچ است که به دلیل ارتباط آن با زمانبندی جریان‌های نقدی که اساس محاسبه دیرش ضمنی سهام است، در این پژوهش عامل دیرش ضمنی سهام به عنوان جایگزینی برای عامل صرف ارزش مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج تخمین مدل سه عاملی فاما- فرنچ با وجود عامل صرف ارزش (فرضیه اول پژوهش) نشان می‌دهد که این عامل تأثیری مثبت و معنی‌دار بر مازاد بازده سهام دارد. بر این اساس می‌توان عامل صرف ارزش را به عنوان یکی از عوامل ریسک تأثیرگذار بر بازده سهام تلقی نمود. این نتیجه برخلاف نتایج فوکوتا و یامانه (۲۰۱۵) و مطابق با نتایج اصغری و همکاران (۱۳۹۶) و فروغی و همکاران (۱۳۹۲) می‌باشد. نتیجه حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش از تأثیر مثبت و معنی‌دار عامل دیرش سهام بر مازاد بازده سهام حکایت می‌کند. به عبارت دیگر عامل دیرش قادر است ویژگی‌های ریسک را در رابطه با بازده سهام توضیح دهد. به عنوان نتیجه فرعی پژوهش با مقایسه دو مدل مورد استفاده جهت آزمون فرضیه اول و دوم پژوهش می‌توان چنین استدلال نمود، از آنجا که ضریب تعیین این دو مدل نزدیک به یکدیگر می‌باشد، عامل دیرش ضمنی سهام دارای مشابهت‌هایی با عامل صرف ارزش سهام است و می‌تواند به عنوان یک عامل ریسک در مدل فاما- فرنچ لحاظ شود. این نتیجه مؤید این دیدگاه است که عامل دیرش می تواند به عنوان جایگزینی برای صرف ارزش جهت تبیین مازاد بازده سهام وارد مدل فاما- فرنچ شود. این نتیجه مطابق با نتایج دچو و همکاران (۲۰۰۴)، بروقتون و لوبو (۲۰۱۴) و برخلاف یافته‌های فوکوتا و یامانه (۲۰۱۵) می‌باشد.

براساس نتایج به دست آمده پیشنهاد می‌شود که سرمایه گذاران و تحلیل گران مالی در ارزش گذاری سهام و تصمیمات سرمایه گذاری خود نرخ تنزیل و زمانبندی جریان‌های نقدی و به عبارتی دیرش سهام را مور ملاحظه قرار دهند.

فهرست منابع

* اصغری، زینب، سروش یار ، افسانه، علی‌احمدی، سعید (۱۳۹۶). بررسی تأثیر پراکندگی بازده در ناهنجاری‌های اقلام تعهدی و سرمایه گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۵ (۴)، ۱۶-۱.
* فروغی، داریوش، امیری، هادی و شیخی، هادی (۱۳۹۲). تأثیرکیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های حسابداری مالی، ۵ (۱)، ۲۸- ۱۳.
* Brennan, M. J. and Xia, Y. (2006). Risk and Valuation under an Intertemporal Capital Asset Pricing Model, Journal of Business, 79 (1), pp 1-35.
* Broughton, J. B. and Lobo, B. J. (2014). Equity Duration of Value and Growth Indices, Available at: https://papers.ssrn.com/sol3/Delivery.cfm?abstractid=2679068.
* Campbell, J. Y. and Mei, J. (1993). Where Do Betas Come From? Asset Price Dynamics and the Sources of Systematic Risk, Review of Financial Studies, 6 (3), pp 567-592.
* Campbell, J. Y. and Vuolteenaho, T. (2004). Bad Beta, Good Beta, American Economic Review, 94 (5), pp 1249-1275.
* Campbell, J. Y., Christopher, P. and Vuolteenaho, T. (2009). Growth or Glamour? Fundamentals and Systematic Risk in Stock Returns, Review of Financial Studies, 23 (1), pp 305-344.
* Cejnek, G. and Randl, O. (2016). Risk and Return of Short-Duration Equity Investments, Journal of Empirical Finance, 36, pp 181-198.
* Cohen, R. B., Polk, Ch. and Vuolteenaho, T. (2003). The Value Spread, Journal of Finance, 58 (2), pp 609-641.
* Cornell, B. (1999). Risk, Duration, and Capital Budgeting: New Evidence on Some Old Questions, Journal of Business, 72 (2), pp 183-200.
* Da, Zh. (2009). Cash Flow, Consumption Risk, and the Cross-Section of Stock Returns, Journal of Finance, 64 (2), pp 923-956.
* Dechow, P.M., Sloan, R.G., Soliman, M.T. (2004). Implied Equity Duration: A New Measure of Equity Risk. Review of Accounting Studies, 9, pp 197–228.
* Fama, E. F. and French, K. R. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds, Journal of Financial Economics, 33 (1), pp 3-56.
* Fama, E. F. and French, K. R. (1995). Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns, Journal of Finance, 50 (1), pp 131-155.
* Fama, E. F. and French, K. R. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, Journal of Finance, 51 (1), pp 55-84.
* Fukuta, Y. and Yamane, A. (2015). Value Premium and Implied Equity Duration in the Japanese Stock Market, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 39, pp 102-121.

* Fullana, O. and Toscano, D. (2014). The Implied Equity Duration for the Spanish Listed Firms. The Spanish Review of Financial Economics, 12, pp 33–39.
* Fullana, O. and Toscano, D. (2016). Performance of the Implied Equity Duration in small stock Markets, Available at: https://papers.ssrn.com/abstract=2845531
* Hahn, J. and Lee, H. (2006). Yield Spreads as Alternative Risk Factors for Size and Book-to-Market, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 41 (2), pp 245-269.
* Hicks, J.R. (1939). Value and Capital. Clarendon Press, Oxford.
* Hwang, L. S., Kim, H. Y., Chee, S. and Lee, B. (2011). Determinants, Information Uncertainty and Risk Characteristics of Implied Equity Duration, Available at: repository.umac.mo/handle/10692/278.
* Kubota, K. and Takehara, H. (2007). A Re-examination of the Effectiveness of the Fama-French Factor Model (Fama-French Factor Model no Yuukousei no Sai-kensho), Modern Finance (Gendai Finance), 22, pp 3–23.
* Lettau, M. and Wachter, J. A. (2007). Why Is Long-Horizon Equity Less Risky? A Duration-Based Explanation of the Value Premium, Journal of Finance, 62 (1). pp 55-92.
* Macaulay, F.R. (1938). Some Theoretical Problems Suggested by the Movements of Interest Rates, Bond Yields, and Stock Prices in the United States Since 1856. NBER Books, Cambridge.
* Nissim, D. and Penman, S.H. (2001). Ratio Analysis and Equity Valuation: from Research to Practice. Review of Accounting Studies, 6, 109–154.
* Santos, T. and Veronesi, P. (2010), Habit Formation, the Cross Section of Stock Returns and the Cash Flow Risk Puzzle, Journal of Financial Economics, 98 (2), pp 385-413
* Schroder, D. and Esterer, F. (2016). A New Measure of Equity Duration: The Duration-based Explanation of the Value Premium revisited, Journal of Money, Credit and Banking, 48 (5), pp 857–900

یادداشت‌ها

[1] Fama and French
[2] Fukuta and Yamane
[3] Capital Asset Pricing Model
[4] Kubota and Takehara
[5] Hahn and Lee
[6] Cohen et al.
[7] Campbell et al.
[8] Brennan and Xia
[9] Lettau and Wachter
[10] Da
[11] Santos and Veronesi
[12] Dechow et al.
[13] Schroder and Esterer

[14] Macaulay
[15] Hicks
[16] Fullana and Toscano
[17] Nissim and Penman
[18] Campbell and Mei
[19] Cornell
[20] Campbell and Vuolteenaho
[21] Cejnek and Randl
[22] Hwang et al.
[23] Dechow
[24] Broughton and Lobo
[25] Likelihood Ratio