تحقیقات مالی
شماره ۱۹ـ بهار و تابستان ۱۳۸۴
ص‌ص ۶۴ ـ ۲۵

عوامل مؤثر بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران*

سعید باقرزاده **

تاریخ دریافت مقاله: ۸۴/۴/۲
تاریخ تایید نهایی: ۸۴/۶/۲۰

چکیده

مـدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) تنها عامل تبیین کننده اختلاف بازده سهام را ریسـک سیسـتماتیک یـا ضـریب بتای(β) آن‌ها تعریف می‌کند. با این وجود، شواهد تجربی موجود حکایـت از ایـن دارد کـه بـتا به‌عنوان شاخص ریسک سیستماتیک، به تنهایی قدرت تبیین اختلاف بـازده سـهام را نـدارد و متغـیرهای دیگری نظیر اندازه شرکت، نسبت سود به قیمت و نسبت ارزش دفـتری بـه قیمـت بـازار در تبییـن بازده سهام نقش مؤثری ایفا می‌کنند. تحقیق حاضر به بررسی و شناسـایی عوامـل مؤثـر بـر بـازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی ۱۳۸۳-۱۳۷۶ پرداخـته اسـت. بـه این منظور، با الهام از روش‌شناسی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) برای تخمین بتای پیش رتـبه‌بـندی و پس رتبه‌بندی و تفکیک کردن اثر اندازه از بتا، اقدام به تشکیل پرتفوی‌های اندازه- بتا شـده اسـت. هـم‌چنیـن بـرای اعتـبار بخشـیدن به نتایج تحقیق، برای تخمین ریسک سیستماتیک (ضـریب بـتا) و اعمال آن در مدل رگرسیون مقطعی برآوردی، از روش بهبود یافته دیمسون (۱۹۷۹) اسـتفاده شـده است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در بورس اوراق بهـادار تهـران رابطـه خطی مثبت وجود دارد، اما این رابطه از لحاظ آماری بسیار ضعیف است. هـم‌چنیـن، از بیـن متغـیرهای مورد مطالعه در تحقیق، سه متغیر اندازه شرکت(ME)، نسبت ارزش دفـتری بـه قیمـت بـازار(B/M) و نسـبت سود به قیمت(E/P) بیش‌ترین نقش را در تبیین بازده سـهام ایفـا می‌کنند. با این وجود، بر خلاف انتظار، رابطه هر سه متغیر یادشده (اندازه شرکت، نسبت ارزش دفـتری بـه قیمـت بـازار و نسـبت سود به قیمت) با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، متضاد با رابطه مستند شده در ادبیات مالی است.

واژه‌های کلیدی: مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، ریسک سیستماتیک (β)، اثر اندازه، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، نسبت سود به قیمت، بورس اوراق بهادار تهران

---

* اطلاعات آماری این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی شماره پ/۶۹۱ تحت عنوان "تبیین معیارهای جایگزین ریسک سیستماتیک سهام در بورس اوراق بهادار تهران" است، که با حمایت مالی پژوهشکده امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی توسط سعید باقرزاده و با همکاری محمد رضا شاه نظری انجام شده است.

** دانشجوی دوره دکتری دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

با ارایه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)[1] توسط شارپ[2] (۱۹٦٤)، لینتنر[3] (۱۹٦٥) و بلک[4] (۱۹۷۷)، اولین نظریه قیمت‌گذاری دارایی‌ها در حوزه علوم اقتصادی و مالی به منصه ظهور نشست. اکنون چهار دهه از عمر CAPM می‌گذرد. طبق نتایج مطالعات میدانی، CAPM پرکاربردترین مدلی است که امروزه در حوزه‌های مختلف مدیریت مالی و سرمایه‌گذاری نظیر برآورد هزینه سرمایه سهام شرکت‌ها، ارزیابی عملکرد پرتفوی‌های مدیریت شده (عملکرد پرتفوی بورسی شرکت‌های سرمایه‌گذاری و صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشاع)، برآورد نرخ تنزیل پروژه‌های سرمایه‌ای بلندمدت و ... در عمل مورد استفاده قرار می‌گیرد [۳۲]. هم‌چنین، این مدل غالب‌ترین مدلی است که امروزه در کتاب‌های درسی مدیریت مالی و سرمایه‌گذاری در دانشگاه‌ها تدریس می‌شود. جذابیت مدل CAPM به این خاطر است که بین ریسک و بازده مورد انتظار دارایی‌ها رابطه تعادلی برقرار می‌سازد[۳۰]. مدل CAPM رابطه تعادلی بین ریسک و نرخ بازده مورد انتظار اوراق بهادار را به شکل زیر بیان می‌کند:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i[E(R_m) - R_f]$$

که در این رابطه:

$E(R_i)$: نرخ بازده مورد انتظار از ورقه بهادار، R_f : نرخ بازده بدون ریسک، β_i : شاخص ریسک سیستماتیک ورقه بهادار و $E(R_m)$: نرخ بازده مورد انتظار از پرتفوی بازار است.

در این مدل که به خط بازار ورقه بهادار(SML)[5] مصطلح است، نرخ بازده مورد انتظار ورقه بهادار از دو مؤلفه (۱) نرخ بازده بدون ریسک (R_f) و (۲) صرف ریسک مورد انتظار $\beta_i[E(R_m) - R_f]$ تشکیل می‌شود. بر این اساس، در مدل CAPM، صرف ریسک مورد انتظار، تابع مستقیم بتای(β) ورقه بهادار فرض شده است. بتا(β) بیان‌گر شاخص "ریسک سیستماتیک" ورقه بهادار بوده و حساسیت نوسانات بازده ورقه بهادار را در قبال نوسانات

1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
2. Sharpe
3. Lintner
4. Black
5. Security Market Line (SML)

پرتفوی بازار می‌سنجد.[۱] به زبان آماری، بتا عبارت است از کوواریانس بازده ورقه بهادار با بازده پرتفوی بازار تقسیم بر واریانس بازده پرتفوی بازار:

$$\beta_i = Cov(R_i, R_m) / Var(R_m)$$

بدین ترتیب، مدل CAPM نرخ بازده مورد انتظار از هر ورقه بهادار را تابع خطی ریسک سیستماتیک آن ورقه بهادار، که با ضریب بتا(β) اندازه‌گیری می‌شود، تعریف می‌کند. مدل CAPM که بر پایه نظریه انتخاب پرتفوی بهینه مارکویتز[۲] (۱۹۵۲) شکل گرفته است، چنین پیش‌بینی می‌کند که پرتفوی سرمایه‌گذاران انفرادی از نقطه نظر ریسک (انحراف معیار) و بازده مورد انتظار، کارآ بوده و پرتفوی بازار نیز به تبع کارآ بودن پرتفوی تک تک سرمایه‌گذاران انفرادی، کارآ است [۱۷]. کارآ بودن پرتفوی بازار تلویحاً بدین معنی است که اختلاف در بازده مورد انتظار تک تک اوراق بهادار یا پرتفوی‌ها تنها از طریق اختلاف در بتای بازار آن‌ها قابل تبیین است؛ به‌عبارت دیگر، انتظار نمی‌رود سایر متغیرها بتوانند در تشریح بازده مورد انتظار اوراق بهادار ایفای نقش کنند[۳٤]. بدین ترتیب، مدل CAPM ادعا می‌کند که سرمایه‌گذاران تنها در قبال پذیرش ریسک سیستماتیک انتظار دریافت صرف (پاداش) را دارند و بازار در قبال پذیرش ریسک غیرسیستماتیک، به سرمایه‌گذاران صرف پرداخت نمی‌کند[۱۲]. آنچه که محور اصلی آزمون‌های تجربی مدل CAPM را تشکیل می‌دهد، نیز همین نکته است: بین ریسک سیستماتیک (بتا) و بازده مورد انتظار اوراق بهادار رابطه خطی مثبت برقرار است[٤۱].

مدل CAPM سه فرضیه قابل آزمون دارد، که عبارتند از[۲۳ و ۳۰]:

۱. بین بازده مورد انتظار و ریسک سیستماتیک اوراق بهادار، که از طریق ضریب بتا(β) اندازه‌گیری می‌شود، رابطه خطی مثبت وجود دارد و هیچ متغیر دیگری غیر از بتا بر بازده اوراق بهادار تأثیر نمی‌گذارد.
۲. صرف ریسک ناشی از ریسک سیستماتیک (بتا) مثبت است؛ به این معنی که بازده مورد انتظار از پرتفوی بازار، بیش از بازده مورد انتظار از دارایی‌هایی است که با بازده بازار ارتباط ندارند.
۳. بازده مورد انتظار از دارایی‌های غیرمرتبط با بازار با نرخ بازده بدون ریسک برابر است؛

---

۱. ریسک سیستماتیک بیان‌گر قسمتی از کل ریسک است که کلیه اوراق بهادار (کل بازار) را به‌طور یکنواخت تحت تأثیر قرار می‌دهد و از طریق ایجاد پرتفوی و تنوع بخشیدن به آن، امکان حذف یا کنترل ندارد[۱۵].

2. Markowitz

و صرف ریسک بتا برابر است با بازده مورد انتظار از پرتفوی بازار منهای بازده بدون ریسک.

اگرچه آزمون‌های تجربی اولیه CAPM پیش بینی محوری آن را مبنی بر وجود رابطه خطی مثبت بین ریسک سیستماتیک (بتا) و بازده سهام، مورد تأیید قرار دادند (به‌عنوان مثال، بلک، جنسن و شولز[1]، ۱۹۷۲؛ فاما و مک بث[2]، ۱۹۷٤)، با این‌وجود نتایج مطالعات اخیر حکایت از این دارد که ضریب بتا به‌عنوان شاخص ریسک سیستماتیک، توان تشریح اختلاف میانگین بازده سهام را ندارد و غیر از بتا، متغیرهای دیگری که در چهارچوب مدل CAPM محلی از اعراب ندارند، نظیر اندازه شرکت (بنز[3]، ۱۹۸۱؛ کیم[4]، ۱۹۸۳)، نسبت سود به قیمت (باسو[5]، ۱۹۷۷؛ بال[6]، ۱۹۷۸؛ باسو، ۱۹۸۳)، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار (استاتمن[7]، ۱۹۸۰؛ روزنبرگ و همکاران[8]، ۱۹۸۵) و اهرم مالی (بهانداری[9]، ۱۹۸۸) در تبیین اختلاف بازده سهام نقش مؤثری ایفا می‌کنند. فاما و فرنچ[10] [۲٤] با تلخیص یافته‌های مطالعات پیشین، به آزمون تجربی رابطه بین این متغیرها با بازده مورد انتظار سهام در بازار سرمایه آمریکا پرداخته و گزارش کرده‌اند که بتا به‌عنوان شاخص ریسک سیستماتیک، به تنهایی قدرت تبیین رابطه بین ریسک و بازده سهام در طول دوره مورد مطالعه (۱۹۹۰–۱۹٦۳) را ندارد و از بین متغیرهای مورد مطالعه، دو متغیر "اندازه شرکت" و "نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، " بهتر قادرند اختلاف بازده سهام را تشریح کنند. مطالعات بعدی فاما و فرنچ [۲۵، ۲٦ و ۲۷] با تأیید یافته‌های تحقیق قبلی، حکایت از این دارد که اثر اندازه شرکت‌های کوچک (بنز، ۱۹۸۱) و نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار (روزنبرگ و همکاران، ۱۹۸۵)، دو چالش اصلی در ادبیات معاصر قیمت‌گذاری تعادلی دارایی‌ها به

1. Black, Jensen and Schools
2. Fama and McBeth
3. Banz
4. Keim
5. Basu
6. Ball
7. Stattman
8. Rosenberg, Reid and Lanstein
9. Bhandari
10. Fama and French

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

شمار می‌روند. برخی پژوهش‌گران این یافته‌ها را به‌عنوان شواهدی دال بر ناکارآ بودن بازار سرمایه تفسیر می‌کنند. به اعتقاد این پژوهش‌گران، اگر بتوان بازده سهام را بر مبنای عوامل تاریخی نظیر اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، نسبت سود به قیمت و مانند آن پیش بینی کرد، در این حالت نمی‌توان ادعا کرد که بازار از نقطه نظر اطلاعاتی کارآ است. از سوی دیگر، برخی اندیشمندان مالی اعتقاد دارند که مدل CAPM از لحاظ نظری نارسا بوده و قدرت تبیین قیمت تعادلی اوراق بهادار را ندارد و این متغیرها، جانشین‌های عوامل ریسکی هستند (هاواوینی و کیم[1]، ۱۹۹۸). [2] نظر به اهمیت یافته‌های مطالعات سلسله‌وار فاما و فرنچ، پژوهش‌گران متعددی مبادرت به آزمون یافته‌های فاما و فرنچ در بازارهای توسعه یافته و در حال توسعه کرده‌اند. به‌رغم این‌که اغلب مطالعات، یافته‌های فاما و فرنچ را مورد تأیید قرار داده‌اند، با این وجود برخی مطالعات نتایج متناقضی را گزارش کرده‌اند (برای مثال، کوتاری، شانکن و اسلون، ۱۹۹۵؛ جاگاناتن و ونگ، ۱۹۹۶). حال، پرسش اصلی این است که: رابطه بین ریسک و بازده سهام در بازار سرمایه ایران (بورس اوراق بهادار تهران) چگونه است؟

به‌رغم مطالعات فراوان صورت گرفته در کشورهای مختلف (اعم از کشورهای توسعه یافته یا در حال توسعه) درباره رابطه بین ریسک و بازده سهام، مطالعات انجام شده در بازار سرمایه ایران در این باره انگشت شمارند. مضافاً این‌که، نتایج گزارش شده در این باره با یکدیگر تضاد دارند. تحقیق حاضر کوشیده است این خلأ تحقیقاتی در ادبیات مالی کشورمان را پر کند. این تحقیق دو هدف را دنبال کرده است. هدف اول، آزمودن اعتبار مدل CAPM از طریق بررسی رابطه بین ریسک سیستماتیک با بازده سهام و هدف دوم، بررسی رابطه بین مؤلفه‌های ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی ۱۳۸۳-۱۳۷۶ با استفاده از روش‌شناسی فاما و فرنچ [۲۴] بوده است.

باقی مقاله به شرح زیر تنظیم و ارایه شده است. قسمت دوم، به مرور ادبیات موضوع و شاخص‌ترین تحقیقات تجربی انجام شده در حوزه عوامل مؤثر بر بازده سهام خواهد پرداخت. قسمت سوم، روش‌شناسی تحقیق از جمله فرضیه‌های تحقیق، نمونه تحقیق، معیارهای انتخاب نمونه، روش تخمین بتا، مدل رگرسیون مقطعی برآوردی و نحوه آزمون

1. Hawawini and Keim

۲. به اعتقاد رول (۱۹۷۷) و فاما و فرنچ [۲۹و۳۰]، مشکلات تجربی مدل CAPM را می‌توان به دو عامل (الف) نارسایی‌های نظری ناشی از مفروضات ساده مدل و (ب) مشکلات ناشی از اجرای آزمون‌های معتبر مدل نسبت داد.

فرضیه‌ها را تشریح خواهد کرد. قسمت چهارم، نتایج آزمون فرضیه‌ها و تجزیه و تحلیل آن‌ها را گزارش خواهد کرد. قسمت پایانی به نتیجه‌گیری از تحقیق خواهد پرداخت.

ادبیات موضوع تحقیق

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) شارپ (۱۹٦٤)، لینتنر (۱۹٦٥) و بلک (۱۹۷۷) پیش بینی می‌کند که پرتفوی بازار از نقطه نظر میانگین ـ واریانس، کارآ است [۳٤]. بنابراین، برای آزمودن تجربی CAPM باید این فرضیه آزمون شود که پرتفوی بازار در "مرز کارآ" قرار دارد. آزمون‌های اولیه CAPM به‌جای آزمون کارآیی پرتفوی بازار، به مطالعه ویژگی‌های خط بازار ورقه بهادار(SML) پرداختند[۲۲]. تحقیق بلک، جنسن و شولز[1] (۱۹۷۲) و فاما و مک بث[2][۲۳]، نخستین مطالعاتی به‌شمار می‌روند که ویژگی‌های SML را به‌صورت تجربی مورد آزمون قرار دادند. در این آزمون‌ها با استفاده از رگرسیون دو مرحله‌ای، ابتدا بتای تک تک سهام یا پرتفوی بر اساس رگرسیون بین بازده سهام و پرتفوی بازار برآورد شده و سپس رابطه بین بتا با میانگین بازده بر مبنای رگرسیون مقطعی برآورد و بهترین خط برازنده به‌عنوان برآوردی از خط بازار سهم تلقی می‌شود. دست آخر، نتایج حاصل از این برآورد با مدل CAPM مقایسه می‌شود[۳٤: ص ۲۳۷].

به‌رغم این‌که نتایج تحقیقات بلک و همکاران (۱۹۷۲) و فاما و مک بث[۲۳] نشان می‌دهد بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام رابطه خطی مثبت وجود دارد[۲۲و ۳٤] اما نتایج مطالعات انجام شده در دو دهه اخیر حکایت از این دارد که افزون بر ریسک سیستماتیک، عوامل دیگری در تشریح میانگین بازده سهام ایفای نقش می‌کنند. برای مثال، بنز [۸] و رینگانوم[3] [٤۲ و ٤۳] گزارش کرده‌اند که پس از کنترل ریسک سیستماتیک، سهام شرکت‌های کوچک در مقایسه با سهام شرکت‌های بزرگ، بازده بالاتری ایجاد می‌کنند. به‌طور خاص، تحقیق بنز [۸] نشان می‌دهد که افزودن عامل اندازه شرکت به رگرسیون بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام سبب می‌شود اختلاف میانگین بازده سهام بیش‌تر تشریح شود. استاتمن[٤۸] و روزنبرگ و همکاران[٤٥] گزارش کرده‌اند که بین

1. Black, Jensen and Schools
2. Fama and McBeth
3. Reinganum

متوسط نرخ بازده سهام و نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار در بازار سرمایه آمریکا رابطه مثبت وجود دارد. چان و همکاران[۱۶] و دانیل و همکاران[1] (۱۹۹۷) گزارش کرده‌اند که نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار قادر است اختلاف بازده سهام در بازار سرمایه کشور ژاپن را نیز تشریح کند. نتایج مطالعات دیویس، فاما و فرنچ[2] [۱۹] یافته‌های استاتمن [۴۸] و روزنبرگ و همکاران [۴۵] را تأیید می‌کند. بال[۷] و باسو[۹ و ۱۰] گزارش کرده‌اند که افزون بر اندازه شرکت و ریسک سیستماتیک، نسبت سود به قیمت، در تبیین اختلاف بازده سهام مؤثر است. به اعتقاد بال[۷]، نسبت سود به قیمت در برگیرنده مجموع عوامل ناشناخته مرتبط با بازده سهام است که می‌توان از آن‌ها به‌عنوان "عوامل ریسک زا"[3] نام برد. به اعتقاد بال[۷]، انتظار می‌رود سهامی که نسبت سود به قیمت بالاتری دارند، بازده مورد انتظار بیش‌تری ایجاد کنند. هم‌چنین، بهانداری[۱۱] گزارش کرده است که بین متوسط نرخ بازده سهام و اهرم مالی رابطه مثبت وجود دارد. در مجموع، نتایج این تحقیقات و مطالعات مشابه دیگر حکایت از این دارد که متوسط نرخ بازده سهام با متغیرهایی نظیر اندازه شرکت، ارزش دفتری به قیمت بازار، نسبت سود به قیمت، اهرم مالی، نسبت جریان‌های نقدی به قیمت سهم و. . . ارتباط معنی‌دار دارد. نظر به این‌که متغیرهای نامبرده در چهارچوب مدل CAPM محلی از اعراب ندارند، غالباً از این متغیرها به‌عنوان "استثناهای بازار سهام"[4] یاد می‌شود. با این‌که روز به روز بر حجم شواهد تجربی حاصل از این استثناها افزوده می‌شود، اما تفسیر آن‌ها کماکان درهاله‌ای از ابهام قرار دارد. برای مثال، فاما و فرنچ [۲۴] با تلخیص یافته‌های مطالعات تجربی پیشین و به اتکای روش رگرسیون مقطعی[5] فاما و مک بث[۲۳]، رابطه بین متغیرهای بتا، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، اهرم مالی و نسبت سود به قیمت با بازده مورد انتظار سهام در بازار سرمایه آمریکا را مورد مطالعه قرار داده و به این نتیجه رسیدند که ریسک سیستماتیک (بتا) قدرت تبیین اختلاف بازده سهام در طول دوره مورد مطالعه (۱۹۹۰– ۱۹۶۳) را ندارد و از بین متغیرهای مورد بررسی، دو متغیر "اندازه شرکت" و "نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار" بهتر قادرند

1. Daniel et al
2. Davis, Fama and French
3. Risk factors
4. Anomalies
5. Cross-Sectional Regression

اختلاف میانگین بازده سهام را تشریح کنند. یافته‌های تجربی فاما و فرنچ[۲٤] به‌طور مشخص نشان می‌دهد که: با کنترل اندازه شرکت و بتا، رابطه معنی‌داری بین بتا و بازده سهام وجود ندارد؛ و میانگین بازده سهام به‌واسطه ترکیب متغیرهای اندازه، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت، قابل تبیین به نظر می‌رسد. فاما و فرنچ [۲٤] اعتقاد دارند که عملکرد ضعیف بتا در تبیین بازده سهام را می‌توان به دو عامل احتمالی همبستگی بالا بین بتا و متغیرهای توضیحی دیگر؛ و اختلال و خطای اندازه‌گیری در تخمین ریسک سیستماتیک (بتای) سهام، نسبت داد. به اعتقاد فاما و فرنچ[۲٤] اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار به الگوهای سیستماتیک در رشد و سودآوری نسبی، که بالقوه می‌توانند منابع اصلی ریسک در بازده‌ها باشند، مربوط می‌شوند. نتیجه مطالعات چان و همکاران[1] [۱٦] نیز نشان می‌دهد که نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار قادر است بازده مورد انتظار شرکت‌های ژاپنی را تبیین کند. به استناد این یافته‌ها، فاما و فرنچ در تقابل با مدل CAPM، مدلی متشکل از سه عامل را پیشنهاد داده و ادعا کردند که همه عوامل غیر از ریسک سیستماتیک (بتای) سهام را، که در تشریح اختلاف بازده سهام ایفای نقش می‌کنند، می‌توان در سه عامل زیر خلاصه کرد:

۱. مازاد بازده مورد انتظار از پرتفوی بازار نسبت به نرخ بازده بدون ریسک؛
۲. اختلاف بین بازده پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های کوچک و پرتفوی متشکل از سهام شرکت‌های بزرگ؛
۳. اختلاف بین بازده پرتفوی متشکل از سهام دارای نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار بزرگ و پرتفوی متشکل از سهام دارای نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار کوچک.

بر این اساس، مدل سه عاملی فاما و فرنچ[۲۵ و ۲۷] بیان می‌کند که اختلاف بین بازده مورد انتظار از یک پرتفوی نوعی و بازده بدون ریسک را می‌توان به سه عامل یادشده نسبت داد. به اعتقاد فاما و فرنچ، مدل سه عاملی قادر است اکثر استثناهای تجربی مطرح در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را تبیین کند.

بدین ترتیب، نتایج مطالعات سلسله وار فاما و فرنچ، مدل CAPM را با چالش جدی مواجه ساخته و مناقشات فراوانی را در بین اندیشمندان مالی ایجاد کرد. برای مثال، بلک[2]

1. Chan et al
2. Black

[۱۳][1] و مکینلی[2] (۱۹۹۵) در انتقاد از نتایج مطالعات فاما و فرنچ [۲٤، ۲۵ و ۲۷] معتقدند که این الگوها، به‌ویژه صرف ناشی از نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، از شرایط خاص نمونه در بازار سرمایه آمریکا نشأت می‌گیرند و نمی‌توان این الگوها را در خارج از نمونه (خارج از بازار سرمایه آمریکا) مشاهده کرد.[3] کوتاری، شانکن و اسلون[4] (۱۹۹۵) معتقدند که نتایج مطالعات فاما و فرنچ تحت تأثیر حذف برخی اقلام از نمونه نهایی[5] قرار گرفته است. لاکونیشاک، اشلیفر و ویشنی[6] [۳۸] وهاگن[۳۵] بر این عقیده‌اند که صرف ناشی از نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار اگرچه ممکن است حقیقت داشته باشد اما عقلایی به نظر نمی‌رسد. به اعتقاد این اندیشمندان، صرف ناشی از نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار نتیجه "عکس‌العمل بیش از حد سرمایه‌گذاران"[7] است که سهام ارزشی را کم‌تر از واقع و سهام در حال رشد را بیش از واقع ارزش‌گذاری می‌کنند. به اعتقاد لاکونیشاک و همکاران [۳۸] دلیل اصلی شکل‌گیری صرف ناشی از نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار بالاتر[8] نتیجه توجه غیرعقلایی سرمایه‌گذاران به نرخ رشد گذشته شرکت است؛ به این معنی که سرمایه‌گذاران درباره شرکت‌هایی که در گذشته عملکرد خوب از خود به یادگار گذاشته‌اند، خوشبین و درباره شرکت‌هایی که در گذشته عملکرد بد به‌جا گذاشته‌اند، بدبین هستند. طبق مطالعات لاکونیشاک و همکاران[۳۸]، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، بیان‌گر رشد بالقوه آتی شرکت است. به اعتقاد لاکونیشاک و همکاران [۳۸]، وقتی انتظار بر این باشد که شرکتی در آینده رشد کند، ارزش دفتری به‌خاطر ماهیت

---

۲. بلک[۱۳] با به روز کردن تحقیق بلک، جنسن و شولز (۱۹۷۲) و آزمودن مدل CAPM، عملکرد برتر سهام با بتای کوچک‌تر را در مقایسه با عملکرد سهام با بتای بزرگ‌تر مورد تأیید قرار می‌دهد. این یافته بلک اگرچه شاهدی آشکار بر علیه CAPM به‌شمار می‌رود، اما به عقیده بلک "اعلام خبر مرگ بتا از سوی پژوهش‌گران مالی بسیار زود به نظر می‌رسد." (بلک، ۱۹۹۳؛ ص ۸).

2. McKinlay

٤. برای آزمون این موضوع، تحقیقات بی‌شماری به بررسی رابطه بین ریسک و بازده با استفاده از شواهد خارج از بازارهای سرمایه آمریکا پرداخته‌اند. برای مثال، دانیل و همکاران (۱۹۹۷) با بررسی رابطه بین ریسک و بازده در بازار سرمایه ژاپن دریافتند که عامل ارزش دفتری به قیمت بازار قادر است اختلاف بازده سهام شرکت‌های ژاپنی را تبیین کند. کاپائول، راولی و شارپ (۱۹۹۳) نتیجه مشابهی را در مورد اثر نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار در بازارهای سرمایه کشورهای اروپایی و ژاپن گزارش کرده‌اند.

4. Kothari, Shanken and Sloan

5. Survivorship Bias

6. Lakonishok, Shleifer and Vishny

7. Investors Overreaction

8. Value Premium

حسابداری تعهدی، نمی‌تواند رشد بالقوه شرکت را نشان دهد اما ارزش بازار منبع قابل اتکایی برای استنباط رشد بالقوه آتی شرکت به‌شمار می‌رود. بنابراین، انتظار بر این است که ارزش دفتری (و نه ارزش بازار) شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار پایین، نسبت به ارزش دفتری شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار بالا، سریع‌تر رشد کند. با این وجود، اگر فرصت‌های رشد و توسعه آتی شرکت که بازتاب نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار است، پیش‌تر مورد توجه سرمایه‌گذاران قرار گرفته باشد، در قیمت سهام اثر گذاشته و نمی‌تواند دلیلی روشن بر قدرت نسبت ارزش دفتری بر قیمت بازار در پیش بینی بازده مقطعی سهام باشد. بنابراین، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار نه تنها با فرصت‌های رشد و توسعه آتی شرکت بلکه با دیگر عوامل نظیر عدم کارایی بازار سرمایه یا عوامل ریسک خاص بازار، همبسته است. و ریسک خاص بازار نیز با بازده آتی سهام همبستگی دارد، در حالی‌که عدم کارایی بازار فاقد این همبستگی است.

چان و چوی[1] (۱۹۹٦) در یک مطالعه تجربی به این نتیجه رسیده‌اند که ریسک سیستماتیک و اندازه شرکت در تبیین بازده سهام نقش کمرنگ داشته اما نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار از قدرت تبیین بیش‌تری برخوردار است. دانیل و تیتمن[2] [۱۸] با انتقاد از تفسیر یافته‌های مطالعات فاما و فرنچ[۲٤، ۲۵ و ۲۷]، عنوان می‌کنند که اثر اندازه و نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، شاخصی برای عوامل ریسک تنوع ناپذیر به شمار نمی‌روند، اما بین اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار با بازده سهام همبستگی بالایی وجود دارد که می‌توان آن را به‌جای این‌که به ساختار کوواریانس بازده‌ها نسبت داد به ویژگی خود بازده‌ها ربط داد که قادرند تغییرات مقطعی بازده‌ها را توضیح دهند. دانیل و تیتمن[۱۸] هم‌چنین صرف ناشی از نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار را به ویژگی‌های شرکت نسبت داده و مدلی را بر این اساس ارایه کرده‌اند که در تقابل مدل سه عاملی فاما و فرنچ [۲۵ و ۲۷] قرار دارد. مدل پیشنهادی دانیل و تیتمن[۱۸] یافته‌های مطالعات فاما و فرنچ [۲٤، ۲۵، ۲٦ و ۲۷] را به چالش کشانده است. فاما و فرنچ[۲۸] دریافته‌اند که نسبت‌هایی که در بازار سرمایه آمریکا برای مدل CAPM چالش جدی می‌آفرینند، در بازارهای سرمایه ۱۲ کشور غیرآمریکایی و بازارهای نوظهور نیز اثر مشابهی دارند. دانیل، تیتمن و

1. Chan and Choi
2. Daniel and Titman

وی (۲۰۰۰) بـا اسـتفاده از اطلاعات بازار سهام کشور ژاپن به آزمون مجدد مدل پیشنهادی خود پرداخته و مدل سه عاملی فاما و فرنچ[۲۵ و ۲۷] را رد کرده‌اند.

در چند سال اخیر، پژوهش‌گران به بررسی و آزمون یافته‌های مطالعات فاما و فرنچ[۲٤، ۲۵، ۲۷ و ۲۸] در بازارهـای سـرمایه نوظهـور و در حال توسعه روی آورده‌اند. اعتبارسنجی یافـته‌های فاما و فرنچ در بازارهای سرمایه نوظهور به‌دلیل برخورداری این بازارها از شرایط خـاص محیطـی، اقتصـادی، سیاسـی و فرهنگـی، بسـیار حایـز اهمیـت اسـت. به اعتقاد اکثر اقتصـاددانان مالی، اگر الگوهای مشاهده شده در بازارهای سرمایه توسعه یافته، در بازارهای نوظهـور نـیز مشـاهده شـوند، احـتمال زیـاد وجود دارد که متغیرهایی نظیر اندازه شرکت و نسـبت ارزش دفـتری به قیمت بازار منعکس کننده عوامل بنیادی تعیین کننده قیمت و بازده سـهام در کل بازارهای سرمایه باشند. جالب توجه این‌که به استثنای برخی مطالعات خاص، نـتایج اغلـب تحقـیقات انجام گرفته در بازارهای نوظهور شواهد حاصل از بازارهای سرمایه توسـعه یافته را عموماً تأیید کرده‌اند. [۱] برای مثال، چوی و وی[۲] (۱۹۹۸) با بررسی رابطه بین بـتا، انـدازه شـرکت و ارزش دفـتری بـه قیمـت بـازار با بازده مورد انتظار سهام در پنج بازار سـرمایه نوظهـور شـرق آسـیا (کـره، مالزی، هنگ‌کنگ، تایوان و چین) به این نتیجه دست یافـته‌انـد که بین بتا و بازده مورد انتظار سهام در این پنج کشور رابطه ضعیف وجود دارد. با ایـن‌حـال، بیـن انـدازه شرکت با بازده مورد انتظار سهام در چهار کشور کره، مالزی، هنگ کـنگ و تایوان رابطه معنی‌دار وجود دارد. هم‌چنین نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار فقط در کشـورهای کـره، مالـزی و هنگ‌کنگ، قدرت تشریح بازده مورد انتظار را دارد. تحقیق آکدنـیز و همکـاران[۳] (۲۰۰۰) در مـورد رابطـه بیـن ریسـک و بـازده سـهام در بورس سهام اسـتانبول نشـان می‌دهد که بین بتا و بازده سهام در قلمرو زمانی ۱۹۹۸-۱۹۹۲رابطه معنی‌دار وجود نداشته و دو متغیر اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار قادرند اختلاف بـازده سـهام را تشـریح کنـند. در عیـن حـال، بیـن نسـبت سود به قیمت و بازده سهام رابطه معنـی‌دار یافـت نشـده اسـت. لـم[۴] [۳۹] بـا بررسـی اثـر متغیرهای بتا، اندازه شرکت، نسبت

۱. تحقیق بکارت و همکاران (۱۹۹۷) حکایت از این دارد که در بازارهای سرمایه نوظهور، رابطه بین اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت با بازده سهام با رابطه گزارش شده در بازارهای سرمایه توسعه یافته در تضاد است.

2. Choi and Wei
3. Akdeniz and et al
4. Lam

ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت بر بازده سهام در بورس سهام هنگ کنگ دریافته است که بتا قدرت تبیین بازده سهام در بورس هنگ کنگ را نداشته اما سه متغیر اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت، با بازده سهام مرتبط هستند. بدین ترتیب، شواهد تجربی موجود حکایت از این می‌کند که موارد نقض CAPM را نمی‌توان به نمونه، محیط و یا بازار سرمایه خاصی نسبت داد.

رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران نیز در مطالعات متعددی مورد آزمون قرار گرفته است. برای مثال، نتایج تحقیق بخشنده[۲]، زینل همدانی و پیرصالحی[٤] و شفیع زاده[٥] نشان می‌دهد که بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در بورس تهران رابطه خطی مثبت وجود ندارد.[۱] نتایج تحقیق قائمی [٦] عکس این یافته را نشان می‌دهد. هم‌چنین در تحقیق قائمی، رابطه بین اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، نسبت سود به قیمت و گردش معاملات سهام با بازده سهام از لحاظ آماری معنی‌دار گزارش نشده است. باقرزاده[۱۲] در اعتبارسنجی و تکمیل یافته‌های مطالعات پیشین، با الهام از روش‌شناسی فاما و فرنچ[۲٤] به بررسی رابطهٔبین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی طولانی‌تر (۱۳۸۱-۱۳۷۲) پرداخته و در این راستا، تأثیر متغیرهای بتا، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، نسبت سود به قیمت و حجم معاملات سهام بر بازده ماهانه سهام را مورد بررسی قرار داده است. نتایج تحقیق باقرزاده[۱۲] اگرچه پیش بینی محوری مدل CAPM مبنی بر وجود رابطه خطی مثبت بین بتا و بازده سهام را تأیید می‌کند اما این رابطه را از لحاظ آماری قوی گزارش نمی‌نماید (Adj. R^2 = ۲۲٪). هم‌چنین، در تحقیق یادشده رابطه بین اندازه شرکت با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، مثبت معنی‌دار به‌دست آمده است. مضاف بر این، بین متغیرهای نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، نسبت سود به قیمت و حجم معاملات سهام با بازده سهام رابطه معنی‌دار یافت نشده است. بدین ترتیب، نتایج این تحقیقات و مطالعات مشابه دیگر، رابطه روشنی بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران ترسیم نکرده‌اند. تحقیق حاضر، مکمل مطالعات قبلی در این حوزه است. وجه تمایز تحقیق حاضر با مطالعات قبلی، در طولانی بودن قلمرو زمانی تحقیق، جدید بودن داده‌های بازار سهام و

۲. لازم به یادآوری است که این تحقیقات رابطه بین ریسک و بازده سهام را در سطح سهام انفرادی مورد مطالعه قرار داده‌اند.

استفاده از روش مناسب‌تر برای تخمین ریسک سیستماتیک (بتا) سهام است.

فرضیه‌های تحقیق

بـر مبنای تحلیل مطالب نظری و مطالعه ادبیات موضوع، در این تحقیق چهار فرضیه به شرح زیر در نظر گرفته شد:

فرضـیه اول: بین ریسک سیستماتیک (بتای) و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران رابطه خطی مثبت وجود دارد.

فرضـیه دوم: بیـن انـدازه شرکت و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی وجود دارد.

فرضیه سوم: بین نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران رابطه مثبت وجود دارد.

فرضیه چهارم: بین نسبت سود به قیمت و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران رابطه مثبت وجود دارد.

اسـتدلال انـتخاب متغـیرهای اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سـود به قیمت به‌عنوان عوامل احتمالی مؤثر بر بازده سهام و تبیین فرضیه‌های مرتبط با آن‌ها به شرح زیر بوده است.

انـدازه شـرکت یکـی از عوامـل مؤثـر در سـودآوری شرکت‌ها به شمار می‌رود. به این معنـی کـه شـرکت‌هـای بزرگ با برخورداری از تنوع محصول، تصاحب سهم بیش‌تری از بـازار، صـرفه‌جویـی در مقـیاس و امکـان تـنوع بخشـی به فعالیت‌های تجاری خود، ریسک تجـاری خـود را کـاهش داده و سودآوری خود را افزایش می‌دهند. هم‌چنین، شرکت‌های بـزرگ بـه‌دلـیل بـرخورداری از تعـداد سـهام بـیش‌تـر و دارابودن سهام شناور آزاد بیش‌تر، ریسـک قـدرت نقدشـوندگی سـهام خـود را برای سرمایه‌گذاران کاهش می‌دهند. در عین حـال، شـرکت‌هـای بـزرگ بـنا بـه دلایـل سیاسـی، از انگـیزه بیش‌تری برای مدیریت سود (هموارسـازی سـود) بـرخوردار بوده و بدین ترتیب ریسک نوسان سود را برای سهامداران خود کاهش می‌دهند[۵۲]. در مجموع، همه این عوامل سبب می‌شود نرخ بازده مورد انتظار سـرمایه‌گذاران از سهام شرکت‌های بزرگ، در مقایسه با سهام شرکت‌های کوچک، کم‌تر باشـد. در نتـیجه، منطقاً انتظار می‌رود بین اندازه شرکت و نرخ بازده مورد انتظار از سهم آن رابطـه منفـی وجود داشته باشد. شواهد تجربی گزارش شده در ادبیات مالی نیز این رابطه را تأیـید می‌کند. بنابراین طبق استدلال یادشده و شواهد تجربی موجود در ادبیات مالی، منطقاً

انتظار می‌رود بین اندازه شرکت و بازده سهام در بورس تهران نیز رابطه منفی مشاهده شود.

پایین بودن نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار سهام به این معنی است که بین ارزش دفتری و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام اختلاف چشمگیر وجود دارد. این اختلاف از یک عامل اساسی می‌تواند نشأت گرفته باشد: شرکت از دارایی‌های نامشهود و فرصت‌های رشد و توسعه‌ای (نظیر برخورداری از رانت‌های اطلاعاتی و اقتصادی، حق الامتیازها، سرقفلی، نیروی انسانی متخصص، دانش فنی انباشته و . . .) برخوردار است که در دفاتر شرکت منعکس نشده، اما بازار، ارزش آن‌ها را در قیمت سهام لحاظ کرده است. در مورد بالا بودن نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار نیز عکس این قضیه صادق است. بر این اساس، پایین بودن نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار به معنی ریسک کم‌تر برای شرکت و متعاقباً نرخ بازده مورد انتظار کم‌تر برای سرمایه‌گذاران می‌شود و بالعکس. شواهد تجربی موجود نیز این رابطه را مورد تأیید قرار می‌دهد. بنابراین طبق استدلال یادشده و شواهد تجربی موجود در ادبیات مالی، منطقاً انتظار می‌رود بین نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران نیز رابطه مثبت مشاهده شود.

نسبت سود به قیمت(E/P) معکوس نسبت قیمت به سود(P/E) است. بالا بودن نسبت قیمت به سود(P/E) یک سهم نوعی به این معنی است که بازار، ارزش فرصت‌های رشد و توسعه آتی سهم را در انتظارات خود (قیمت سهم) لحاظ کرده است. بر همین قیاس، بالابودن نسبت سود به قیمت(E/P) به معنی ریسک بیش‌تر و در نتیجه بازده مورد انتظار بیش‌تر از سهم مورد نظر است. بال [۷] معتقد است که نسبت سود به قیمت سهم دربرگیرنده مجموع عوامل ناشناخته مرتبط با بازده سهام است که می‌توان آن‌ها را عوامل ریسک‌زا نام نهاد. شواهد تجربی موجود نیز نشان می‌دهد که نسبت سود به قیمت سهم قدرت تبیین اختلاف میانگین بازده سهام را دارا است. بنابراین طبق استدلال یادشده و شواهد تجربی موجود در ادبیات مالی، منطقاً انتظار می‌رود بین نسبت سود به قیمت و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران نیز رابطه مثبت مشاهده شود.

متغیرهای تحقیق

در این تحقیق، بازده ماهانه سهام به‌عنوان متغیر وابسته و ریسک سیستماتیک سهام (ضریب بتا)، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت هر سهم به‌عنوان متغیرهای مستقل انتخاب شده‌اند. در تعریف اندازه شرکت و متغیرهای توضیحی

مرتبط با اطلاعات حسابداری از روش فاما و فرنچ [۲٤] استفاده شده است. بدین معنی که اندازه شرکت معادل تعداد سهام در جریان شرکت ضربه‌در قیمت بازار هر سهم حساب شده است. هم‌چنین برای حصول اطمینان از در دسترس بودن اطلاعات حسابداری برای سرمایه‌گذاران جهت پیش بینی بازده، کلیه متغیرهای حسابداری، ٦ ماه قبل از دوره حساب بازده ماهانه شناسایی شده‌اند.

هم‌چنین برای اجتناب از مشکلات ناشی از داد و ستد غیر مستمر برخی سهام، برای تخمین بتا از روش دیمسون[1] [۲۱] استفاده شده است.[2] روش دیمسون [۲۱] برای تخمین بتا استفاده از میانگین بتای دو ماه قبل و دو ماه بعد از مقطع تخمین را توصیه می‌کند. روش دیمسون استفاده از حاصل جمع ضرایب بتای چند دوره قبل از دوره صفر و ضرایب بتای چند دوره بعد از دوره صفر را توصیه می‌کند. در تحقیق حاضر دوره تقدم و تأخر بتاها دو ماه قبل و دو ماه بعد از دوره صفر انتخاب شده است.

شایان ذکر است که در تحقیق حاضر از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) به‌عنوان متغیر جایگزین پرتفوی بازار و از نرخ سود تضمین شده اوراق مشارکت (۱۷ درصد) به‌عنوان متغیر جایگزین نرخ بازده بدون ریسک استفاده شده است.

جامعه و نمونه آماری تحقیق

جامعه آماری این تحقیق را کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی فروردین ۱۳۷٦ لغایت فروردین ۱۳۸٤ تشکیل می‌دهد. تعداد نمونه مورد مطالعه در این تحقیق، مشتمل بر ۵۰ شرکت، با استفاده از روش غربال[3] بر اساس معیارهای زیر انتخاب شده‌اند:

۱. سهامی که از اول فروردین سال ۱۳۷٦ تا پایان اسفند ۱۳۸۳ به‌صورت مستمر داد و

1. Dimson

۲. شواهد تجربی گویای این است که سهام برخی شرکت‌ها بنا به دلایل متعددی به‌طور منظم و مستمر داد و ستد نمی‌شود. بنابراین، اگر برای تخمین ریسک سیستماتیک (ضریب بتای) سهام این قبیل شرکت‌ها از روش معمول رگرسیون استفاده شود، بتای آن‌ها از مقدار واقعی کم‌تر خواهد بود. در ادبیات مالی این مسأله به "داد و ستد غیرمستمر"(Infrequent and/or Nonsynchronous Trading) معروف است. برای حل مشکل ناشی از داد و ستد غیرمستمر، دیمسون (۱۹۷۹) روشی را برای تخمین هر چه واقعی‌تر بتای سهام پیشنهاد کرد. در تحقیق حاضر نیز به‌منظور اعتبار بخشیدن به نتایج حاصله و اجتناب از پیامدهای مشکل داد و ستد غیرمستمر برخی سهام (که تعداد آن‌ها قابل توجه است)، برای تخمین بتای سهام از روش دیمسون (۱۹۷۹) استفاده شده است.

3. Criteria Filtering

ستد شده باشند و حداقل در طول ۷٦ ماه از ۹٦ ماه قلمرو زمانی تحقیق، از بازده ماهانه برخوردار باشند.

۲. سهامی که در قلمرو زمانی تحقیق ارزش دفتری منفی نداشته باشند. به‌عبارت دیگر، شرکت‌هایی که مشمول ماده ۱٤۱ قانون تجارت نشده و نماد معاملاتی آن‌ها برای مدت بیش از سه ماه بسته نشده باشد.

۳. سهامی که در قلمرو زمانی تحقیق بین بازده روزانه آن‌ها و بازده روزانه پرتفوی بازار (TEPIX) رابطه معنی‌دار وجود داشته باشد.

برای حساب بازده ماهانه سهام از بانک اطلاعاتی مؤسسه توسعه صنعت سرمایه‌گذاری و برای حساب متغیرهای توضیحی تحقیق از بانک اطلاعاتی تدبیرپرداز، دنا سهم، صحرا و پارس پرتفولیو (رهاورد نوین) استفاده شده است. شایان ذکر است که برای آزمون فرضیه‌ها، تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها و ترسیم نمودارها از نرم افزارهای SPSS، Excell و Eviews و برای تخمین بتا به روش دیمسون [۲۱] از برنامه نویسی در محیط نرم افزاری Statistica استفاده به‌عمل آمده است.

تشکیل پرتفوی و تخمین بتاهای پیش رتبه‌بندی و پس رتبه‌بندی

نتایج تحقیقات گوناگون مؤید این است که اندازه شرکت با بتای سهام همبستگی شدید دارد. در نتیجه، به دلیل این همبستگی، بتا به تنهایی قادر نیست اختلاف بازده سهام انفرادی را تبیین کند. بنابراین، برای تفکیک اثر اندازه شرکت از بتا و سنجش اثر مستقل بتا بر بازده سهام، آزمون‌ها در سطح پرتفوی انجام می‌شوند.[1] در تحقیق حاضر نیز به‌دلیل همبستگی شدید اندازه شرکت با بتا (۰/۸۳) از این روش‌شناسی استفاده به‌عمل آمد. به این معنی که، برای تفکیک اثر اندازه شرکت از بتا، با الهام از روش‌شناسی فاما و فرنچ [۲٤] اقدام به تشکیل پرتفوی‌های اندازه- بتا شد. در این راستا ابتدا کل قلمرو زمانی تحقیق (۱۳۸۳-۱۳۷٦) به دو دوره ۱۳۷۸-۱۳۷٦ و ۱۳۸۳-۱۳۷۸ تفکیک شد. هدف از این تفکیک دوره، مشاهده اختلاف بین ترتیب بتای پیش رتبه‌بندی و بتای پس رتبه‌بندی سهام بوده است. سپس، در پایان دوره اول (پایان سال ۱۳۷۷)، کل سهام نمونه بر اساس اندازه شرکت[2]

---

۱. هم‌چنین، نتایج مطالعات صورت گرفته در رابطه با ثبات بتا(Beta Stationarity) نشان می‌دهد که بتاهای تک تک سهام در طول زمان تغییر می‌کنند، اما بتاهای پرتفوی‌ها ثابت باقی می‌مانند.

2. Market equity (ME) and/or market capitalization

(تعداد سهام در جریان هر شرکت ضربدر قیمت بازار هر سهم در پایان سال) مرتب و سپس در پنج پرتفوی مساوی از کوچک به بزرگ طبقه‌بندی شدند؛ به‌گونه‌ای که در پرتفوی اول ۱۰ سهم با کم‌ترین ارزش بازار و در پرتفوی پنجم ۱۰ سهم با بیش‌ترین ارزش بازار جای گرفتند. سپس، بتای پیش رتبه‌بندی هر سهم بر اساس اطلاعات بازده روزانه، به‌صورت ماهانه و به روش دیمسون [۲۱] در قلمرو زمانی ۱۳۷۸-۱۳۷٦ به شرح زیر تخمین زده شد:

$$R_{it} = \alpha + \beta_{it-2}R_{mt-2} + \beta_{it-1}R_{mt-1} + \beta_{it}R_{mt} + \beta_{it+1}R_{mt+1} + \beta_{it+2}R_{mt+2} + e_{it}$$

که در آن،

β_{it-2} و R_{mt-2} : به ترتیب بیان‌گر بتای سهم i و بازده پرتفوی بازار در دو ماه قبل از ماه تخمین

β_{it-1} و R_{mt-1} : به ترتیب بیان‌گر بتای سهم i و بازده پرتفوی بازار در یک ماه قبل از ماه تخمین

β_{it} و R_{mt} : به ترتیب بیان‌گر بتای سهم i و بازده پرتفوی بازار در ماه جاری

β_{it+1} و R_{mt+1} : به ترتیب بیان‌گر بتای سهم i و بازده پرتفوی بازار در ماه بعد از ماه تخمین

β_{it+2} و R_{mt+2} : به ترتیب بیان‌گر بتای سهم i و بازده پرتفوی بازار در دو ماه بعد از ماه تخمین

که با حاصل جمع ضرایب معادله یادشده، بتای نهایی هر سهم به‌دست آمد:

$$\beta_i = \beta_{it-2} + \beta_{it-1} + \beta_{it} + \beta_{it+1} + \beta_{it+2}$$

در ادامه، به‌منظور تفکیک اثر اندازه از بتا و امکان‌پذیر ساختن تغییر برای بتا فارغ از ارتباط آن با اندازه شرکت، هر یک از پنج پرتفوی تشکیل شده بر مبنای اندازه بازار(ME)، بر اساس بتای پیش رتبه‌بندی سهام (نحوه تخمین بتاهای پیش رتبه‌بندی در قسمت بعد توضیح داده خواهد شد) به دو پرتفوی تفکیک شد؛ به‌گونه‌ای که پرتفوی اول شامل سهام با بتای کوچک‌تر و پرتفوی دوم شامل سهام با بتای بزرگ‌تر شد. به این ترتیب، با انجام مراحل یادشده، پرتفوی‌های اندازه ـ بتا تشکیل و انتظار می‌رود اثر اندازه از بتا تفکیک شده باشد. سپس، با استفاده از اطلاعات بازده روزانه سهام، بتاهای پس رتبه‌بندی سهام به‌صورت ماهانه با استفاده از روش دیمسون (۱۹۷۹) برای کلیه سهام پرتفوی‌ها برای دوره دوم تحقیق (۱۳۸٤-۱۳۷۹) برآورد شد. در نهایت، برای مشاهده تفاوت بین ترتیب بتای پیش رتبه‌بندی

و بـتای پس رتبه‌بندی، پرتفوی‌های تشکیل شده در دوره اول (۱۳۷۸-۱۳۷٦)، در دوره دوم (۱۳۸۳-۱۳۷٦) بر اساس بتای پس رتبه‌بندی طبقه‌بندی شده و بتای پس رتبه‌بندی حاصل از دوره دوم به‌عنوان "بتا" در مدل رگرسیون مقطعی فاما و مک بث [۲۳] قرار داده شد.

شـایان ذکـر است به‌دلیل این‌که بتای سهام انفرادی قدرت تبیین بازده را ندارد، ازاین‌رو از بـتای پـرتفوی کـه در دوره دوم تحقـیق (۱۳۸۳-۱۳۷۹) تخمیـن زده شـد، بـرای سنجش قـدرت تبیین بازده سهام انفرادی استفاده می‌شود. با این وجود، هر یک از متغیرهای اندازه، نسـبت ارزش دفـتری بـه قیمـت بـازار و نسبت سود به قیمت سهم به‌صورت انفرادی قابلیت تبییـن بـازده را دارا هسـتند، ازایـن‌رو برای سنجش اثر توضیحی آن‌ها در تبیین بازده سهام، اقدام به تشکیل پرتفوی نشد.

مدل رگرسیون مقطعی

بـرای بررسـی اثـر متغیـرهای توضـیحی (ریسک سیستماتیک، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفـتری بـه قیمـت بـازار و نسـبت سود به قیمت سهم) بر متغیر وابسته (بازده ماهانه سهام) از روش‌شناسـی فامـا و فـرنچ [۲٤] و فامـا و مـک بـث [۲۳] استفاده به‌عمل آمد. در این راستا بـرای هـر یـک از مـاه‌هـای دوره دوم تحقیق (۱۳۸۳-۱۳۷۸) رگرسیون مقطعی به شرح زیر برآورد شد:

$$R_{it} = a + b_{1t}\beta_{it} + b_{2t}\ln(ME_{it}) + b_{3t}\ln(BE/ME_{it}) + b_{4t}E/P + e_{it}$$

که در آن:

R_{it}: بازده سهم i در ماه t،

β_{it}: بتای پس رتبه‌بندی،

$Ln(ME_{it})$: اندازه بازار شرکت (لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام شرکت)،

$Ln(BE/ME_{it})$: نسبت لگاریتم طبیعی ارزش دفتری به قیمت بازار شرکت،

E/P : نسبت سود به قیمت و

e_{it}: خطای اندازه‌گیری است.

در مدل رگرسیون برآوردی یادشده، از روش حداقل مربعات معمولی(OLS) استفاده و پـس از محاسـبه عوامـل رگرسیون در هر یک از ماه‌های دوره دوم تحقیق (۱۳۸۳-۱۳۷۸)، میانگین ساده هر یک از متغیرها حساب و مبنای قضاوت نهایی قرار گرفت.

برای آزمون هر یک از فرضیه‌ها از مدل رگرسیون دو متغیره زیر استفاده شد:

$$E(r_i) = \gamma_0 + \gamma_1 x$$

که در آن، $E(r_i)$ بیان‌گر متوسط نرخ بازده مورد انتظار، γ_0 و γ_1 بیان‌گر ضرایب رگرسیون و x بیان‌گر متغیر مستقل مربوط است. برای هر یک از فرضیه‌ها انتظار می‌رود طبق فرضیه صفر(H_0)، γ_1 مساوی صفر باشد. بنابراین،

$H_0: \gamma_1 = 0$
$H_1: \gamma_1 \neq 0$

شایان ذکر است که برای سنجش اثر متغیرهای مستقل (بتا، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت) بر بازده سهام از روش گام به گام به جلو (Forward Stepwise) استفاده شده است؛ به این معنی که متغیرهای مستقل ابتدا به‌صورت تک تک وارد مدل شده و اثر انفرادی هر متغیر بر بازده از طریق آماره t-stat و ضریب تعیین تعدیل شده ($Adj. R^2$) مدل سنجیده شده است. در نهایت، متغیرهایی که از لحاظ آماری بااهمیت بوده‌اند به‌صورت گروهی وارد مدل شده و اثر آن‌ها بر بازده سنجیده شد. در این مدل، متغیرهایی که از لحاظ آماری معنی‌دار باشند، به‌عنوان عوامل مؤثر بر بازده شناخته می‌شوند.

یافته‌های تحقیق

الف) ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای مستقل

همان‌گونه که در بخش روش‌شناسی تحقیق نیز خاطر نشان شد، نتایج تحقیقات مختلف نشان می‌دهد که بین ریسک سیستماتیک و اندازه شرکت همبستگی وجود دارد. ازاین‌رو برای سنجش اثر مستقل هر یک از این متغیرها بر بازده سهام، الزاماً باید با تشکیل پرتفوی‌های اندازه- بتا، اثر اندازه از بتا تفکیک شد. برای پی بردن به‌وجود یا فقدان همبستگی بین اندازه شرکت و بتا و هم‌چنین همبستگی بین سایر متغیرهای توضیحی مورد مطالعه در تحقیق، اقدام به تشکیل ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای مستقل شد. نتیجه این بررسی در نگاره شماره (۱) ارایه شده است. در قسمت الف، ماتریس ضرایب همبستگی کلی متغیرها و در قسمت ب، ماتریس ضرایب همبستگی متغیرها به‌صورت ماهانه ارایه شده است. لازم به یادآوری است که تجزیه و تحلیل ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای مستقل در سطح سهام انفرادی انجام گرفته است.

نگاره ۱. ماتریس ضرایب همبستگی کلی و ماهانه بین متغیرها برای دوره فروردین ۱۳۷۶ تا اسفند ۱۳۸۳

متغیر	Ln(ME)	β	Ln(BE/ME)	E/P
قسمت الف) ماتریس همبستگی کلی متغیرها				
Ln(ME)	۱	۰/۸۳	-۰/۲۰	-۰/۲۸
β		۱	-۰/۰۷	-۰/۲۱
Ln(BE/ME)			۱	۰/۵۱
E/P				۱
قسمت ب) ماتریس همبستگی ماهانه متغیرها				
Ln(ME)	۱	۰/۲۵	-۰/۳۷	-۰/۲۹
β		۱	-۰/۰۵	-۰/۱۰
Ln(BE/ME)			۱	۰/۴۲
E/P				۱

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، بین اندازه شرکت و بتا، همبستگی شدید (۰/۸۳) وجود دارد؛ ازاین‌رو برای خنثی کردن این همبستگی بالا (تفکیک اثر اندازه از بتا) استفاده از رویکرد تشکیل پرتفوی به‌جای سهام انفرادی مناسب‌تر به نظر می‌رسد. تجزیه و تحلیل همبستگی بین سایر متغیرها در قسمت نتایج آزمون‌های اعتبارسنجی ارایه خواهد شد.

ب) نتایج تشکیل پرتفوی و تخمین بتاهای پیش رتبه‌بندی و پس رتبه‌بندی

طبق تجزیه و تحلیل ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای مورد مطالعه تحقیق معلوم شد که بین اندازه شرکت و بتا در بورس اوراق بهادار تهران همبستگی شدید وجود دارد (۰/۸۳). بنابراین، بمنظور تفکیک اثر اندازه از بتا و مشاهده ترتیب پیش‌رتبه‌بندی و پس‌رتبه‌بندی بتاها، با الهام از روش‌شناسی فاما و فرنچ [۲۴] اقدام به تشکیل پرتفوی‌هایا اندازه ـ بتا کرده و نتایج زیر حاصل شد.

با توجه به نتایج مندرج در نگاره‌های شماره (۲ و ۳)، ملاحظه می‌شود که بین بتای پیش رتبه‌بندی و بتای پس رتبه‌بندی تفاوتی وجود ندارد. به تعبیر دیگر، سهامی که در دوره پیش رتبه‌بندی در گروه پرتفوی‌های کوچک و بزرگ جای گرفته بودند در دوره پس رتبه‌بندی نیز در گروه پرتفوی‌های کوچک و بزرگ قرار گرفته‌اند. در این باره، نتایج حاصل با نتایج تحقیقات گزارش شده در بازار سرمایه کشورهای دیگر مطابقت دارد.

نگاره ۲. ترتیب پیش رتبه‌بندی بتاهای پرتفوی: سهام ابتدا بر اساس اندازه و سپس بر اساس بتای پیش رتبه‌بندی مرتب شده‌اند (۱۳۷۸-۱۳۷۶)

اندازه	بتای کوچک	بتای بزرگ
ME-1	-۰/۰۵۰٦	۰/۰۸۷۵
ME-2	-۰/۰۳۳۹	۰/۱۸۰٦
ME-3	۰/۰٦۷۱	۰/۱۵۸۱
ME-4	-۰/۰۳۲۵	۰/۱۹۸۱
ME-5	-۰/۰۳۲۵	۰/۱۸٦۸

نگاره ۳. ترتیب پس رتبه‌بندی بتاهای پرتفوی: سهام ابتدا بر اساس اندازه و سپس بر اساس بتای پس رتبه‌بندی مرتب شده‌اند (۱۳۸۳-۱۳۷۹)

اندازه	بتای کوچک	بتای بزرگ
ME-1	-۰/۰۰۹۱	۰/۲۰۱۸
ME-2	۰/۰۳٦۱	۰/۱۹۷٤
ME-3	۰/۰۵۰٤	۰/۱۹۲٤
ME-4	۰/۰٦٦۹	۰/۲۵۱۸
ME-5	۰/۱٦۹٤	۰/۳۸۳۷

ج) نتایج آزمون فرضیه‌ها

هر یک از فرضیه‌های تحقیق به‌وسیله روش رگرسیون گام به گام به جلو (Forward Stepwise) مورد آزمون قرار گرفت. به این معنی که هر یک از متغیرهای مستقل ابتدا به‌صورت انفرادی وارد مدل شده و اثر هر متغیر بر بازده از طریق آماره t-stat استاندارد و ضریب تعیین تعدیل شده ($Adj. R^2$) مدل سنجیده شده است. نتایج حاصل در نگاره شماره (٤) گزارش شده است.

طبق فرضیه اول تحقیق، انتظار می‌رفت بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران رابطه مثبت وجود داشته باشد. همان‌گونه که در مدل شماره (۱) نگاره شماره (٤) ملاحظه می‌شود، ضریب رگرسیونی متغیر بتا مثبت بوده (۰/۰٦۹٦۱۲) و از لحاظ آماری معنی‌دار است (t-stat = ۲/٤۰۸۱٦). بنابراین به استناد این نتیجه، فرضیه اول تحقیق تأیید می‌شود. با این وجود، بتا قادر است تنها ۱۱ درصد تغییرات بازده سهام را تبیین کند. در تفسیر این نتیجه باید گفت که اگرچه پیش بینی محوری مدل CAPM، مبنی بر وجود رابطه خطی مثبت بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در

قلمرو زمانی مورد مطالعه تأیید می‌شود، اما به لحاظ قدرت توضیحی پایین مدل، به نظر می‌رسد عوامل یا متغیرهای دیگری با بازده سهام مرتبط هستند که بتا به‌عنوان شاخص ریسک سیستماتیک، قادر به جذب نقش آن‌ها نیست.

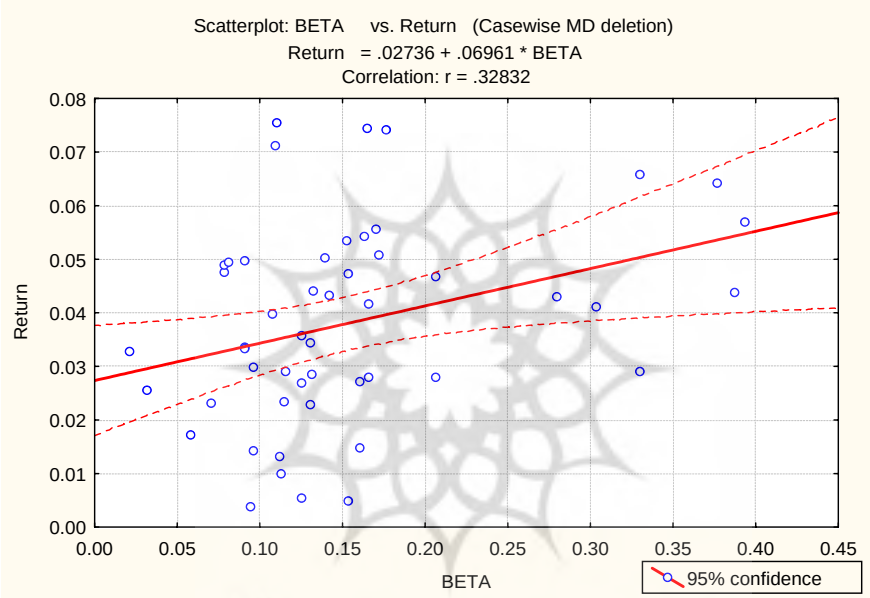
نگاره ۴. میانگین شیب‌های رگرسیون ماهانه بازده سهام بر روی ریسک سیستماتیک(β دیمسون)، اندازه شرکت(LnME)، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار(LnBM/ME) و نسبت سود به قیمت(E/P)؛ فروردین ۱۳۷۹ تا اسفند ۱۳۸۳

Model	β	Ln(ME)	Ln(BE/ME)	E/P	Adj. R^2
(۱)	۰/۰۶۹۶۱۲**				۰/۱۱
t-stat	(۲/٤۰۸۱٦)				
p-value	(۰/۰۱۹۹۲۳)				
(۲)		۰/۰۰۷۱۸۷**			۰/۲۰
t-stat		(۳/٤٥۱۸۰)			
p-value		(۰/۰۰۱۱۷۲)			
(۳)			−۰/۰۱٤۳۳۷**		۰/۲٦
t-stat			(−٤/۱۲۱۱۸)		
p-value			(۰/۰۰۰۱٤۸)		
(٤)				−۰/۲۲٦۳۲٦**	۰/۳۳
t-stat				(−٤/۸۲۸۰۳)	
p-value				(۰/۰۰۰۰۱٤)	
(٥)	−۰/۰۲۷۲۰۹	۰/۰۰۸۸۹۷**			۰/۱۷
t-stat	(−۰/٥٥٤۲۱)	(۲/۳۸٤۳۰)			
p-value	(۰/٥۸۲۰٦۰)	(۰/۰۲۱۲۰۰)			
(٦)	۰/۰٦۱٥٥۱**		−۰/۰۱۳۷۰۳**		۰/۳۲
t-stat	(۲/٤٥۱۸۸)		(−٤/۱۲۷۱۰)		
p-value	(۰/۰۱۷۹۸۲)		(۰/۰۰۰۱٤۹)		
(۷)	−۰/۰۰٥۱٦٥	۰/۰۰٥٥۰۲۲	−۰/۰۰۷٥۲۸**	−۰/۱۳۸٦۸۷**	۰/٤۲
t-stat	(−۰/۱۲٤۰٥)	(۱/٥٥٤۲۱)	(−۲/۰۸۱۰۸)	(−۲/٦۹۷۸٦)	
p-value	(۰/۹۰۱۸۲٥)	(۰/۱۲۷۱٤۱)	(۰/۰٤۳۱٤۷)	(۰/۰۰۹۷۸۹)	
(۸)		۰/۰۰٤٦۹۲**	−۰/۰۰۷٦۰٤**	−۰/۱۳۸۳۹٥**	۰/٤۳
t-stat		(۲/٥۹۰٥۳)	(−۲/۱٥٥۹۳)	(−۲/۷۲٤۳۲)	
p-value		(۰/۰۱۲۷۹٤)	(۰/۰۳٦۳٥۳)	(۰/۰۰۹۰۷۹)	

** معنی‌دار در سطح ٪۹٥

هم‌چنین یکی دیگر از پیش بینی‌های بنیادی مدل CAPM این است که ارتفاع یا عرض

از مبدأ مدل برابر با نرخ بازده بدون ریسک است. بررسی نمودار پراکندگی و ضریب همبستگی بین بازده و ضریب بتا در نمودار شماره (۱) نشان می‌دهد که عرض از مبدأ مدل آزمون شده CAPM در این تحقیق، ۰/۰۲۷۳٦ است. این بدین معنی است که بازده سالانه بدون ریسک در قلمرو زمانی تحقیق در حدود ۳۲ درصد بوده است. بنابراین، به نظر می‌رسد این نرخ از نرخ سود سپرده‌های بانکی یا نرخ سود اوراق مشارکت (تقریباً ۱۷ درصد) بیش‌تر است. در عین حال، باید توجه داشت که نظر به این‌که متوسط نرخ تورم در طول ۸ سال قلمرو زمانی تحقیق تقریباً ۲۵-۲۰ درصد گزارش شده است ازاین‌رو نرخ بازده بدون ریسک واقعی در این دوره تقریباً ۷ الی ۱۰ درصد برآورد می‌شود.



نمودار۱. نمودار پراکندگی بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: فروردین ۱۳۷۹تا اسفند ۱۳۸۳

بدین ترتیب، نتیجه آزمون فرضیه اول این تحقیق، یافته‌های تحقیق بخشنده[۲]، زینل همدانی و پیرصالحی [٤] و شفیع زاده [٥] را رد کرده، اما یافته‌های تحقیق قائمی[٦] و باقرزاده[۱۲ و ۱] را مورد تأیید قرار می‌دهد.

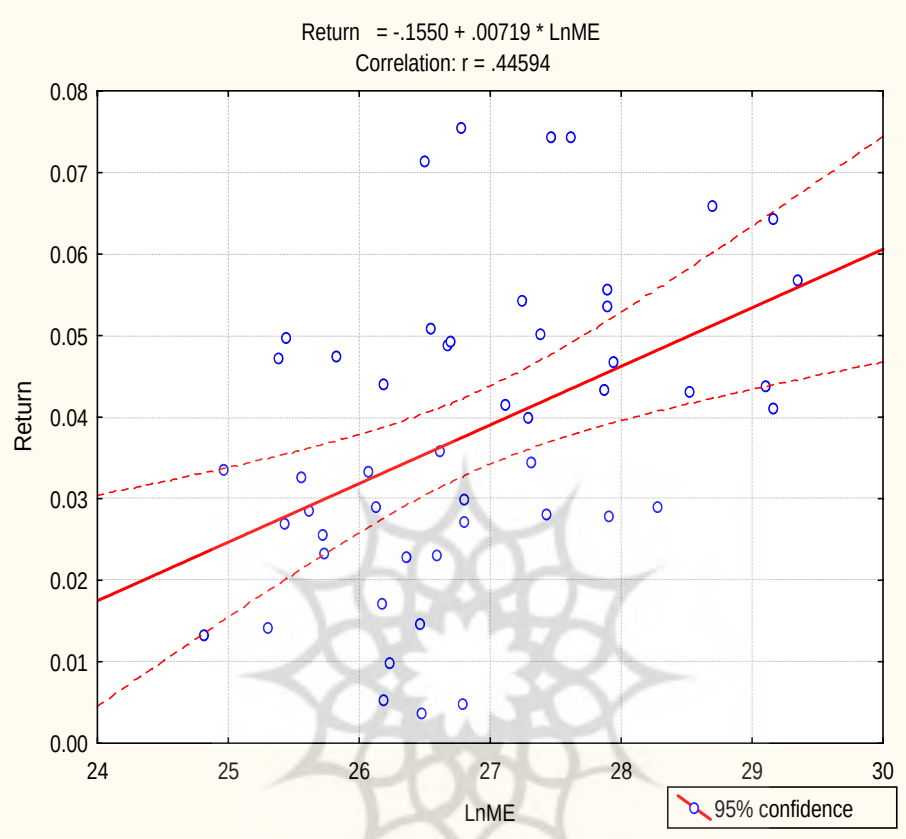
نتیجه آزمون فرضیه دوم در مدل شماره ۲ نگاره شماره (٤) به وضوح مشخص است. طبق فرضیه دوم تحقیق انتظار می‌رفت بین اندازه شرکت و بازده سهام رابطه منفی وجود داشته باشد. اما طبق نتیجه مدل شماره ۲، علامت ضریب رگرسیونی متغیر اندازه شرکت

مثبت بوده (۰/۰۰۷۱۸۷) و از لحاظ آماری معنی‌دار است(t-stat = ۳/٤٥۱۸۰). بنابراین به استناد این یافته، فرضیه دوم تحقیق در سطح اطمینان ۹۸ درصد در بورس اوراق بهادار تهران تأیید نمی‌شود. بدین ترتیب، اثر اندازه شرکت در بورس اوراق بهادار تهران مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. این یافته برخلاف یافته‌هایی است که در ادبیات مالی و مطالعات مشابه در کشورهای دیگر گزارش شده است. با این وجود، این یافته با یافته‌های بکارت و همکاران[1] (۱۹۹۷)، باقرزاده [۱۲ و ۱] و داوری و افراسیابی[۳] مطابقت دارد. بر اساس این یافته، به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران برای حصول اطمینان از دستیابی به نرخ بازده مورد انتظار خود، سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های بزرگ را که از لحاظ قدمت، سودآوری، تقسیم سود و. . . نسبت به شرکت‌های کوچک از جایگاه مستحکم‌تری برخوردارند، ترجیح می‌دهند. شاید یکی از دلایل این رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، خوشبینی بیش از حد آن‌ها به شرکت‌های بزرگ و عکس‌العمل بیش از اندازه آن‌ها به اخبار و اطلاعات این قبیل شرکت‌ها باشد[۱]. بنابراین، این اقدام سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای و مبتدی در بورس اوراق بهادار تهران با یکی از مفروضات اساسی مدل CAPM مبنی بر رفتار عقلایی سرمایه‌گذاران در بازار، سازگاری ندارد. برای ارایه تصویری مطلوب از رابطه بین اندازه شرکت و بازده سهام در قلمرو زمانی مورد مطالعه، نمودار پراکندگی و ضریب همبستگی بین این دو متغیر در نمودار شماره (۲) ارایه شده است.

طبق فرضیه سوم تحقیق انتظار می‌رفت بین نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و بازده سهام رابطه مثبت وجود داشته باشد. با این وجود، در مدل شماره ۳، علامت ضریب رگرسیونی متغیر نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار منفی بوده (۰/۰۱٤۳۷۷-) و از لحاظ آماری معنی‌دار است (t = -٤/۱۲۱۱۸). بنابراین فرضیه سوم تحقیق نیز تأیید نمی‌شود. این یافته با نتایج تحقیقات مشابه در کشورهای دیگر مطابقت نمی‌کند. در تفسیر این یافته می‌توان چنین عنوان کرد که نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار رشد بالقوه آتی شرکت را نشان می‌دهد. بنابراین این نسبت با فرصت‌های رشد و توسعه آتی در ارتباط بوده و انتظار می‌رود بین این نسبت و بازده مورد انتظار رابطه معکوس وجود داشته باشد. اما در بورس اوراق بهادار تهران این رابطه مثبت به‌دست آمد. بنابراین می‌توان گفت که سرمایه‌گذاران

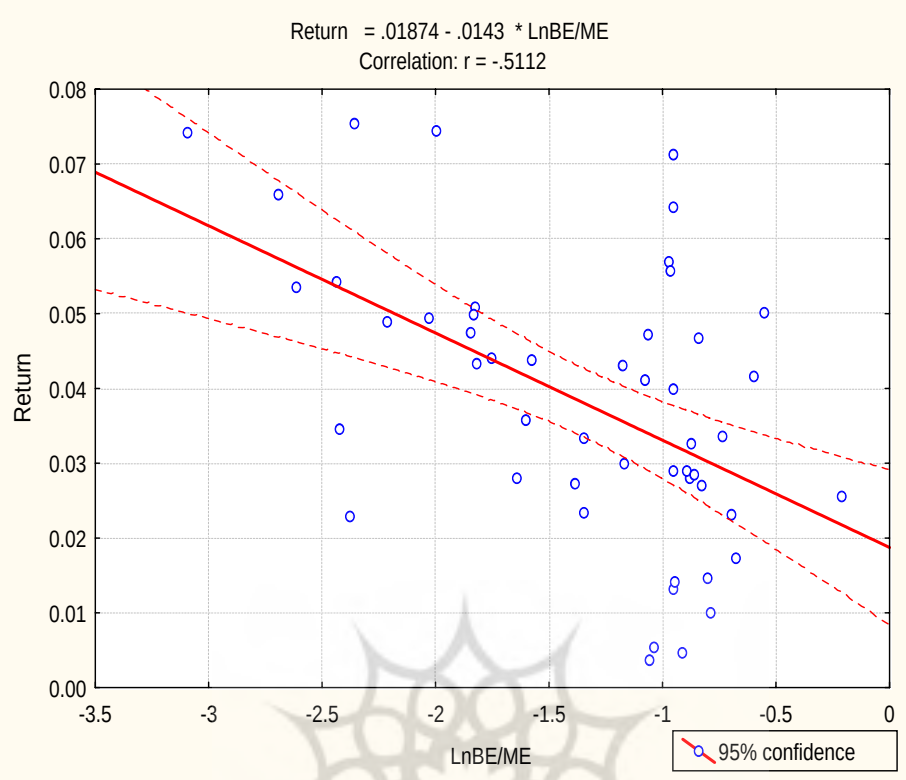
1. Bekaert et al.

در بورس اوراق بهادار تهران به فرصت‌های رشد و توسعه آتی شرکت‌ها اهمیت کافی قایل نمی‌شوند.



نمودار۲. نمودار پراکندگی بین اندازه شرکت و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: فروردین ۱۳۷۹ تا اسفند ۱۳۸۳

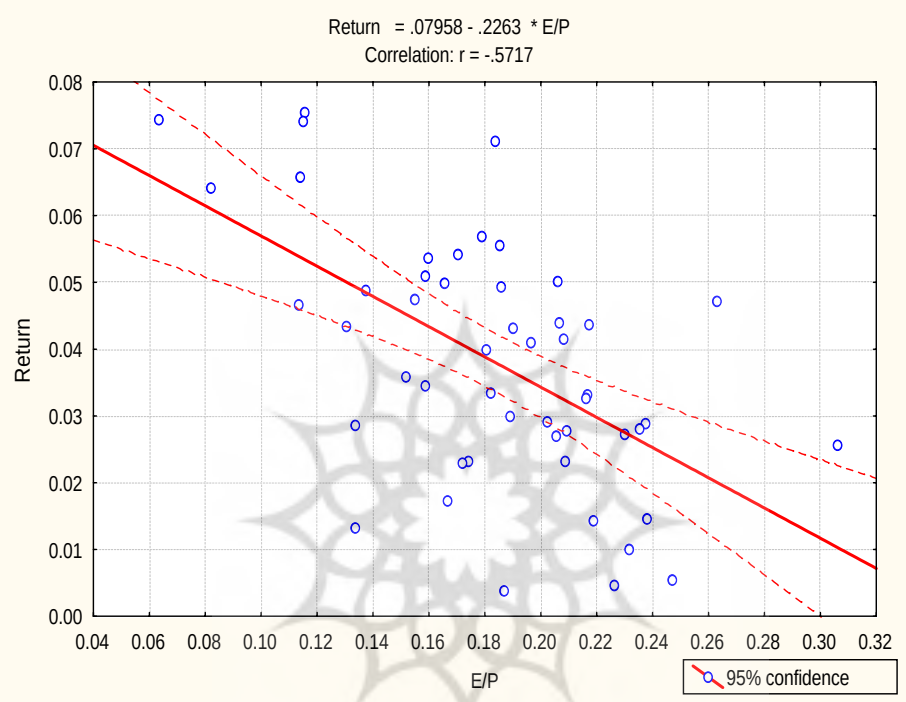
برای ارایه تصویری مطلوب از رابطه بین نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و بازده در قلمرو زمانی مورد مطالعه، نمودار پراکندگی و ضریب همبستگی بین این دو متغیر در نمودار شماره (۳) ارایه شده است.



نمودار۳. نمودار پراکندگی بین نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: فروردین ۱۳۷۹ تا اسفند ۱۳۸۳

هم‌چنین، طبق فرضیه چهارم تحقیق انتظار می‌رفت بین نسبت سود به قیمت و بازده سهام رابطه مثبت برقرار باشد، اما علامت ضریب رگرسیونی متغیر نسبت سود به قیمت در مدل شماره ٤ نگاره شماره (٤) نشان می‌دهد که این رابطه منفی بوده (۰/۲۲٦۳۲٦-) و از لحاظ آماری معنی‌دار (t-stat = -٤/۸۲۸۰۳) است. بنابراین، فرضیه چهارم تحقیق در بورس اوراق بهادار تهران تأیید نمی‌شود. این یافته برخلاف یافته‌هایی است که در ادبیات مالی و مطالعات مشابه در کشورهای دیگر گزارش شده‌اند. در تفسیر این یافته باید گفت که نسبت سود به قیمت با ریسک شرکت و متعاقباً بازده مورد انتظار از سهم شرکت رابطه مستقیم دارد. به این معنی که شرکت‌هایی که از نسبت سود به قیمت بالاتری برخوردار باشند، منطقاً انتظار می‌رود که به تبع بالا بودن ریسک این قبیل شرکت‌ها، بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران از این سهام نیز بیش‌تر باشد و بالعکس. اما طبق نتایج حاصل در مدل شماره ٤ نگاره شماره (٤)، این رابطه در بازار سرمایه ایران برعکس است. این بدین معنی است که

سـرمایه‌گـذاران در انتخاب سهام برای سرمایه‌گذاری، ریسک‌ها، چشم انداز و فرصت‌های رشـد و توسـعه آتـی شـرکت‌هـا را به‌طور کامل مد نظر قرار نمی‌دهند. برای ارایه تصویری مطلـوب از رابطـه بیـن نسـبت سـود بـه قیمـت و بازده در قلمرو زمانی مورد مطالعه، نمودار پراکندگـی و ضـریب همبسـتگی بیـن آن دو متغیـر در قالـب نمـودار شماره (٤) ارایه شده است.



نمودار۴. نمودار پراکندگی بین نسبت سود به قیمت و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: فروردین ۱۳۷۹ تا اسفند ۱۳۸۳

در مـدل شـماره ۵، اثـر هر دو متغیر ریسک سیستماتیک و اندازه شرکت بر بازده سهام بـه‌صـورت مشـترک سـنجیده شده است. انتظار می‌رفت به‌دلیل همبستگی شدید بین اندازه شـرکت و بـتای سـهام (ضریب همبستگی بین این دو متغیر حدود ۸۳ درصد است)، قدرت تبیین هر یک از متغیرها نسبت به قبل تغییر کند. نتیجه مدل شماره ۵، این پیش بینی را تأیید مـی‌کـند. طـبق مـدل شـماره ٦، نسـبت ارزش دفـتری به قیمت بازار در مقایسه با بتای سهام قـدرت تبیین بیش‌تری دارد. در مدل شماره ۷، اثر هر چهار متغیر به‌صورت یک‌جا بر بازده

سهام سنجیده شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در این مدل، ضریب رگرسیونی دو متغیر بتا و اندازه شرکت از لحاظ آماری معنی‌دار نیست اما دو متغیر نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت قادرند حدود ٤۲ درصد از تغییرات مقطعی بازده سهام را تشریح کنند. در مدل شماره ۸، ریسک سیستماتیک از مدل حذف شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، با حذف ریسک سیستماتیک از مدل قدرت تبیین متغیر اندازه شرکت افزایش یافته و سه متغیر باقی مانده در مجموع قادرند ٤۳ درصد تغییرات بازده سهام را در بورس اوراق بهادار تهران توضیح دهند.

در مجموع، طبق نتایج گزارش شده در نگاره شماره (٤)، به نظر می‌رسد بتا به‌عنوان شاخص ریسک سیستماتیک سهام، قدرت تبیین بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی مورد مطالعه (۱۳۸٤-۱۳۷٦) را ندارد. این یافته با یافته‌های مطالعات فاما و فرنچ[۲٤، ۲۵، ۲٦، ۲۷، ۲۸، ۲۹ و ۳۰] در بازار سرمایه آمریکا، چان و همکاران[۱٦] در بازار سرمایه ژاپن، لم[۳۹] در بازار سرمایه هنگ کنگ و باقرزاده در بازار سرمایه ایران[۱۲ و ۱] مطابقت دارد. با این وجود، به نظر می‌رسد سه متغیر حسابداری: اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت، در تبیین بازده سهام نقشی مؤثرتر از بتا ایفا می‌کنند. در عین حال به نظر می‌رسد مدل متشکل از دو متغیر اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، مدل مناسبی برای تشریح اختلاف میانگین بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران باشد. این مدل پیشنهادی دو بازتاب عملی در پی دارد. اول این‌که، از این مدل می‌توان به‌عنوان یک مدل مبنا یا الگو[1] برای ارزیابی عملکرد پرتفوی بورسی شرکت‌های سرمایه‌گذاری استفاده کرد. دوم این‌که، سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها می‌توانند با استفاده از این مدل بتای بهتر و دقیق‌تری را برای برآورد هزینه سرمایه به‌عنوان نرخ تنزیل حساب ارزش فعلی خالص طرح‌های سرمایه‌گذاری خود برآورد کنند.

اعتبارسنجی نتایج تحقیق

به‌منظور اعتبارسنجی نتایج حاصل از رگرسیون‌های برآورد شده در نگاره شماره (٤)، در ادامه تحقیق با الهام از روش‌شناسی فاما و فرنچ [۲٤]، اقدام به آزمون غیررسمی نتایج حاصل از رگرسیون‌های مقطعی شد. به این منظور ابتدا هر یک از متغیرهای توضیحی

1. Benchmark

به‌صورت ماهانه از کوچک به بزرگ مرتب و سپس در قالب پنج پرتفوی طبقه‌بندی شدند. نظر به این‌که هر یک از سهام گنجانده شده در هر پرتفوی دارای سایر متغیرهای توضیحی نیز است، میانگین هر یک از متغیرهای دیگر نیز برای آن پرتفوی حساب شد. به‌عنوان مثال، نگاره شماره (٤) پرتفوی‌هایی را نشان می‌دهد که بر اساس متغیر توضیحی بتا تشکیل شده‌اند. طبق این نگاره، در هر ماه بتای ۵۰ سهم نمونه از کوچک به بزرگ مرتب و در پنج دسته طبقه‌بندی شده‌اند. در ادامه، میانگین اندازه(ME) و سایر متغیرهای مورد مطالعه شامل بتا(β)، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار(LnB/M) و نسبت سود به قیمت سهم(E/P) و متغیر وابسته(R_i) حساب شد. برای دستیابی به یک نگاره نهایی به‌منظور قضاوت در مورد رابطه بین متغیرها، فرایند یادشده ٦۰ مرتبه برای ٦۰ ماه در دوره دوم تحقیق (۱۳۸۳-۱۳۷۸) تکرار و میانگین محاسبات ٦۰ ماهه به‌دست آمد. این فرایند برای سایر متغیرهای توضیحی (β, B/M, E/P) نیز به شیوه‌ای مشابه تکرار شد. در ادامه به گزارش این نتایج پرداخته می‌شود.

الف) مرتب سازی پرتفوی‌ها بر اساس بتا(β)

در نگاره شماره (۵)، شرکت‌ها براساس ریسک سیستماتیک سهام(β) مرتب شده‌اند. طبق این نگاره، در هر ماه شرکت‌ها بر اساس بتای ماهانه از کوچک به بزرگ مرتب شده و در ۵ پرتفوی طبقه‌بندی شدند؛ به‌طوری که پرتفوی شماره یک بیان‌گر شرکت‌هایی با کوچک‌ترین بتا و پرتفوی شماره پنج بیان‌گر شرکت‌هایی با بزرگ‌ترین بتا هستند. در ادامه، میانگین سایر متغیرهای مورد مطالعه شامل اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت سود به قیمت و هم‌چنین متغیر وابسته (بازده سهام: R_i) حساب و در هر ماه نگاره‌ای شبیه نگاره شماره (۵) به‌دست آمد. برای دستیابی به نگاره نهایی شماره (۵)، فرآیند یادشده ٦۰ مرتبه برای ٦۰ ماه (دوره دوم ۱۳۸۳-۱۳۷۹) محاسبه و میانگین ٦۰ ماه به‌عنوان ارقام نهایی نگاره قلمداد شد. نگاره شماره (۵) نشان می‌دهد که با روند افزایشی پرتفوی‌هایی که براساس β ازکوچک به بزرگ مرتب شده‌اند، سایر متغیرهای مستقل (LnME, LnBE/ME, E/P) و متغیر وابسته (Return) چه روندی دارند.

طبق یافته‌های حاصله در نگاره شماره (۵)، پرتفوی‌هایی که بر اساس β از کوچک به بزرگ مرتب شده‌اند همراه با افزایش بتای پرتفوی، روند بازده نیز نسبتاً صعودی است. هم‌چنین، نتایج حاصله در این نگاره با نتایج حاصل در مدل رگرسیون شماره ۱ نگاره

شماره (۲) مطابقت دارد. هم‌چنین، ملاحظه می‌شود که با افزایش روند بتا، اندازه نیز افزایش پیدا می‌کند. نتایج حاصل در این قسمت با همبستگی مثبت بالا بین بتا و اندازه (۰/۸۳) مطابقت می‌کند. بررسی رابطه روند بین بتا و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نشان می‌دهد که این دو متغیر رابطه معکوس با یکدیگر دارند و این نتیجه با همبستگی منفی ضعیف بین بتا و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (۰/۰۷-) مطابقت می‌کند. در نهایت، مطالعه رابطه بین بتا و نسبت سود به قیمت نشان می‌دهد که بتای پرتفوی با نسبت سود به قیمت رابطه منفی دارد و این نتیجه با همبستگی منفی بین بتا و نسبت سود به قیمت (۰/۲۱-) مطابقت می‌کند.

نگاره ۵. پرتفوی‌هایی که بر اساس بتا (β) مرتب شده‌اند: فروردین ۱۳۷۹ تا اسفند ۱۳۸۳

متغیر	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
Return	۰/۰٤۱۵	۰/۰۲٦٤	۰/۰۳٦۷	۰/۰٤۵۸	۰/۰٤۳۲
β	-۰/۱۸۲۰	۰/۰۰۷۸	۰/۱٤۰۱	۰/۲۸۸٤	۰/۵۱۸۰
Ln(ME)	۲٦/۵۲۱	۲٦/۵۳۵	۹۲۷ ۲٦/	۲٦/۸٦۲	۲۷/۵۱۱
Ln(BE/ME)	-۱/۳۱۷	-۱/۳۲۰	-۱/٤۰۸	-۱/۳۲۰	-۱/٤٦٦
E/P	۰/۱۹۳٦	۰/۱۸۵۸	۰/۱۷۸۸	۰/۱۸۰۷	۰/۱۷۷۱

ب) مرتب سازی پرتفوی‌ها بر اساس اندازه شرکت(LnME)

نگاره شماره (٦) رابطه بین پرتفوی‌هایی که بر اساس اندازه شرکت(LnME) از کوچک به بزرگ مرتب شده‌اند را با سایر متغیرهای مستقل (β, LnBE/ME, E/P) و متغیر وابسته نشان می‌دهد.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، طبق یافته‌های مندرج در نگاره شماره (٦)، پرتفوی‌هایی که براساس اندازه شرکت از کوچک به بزرگ مرتب شده‌اند، همراه با افزایش اندازه پرتفوی، روند بازده نیز نسبتاً صعودی است. بنابراین نتایج حاصل در این قسمت با نتیجه حاصل در مدل رگرسیونی شماره ۲ نگاره شماره (٤) مطابقت دارد. هم‌چنین، روند افزایشی پرتفوی‌های که براساس اندازه مرتب شده‌اند همراه با روند افزایش بتا است. بنابراین، نتایج حاصل در این قسمت با همبستگی بالا بین بتا و اندازه (۰/۸۳) مطابقت می‌کند. در عین حال، روند افزایشی پرتفوی‌هایی که براساس اندازه مرتب شده‌اند همراه باروند کاهشی

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است. نتایج حاصل در این قسمت با همبستگی منفی بین اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (۰/۲-) مطابقت می‌کند. در نهایت، روند افزایشی پرتفوی‌هایی که براساس اندازه مرتب شده‌اند همراه با روند کاهشی نسبت سود به قیمت است. بر این اساس، نتایج حاصل در این قسمت با همبستگی منفی اندازه و نسبت سود به قیمت (۰/۲۸-) مطابقت می‌کند.

نگاره ۶. پرتفوی‌هایی که براساس اندازه شرکت(LnME) مرتب شده‌اند: فروردین ۱۳۷۹تا اسفند ۱۳۸۳

متغیر	Ln(ME) ۱	Ln(ME) ۲	Ln(ME) ۳	Ln(ME) ٤	Ln(ME) ۵
Return	۰/۰۲٤۵	۰/۰۲٦۱	۰/۰٤٤۸	۰/۰٤۰۰	۰/۰۵٦۲
β	۰/۰۸٦۲	۰/۰۹۳۷	۰/۱٤۰۸	۰/۱۵٦٤	۰/۲۹۵۳
Ln(ME)	۲۵/۱۰۹	۲٦/۰۵۵	۲٦/۷۸٦	۲۷/٦۱۰	۲۸/۷۵٤
Ln(BE/ME)	-۰/۸۷۹	-۱/۱۱۸	-۱/۵٦۷	-۱/٦۲۵	-۱/۵۹۰
E/P	۰/۱۹۸۲	۰/۲۰۳۱	۰/۱۹۳۹	۰/۱٦۷٤	۰/۱۵۳٤

ج) مرتب سازی پرتفوی‌ها براساس نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار(LnBE/ME)

نگاره شماره (۷)، وضعیت روند پرتفوی‌هایی که براساس نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار(LnBE/ME) از کوچک به بزرگ مرتب شده‌اند را با سایر متغیرهای مستقل (β, Ln(ME), E/P) و متغیر وابسته به تصویر می‌کشد.

نگاره ۷. پرتفوی‌هایی که بر اساس نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار(LnBE/ME) مرتب شده‌اند: فروردین ۱۳۷۹ تا اسفند ۱۳۸۳

متغیر	Ln (BE/ME) ۱	Ln (BE/ME) ۲	Ln (BE/ME) ۳	Ln (BE/ME) ٤	Ln (BE/ME) ۵
Return	۰/۰۵۹۷	۰/۰٤٦٦	۰/۰٤۰۳	۰/۰۲٦۳	۰/۰۲۰٤
β	۰/۱٦۹۲	۰/۱٤۳۵	۰/۱۵٦۷	۰/۱۸۱۹	۰/۱۲۱۰
Ln(ME)	۲۷/۲۸۷	۲٦/۹۸۷	۲۷/۰۳۸	۲٦/۹۲٦	۲٦/۱۳۰
Ln(BE/ME)	-۲/٦٦٦	-۱/۸٤۰	-۱/۲۵۳	-۰/۸۷۷	-۰/٤۱٤
E/P	۰/۱۳۲۳	۰/۱۷٤۳	۰/۱۹٦۸	۰/۲۰۲۹	۰/۲۰۹۷

طبق یافته‌های مندرج در نگاره شماره (۷)، پرتفوی‌هایی که براساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار مرتب شده‌اند، همراه با افزایش نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار

(LnBE/ME)، روند بازده نزولی است. بر این اساس، نتایج حاصل در این قسمت با نتایج حاصل در رگرسیون ۳ نگاره شماره (٤) مطابقت دارد. هم‌چنین، روند افزایشی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار همراه با روند نسبتاً کاهشی بتا است. ازاین‌رو نتایج حاصل در این قسمت با همبستگی ضعیف منفی بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بتا (۰/۰۷-) مطابقت می‌کند. در عین حال، روند افزایشی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار همراه با روند کاهشی اندازه است. بنابراین، نتایج حاصل در این قسمت با همبستگی منفی بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازه (۰/۲-) مطابقت می‌کند. دست آخر، روند افزایشی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازارهمراه با روند افزایشی نسبت سود به قیمت است. بنابراین، نتایج حاصل در این قسمت با همبستگی مثبت بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نسبت سود به قیمت (۰/۵۱) مطابقت می‌کند.

د) مرتب سازی پرتفوی‌ها بر اساس نسبت سود به قیمت(E/P)

نگاره شماره (۸) روند افزایشی پرتفوی‌هایی که بر اساس نسبت سود به قیمت(E/P) از کوچک به بزرگ مرتب شده‌اند را با سایر متغیرهای مستقل(β, Ln(ME), Ln(BE/ME)) و متغیر وابسته به تصویر می‌کشد.

نگاره ۸. پرتفوی‌هایی که براساس نسبت سود به قیمت(E/P) مرتب شده‌اند:
فروردین ۱۳۷۹ تا اسفند ۱۳۸۳

متغیرها	E/P ۱	E/P ۲	E/P ۳	E/P ٤	E/P ۵
Return	۰/۰۷۰۷	۰/۰۵۱۱	۰/۰۳۷۸	۰/۰۲۹۷	۰/۰۰٦۱
β	۰/۱۷٦۲	۰/۱۷٤۳	۰/۱٦۱۱	۰/۱٤٤۰	۰/۱۱٦۸
Ln(ME)	۲۷/۰٤۵۸	۲۷/۱٦۹۵	۲۷/۰۳۳۷	۲٦/۸٤۸۵	۲٦/۲٦٤۷
Ln(BE/ME)	-۱/۹٤۲٦	-۱/٦۱۸۵	-۱/۳٤۸۷	-۱/۱۳۷۱	-۰/۸۰۵۰
E/P	۰/۰۷۲۹	۰/۱٤۷٤	۰/۱۸۸۵	۰/۲۲۳۸	۰/۲۸۳۳

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، طبق یافته‌های مندرج در نگاره شماره (۸)، پرتفوی‌هایی که براساس نسبت سود به قیمت مرتب شده‌اند، همراه با افزایش نسبت سود به قیمت(E/P)، روند بازده نزولی است. بنابراین، نتایج حاصل در این قسمت با نتایج حاصل در مدل رگرسیون ٤ نگاره شماره (٤) مطابقت دارد. هم‌چنین، روند افزایشی نسبت سود به قیمت همراه با روند کاهشی بتا است. ازاین‌رو نتایج حاصل در این قسمت با همبستگی منفی بین

نسبت سود به قیمت و بتا (۰/۲۱-) مطابقت می‌کند. روند افزایشی نسبت سود به قیمت همراه با روند افزایشی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است. نتایج در این قسمت با همبستگی مثبت بین نسبت سود به قیمت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (۰/۵۱) مطابقت می‌کند. روند افزایشی نسبت سود به قیمت همراه با روند کاهشی اندازه است. نتایج در این قسمت با همبستگی منفی بین نسبت سود به قیمت و اندازه (۰/۲۸-) مطابقت می‌کند.

نتیجه‌گیری

به‌رغم کاربرد مدل CAPM شارپ (۱۹٦٤)، لینتنر (۱۹٦۵) و بلک (۱۹۷۲) در محافل مالی و دانشگاهی، شواهد تجربی فراوانی علیه آن وجود دارد. مطالعات تجربی صورت گرفته در دهه اخیر نشان می‌دهد که بتا به‌عنوان شاخص ریسک سیستماتیک، قدرت تبیین بازده سهام را ندارد. در عین حال، متغیرهای دیگری که در نظریه‌های قیمت‌گذاری تعادلی اوراق بهادار محلی از اعراب ندارند، نظیر اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت در تشریح بازده سهام نقش مؤثری ایفا می‌کنند. تحقیق حاضر با هدف شناسایی عوامل مؤثر بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفت. به این منظور، افزون بر بررسی رابطه بین ریسک سیستماتیک با بازده، اثر انفرادی و گروهی متغیرهای اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت بر بازده سهام در قلمرو زمانی ۱۳۸٤-۱۳۷٦ در بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرار گرفت. برای اعتبار بخشیدن به نتایج تحقیق، برای تخمین بتا از روش بهبودیافته دیمسون (۱۹۷۹) استفاده شد. خلاصه نتایج تحقیق به این شرح است: سنجش اثر انفرادی هر یک از متغیرهای ریسک سیستماتیک، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت بر بازده سهام نشان می‌دهد که بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی ۱۳۸٤-۱۳۷٦، رابطه خطی مثبت وجود دارد؛ اگرچه ریسک سیستماتیک (بتا) به تنهایی قادر نیست اختلاف میانگین بازده سهام را تشریح کند. مطالعه رابطه بین اندازه شرکت با بازده سهام حاکی از این است که بر خلاف رابطه مورد انتظار معکوس بین اندازه شرکت و بازده سهام، اندازه شرکت با بازده سهام رابطه مثبت معنی‌دار دارد. این نتیجه با یافته‌های مطالعات مشابه در کشورهای دیگر در تضاد است. هم‌چنین، بررسی رابطه بین دو متغیر نسبت ارزش دفتری به

قیمت بازار و نسبت سود به قیمت با بازده سهام نشان می‌دهد که بر خلاف انتظار، هر دو نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت با بازده سهام رابطه منفی معنی‌دار دارند. بنابراین، نتیجه به‌دست آمده در این رابطه نیز با نتایج تحقیقات گزارش شده در ادبیات مالی تناقض دارد.

سنجش اثر گروهی متغیرها بر بازده حکایت از این دارد که در مدل چند متغیره فاما و فرنچ [۲٤] ریسک سیستماتیک در کنار سایر متغیرها ارتباط معناداری با بازده نداشته اما سه متغیر اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت به‌عنوان کلیدی‌ترین متغیرهای مؤثر بر بازده سهام در دوره مورد مطالعه (۱۳۸٤-۱۳۷٦) در بورس تهران به شمار می‌روند. بدین ترتیب به نظر می‌رسد مدل متشکل از سه متغیر اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت مدل مناسبی برای تشریح بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران باشد. مدل پیشنهادی دو بازتاب عملی در پی دارد. اول این‌که، از این مدل می‌توان به‌عنوان یک مدل مبنا یا الگو برای ارزیابی عملکرد پرتفوی بورسی شرکت‌های سرمایه‌گذاری و صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشاع استفاده کرد. دوم این‌که، سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها می‌توانند با استفاده از این مدل بتای بهتر و دقیق‌تری را برای برآورد هزینه سرمایه به‌عنوان نرخ تنزیل جهت حساب ارزش فعلی خالص طرح‌های سرمایه‌گذاری خود برآورد کنند.

بدین ترتیب، نتایج این تحقیق بر متفاوت بودن محیط سرمایه‌گذاری و نگرش سرمایه‌گذاران فعال در بورس اوراق بهادار تهران بر روابط ریسک و بازده، صحه گذاشت. نگارنده مقاله یافته‌های این تحقیق را به دو عامل فرهنگ سهامداری و روان شناسی بازار، به‌ویژه عکس‌العمل بیش از حد سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، نسبت می‌دهد. ازاین‌رو به نظر می‌رسد مطالعه روابط بین ریسک و بازده در بورس اوراق بهادار تهران از منظر نظریه‌های مالی رفتاری بیش‌تر مناسب باشد. در عین حال، مطالعات مبتنی بر روان‌شناختی بازار می‌تواند به شناخت هر چه بیش‌تر رفتار سرمایه‌گذاران و محیط سرمایه‌گذاری حاکم بر بازار سرمایه ایران کمک کند.

در خاتمه، با توجه به این‌که در چارچوب مدل CAPM، ریسک سیستماتیک (با فرض ثابت بودن سایر متغیرها) قدرت تبیین بازده را در سطح بالاتری ندارد (۰/۱۱) و در مدل چند متغیره فاما و فرنچ [۲٤] در کنار سایر متغیرها، رابطه بین ریسک سیستماتیک و بازده معنی‌دار نبوده و حتی منجر به کاهش قدرت تبیین مدل می‌شود، ازاین‌رو به سرمایه‌گذاران،

مدیران پرتفوی‌های بورسی شرکت‌های سرمایه‌گذاری، تحلیل‌گران مالی و دست اندرکاران بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود در تجزیه و تحلیل رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، تنها به ریسک سیستماتیک به‌عنوان تنها متغیر توضیحی بازده‌ها اکتفا نکنند. در نهایت، پیشنهاد می‌شود برای آزمون اعتبار نتایج حاصل از این تحقیق، به همراه سه متغیر معنی‌دار مورد مطالعه در این تحقیق (اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت)، اثر متغیرهای بنیادی دیگر نظیر بازده نقدی به قیمت (D/P)، جریان‌های نقدی به قیمت (C/P)، فروش به قیمت (S/P)، اهرم مالی و ارزش افزوده بازار هر سهم (MVA) در تبیین بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرار گیرد. تکرار این تحقیق با استفاده از شاخص قیمت و بازده نقدی (TEDPIX)، یکی دیگر از موضوعاتی است که به روشن شدن بیش‌تر رابطه ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران کمک می‌کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱. باقرزاده، سعید. (۱۳۸٤). تبیین معیارهای جایگزین ریسک سیستماتیک سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *طرح پژوهشی*. پژوهشکده امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی. پاییز ۱۳۸٤. تهران.

۲. بخشنده، سالومه. (۱۳۷۰). بررسی رابطه بین ریسک و بازده در بورس تهران. *پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی*. دانشکده مدیریت دانشگاه تهران. تهران.

۳. داوری، مجید رضا و افراسیابی، پرویز. (۱۳۸٤). "هزینه سرمایه و عوامل تعیین کننده آن." *مقاله ارایه شده در سومین سمینار مدیریت مالی ایران*. ۹ الی ۱۱ خرداد ۱۳۸٤. تهران.

٤. زینل همدانی، علی و پیرصالحی، مجتبی. (۱۳۷۳). "بررسی ریسک و ارتباط آن با بازده در بازار بورس اوراق بهادار تهران." *نشریه برنامه و توسعه*، شماره ۹، دوره ۲. تهران.

۵. شفیع زاده، علی. (۱۳۷۵). تحقیقی پیرامون ارتباط بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری*. دانشکده مدیریت دانشگاه تهران. تهران.

٦. قائمی، محمد حسین. (۱۳۷۹). بررسی عوامل مؤثر بر بازده مورد انتظار سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پایان نامه دکتری حسابداری*. دانشکده مدیریت دانشگاه تهران. تهران.

7. Ball, R. (1978). "Anomalies in Relationships between Securities' Yields and Yield-Surrogates. "**Journal of Financial Economics 6**, pp. 103-126.

8. Banz, Rolf. W. (1981). "The Relation between Return and Market Value of Common Stocks. "**Journal of Financial Economics 9**. pp. 3-18.

9. Basu, S. (1983). "The Relation Between Earnings Yield, Market Value,

and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence. "**Journal of Financial Economics** 12, pp. 129-156.

10. Basu, S. (1977). "Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Markets Hypothesis. "**Journal of Financial Economics** 32, pp. 663-682.

11. Bhandari, L. C. (1988). "Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. "**Journal of Finance** 43, 507-528.

12. Bagherzadeh, Saeed. (2003). "The Cross-Section of Expected Stock Returns in Iranian Stock Market: Some Empirical Evidence. "**The Iranian Journal of Financial Research** 15, pp. 141-160.

13. Black, Fischer. (1993). "Beta and Return. "**The Journal of Portfolio Management** (Fall). pp. 8-18.

14. Black, Fischer. (1972). "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. "**Journal of Business (July)**. pp. 444-455.

15. Brealey, R. A. and S. C. Myers. (2003). **Principles of Corporate Finance.** 7th ed. New York: McGraw-Hill.

16. Chan, L. K. , Hamao, Y. , and Lakonishok, L. (1991). "Fundamentals and Stock Returns in Japan. "**Journal of Finance** 46, pp. 1739-1789.

17. Copeland, Thomas E. , and Fred J. Weston. (1992). **Financial Theory and Corporate Policy**. Third Edition. Reading-Mass. Addison Wesley. USA.

18. Daniel, K. , Titman, S. , (1997). "Evidence on Characteristics of Cross-Sectional Variation in Stock Returns. "**Journal of Finance** 52, 2-33.

19. Davis, J. L. , E. F. Fama, and K. R. French (2000). "Characteristics, Covariances and Average Returns. "**Journal of Finance** 55, pp. 389-406.

20. DeBondt, Werner F. M. and Richard H. Thaler. (1987). "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality. "**Journal of Finance 42:3.** pp. 557-581.

21. Dimson, E. (1977). "Risk Measurement When Shares are Subject to Infrequent Trading. "**Journal of Financial Economics** 7. pp. 197-226.

22. Elton, E. J. , and Gruber, M. J. 1995. **Modern Portfolio Theory and Investment Analysis**. 5th ed. John Wiley and Sons, Inc. New York.

23. Fama, Eugene. F. , and James D. MacBeth. (1973). "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. "**Journal of Political Economy 81** (March). pp. 607-636.

24. Fama, Eugene. F. , and Kenneth R. French. (1992). "The Cross-Section of Expected Stock Returns. "**Journal of Finance 47**. pp. 427-465.

25. Fama, Eugene. F. , and Kenneth R. French. (1993). "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. "**Journal of Financial Economics 33**. pp. 3-56.

26. Fama, Eugene. F. , and Kenneth R. French. (1995). "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns. "**Journal of Finance 50**. pp. 131-155.

27. Fama, Eugene. F., and Kenneth R. French. (1996). "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. "**Journal of Finance 51**. pp. 55-84.

28. Fama, Eugene. F. , and Kenneth R. French. (1998). "Value Versus Growth: The International Evidence. "**Journal of Finance 53**. pp. 1975-1999.

29. Fama, Eugene. F. (1998). "Market Efficiency, Long Term Returns, and Behavioral Finance. "**Journal of Financial Economics** 49: 283-306.

30. Fama, Eugene. F., and Kenneth R. French. (2004). "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. "**Journal of Economic Perspectives** 18, pp. 25-46.

31. Frankel, Richard and Charles M. C. Lee. (1998). Accounting Valuation, Market Expectation, and Cross-Sectional Stock Returns. "**Journal of Accounting and Economics 25:3.** pp. 283-319.

32. Graham, J. R. and C. R. Harvey. (2001). "The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field. "**Journal of Financial Economics** 60. pp. 187-243.

33. Gujarati, Damodar N. (1995). **Basic Econometrics.** Third Edition. McGraw-Hill.

34. Haugen, Robert. (2001). **Modern Investment Theory.** 5th ed. , Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall.

35. Haugen, Robert. (1995). **The New Finance: The Case against Efficient Markets.** Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall.

36. Jaganathan, R. and McGrattan, E. R. (1995). "The CAPM Debate. "**Federal Reserve Bank of Mineapolis Quarterly Review (4)**. Vol. 19, Fall. pp. 2-17.

37. Lakonishok, J. and Alan C. Shapiro. (1986). "Systematic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns. "**Journal of Banking and Finance (10)**. pp. 115-132.

38. Lakonishok, J., Shleifer, A., Vishny, R. W., (1994). "Contrarian Investment, Extrapolation and Risk. "**Journal of Finance** 49. pp. 1541-1578.

39. Lam, Keith S. K., (2002). "The Relationship between Size, Book-to-Market Equity Ratio, Earnings-Price Ratio, and Return for the Hong Kong Stock Market. "**Global Finance Journal** 13, pp. 163-179.

40. Roll, R. and Ross, S. (1994). "On the Cross-Sectional Relation between Expected Returns and Betas. "**Journal of Finance 49**. pp. 101-121.

41. Sharpe, W. F. (1964). "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. "**Journal of Finance 19**. pp. 425-442.

42. Reinganum, M. R. (1981). "Misspecification of Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values. "**Journal of Financial Economics** 9. pp. 19-46.

43. Reinganum, M. R. (1981). "A New Empirical Perspective on the CAPM "**Journal of Financial and Quantitative Analysis 16:4**. pp. 439-462.

44. Roll, Richard. (1977). "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I: On Past and Potential Testability of the Theory. "**Journal of Financial Economics 4:2.** pp. 129-176.

45. Rosenberg, B., Reid, K., Lanstein, R., (1985). "Persuasive Evidence of Market Inefficiency. "**Journal of Portfolio Management** 11. pp. 9-17.

46. Schwert, G. William, (2002). "Anomalies and Market Efficiency. "**Handbook of the Economics of Finance,** Edited by G. Constantinides, M. Harris, and R. M. Stuls, North-Holland Publishin Company. Chapter 17.

47. Kothari, S. , J. Shanken, and R. Sloan. (1995). "Another Look at the Cross-Section of Expected Returns. "**Journal of Finance 50**. pp. 185-224.

48. Stattman, D., (1980). "Book Values and Stock Returns. "**The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers** 45. pp. 25-45.

49. Tinic, S. M. and R. R. West. (1986). "Risk, Return and Equilibrium: A Revisit. "**Journal of Political Economy (49)**. pp. 126-147.

50. Tryfos, Peter. (1998). **Methods for Business Analysis and Forecasting: Text and Cases.** John Wiley & Sons. New York.

51. Voulteenaho, Tuomo. (2002). "What Drives Firm Level Stock Returns? "**Journal of Finance 57:1**. pp. 233-264.

52. Watts, R. and Zimmerman, J. (1986). **Positive Accounting Theory.** Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.

53. Yook, K. C., and McCabe, M. G. (2001). "MVA and Cross-Section of Expected Stock Returns. "**Jounrnal of Portfolio Management.** pp. 75-87.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی