



ارزیابی کفایت متغیرهای ریسک سیستماتیک، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اندازه شرکت، نسبت قیمت به درآمد، نسبت درآمد به قیمت، بازده بازار، بازده بدون ریسک و صرف ریسک بازار در تبیین بازده واقعی سهام در بازار سرمایه ایران

مجید زنجیردار

E-Mail: Zanjirdar08@gmail.com استاد یار دانشگاه آزاد اسلامی اراک

اشراف معتمد*

E-Mail: Motamed-iran@yahoo.com کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی اراک

سید مصطفی سجادی

E-Mail: sasa.audit@gmail.com کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی اراک

تاریخ دریافت: ۸۸/۱۲/۹ * تاریخ پذیرش: ۸۹/۳/۸

چکیده

این تحقیق می‌خواهد به این پرسش پاسخ دهد که آیا متغیرهای ریسک سیستماتیک^۱، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار^۲، اندازه شرکت^۳، نسبت قیمت به درآمد^۴، نسبت درآمد به قیمت^۵، بازده بازار^۶، بازده بدون ریسک^۷ و صرف ریسک بازار^۸ توانایی تبیین و پیش بینی بازده واقعی سهام را در بازار سرمایه ایران دارند یا خیر؟ متغیرهای فوق همگی برگرفته از مدل CAPM^۹، فاما و فرنچ، و نسبت‌های حسابداری هستند. برای پاسخگویی به سؤال این تحقیق، هشت فرضیه طراحی گردید. جامعه آماری تحقیق شامل آن دسته از شرکت‌های بورسی می‌شود که با بکارگیری مدل رگرسیون تک‌متغیره، متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازارشان، بالاترین ضریب تعیین و متغیر اندازه شرکت شان پایین‌ترین ضریب تعیین را داشته باشند.

با توجه به نتایج حاصله از بکارگیری رگرسیون چندگانه، متغیر اندازه شرکت به دلیل پایین‌ترین ضریب همبستگی و متغیرهای نسبت درآمد به قیمت و صرف ریسک بازار به سبب رفع هم‌خطی بین متغیرهای مستقل حذف شدند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد که استفاده از مدل چندعاملی در تبیین بازده واقعی سهام در محدوده زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۰ بهتر از مدل تک‌عاملی CAPM است.

واژه‌های کلیدی:

اندازه شرکت، بازده بازار، بازده بدون ریسک و صرف ریسک بازار، بازده واقعی، ریسک سیستماتیک، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نسبت قیمت به درآمد، نسبت درآمد به قیمت.

¹-Systematic Risk(β)

²-Book-to-Market Ratio of Equity (B/M)

³- Company Size(size)

⁴-Price-to-Earnings Ratio (P/E)

⁵- Earnings- to- Price Ratio (E/P)

⁶- Return of Market (R)

⁷- Non -Risk Return (R_f)

⁸- Market Risk Premium (R_m-R_f)

⁹- Capital Asset Pricing Model (CAPM)

مقدمه

به دلیل آنکه سرمایه‌گذاری یکی از عوامل مهم توسعه در قرن حاضر است و در همه کشورهای، تحرک و رونق بورس اوراق بهادار یکی از شاخص‌های سلامت و پویایی اقتصاد شناخته می‌شود، طی سالیان متمادی، مدل‌های مختلفی برای ارزیابی ریسک و بازده سهام مطرح شده است و از بین مدل‌های مختلف، محققان بسیاری به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ توجه کرده‌اند و این مدل‌ها موضوع تحقیقات زیادی بوده است.

بورس اوراق بهادار به عنوان نماد بازار سرمایه، تأثیرپذیری زیادی از تغییر چرخه‌های تجاری و اقتصادی دارد. در این میان، به کارایی بازار سرمایه، بیش از سایر موضوع‌ها توجه شده است و این موضوع اهمیت زیادی دارد، زیرا در صورت کارابودن بازار سرمایه، هم قیمت اوراق بهادار به‌درستی و عادلانه تعیین می‌شود و هم تخصیص سرمایه، به‌عنوان مهم‌ترین عامل تولید و توسعه اقتصادی، به‌صورت مطلوب انجام می‌پذیرد (حنیفی، ۱۳۷۶). از این رو، فرضیه بازار کارا را بوجین فاما مطرح کرده است (هندریکسن و بردا، ۱۹۹۲). نظریه‌های مختلفی برپایه فرضیه بازار کارا، سعی می‌کنند رفتار سرمایه‌گذاران را توجیه کنند. نظریه پرتفوی^{۱۰}، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ^{۱۱}، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ^{۱۲}، نظریه نمایندگی^{۱۳} از جمله این مدل‌هاست (حنیفی، ۱۳۷۶). همچنین از مدل‌هایی مانند مدل عاملی یا شاخصی^{۱۴}، تحلیل فنی^{۱۵}، تحلیل بنیادی^{۱۶} و مدل شبکه‌های عصبی مصنوعی^{۱۷} هم برای پیش‌بینی و هم تبیین بازده سهام استفاده می‌شود (ثقفی و شعری، ۱۳۸۳). از طرفی، براساس نتایج بررسی‌های مختلف که از دهه ۱۹۷۰، بلاک، جنسن و شولز در سال ۱۹۷۲، فاما و مکیت در سال ۱۹۷۳، بلوم و فرنچ در سال ۱۹۷۵، فرانسیس در سال ۱۹۸۳ اجرا کرده‌اند، به‌خوبی فهمیده می‌شود که مدل تک‌عاملی CAPM قدرت توصیف و تشریح بازده را ندارد و گنجاندن عامل بازار در مدل فقط باعث می‌شود ابعاد گوناگون ریسک تجزیه شود. با توجه به چنین موردیتی، مدل CAPM نمی‌تواند

ریسک‌هایی را توزیع کند که واحد اقتصادی با آن درگیر است. همچنین باسو در سال ۱۹۷۷، بنز در ۱۹۸۱، بهانداری در ۱۹۸۸ و فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۲ و همچنین بارتلدی و پیر در سال ۲۰۰۵ به بررسی رابطه عوامل دیگر از قبیل نسبت P/E، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازه شرکت، با بازده سهام پرداختند. بنابراین در این تحقیق، سعی می‌شود که علاوه بر مدل قیمت‌گذاری تک‌عاملی CAPM، از مدل تعادلی فاما و فرنچ در تبیین بازده واقعی سهام استفاده شود. با توجه به محبوبیت نسبت P/E از نظر سهامداران، به سبب نمایش رابطه ارزش بازار و درآمد هر سهم که با یک عدد ریاضی نشان داده می‌شود، سعی شده است که این نسبت حسابداری، در تبیین بازده واقعی سهام نیز در نظر گرفته شود. بدین ترتیب، تحقیق حاضر قصد دارد به بررسی تحلیلی رابطه متغیرهای ریسک سیستماتیک، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اندازه شرکت، نسبت قیمت به درآمد، نسبت درآمد به قیمت، بازده بازار، بازده بدون ریسک و صرف ریسک بازار در تبیین بازده واقعی سهام بپردازد و به دنبال یافتن پاسخ برای این پرسش است که آیا متغیرهای مطرح‌شده توان تبیین بازده واقعی سهام در بازار سرمایه ایران را دارد یا خیر؟

بر مبنای سؤال مطرح‌شده که پرسش اصلی تحقیق است، سؤالات فرعی دیگری نیز به شرح زیر مطرح خواهد شد:

۱- آیا متغیر بتای CAPM، به‌تنهایی، توانایی تبیین بازده واقعی سهام را در بازار سرمایه ایران دارد یا خیر؟

۲- با حضور متغیرهای مورد نظر در مدل فاما و فرنچ در کنار بتای CAPM، آیا توانایی تبیین بازده واقعی سهام در بازار سرمایه ایران، به نحو مؤثرتری افزایش خواهد یافت یا خیر؟

۳- آیا نسبت‌های حسابداری مطرح‌شده، نسبت P/E و نسبت E/P، بهتر از متغیرهای دیگر توانایی تبیین بازده واقعی سهام را در بازار سرمایه ایران دارند یا خیر؟

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

اساس توسعه مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، را مارکوویتز (۱۹۵۲) و توپین (۱۹۵۸) بنا نهاده‌اند. نظریه‌های اولیه، ریسک یک اوراق بهادار منفرد را، انحراف استاندارد از بازده‌هایش معرفی کردند که به‌عنوان یک معیار بی‌ثباتی بازده ارائه می‌شد، بدین گونه که انحراف استاندارد بیشتر، نشان‌دهنده ریسک بالاتری است. ویلیام شارپ (۱۹۶۴) و ترینور (۱۹۶۱) و لیتنر (۱۹۶۵) و بلک (۱۹۷۷) از جمله

10. Portfolio theory

11. Fama and French Three Factors Model (F&F Model)

12. Arbitrage Pricing Model (ATP)

13. Agency theory

14. Fama and Macbeth Madel (FM model)

15. Technique Analyze (TA)

16. Fundamental Analyze (FA)

17. Artificial Neural Networks (ANN)

محققانی بودند که کوشیدند از نظریه مارکویتز برای مکانیزم قیمت‌گذاری اوراق بهادار بازار به‌طور مؤثری استفاده کنند (لیزبرگ، ۱۹۷۶). تلاش آن‌ها در اوایل دهه شصت به بار نشست که امروزه به نظریه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای معروف است. فاما و فرنچ (۱۹۹۲) درباره مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای به نتایج ارزشمندی رسیدند. هدف آنان از این مطالعه، ارزیابی عوامل مشترک با ضریب حساسیت بازار مانند: اندازه، (E/p) ، اهرم مالی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، در تشریح انحرافات از میانگین بازده‌های سهام موجود در NYSE^{۱۸} و AMEX^{۱۹} و NASDAQ^{۲۰} بود. این پژوهشگران نتیجه گرفتند که در فاصله سال‌های ۱۹۶۳ تا ۱۹۹۰، اندازه و ارزش دفتری بازار، عوامل اصلی تبیین انحرافات میانگین بازده‌ها از میان متغیرهای اندازه، نسبت E/p ، ارزش دفتری به ارزش بازار و اهرم را تشکیل می‌دهد (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲). در سال ۱۹۹۹، باری، گلدیرر، لاک و ود و رودری گواز، اثر اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را در بازارهای سرمایه‌ای نوظهور بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که اثر اندازه در بعضی از ماه‌های سال محسوس است. در حالی که اثر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در کل دوره مورد بررسی، فراگیر و معنادار است (قربانی، ۱۳۸۷). کنت لام (۲۰۰۲) چنین نتیجه‌گیری می‌کند که سه متغیر اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازارها و نسبت E/P ، قادر به توضیح تفاوت در متوسط بازده سهام در هنگ‌کنگ هستند (لام، ۲۰۰۲). هونگ چاو وانگ در سال ۲۰۰۴، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ را در شرکت‌های غیرمالی NYSE، AMEX، NASDAQ طی سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۶۳ بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن بود که بین اندازه و بازده سهام رابطه منفی و بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده سهام رابطه مثبت وجود دارد و بتا نیز با بازده رابطه خطی ساده دارد (احمدپور و فیروزجانی، ۱۳۸۶). تینگ لین (۲۰۰۴) بیان می‌کند که اگر سهم‌ها به‌طور منطقی

قیمت‌گذاری شوند، نه فقط باید اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نماینده‌ای برای حساسیت به عوامل ریسک عادی در بازده‌ها باشند، بلکه آن‌ها همچنین باید از عوامل عادی در تغییرات ناگهانی در عایدات مورد انتظار، که مرتبط با اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار هستند، مشتق باشند. چو، لی و ژو (۲۰۰۴) به بررسی قدرت تبیین پراکندگی مقطعی بازده‌های سهام توسط مدل‌های ارزش‌گذاری دارایی‌ها، شامل مدل سه‌متغیره فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، مدل ارزش‌گذاری دانیل و تیمن (۱۹۹۷)، که بیان می‌کند بازده سهام براساس ویژگی‌های شرکت قابل پیش‌بینی است، و مدل چهارمتغیره که در حقیقت به مدل سه‌متغیره فاما و فرنچ عامل اندازه حرکت را اضافه کرده است و پرتفوی تشکیل شده، جهت تعیین اثر این عامل براساس الگوی سرمایه‌گذاری، که براساس مدل سه‌متغیره فاما و فرنچ (۱۹۹۳) عمل می‌کند، بازده بسیار بالاتری نسبت به نگهداری و اداره سهام براساس شاخص بازار کسب می‌نماید. اما در این صورت، ریسک بالاتری را نیز می‌پذیرد. در مقابل، اگر سرمایه‌گذاری پرتفوی خود را براساس مدل بر مبنای ویژگی‌های شرکتی دانیل و تیمن (۱۹۹۷) و دانیل (۲۰۰۱) بهینه‌سازی نماید و در پرتفوی خود، ۵۰ شرکت بزرگ را جای دهد، بازده ماهانه بیش از ۸۱ درصد، سالانه ۱۰/۱۶ درصد بیش از شاخص ۲۲۵ نیکی، بورس توکیو و با ریسک معادل کسب خواهد کرد. به‌طور خلاصه، نتایج این تحقیق مطابق با نتایج دانیل (۲۰۰۱) در مورد بازار بورس آمریکاست و عملکرد مدل‌های براساس ویژگی‌های شرکتی در ژاپن را بهتر از عملکرد مدل‌های براساس عوامل ریسک (نظیر مدل فاما و فرنچ) می‌داند (قربانی، ۱۳۸۷). آندریاس چاریتیو والنسی کونستانینیدیس (۲۰۰۴) مدل سه‌متغیره فاما و فرنچ را در مورد داده‌های شرکت‌های ژاپنی در بازه زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۲ به‌طور تجربی آزمودند. نتایج نشان داد که مدل فاما و فرنچ در مورد تغییرات بازده مورد انتظار سهام در بازار بورس اوراق بهادار ژاپن قدرت تبیین بیشتری نسبت به مدل ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه CAPM دارد و عامل بازار بتا نسبت به سایر عوامل مدل سه‌عاملی بیشترین قدرت تبیین تغییرات بازدهی سهام را دارد (منصوری، ۱۳۸۷). باقرزاده (۱۳۸۴) عوامل مؤثر بر بازده

18 - New York Futuer Exchange

19 - American Stock Exchange

20 - National Association of Securities Dealers Automated Quotation

سهام در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کرده است. نتایج حاصل از تحقیق ایشان نشان می‌دهد که بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران رابطه خطی مثبت وجود دارد، اما این رابطه از لحاظ آماری بسیار ضعیف است. همچنین، از بین متغیرهای مطالعه شده در تحقیق، سه متغیر اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و نسبت سود به قیمت بیشترین نقش را در تبیین بازده سهام ایفا می‌کند (باقرزاده، ۱۳۸۴). آقایی (۱۳۸۴) به بررسی مدل فاما و فرنچ پرداخت. وی در تحقیقات خود دریافت که مدل فاما و فرنچ بهتر از مدل CAPM، نوسانات بازده را بیان می‌کند؛ به طوری که R^2 تعدیل شده در مدل CAPM از ۲ تا ۶۹ درصد در نوسان بود. اما R^2 تعدیل شده در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ از ۸ تا ۸۹ درصد نوسان داشت (آقایی، ۱۳۸۴). رباط میلی (۱۳۸۶) به مقایسه عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای CAPM با مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، در پیش‌بینی بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. وی بازده مورد انتظار را از طریق رگرسیون‌های دو مدل به صورت ماهیانه طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۸۰ محاسبه کرد، سپس آن‌ها را با بازده واقعی طی دوره بلندمدت پنج‌ساله و کوتاه‌مدت یک‌ساله، همچنین در سطح صنایع با

استفاده از آزمون t و همبستگی پیرسون مقایسه کرد. در دوره بلندمدت هرچند نتایج آزمون‌ها نشان داد که در هر دو مدل، اختلاف میانگین بازده‌ها معنادار است، اما تغییرات میانگین بازده مورد انتظار نسبت به بازده واقعی در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ ۵۱ درصد و در مدل CAPM، ۳۵ درصد به دست آمده است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که تغییرات میانگین بازده‌های پیش‌بینی شده، نسبت به میانگین بازده‌های واقعی در مدل CAPM کمتر است و در کوتاه‌مدت، عملکرد مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، اندکی بهتر از مدل CAPM است. همچنین نتایج بررسی ارتباط و همبستگی هریک از عوامل، با میانگین بازده مورد انتظار پیش‌بینی شده در هر دو مدل، نشان داد که ارتباط و همبستگی بین صرف ریسک بازار با بازده مورد انتظار پیش‌بینی شده، براساس مدل CAPM کامل‌تر است (رباط میلی، ۱۳۸۶). در چارچوب نظری این تحقیق، بر مبنای آنچه در تاریخچه موضوع تحقیق اشاره شد، متغیرهای مهم و مؤثر مربوط به مسأله پژوهش شناسایی شد که با توجه به یافته‌های تحقیقات قبلی، چگونگی ارتباط بین متغیرها توسط نگاره ۱ ارائه می‌شود.

نگاره ۱. تاریخچه مطالعاتی متغیرهای بنا، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اندازه شرکت و بازده سهام

متغیرهای مطالعه شده	سال	محقق	یافته‌ها
نسبت BE/ME با بازده سهام	۱۹۸۵	رزنبرگ ^{۲۱}	شرکت‌هایی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام بالایی دارند، متوسط بازده بالایی نیز دارند (رزنبرگ، ۱۹۸۵).
عوامل ضروری در تبیین انحرافات بازده‌های سهام عادی	۱۹۹۱	چان و چن ^{۲۲}	با داشتن ارزش دفتری ثابت، در صورتی که نسبت B/M یک شرکت با افزایش بازده مورد انتظار افزایش، به تبع آن ریسک شرکت افزایش می‌یابد (قربانی، ۱۳۸۷).
نسبت BE/ME با رشد شرکت‌ها	۱۹۹۴	لاکسینی شاک و اشیلفرد ویشنی	نسبت BE/ME نه تنها با فرصت‌های رشد شرکت، بلکه با دیگر انواع عوامل همچون عدم کارایی بازار یا عوامل ریسک خاص بازار وابسته می‌باشد و ریسک خاص بازار نیز با بازده آتی سهام وابسته است. در حالی که عدم کارایی این وابستگی را ندارد (همان منبع).
نسبت BE/MZ و ارزش بازار	۱۹۹۵	مارونی ^{۲۳}	ارتباط مثبت بین BE/ME و متوسط بازده و یک ارتباط منفی بین اندازه شرکت و متوسط بازده وجود دارد (مارونی، ۱۹۹۵).

21- Rosenberg

22- Chan & Chen

23- Maroney, Nea

متغیرهای مطالعه شده	سال	محقق	یافته‌ها
مدل فاما و فرنچ	۱۹۹۵	فاما و فرنچ	بازده پرتفولیوهایی که فقط با در نظر گرفتن عامل بتا محاسبه شده بودند، با بازده پرتفولیوهایی که در آن‌ها علاوه بر عامل بازار (بتا)، به اندازه شرکت و نسبت BE/ME توجه شده بود، متفاوت‌اند (رباط‌میلی، ۱۳۸۶).
آزمون مدل سه‌عاملی	۱۹۹۶	فاما و فرنچ	استفاده از پرتفوها با وزن مساوی، نسبت به روش قبلی که در آن، پرتفوهایی رتبه‌بندی شده براساس ارزش وزنی است. شواهد مؤثرتری درباره میانگین بازده‌ها در اختیار قرار می‌دهد (طارمی، ۱۳۸۵).
درباره مقایسه مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ و CAPM	۱۹۹۷	کوتای و وارنر ^{۲۴}	مدل فاما و فرنچ اندکی بهتر از CAPM، عملکرد سبدهای سرمایه‌گذاری را ارزیابی می‌کند (قربانی، ۱۳۸۷).
رابطه بین β ، اندازه شرکت و نسبت BE/ME با بازده مورد انتظار سهام	۱۹۹۷	چوی و وی ^{۲۵}	بین بتا و بازده مورد انتظار سهام در کشورهای مالزی، کره، هنگ‌کنگ، تایوان و چین رابطه‌ای ضعیف وجود دارد و نسبت BE/ME فقط در کشورهای کره، مالزی و هنگ‌کنگ قدرت تشریح بازده مورد انتظار را دارد و بین چهار کشور کره، مالزی، هنگ‌کنگ و تایوان رابطه معنی‌داری وجود دارد (چوی و وی، ۱۹۹۷).
بازده سهام با اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۱۹۹۹	واسلاو و لیو ^{۲۶}	پرتفولیوهایی که براساس اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شکل گرفته‌اند، با رشد اقتصادی آینده در ارتباط‌اند (واسلاو و لیو، ۱۹۹۹).
بازده سهام، size و نسبت M/B	۲۰۰۲	گروت و کسپر	رابطه‌ای قوی بین size و بازده در همه کشورهای وجود دارد و رابطه‌ای قابل توجه بین نسبت M/B با بازده در کشورهای کره، مالزی و تایلند مشاهده می‌شود (گروت و کسپر، ۲۰۰۲).
بازده سهام و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ	۲۰۰۲	گونکالوس و گری	درغیاب بازده اضافی بازار، دو عامل دیگر مدل، اندازه شرکت و BE/ME قابلیت خوبی برای پیش‌بینی بازده سهام شرکت کوچک را دارند (قربانی، ۱۳۸۷).
مدل CAPM، فاما و فرنچ و واسالو، در بازده	۲۰۰۳	هانس ناتس	۱۱ پرتفوی از ۲۵ پرتفوی دارای R^2 بالای ۹۰ درصد بودند، ۱۲ پرتفوی دارای R^2 بین ۷۰ و ۹۰ درصد بودند و فقط دو پرتفوی کوچک که درطبقات ۱، ۲ نسبت B/M قرار داشتند، دارای R^2 کوچک‌تر از ۷۰ درصد بودند (هانس ناتس، ۲۰۰۳).
مدل سه‌عاملی در شرکت‌های غیرمالی	۲۰۰۴	هونگ چاوی، چاو و جی سووانگ	بین اندازه و بازده سهام رابطه وجود دارد و بین BE/ME با بازده رابطه مثبت وجود دارد (هونگ چاوی، چاو و جی سووانگ، ۲۰۰۴).
بازده‌های سهام توسط مدل فاما و فرنچ و دانیل	۲۰۰۴	چو، لی و ژو	مدل فاما و فرنچ، بازده بسیار بالاتری نسبت به نگهداری و اداره سهام براساس شاخص بازار اعمال می‌کند و عملکرد مدل‌ها براساس ویژگی‌های شرکتی در ژاپن را بهتر از عملکرد مدل براساس عوامل ریسک می‌داند (رباط‌میلی، ۱۳۸۶).
بررسی مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ	۲۰۰۴	هونگ، چاو وانگ	بین اندازه و بازده سهام رابطه منفی و بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بازده سهام رابطه مثبت وجود دارد و β نیز با بازده رابطه خطی ساده دارد (احمد پور و فیروزجانی، ۱۳۸۶).
اثرات اندازه شرکت و نسبت BE/ME بازده سهام	۲۰۰۴	تینگ لین	اگر سهام به‌طور منطقی قیمت‌گذاری شود، نه فقط باید اندازه و BE/ME نماینده‌ای برای حساسیت به عوامل ریسک عادی در بازده‌ها باشند، بلکه آن‌ها باید از عوامل عادی در تغییرات ناگهانی در عایدات مورد انتظار، که مرتبط با اندازه و BE/ME هستند، مشتق باشند (هرمزی، ۱۳۸۷).

24- Kothari & war

25- Choi and wei

26- Liew, Vassalao

متغیرهای مطالعه شده	سال	محقق	یافته‌ها
مدل سه‌عاملی فاما و فرنج	۲۰۰۴	آندریاس چارتیو و الفی کونسنتا تینیدیس	مدل سه‌عاملی فاما و فرنج در مورد تغییرات بازده مورد انتظار سهام در بورس ژاپن، قدرت تبیین بیشتری نسبت به مدل CAPM دارد (منصوری، ۱۳۸۷).
مدل CAPM و سه‌عاملی فاما و فرنج	۲۰۰۴	کوبی	باید براساس هر صنعت، با توجه به ویژگی صنعت، از یکی از مدل‌ها استفاده کرد و به نظر می‌رسد عملکرد مدل CAPM اندکی از مدل سه‌عاملی فاما و فرنج بهتر است (همان منبع).
بازده مورد انتظار در مدل (CAPM) و مدل فاما و فرنج	۲۰۰۵	بارتلدی و پیپر	هر دو مدل برای پیش‌بینی ارزش ویژه مفید نیستند. با این حال، مدل سه‌عاملی فاما و فرنج بهتر از مدل CAPM توانست انحرافات بازده را توجیه کند (بارتلدی و پیپر، ۲۰۰۵).
مدل ارزیابی دارایی‌های سرمایه	۱۳۷۶	حنیفی	بنا به تنهایی نمی‌تواند تغییرات بازده سهام شرکت‌ها را در بورس تهران تشریح کند. صرف ریسک بازار با صرف ریسک، رابطه مثبت دارد و با نسبت BE/ME رابطه معکوس دارد و شرکت‌های کوچک‌تر ارتباط بیشتری با میانگین بازده دارند و شرکت‌های بزرگ‌تر ارتباط ضعیف‌تری دارند (حنیفی، ۱۳۷۶).
ارتباط صرف ریسک بازار، BE/ME و size با بازده	۱۳۸۵	طارمی	صرف ریسک بازار با صرف ریسک رابطه مثبت دارد و با نسبت BE/ME رابطه معکوس و شرکت‌های کوچک‌تر ارتباط بیشتری با میانگین بازده دارند و شرکت‌های بزرگ‌تر ارتباط ضعیف‌تری دارند (طارمی، ۱۳۸۳).
مدل قیمت‌گذاری CAPM فاما و فرنج	۱۳۸۶	رباط میلی	تغییرات میانگین بازده‌های پیش‌بینی شده نسبت به بازده‌های واقعی در مدل CAPM کمتر است و در کوتاه‌مدت، عملکرد مدل فاما و فرنج اندکی بهتر از مدل CAPM است (رباط میلی، ۱۳۸۶).

نگاره ۲. تاریخچه مطالعات درباره نسبت‌های قیمت به درآمد و درآمد به قیمت

متغیرهای مطالعه شده	سال	محقق	یافته‌ها
نسبت P/E و بازدهی سهام	۱۹۷۷	باسو	بین بازدهی مازاد بر متوسط و نسبت‌های P/E رابطه‌ای مشخص وجود دارد و تفاوت در بتا نمی‌تواند تفاوت در بازدهی را توجیه کند (باسو، ۱۹۷۷).
نسبت E/P و بازده مورد انتظار	۱۹۸۷	بال	رابطه‌ای مثبت بین بازده و ریسک و نسبت E/P وجود دارد (بال، ۱۹۸۷).
بررسی اثرات P/E با مدل CAPM	۱۹۸۹	کیم و سترفیلد	اثر نسبت P/E فقط در ماه ژانویه، که برخی محققان عنوان کرده بودند، مشاهده نمی‌شود و اثر P/E دقیقاً در تضاد با مدل CAPM است (موسوی کاشی، ۱۳۷۸).
اندازه شرکت و نسبت E/P بر بازده سهام	۱۹۹۰	کیم	میانگین بازده‌ها با size رابطه معکوس و با E/P رابطه مثبت دارد (کیم، ۱۹۹۰).
اندازه و ضریب P/E و بازده سهام	۱۳۷۸	موسوی کاشی	بین بازدهی سهام و نسبت P/E رابطه منفی وجود دارد. بین اندازه شرکت و بازده سهام رابطه خطی وجود ندارد، اما با مداخله P/E در محاسبه این دو عامل، فقط ۲۶ درصد تغییرات بازده را می‌توان توضیح داد (موسوی کاشی، ۱۳۷۸).
ریسک سیستماتیک و نسبت P/E	۱۳۸۰	هرمزی	رابطه ریسک و بازده مورد انتظار از نظر آماری معنادار است، ولی رابطه نسبت P/E و بازده سهام از نظر آماری معنادار نیست (هرمزی، ۱۳۸۰).
عوامل مؤثر بر بازده سهام	۱۳۸۴	باقرزاده	بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام رابطه خطی مثبت وجود دارد و این رابطه از نظر آماری ضعیف است و متغیرهای E/P, B/M, ME بیشترین نقش را در تبیین بازده سهام ایفا می‌کند (باقرزاده، ۱۳۸۴).
مدل CAPM و نسبت P/E و بازده مورد انتظار	۱۳۸۶	ایزدی‌نیا و دیگران	در سه صنعت از پنج صنعت، رابطه معنی‌داری بین ضریب B/E و بازده مورد انتظار سهامداران وجود ندارد، اما در دو صنعت، بین ضریب P/E و بازده مورد انتظار سهامداران رابطه مثبت وجود دارد (ایزدی‌نیا و دیگران، ۱۳۸۶).

بازار کل سهام شرکت که از حاصل ضرب آخرین قیمت سهام در تعداد سهام در دست سهامداران محاسبه می‌شود (پی نوو، ۱۳۸۳).

در این تحقیق، برای تعیین اندازه شرکت از حاصل ضرب میانگین قیمت سهام طی سال (اگر شرکت در طی سال افزایش سرمایه یا سهام جایزه توزیع کرده باشد، از آن تاریخ به بعد قیمت بازار سهام مورد نظر با توجه به میزان افزایش سرمایه یا توزیع سود سهمی تعدیل می‌شود تا میانگین قیمت همگنی برای محاسبه اندازه شرکت به دست آید) در تعداد سهام منتشر شده، در دست سهامداران در پایان سال مالی، به عنوان اندازه شرکت در نظر گرفته شده است. به دلیل بزرگی، اندازه پس از لگاریتم‌گیری در مبنای عدد طبیعی مورد استفاده قرار گرفت (بارتلدی و پیپر، ۲۰۰۵).

نسبت قیمت به درآمد را می‌توان از مدل تنزیل سود تقسیمی، که اساس ارزشیابی سهام عادی است، استخراج کرد. این فرآیند فقط از طریق مدل ارزشیابی با رشد ثابت صورت می‌گیرد؛ از طریق تقسیم طرفین معادله به سود مورد انتظار، معادله زیر به دست می‌آید که این معادله، عوامل تأثیرگذار بر برآورد ضریب قیمت به درآمد هر سهم (درصد سود تقسیمی، نرخ بازده مورد توقع سهامداران و نرخ رشد مورد انتظار سود تقسیمی) را نشان می‌دهد (پی نوو، ۱۳۸۳):

$$\frac{P}{E} = \frac{\frac{D}{E}}{K - g} \quad (۴)$$

$$P = Ve = \frac{D}{k - g} \quad (۵)$$

نسبت E/P که عکس رابطه P/E است و از خارج قسمت تقسیم EPS به آخرین قیمت سهم در بازار در یک دوره مالی سالیانه آن سهم محاسبه می‌شود. بالا بودن نسبت سود به قیمت E/P، به معنی ریسک بیشتر و در نتیجه، بازده مورد انتظار بیشتر از سهم است. شواهد تجربی موجود نشان می‌دهد که نسبت سود به قیمت سهم، قدرت تبیین اختلاف میانگین بازده سهام را داراست (باقرزاده، ۱۳۸۴). شاخص قیمت و بازده نقدی را می‌توان یکی از شاخص‌های دقیق محاسبه شده برای بازده بازار در نظر گرفت. زیرا هر دو مؤلفه (تقسیم سود در شرکت‌ها و بازده بر اثر افزایش قیمت

مدل تحلیلی تحقیق و شیوه اندازه‌گیری متغیرها

در این تحقیق، بازده واقعی به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای ریسک سیستماتیک، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اندازه شرکت، نسبت قیمت به درآمد، نسبت درآمد به قیمت، بازده بازار، بازده بدون ریسک و صرف ریسک بازار به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است. برای محاسبه نرخ بازده براساس روش اضافه ارزش، از فرمول (۱)

$$R_i = \frac{(P_t - P_{t-1}) + DPS}{P_{t-1}}$$

استفاده شده است، به صورتی که $P_t =$ قیمت سهام در پایان سال و P_{t-1} ، قیمت سهام در ابتدای سال است. DPS سود تقسیمی سالیانه است و این گونه فرض می‌شود که سود نقدی در طول سال به طور یکنواخت پرداخت می‌شود. اگر شرکت به افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات یا اندوخته اقدام کند، به علت تفاوت در تعداد سهام، قبل و بعد از افزایش سرمایه، P_{t+1} با P_t را نمی‌توان مقایسه کرد. بنابراین، P_{t+1} باید تعدیل شود. در نهایت، بازده سهام عادی شرکت به صورت زیر محاسبه می‌شود (پی نوو، ۱۳۸۳):

$$R_i = \frac{(1+a)P_{t+1} + DPS - P_z - C}{P_t} \quad (۲)$$

α درصد افزایش سرمایه (از محل اندوخته یا آورده نقدی و مطالبات) و C آورده نقدی به هنگام افزایش سرمایه است که بازده‌ها در این پژوهش سالیانه محاسبه شده است.

ریسک سیستماتیک β ، بخشی از کل ریسک مجموعه اوراق بهادار است که به علت وجود عواملی به وجود می‌آید و بر قیمت کل اوراق بهادار اثر می‌گذارد. برای تعیین ریسک سیستماتیک از شاخص ریسک سیستماتیک (ضریب بتا) استفاده می‌شود که بیانگر همبستگی بازده بازار و بازده سهم I است و از طریق تقسیم (کواریانس بازده سهم I و بازده بازار بر واریانس بازار) به صورت سالیانه محاسبه می‌شود (راعی و تلنگی، ۱۳۸۷): (۳)

$$\beta_i = \frac{\text{cov}(r_i, r_m)}{\text{var } m}$$

ارزش دفتری به ارزش بازار، که حاصل تقسیم ارزش دفتری بر ارزش بازار سهام شرکت در پایان همان سال است. ارزش دفتری کل سهام شرکت عبارت است از مجموع حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی و ارزش

صرف ریسک بازار عبارت است از مازاد بازده بازار (مابه‌التفاوت بازده بازار و بازده بدون ریسک)، که انتظار می‌رود با توجه به ریسک تحمل شده توسط پرتفوی نصیب آن شود. نرخ بازده بازار از نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج شده است و نرخ بازده بدون ریسک نیز براساس نرخ اعلام شده از سوی بانک مرکزی، به شرح نگاره فوق محاسبه شده است.

فرضیه‌های تحقیق

فرضیه اول: در بازار سرمایه ایران، بین بازده واقعی سهام و ریسک سیستماتیک، رابطه مثبت وجود دارد.

فرضیه دوم: در بازار سرمایه ایران، بین بازده واقعی سهام و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، رابطه مثبت وجود دارد.

فرضیه سوم: در بازار سرمایه ایران، بین بازده واقعی سهام و اندازه شرکت، رابطه مثبت وجود دارد.

فرضیه چهارم: در بازار سرمایه ایران، بین بازده واقعی سهام و نسبت قیمت به درآمد، رابطه مثبت وجود دارد.

فرضیه پنجم: در بازار سرمایه ایران، بین بازده واقعی سهام و نسبت درآمد به قیمت، رابطه مثبت وجود دارد.

فرضیه ششم: در بازار سرمایه ایران، بین بازده واقعی سهام و بازده بازار، رابطه مثبت وجود دارد.

فرضیه هفتم: در بازار سرمایه ایران، بین بازده واقعی سهام و بازده بدون ریسک، رابطه مثبت وجود دارد.

فرضیه هشتم: در بازار سرمایه ایران، بین بازده واقعی سهام و صرف ریسک بازار، رابطه مثبت وجود دارد.

روش‌شناسی تحقیق

این تحقیق بر مبنای هدف خود، از نوع تحقیقات کاربردی است و از حیث روش و ماهیت، در دسته تحقیقات همبستگی قرار می‌گیرد. در این تحقیق، برای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز، فرضیه‌ها و همچنین مبانی نظری پژوهش، از روش کتابخانه‌ای و داده‌های تجربی استفاده شده است.

سهام) در آن مد نظر گرفته شده است. بنابراین، برای محاسبه بازده بازار، از شاخص بازده نقدی قیمت استفاده شده است که به صورت زیر محاسبه می‌شود (وبسایت بورس اوراق بهادار):

$$index\ tedpix = \frac{PnQn * 100}{Base} \quad (۶)$$

Index tedpix: شاخص بازده نقدی و قیمت؛

Pn Qn: ارزش بازار؛

Base: پایه.

در مواقع اعلام سود نقدی یا افزایش سرمایه، جهت تعدیل پایه خواهیم داشت:

$$Base\ tedpix = [Base\ tepix \times (Pn\ Qn - Dn\ Qn/PnQn)] + [(Bas\ tepix) \times Base\ tedpix\ (t - 1) / Base\ tepix\ (t - 1)] \quad (۷)$$

Base tedpix: پایه شاخص بازده نقدی و قیمت؛

Base tepix: پایه شاخص کل؛

PnQn: ارزش بازار به‌ازای هر سهم برابر است با قیمت ضربدر سرمایه؛

DnQn: سود نقدی ضربدر سرمایه (به‌ازای شرکت‌هایی که سود اعلام کرده‌اند)؛

Base tedpix (t - 1): پایه شاخص بازده نقدی و قیمت روز قبل؛

Base tepix (t - 1): پای a شاخص کل روز قبل.

بازده بدون ریسک عبارت است از متوسط نرخ بازدهی که سرمایه‌گذاران بدون تحمل ریسک انتظار کسب آن را دارند. اوراق بهاداری را که هیچ‌گونه ریسک سیستماتیک ندارند، اوراق بهادار بدون ریسک می‌نامند (پی نوو، ۱۳۸۳). با توجه به ویژگی‌های اوراق مشارکت در ایران، به شرح نگاره ۳، به‌عنوان نرخ بازده بدون ریسک تا پایان دوره زمانی تحقیق در نظر گرفته شده است.

نگاره ۳. نرخ سود علی‌الحساب اوراق مشارکت منتشر شده توسط بانک مرکزی (منبع: شورای پول و اعتبار، مصوبات ۱۳۸۶-۱۳۸۰)

سال مالی	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶
نرخ سود سپرده‌های بانکی کوتاه‌مدت بانک‌های دولتی	۱۷ درصد	۱۷ درصد	۱۷ درصد	۱۷ درصد	۱۵/۵ درصد	۱۵/۵ درصد	۱۵/۵ درصد

روش تجزیه و تحلیل اطلاعات و آزمون فرضیه‌ها

در این تحقیق، پس از جمع‌آوری داده‌ها در نرم‌افزار اکسل، داده‌ها در نرم‌افزار SPSS سنجیده شده است. برای استفاده از رگرسیون خطی، در ابتدا، نمودار پراکنش متغیرها رسم شد و برای تراکم بیشتر داده‌ها حول خط رگرسیون، از تبدیل متغیر استفاده شد و همچنین پس از بهینه‌سازی متغیرها، نمودار پراکنش متغیرهای مستقل با متغیر وابسته ترسیم شد. برای اجرای پردازش‌های آماری، همه متغیرها در رگرسیون تک‌متغیره به صورت مجزا، تحلیل شده است. در نگاره ۴، شاخص‌های توصیف متغیرها تنظیم و فروضات رگرسیون برای اجرای مدل سنجیده شده و در پایان، معنی‌دار بودن معادله رگرسیون بررسی و همچنین تعیین ضرایب رگرسیونی مشخص شده است و در نهایت، پس از بررسی‌های رگرسیون تک‌متغیره، داده‌ها در رگرسیون چندگانه تحلیل شده است. فرض اساسی رگرسیون بررسی شد و سرانجام، معنی‌داری معادله رگرسیون چندگانه، از طریق ANOVA سنجیده شد تا به این ترتیب، مقدار ثابت و ضرایب رگرسیونی تعیین شود. خط رگرسیون تک‌متغیره به صورت $y = \alpha + \beta x$ معرفی شده است و مدل تحلیلی تحقیق براساس فرمول رگرسیونی چندگانه، به صورت زیر ارائه می‌شود.

$$R_i = a + b_1(B) + b_2(BE/ME) + b_3(\text{size}) + b_4 P/E + b_5(E/P) + b_6(R_m) + b_7(R_f) + b_8(R_m - R_f) + e$$

در این تحقیق، برای برآزش بهتر متغیرها حول خط رگرسیون، از تبدیل متغیر استفاده شده است که متغیرها و تبدیل آن‌ها به شرح زیر است:

$$\{(E/P) \rightarrow \ln(E/P), P/E \rightarrow \ln(P/E), BE/ME \rightarrow \ln(1/BE/ME), \beta \rightarrow \ln(\beta), \text{Size} \rightarrow \ln(\text{Size})\}$$

یافته‌های پژوهش

در این قسمت، نتایج حاصل از آزمون رگرسیون تک‌متغیره و مدل رگرسیون چندگانه ارائه می‌شود.

همچنین ابزار تحقیق، صورت‌های مالی، یادداشت‌های همراه و گزارش‌های مالی شرکت‌های مورد مطالعه بوده است که این منابع را سازمان بورس اوراق بهادار تهران منتشر کرده است. شرکت‌ها در این تحقیق، به روش حذفی انتخاب شده‌اند؛ بدین صورت که جامعه آماری تحقیق شامل همه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سرمایه ایران، در دوره ۱۳۸۶-۱۳۸۰، با در نظر گرفتن ویژگی‌های زیر است:

۱. قبل از سال مالی ۱۳۸۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و تا پایان سال مالی ۱۳۸۶ از تابلوی بورس خارج نشده باشند.
۲. سال مالی آن‌ها به بیست و نهم اسفند منتهی باشد.
۳. نسبت P/E منفی یا صفر نداشته باشند؛ به عبارت دیگر، EPS مثبت داشته باشند تا توان بازدهی را داشته باشند.
۴. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در سال $t-1$ در ترازنامه سال مالی آن منفی نباشد.
۵. جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری - واسطه‌گری مالی نباشند.

با توجه به ملاحظات مذکور، برخی از شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران در دامنه مطالعاتی خواهند بود. بدین معنی که آن دسته از شرکت‌هایی که شرایط ذکر شده را نداشته نباشند، حذف خواهند شد و بقیه شرکت‌هایی که دارای شروط بالا باشند، به عنوان جامعه آماری انتخاب می‌شوند. با توجه به محدودیت‌های فوق از بین ۳۰۹ شرکت پذیرفته‌شده در ۲۹ اسفند ۱۳۸۰، در بورس اوراق بهادار تهران، سال مالی ۱۳۵ شرکت به ۲۹ اسفند منتهی بود که با احراز شروط اعلام‌شده، تعداد شرکت‌های موضوع بررسی به ۱۰۲ شرکت رسید. قلمرو زمانی برای بررسی آزمون فرضیه‌ها، یک دوره هفت‌ساله، از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا انتهای سال مالی ۱۳۸۶ در نظر گرفته شده است. قلمرو مکانی، محدوده شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سرمایه ایران را در برمی‌گیرند. قلمرو موضوعی اصلی این تحقیق، ارتباط چند متغیر β , E/P , P/E , $\beta E/ME$, $SIZE$, R_f , R_m , $R_m - R_f$ با بازده واقعی سهام است که در حوزه مدیریت سرمایه‌گذاری طرح و بررسی شده است.

نگاره ۴. شاخص‌های توصیف‌کننده متغیرهای تحقیق

متغیر	تعداد	چولگی	خطای استاندارد ضریب چولگی	واریانس	انحراف معیار	بالا ترین	پایین ترین	میانگین	انحراف از میانگین
ریسک سیستماتیک	۷۰۶	-۶/۷۵	۰/۹۰۲	۷/۲۱۶	۲/۶۵۶۱۸	۶/۳۹	-۹/۲۱	-۱/۲۵۶۵	-۰/۱۰۱۱۰
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۷۱۱	۰/۶۳۷	۰/۹۲۰	۰/۷۳۱	۰/۸۵۴۸۳	۳/۵۱	-۱/۰۸	۰/۹۸۵۶	۰/۰۳۲۰۶
اندازه شرکت	۷۱۴	۰/۳۹۰	۰/۹۱۰	۲/۵۵۱	۱/۵۹۷۲۱	۳۱/۰۰	۲۲/۳۰	۲۶/۴۸۳۲	-۰/۵۹۷۷
نسبت قیمت به درآمد	۷۱۴	۰/۶۰۹	۰/۹۱۰	۰/۲۴۰	۰/۴۸۹۸۸	۴/۰۴	۰/۰۰	۱/۸۰۵۵	۰/۰۱۸۳۳
نسبت درآمد به قیمت	۷۱۴	۰/۶۱۶	۰/۱۰۹	۰/۲۴۱	۰/۴۹۰۸۳	۳/۹۱	۰/۰۰	۱/۸۰۶۲	-۰/۰۱۸۳۷
بازده بازار	۷۱۴	۱/۲۹۶	۰/۰۹۱	۹۰۲/۴۶۸	۳/۰۰۴۱۱	۸۸/۹۱	-۱۱/۳۶	۲۲/۴۶۷۱	۱/۱۲۴۲۶
بازده بدون ریسک	۷۱۴	-۰/۲۸۹	۰/۰۹۱	۰/۵۵۲	۰/۷۴۲۸۳	۱۷/۰۰	۱۵/۵۰	۱۶/۲۵۷۱	-۰/۰۲۷۸۰
صرف ریسک بازار	۷۱۴	۱/۳۲۹	۰/۰۹۱	۸۷۵/۳۳۸	۲/۹۵۸۶۱	۷۱/۹۱	-۲۶/۸۶	۶/۱۱۰۰	۱/۱۰۷۲۳

نگاره ۵. خلاصه یافته‌های حاصل از بررسی هشت فرضیه مورد نظر در رگرسیون تک‌متغیره

نتیجه فرضیه	خلاصه مدل فرضیه‌ها					اطلاعات ضرایب مدل‌ها		شرح متغیر مستقل
	دوربین واتسون	سطح معنی‌دار ی	آماره f	ضریب تعیین تعدیل شده	ضریب R ² تعیین	آماره t	ضریب همبستگی	
تأیید فرضیه	۱/۵۴۷	۰/۰۰۰	۶۲/۲۰۷	۰/۰۸۰	۰/۰۸۱	۷/۸۸۷	۰/۲۸۵	رابطه ریسک سیستماتیک با بازده سهام
تأیید فرضیه	۰/۵۶۶	۰/۰۰۰	۱۱۰/۵۸۵	۰/۱۳۴	۰/۱۳۵	۱۰/۵۱۶	۰/۳۶۷	رابطه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با بازده سهام
تأیید فرضیه	۱/۵۲۰	۰/۰۰۴	۷/۲۸۵	۰/۰۰۹	۰/۰۱۰	۲/۶۹۹	۰/۱۰۱	رابطه اندازه شرکت با بازده سهام
تأیید فرضیه	۱/۵۶۷	۰/۰۰۰	۳۴/۶۰۲	۰/۰۴۵	۰/۰۴۶	۵/۸۸۲	۰/۲۱۵	رابطه نسبت قیمت به درآمد با بازده سهام
تأیید فرضیه	۱/۵۶۶	۰/۰۰۰	۳۴/۸۷۵	۰/۰۴۵	۰/۰۴۷	۵/۹۰۶	۰/۲۱۶	رابطه نسبت درآمد به قیمت با بازده سهام
تأیید فرضیه	۱/۶۱۷	۰/۰۰۰	۳۹/۷۳۴	۰/۰۵۲	۰/۰۵۳	۶/۳۰۴	۰/۲۳۰	رابطه بازده بازار با بازده سهام
تأیید فرضیه	۱/۶۴۸	۰/۰۰۰	۵۵/۵۰۳	۰/۰۷۱	۰/۰۷۲	۷/۴۵۰	۰/۲۶۹	رابطه بازده بدون ریسک با بازده سهام
تأیید فرضیه	۱/۶۱۴	۰/۰۰۰	۳۸/۵۸۰	۰/۰۵۰	۰/۰۵۱	۶/۲۱۱	۰/۲۲۷	رابطه صرف ریسک بازار با بازده سهام

$$\hat{y} = 24/0.73 + 0.613R_m$$

$$\hat{y} = -436/297 + -28/987R_f$$

$$\hat{y} = 34/0.93 + .614 R_m - R_f$$

همان‌طور که در نگاره ۵ ملاحظه می‌شود، ضریب همبستگی و ضریب تعیین و آماره دوربین واتسون، که بیانگر استقلال خطاهاست، همچنین مقدار آماره F و سطح معنی‌دار مربوطه و مقایسه آن با سطح خطای ۵ درصد، بیانگر معنادار بودن مدل‌های رگرسیون تک‌متغیره است و این نشان می‌دهد که معنادار بودن شاخص نیکویی بر ارزش مدل رگرسیون، برای همه فرضیه‌های مذکور در سطح اطمینان ۹۵ درصد، تأیید می‌شود. بنابراین معادله تک‌متغیره در رابطه با هر یک از متغیرهای مستقل به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\hat{y} = 48/188 + 8/5.06 \ln(\beta)^2$$

$$\hat{y} = 3/742 + 34/300 \ln(1/BE/ME)$$

$$\hat{y} = -97/771 + 5/0.45 \ln \text{Size}$$

$$\hat{y} = -25/689 + 35/187 \ln(P/E)$$

$$\hat{y} = -25/829 + 35/251 \ln(1/E/P)$$

آزمون و تحلیل فرضیات تحقیق در رگرسیون چندگانه

با توجه به بررسی متغیرها در رگرسیون تک‌متغیرها و معنی‌داری در معادله رگرسیون، تمامی متغیرها در رگرسیون چندگانه بررسی شده است. در این راستا، متغیر اندازه شرکت، به سبب داشتن پایین‌ترین ضریب همبستگی، و همچنین متغیر صرف ریسک بازار و نسبت درآمد به قیمت، برای رفع هم‌خطی بین متغیرهای مستقل حذف شده است و رگرسیون با حضور پنج متغیر باقی‌مانده تحلیل شده است.

نگاره ۶. متغیرهای پذیرفته‌شده در رگرسیون چندگانه و شیوه ورود به رگرسیون در روش گام‌به‌گام

ترتیب ورود متغیر	۱	۲	۳	۴	۵
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	ریسک سیستماتیک	بازده بازار	بازده بدون ریسک	نسبت قیمت به درآمد	

نگاره ۷. ضریب همبستگی، ضریب تعیین و آزمون دوربین واتسون در رگرسیون چندگانه

متغیرها	ضریب همبستگی	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	خطای معیار تخمین	دوربین واتسون
مقدار ثابت نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ریسک سیستماتیک بازده بازار بازده بدون ریسک نسبت قیمت به درآمد	.۴۹۷	.۲۴۷	.۲۴۲	۶۹/۶۱۵۷۵	۱/۶۹۴

ضریب همبستگی پیرسون چندگانه با متغیر وابسته ۰/۴۹۷ است و ضریب تعیین، مورد نظر این متغیرها ۰/۲۴۷ است. بدین صورت که این مدل قادر خواهد بود ۲۵ درصد تغییرات بازده واقعی سهام را تبیین کند. همچنین به منظور بررسی فقدان خود همبستگی میان خطاها از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است که آماره به دست آمده عدد ۱/۶۹۴ را نشان می‌دهد؛ با توجه به قرارگیری این عدد در محدوده تعریف‌شده ۱/۵ تا ۲/۵، استقلال خطاها و قابل استفاده بودن از رگرسیون چندگانه تأیید می‌شود.

نگاره ۸. آزمون تلورانس و VIF

متغیرها	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	ریسک سیستماتیک	بازده بازار	صرف ریسک بازار	نسبت درآمد به قیمت
تلورانس	.۶۸۲	.۹۵۲۷۴۳
VIF	۱/۴۶۷	.۰۵۱	۲/۳۵E3	۲/۴۹E3	۱/۳۴۷

نگاره ۹. تحلیل شاخص وضعیت و مقادیر ویژه متغیرهای مستقل

مدل	ورود متغیرها	مقادیر ویژه	شاخص وضعیت
	مقدار ثابت	۶۳۳/۳	۱/۰۰۰
	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۱/۲۷۰	۱/۶۹۱
	ریسک سیستماتیک	۰/۸۰۸	۲/۱۲۰
	بازده بازار	۰/۲۵۷	۳/۷۶۱
	صرف ریسک بازار	۰/۰۳۱	۱۰/۷۹۸
	نسبت درآمد به قیمت	۰/۰۰۰	۱۷۰/۱۵۶

مقدار بیشتر از ۳۰ بیانگر مشکل جدی در استفاده از رگرسیون در وضعیت موجود است. بنابراین، متغیر $1/E/P$ با \ln شاخص وضعیت $170/156$ ، برای رفع هم‌خطی حذف می‌شود. بنابراین، وجود این دو متغیر در معادله رگرسیون ضروری نیست و این دو متغیر را می‌توان حذف کرد. گفتنی است که متغیر اندازه شرکت نیز که در رگرسیون تک‌متغیره کمترین ضریب همبستگی را داشته است، به‌خودی‌خود از معادله رگرسیونی چند متغیره حذف شده است، بنابراین این متغیرها را در رگرسیون نهایی مشاهده نمی‌شود.

همان‌طور که در نگاره ۸ ملاحظه می‌شود، مقادیر بازده بازار و صرف ریسک بازار در طی سال، مقداری ثابت است؛ بنابراین، فاقد هرگونه تلورانس هستند و تلورانس آن‌ها عدد صفر است. به همین دلیل VIF بالاتری نسبت به بقیه متغیرها دارند، اما تلورانس و VIF سه متغیر دیگر وضعیت مطلوبی دارد.

با توجه به نگاره ۹، مقادیر ویژه نزدیک به صفر، که مربوط به متغیرهای مستقل $R_m - R_f$ و $\ln 1/E/P$ است، مشخص‌کننده همبستگی داخلی بین متغیرهاست. بنابراین، این متغیرها از فهرست متغیرهای مستقل حذف می‌شوند. از آنجایی که شاخص‌های وضعیت با مقدار بیشتر از ۱۵ نشان‌دهنده احتمال هم‌خطی بین متغیرهای مستقل است و

نگاره ۱۰. تحلیل واریانس رگرسیون چندگانه ANOVA

متغیرها	مدل	Sum of Square	درجه آزادی	Mean Square	آماره f	سطح معنی‌داری
مقدار ثابت	میزان تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیر مستقل	۱۱۰۷۷۱۳/۴۴۴	۵	۲۲۱۵۴۲/۶۸۹	۴۵/۷۱۳	...
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	میزان تغییرات متغیر وابسته از طریق عوامل تصادفی	۳۳۷۷۹۰۷/۳۵۹	۶۹۷	۴۸۴۶/۳۵۲		
ریسک سیستماتیک	جمع	۴۴۸۵۶۲۰/۸۰۳	۷۰۲			
بازده بازار						
بازده بدون ریسک						
نسبت قیمت به درآمد						

نگاره ۱۱. معنی‌داری ضرایب معادله رگرسیون چندگانه

مدل	متغیرها	ضرایب استاندارد نشده		ضرایب استاندارد شده	آماره t	سطح معنی‌داری
		Std. Error	B			
مقدار ثابت ضریب رگرسیونی	مقدار ثابت	۷۵/۱۴۲	-۱۸۸/۴۴۱	۰/۲۴۱	-۲/۵۰۸	۰/۱۲
	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۳/۷۰۶	۲۲/۴۸۱	۰/۲۴۱	۶/۰۶۶	...
	ریسک سیستماتیک	۱/۰۰۱	۸/۴۱۹	۰/۲۸۳	۸/۴۱۴	...
	بازده بازار	۰/۱۱۳	۰/۳۸۴	۰/۱۴۵	۳/۴۰۳	۰/۰۰۱
	بازده بدون ریسک	۴/۶۴۵	۱۱/۲۰۷	۰/۱۰۴	۲/۴۱۳	۰/۰۱۶
	نسبت قیمت به درآمد	۶/۲۱۳	۱۲/۲۱۰	۰/۰۷۵	۱/۹۶۵	۰/۰۴۸

خروجی نگاره ۱۰ معنی دار بودن رابطه خطی رگرسیون و خروجی نگاره ۱۱ معنی دار بودن مقدار ثابت و ضریب متغیر مستقل در معادله رگرسیون چند متغیره را تأیید می کند. بنابراین معادله به صورت زیر بیان می شود:

$$R_i = - ۱۸۸/۴۴۱ + ۲۲/۴۸۱ \ln(1/BE/ME) + ۸/۴۱۹ \ln(\text{Beta})^2 + ۰/۳۸۴(R_m) + ۱۱/۲۰۷(R_f) + ۱۲/۲۱۰ \ln(P/E) + e$$

تقسیمی است، به بازده بیشتر سهم منجر می شود و نسبت سود به قیمت نشان می دهد که بازار ارزش فرصت های رشد و توسعه آتی را در قیمت خود لحاظ کرده است. بر همین اساس، ریسک بیشتر و بازده بیشتری در انتظار سهم خواهد بود. در رابطه با همبستگی مثبت متغیر بتا و بازده واقعی می توان گفت که این یافته مانند تحقیقات انجام شده توسط چوی و وی در سال ۱۹۸۸ در کشورهای هنگ کنگ، مالزی، کره و تایوان و تحقیقات هونگ چاو وانگ در سال ۲۰۰۴ بیانگر رابطه خطی ساده بین ریسک سیستماتیک و بازده است، هرمزی در سال ۱۳۸۰ به رابطه معنا دار و باقر زاده در سال ۱۳۸۴ به ارتباط خطی ضعیف، اما مثبت ریسک سیستماتیک و بازده سهام اشاره میکند. بدین ترتیب، با نتایج این تحقیق، مدل رگرسیون چندگانه با ضریب رگرسیونی چندگانه ۰/۴۹۷ و ضریب تعیین ۰/۲۵، می تواند بازده واقعی را تبیین کند و رابطه معناداری بین متغیرهای مستقل و وابسته ایجاد کند. این عامل سبب می شود که حضور متغیرهای فاما و فرنچ را در کنار متغیر بتای CAPM در بازار سرمایه ایران چشمگیر بدانیم و این امر مطابق با یافته های فاما و فرنچ در مورد بورس آمریکا و سایر کشورهاست. گفتنی است که به دلیل عوامل کیفی که بورس ایران را در دهه هشتاد تحت تأثیر قرار داده است، ضریب تعیین این مدل نتوانسته است به خوبی میزان تغییرات بازده واقعی را تبیین کند، اما همچنان از تئوری ادبیات مالی پیروی می کند.

پیشنهادهایی براساس یافته های پژوهش

۱- با توجه به یافته های تحقیق حاضر، که به ضریب همبستگی بالای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت اشاره دارد، تأثیرگذار بودن این عامل از سویی، و سادگی محاسبات مربوط به این عامل از سوی دیگر، این امکان را فراهم می آورد که سرمایه گذاران حرفه ای و حتی

از آنجا که در این خروجی، SIG آزمون تساوی ضریب رگرسیون و مقدار ثابت با صفر، کوچک تر از ۰/۰۱ است. بنابراین، فرضیه H0 رد می شود و نباید متغیرها را از معادله رگرسیون خارج کرد.

نتیجه گیری کلی پژوهش

نتایج این تحقیق نشان می دهد که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار هر سهم، بتا، بازده بازار، بازده بدون ریسک و نسبت قیمت به درآمد، بالاترین قدرت تبیین بازده واقعی را نسبت به متغیرهای دیگر دارد. نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت ها در دوره مورد رسیدگی بیانگر این است که شرکت های بورسی دارای سهامی هستند که از پتانسیل رشد برخوردار هستند که این عامل ناشی از تأثیر عناصری است که عملیات شرکت را تحت تأثیر مداوم قرار می دهد و سود عملیاتی شرکت را به طور چشمگیری افزایش می دهد. این عناصر می تواند تیم مدیریتی، دانش فنی، خط تولید جدید یا حق امتیازها و... باشد که در دفاتر منعکس نمی شود، اما بازار و سهامداران برای سرمایه گذاری این ارزش نهفته را، در قیمت لحاظ می کنند. این شرکت ها در مقایسه با شرکت هایی که از ارزش دفتری به ارزش بازار بالاتری برخوردارند و در اصطلاح، سهام ارزشی دارند، رشد اقتصادی بیشتری خواهند داشت، این امر همانند تحقیقات انجام شده توسط مارونی در سال ۱۹۹۵ و هونگ چاوکی و چاوچی سوانگ در سال ۲۰۰۴ است که رابطه مثبت بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را با بازده واقعی مورد تأیید قرار داده اند.

همبستگی مثبت بین نسبت های P/E و E/P با بازده واقعی سهام بیانگر این است که با بالا بودن عوامل ضریب قیمت به درآمد، که شامل درصد سود تقسیمی پرداختی و نرخ بازده مورد توقع سهامداران و نرخ رشد مورد انتظار سود

۹- رباطمیلی، مژگان (۱۳۸۶)، "مقایسه عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای CAPM با مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه الزهرا (س).

۱۰- طارمی، مریم (۱۳۸۵)، "آزمون مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش‌بینی بازده سهام"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).

۱۱- قربانی، ابراهیم (۱۳۸۷)، "بررسی مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در بازده سهام"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد صص، ۶۰-۶۵.

۱۲- وب سایت بورس اوراق بهادار تهران.

۱۳- موسوی کاشی، زهره (۱۳۷۸)، "بررسی تأثیر اندازه شرکت در بازده سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

۱۴- منصوری، مریم (۱۳۸۷)، "بررسی متغیرهای مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ"، مجموعه مقالات همایش دانشجویان حسابداری، دانشگاه الزهرا (س)، ص ۹۲-۹۴.

۱۵- هرمزی، هادی (۱۳۸۰)، "بررسی ارتباط ریسک سیستماتیک و نسبت P/E با بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی، ص ۱.

16-Ball, R. (1978), "Anomalies in Relationships Between Securities Yields and Yield Surrogates", *Journal of Financial Economics*, vol. 6, pp. 103 - 105.

17- Bartoldy, J. and P. Paula (2005), "Estimation of Expected return: CAMP Vs Fama and French", *Intennatinal Review of Financial Analysis*: vol. 14.

18- Basu, S. (1983), "The Relation Between Earning Yield, Market Value and Return For NYSE Comman Stoks", *Journal of Financial Economics*, vol. 32, pp. 663 - 682.

19- Chui, A. And y. Wei (1997), "Book to Market, Firm size and Turn Of The yereffect", *Evidence from Pacific Basin emergining Market*, pp. 20.

20- Chou, Pin. Hung & K. Chou Robin and Jane Sue Wang (2004), "On The cross section of Expected stock Returns", Fama

غیرحرفه‌ای نیز به‌راحتی بتوانند از این عامل در تصمیم‌گیری مالی استفاده کنند.

۲- از طرفی نسبت درآمد به قیمت و صرف ریسک بازار، عامل مهمی برای توجه سرمایه‌گذار نیست، زیرا در رگرسیون چندگانه حذف شده است.

گفتنی است که جهت تبیین بازده سهام، با توجه به ضریب تعیین‌های ذکر شده برای هر کدام از متغیرها، می‌توان به تأثیر عناصر کیفی اشاره کرد که بر ساختارهای مالی شرکت‌ها اثر می‌گذارد و بازده واقعی این شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و سرمایه‌گذار باید به این عناصر توجه داشته باشد.

منابع

۱- آقایی، صابر (۱۳۸۴)، "بررسی رابطه بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با بازده سهام"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی ص ۱.

۲- احمدپور، احمد و مجید رحمانی فیروزجانی (۱۳۸۶)، "بررسی تأثیر اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سهام"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ش ۷۹، ص ۲۳-۷۹.

۳- ایزدی‌نیا، ناصر، مهدی ابزری و سعید ساوه‌درودی (۱۳۸۶)، "رابطه بین نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران با استفاده مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و نسبت قیمت به درآمد سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، *مجله دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه اصفهان*، ش ۱۹، ص ۱۰.

۴- باقرزاده، سعید (۱۳۸۴)، "بررسی عوامل تأثیرگذاری بر بازده مورد انتظار سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران"، *فصلنامه تحقیقات مالی*، ش ۱۵، صص ۲۵-۶۴.

۵- پی. نوو، ریموند (۱۳۸۳)، مدیریت مالی، ترجمه علی جهانخانی و علی پارسائیان، تهران: سمت، ص ۳۶-۵۰.

۶- ثقفی، علی و صابر شعری (۱۳۸۳)، "نقش اطلاعات بنیادی حسابداری در پیش‌بینی بازده سهام"، *فصلنامه مطالعات حسابداری*، ش ۸، ص ۳۴-۵۱.

۷- حنیفی، فرهاد (۱۳۷۶)، "کارایی مدل ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای CAPM در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه امام صادق.

۸- راعی، رضا و احمد تلنگی (۱۳۸۷)، مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته، تهران: مدیریت، ج ۲، ص ۳۲۱.

Degree of Commercial Engineer
Katholieke universiteit Leuven 78, P. 78.

30- Rosenberg, B. Reid & R. Lanstein (1985), "Persuasive evidence of Market inefficiency", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 11, PP. 9.

French Ten yerars Leter, *Journal of FinanceLetters*, Vol.2, PP. 18 - 22.

21- Fama, E. & K. French (1992), "The Cross Section of Expected Stock Return", *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, June, PP. 427 - 432.

22- Groot and Gsper (2002), "Further evidence on Asian stock return behavior, emerging Markets Review", Vol. 3, issue 2.

23- Hendricksen, E. S. & M. F. Van. Bereda (1992), "AccountingTheoryoHomeWood" IL. Baston, ma. Irwin Publishing co. Fifth Edition.

24- Keim, Donald B. (1990), "A new look at Effectse of firms size and E/P Ration on stock Returns", *Financial Analysts journal*, Vol. 146. PP. 56 - 57.

25- Krose, A. & R. Litzenberger (1976), "Skewness Preference and The Valuation of Risky Assets", *Journal Of Financial*, Vol. 31, No. 4, Septambwr, PP. 1085 - 1094.

26- Lam, K. (2002), "IS The Fama and French Tree Factore Model better Than CAPM?", PP. 163 - 179.

27- Liew J. & M. Vassalou (1999), "Con Book - To - Market, sizo and Momentum be Risk Factors That Predict Economic Growth", *Journal of Financial Economics*, Vol. 57, Issue. 2, PP. 221 - 245.

28- Maroney, N. (1995), "The information content of The Book to market ratio and Market value for pricing equities intetnationally", The university of neworleans, school of Business Administration, LA70148.

29- Naudis, H. (2003), "The CAPM, The Fama –French model and The vassalu Model", H comparison for the United Kingdom, Thenis submitted To ob tain The

