

بررسی امکان استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بازار بورس اوراق بهادار تهران

دکتر رضوان حجازی*
مهری غلامحسینی**

تاریخ دریافت: 1388/11/19 تاریخ پذیرش: 1388/12/10

چکیده

این مقاله قصد دارد نتایج حاصل از تحقیق پیرامون امکان استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران را بیان کند. از آن جایی که هر مدل بنابر مفروضاتی ساخته می‌شود به کارگیری آن مدل توسط سایر محققین جهت سنجش اعتبار نتایج آنها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار خواهد بود. با توجه به، ناکارایی بازار سرمایه ایران که در تحقیقات گذشته نشان داده شده است پرسش اصلی این است که آیا مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، به گونه‌ای قادر است که مدیران پرتفوی و سایر سرمایه‌گذاران را در بهینه‌سازی سبد سهام و سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران یاری کند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توان تبیین رفتار بازده را در مقاطع زمانی کوتاه مدت در بورس دارد، و رابطه ریسک و بازده در بورس اوراق بهادار تهران به شرط استفاده از داده‌های زمانی هفتگی ادعای اصلی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را مبنی بر خطی بودن تابع بازده ثابت می‌کند.

واژه‌های کلیدی: سبد سرمایه‌ای، بازده سهام، ریسک، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

* دانشجویار دانشگاه الزهراء، نویسنده اصلی و مسئول مکاتبات.
** کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی (مالی).

1- مقدمه

موضوع اصلی که در حوزه های مالی وجود دارد این است که چرا دارایی های مختلف نرخ بازده متفاوتی را نشان می دهند. در این راستا تئوری های قیمت گذاری سعی داشته است تا با استفاده از مفاهیم پایه ای و نظری خود مشخص سازد که چرا بعضی از دارایی ها نسبت به دارایی های دیگر بازده بالاتر یا پایین تری دارند. در گذشته شرکتها و مؤسسات مالی، سرمایه گذاران و محققین مالی بازده بیشتر را متناسب با ریسک بالاتر در نظر می گرفتند. اما فقط با کمک مدل $CAPM^1$ بود که اقتصاددانان توانستند ریسک و پاداشی را که از بابت تحمل آن عاید سرمایه گذار می شود کمی و اندازه گیری نمایند. در سال 1964 اقتصاددانی به نام ویلیام شارب² موفق شد مدل تک عاملی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای را ارائه دهد. این مدل در مقایسه با مدل هنجاری و کسل کننده مارکوویتز بسیار ساده و قابل درک می باشد (گالاگدرا³، 2002) از زمان ارائه تا به امروز بسیاری از محققین و جامعه آکادمیک این مدل را در بازارهای مالی مختلف بررسی و مورد آزمون قرار داده اند که بسته به شرایط و ویژگی های بازارهای مختلف فرضیات و ادعاهای این مدل تأیید و یا رد گردیده است. مهمترین ادعای مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای تبیین تغییرات بازده دارایی ها توسط عاملی به نام ریسک بازار یا بتای سهام می باشد. با اینکه بعد از دهه 1970 شواهد بسیار کمی دال بر تأیید ادعای اصلی مدل $CAPM$ شکل گرفته است، مطالعات و پژوهش های تجربی و علمی هنوز نتوانستند ثابت کنند که در بازارهای مختلف و شرایط متفاوت فرضیات و ادعاهای $CAPM$ تأیید و یا رد می گردد. (دومینال⁴، 2006)

این تحقیق تلاش دارد قابلیت استفاده از این مدل را با بررسی و کنکاش تأثیر ریسک سیستماتیک بر بازده مورد انتظار سهام در بورس اوراق بهادار تهران، با به کارگیری داده های کوتاه مدت (به عنوان کمکی در جهت بهینه سازی پرتفوی به مدیران پرتفوی و سایر سرمایه گذاران بررسی کند.

2- ادبیات موضوعی مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای

اساس مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای توسط مارکوویتز⁵ (1952) و توبین⁶ (1958)، پایه گذاری شد. تئوری های پیشین نشان دادند که ریسک سهام فردی انحراف استاندارد آن سهام نسبت به بازده شان می باشد- میزان تغییر پذیری بازده. (گالاگدرا، 2002) بنابراین انحراف استاندارد بیشتر، ریسک بزرگتر را منتج می شود

1. Capital Asset Pricing Model
2. Sharp
3. Galagedera
4. Dominal
5. Markowits
6. Tobin

با این وجود هدف اصلی سرمایه‌گذار، انتخاب پرتفوی و یا مجموعه سهامی است که به لحاظ شرایط ریسکی، در وضعیت مناسبی باشد .

مارکوویتز بیان می‌کند: (1) وقتی دو دارایی ترکیب می‌شوند انحراف استانداردشان جمع نمی‌شود، مشروط بر این که بازده دو دارایی همبستگی کامل نداشته باشند . (2) وقتی پرتفوی از دارایی های ریسکی تشکیل می‌شود، ریسک انحراف استاندارد پرتفوی کمتر از جمع انحرافات استاندارد اجزای آن است. مارکوویتز اولین گام را در زمینه معرفی معیار ریسک پرتفوی و بدست آوردن ریسک و بازده مورد انتظار یک پرتفوی، برداشت.

در نظریه سبد سرمایه گذاری مارکوویتز ، فرض می شود که سرمایه‌گذاران تصمیمات خود را براساس دو عامل بازده مورد انتظار و ریسک بازده ها اتخاذ می‌کنند.

تئوری پرتفوی ایده اصلی برای نظریه تعادلی مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را می‌باشد. این مدل (CAPM)، از نظر تئوریک به سؤالاتی از این قبیل پاسخ می دهد:

- چگونه ریسک سهام موجود در یک پرتفوی اندازه‌گیری می شود؟
- چگونه هزینه سرمایه شرکت اندازه گیری می شود؟

مراحلی که در تجزیه و تحلیل مدل CAPM، لازم است به شرح زیر می باشد:

1. بدست آوردن مجموعه فرصت‌های سرمایه‌گذاری
2. ترسیم خط بازار سرمایه
3. شناسایی ترجیحات سرمایه‌گذاران و انتخاب سبد بهینه
4. بدست آوردن نقطه تعادل بازار
5. بدست آوردن حداقل واریانس پرتفوی
6. بکارگیری مدل CAPM
7. بدست آوردن پارامتر اصلی مدل یعنی بتا . (رائو. رقاوندر ، 2002)⁷

3- مبانی نظری مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM)

به منظور آزمون اعتبار CAPM اغلب محققین معادله خط بازار سرمایه که در مطالب پیشین بدان اشاره شد را آزمون می کنند . CAPM مدل تک دوره ای آتی است.⁸ از آنجا که بازده های پی ش بینی شده قابل مشاهده نمی‌باشند و محققین نیز همواره از بازده های واقعی استفاده می‌کنند، مهمترین سئوال تجربی که برایشان پی ش می‌آید این است که: آیا بازده های تاریخی سهام با مدل CAPM سازگاری دارد یا خیر؟ مطالعات اولیه لینتنر⁹ (1969) و داگلاس¹⁰ (1969) به روی CAPM براساس بازده سهام فردی بود. نتایج تجربی مطالعات آنها مورد حمایت و تأیید قرار گرفت . میلر و

7. Rau. Raghavendra

8. Single- period ex ante model

9. Lintener

10. Douglas

شولز¹¹ (1972) وقتی که از سهام فردی برای آزمون اعتبار CAPM استفاده می‌کردند به برخی مشکلات آماری مواجه شدند. البته مطالعات بسیاری در دوره‌های بعدی توانست این مسائل را با به کار بردن بازده سهام پرتفوی به جای بازده سهام حل نمایند. بلاک جنسون و شولز¹² (1972) در مطالعات خود به روی سهام بورس نیویورک طی دوره 1931-1965، پرتفوی‌هایی تشکیل دادند و رابطه خطی بین بازده پرتفوی و بتا را تبیین نمودند، بتاهای بزرگتر از یک ($Beta > 1$) و یا بتاهای کوچکتر از یک ($Beta < 1$) موجب توقف‌های منفی (مثبت) در نمودار بتا-بازده می‌شوند. سپس آنها مدل بتای صفر را از مدل‌های CAPM ارائه نمودند که در آن دوره توقف در هر دوره تغییری می‌یابد. فاما و مک‌بث¹³ با بسط دادن مطالعه بلاک جنسون و شولز (1972) شواهدی را ارائه دادند که (1) مبنی بر دوره‌های توقف بزرگتر از نرخ بدون ریسک بود (2) و رابطه خطی بین متوسط بازده و بتا وجود داشت (3) این رابطه خطی زمانی خوب است که داده‌ها به دوره‌های زمانی بلند مدت مستند باشند. البته مطالعات بعدی شواهد عینی ضعیفی در ارتباط با این روابط بدست آوردند. برای مثال، فاما و فرن چ¹⁴ (1992) ه ی ون گ¹⁵ (1995)، داویس¹⁶ (1994) و مایلز و تیمرمن¹⁷ (1996). مجموعه یافته‌های تجربی در مورد رابطه بتا و بازده با شکل‌گیری واکنش‌هایی به شرح زیر شد:

(1) مدل تک‌عاملی CAPM وقتی که پرتفوی انتخابی به عنوان شاخص بازار کار است، رد می‌شود. برای مثال رول¹⁸ (1977) و روس¹⁹ (1977) از جمله کسانی بودند که این انتقاد را بر مدل CAPM وارد ساختند. حتی انحراف بسیار کم نیز می‌تواند رابطه بین بتا و بازده مورد انتظار را بی‌معنا سازد. (رول و روس²⁰، 1994 - کندل و استنبوک²¹، 1995)

کوئر، شانکن و سلون²² (1995) انحرافات پسماند داده‌هایی که جهت آزمون اعتبار مدل CAPM بکار گرفته می‌شوند را به عنوان نکته‌ای که باید به آن توجه شود، اشاره کردند. بوس و نیوبلد²³ (1984) فاف، لی و فرای²⁴ (1992) بروکس، فاف و لی²⁵ (1994)، فاف و بروکس²⁶ (1998) بیان کردند که در بیشتر مواقع بتا بی‌ثبات است.

-
11. Miller and Sholes
 12. Black, Jensen and Sholes
 13. Fama and Mac Bath
 14. Fama and Ferench
 15. He and Neg
 16. Davis
 17. Mailes and Timmerman
 18. Roll
 19. Ross
 20. Roll and Ross
 21. Kandel and Stambugh
 22. Kothari, Shanken and Slon
 23. Bos and Newbold
 24. Faff, Lee, and Fry
 25. Brooks, Faff and Lee
 26. Faff and Brooks

علیرغم اینکه در اواخر دهه 1970 شواهد رضایت بخشی در مورد مدل CAPM و پیش‌بینی‌های این مدل، کاهش یافت اما پتین گل و دیگران²⁷ (1995) استدلال می‌کنند که رابطه بتا- بازده شرطی است و در بازارهایی که جهت حرکت رو به بالاست (رو به رشد و صرف ریسک بازار مثبت است) مثبت و در بازارهایی که جهت حرکت رو به پائین (رو به کاهش و صرف ریسک بازار منفی است) منفی می باشد. این رابطه شرطی بین بتای پرتفوی و بازده در آن در بسیاری از بازارها به تأیید رسیده است. (کاتینگ ادو نیمال²⁸، 2006) با توسعه مطالعات، نتیجه‌گیری شد که انحرافات مقطعی در متوسط بازده سهام را نمی‌توان به تنهایی با بتای بازار تعیین کرد. بنابراین متغیرهای اساسی دیگری همچون سایز توسط بانز²⁹ (1981) و ارزش دفتری به ارزش بازاری روزنبرگ، رید ولن س تین³⁰ (1985)؛ هامو و لاکنسیوک³¹ (1991) متغیرهای کلان اقتصادی و نسبت قیمت به سود باسو³² (1983) برای تبیین انحرافات مقطعی در بازده مورد انتظار سهام نقش عمده‌ای داشته‌اند.

فاما و فرنچ³³ (1995) دو فاکتور ریسک غیر بازاری SMB (تفاوت بین بازده پرتفوی با سهام کوچک و پرتفوی با سهام بزرگ) و HML (تفاوت بین بازده پرتفوی که دارای سهام با ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پرتفوی که دارای سهامی با ارزش دفتری به ارزش بازاری حداقل هستند) را به عنوان فاکتورهای مؤثر و مفیدی که می‌توانند بازده مقطعی سهام را تبیین نمایند، معرفی کردند. برتلدی و پیر³⁴ (2003) با مقایسه مدل CAPM و مدل فاما و فرنچ از نظر تخمین بازده مورد انتظار به این نتیجه رسیدند که از دیدگاه تئوریک برای تخمین بازده پرتفوی مدل سه عاملی فاما و فرنچ مناسبتر است. آنها برای دستیابی به اهداف خود عملکرد دو مدل قیمت‌گذاری را برای سهام فردی مورد مقایسه قرار دادند. ابتدا، بازده سهام فردی را بر اساس مدل CAPM در چارچوب‌های زمانی مختلف بدست آوردند. داده‌های ماهیانه دوره پنج ساله و شاخص وزنی برابر، که به جای شاخص وزنی ارزش پیشنهاد می‌شود، تخمین‌های بهتری از بازده سهام بدست می‌آورد. با این وجود، عملکرد مدل ضعیف به نظر می‌رسید. سپس بازده سهام فردی را بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ طی دوره زمانی پنج ساله و داده‌های ماهیانه این دوره بکار گرفتند. با اینکه عملکرد این مدل بهتر از مدل CAPM نبود، (صرف نظر از شاخص بکار گرفته شده بطور متوسط پنج درصد انحراف از بازده را نشان می‌داد و این در حالی بود که تخمین‌های CAPM سه درصد انحراف از بازده را نشان می‌داد) ولی در مجموع شواهد پژوهش نشان داد که جهت تخمین بازده سهام فردی استفاده از هر دو مدل، پیشنهاد می‌گردد.

27. Patingl & et.al

28. Kutting e don Nimal

29. Banz

30. Rosenberg, Reid and Lanstein

31. Hamo and Lakonsihok

32. Basu

33 Fama & Ferench

34 Bertholdy, Pear

فیلکتیس، کاتا ، راوازولو و فاویولا³⁵ پژوهشی با عنوان "ریسک ناشی از تغییرات نرخ از در بازارهای سهام نوظهور در لندن دادند. آنها مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای بین‌المللی (ICAPM³⁶) را ارائه دادند که هم ریسک ناشی از تغییرات نرخ ارز و هم تأثیر آزاد سازی بازارها را بر ارزش‌های ریسک تبیین می‌کند. داده‌های مدل از بازارهای حوزه پاسی فیک³⁷ است که به شواهد محکمی دست یافته است که نه تنها ریسک ناشی از تغییرات نرخ ارز را قبل و بعد از دوره آزاد سازی قیمت‌گذاری کرده بلکه این مدل نسبت به مدل‌هایی که ریسک ناشی از تغییرات نرخ ارز را شامل نمی‌شوند، برتر و جالب‌تر است. آنها بر اساس نتایج پژوهش‌شان استدلال می‌کنند که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای که ریسک ناشی از تغییرات نرخ ارز را به حساب نیاورد یک مدل نامعلوم و ناقص می‌باشد. همچنین از آنجا که ریسک ناشی از تغییرات نرخ ارز برآورد شده و سرمایه گذاران چنان ریسکی را پذیرفته‌اند، در برابر تغییرپذیری بیشتر نرخ مبادله ارز که خود ناشی از سرمایه‌گذاری در بازارهای نوظهور است، دل‌سرد و م‌ایوس نمی‌شوند.

آنها مدل ICAPM را که ساختار ادغام شده دینامی‌کی به منظور قیمت‌گذاری بازده‌های ارزی بوده بر اساس مدل UIRP، بکار گرفتند. برای تخمین پویایی‌های شرطی سیستم معادلاتی از فرآیند GARCH چند متغیره استفاده کردند تا اثر آزادسازی بازار سرمایه و بحران‌های مالی آسیا را در نیمه سال 1997 بر روی تغییرپذیری بازده ارزی و سهام، مورد آزمون و بررسی قرار دهند. آنها سهم عمده‌ای در تثبیت ریسک ناشی از تغییرات نرخ ارز در قیمت‌گذاری بازده مورد انتظار سهام بازارهایی که درجه‌ای از ادغام را با بازار جهانی تجربه کرده بودند، داشتند. آنها ه‌ماهن گ با پژوهش‌های داماس و سولنیک³⁸ (1995) و دسانتس و جراد³⁹ (1998) به لحاظ تعیین مدل ICAPM که شامل ریسک ناشی از تغییرات نرخ ارز و ریسک بازار می‌شود، مورد حمایت قرار گرفتند. نتیجه‌گیری مهم آنها این بود که بازده ارزی، کاملاً مرتبط با ریسک ناشی از تغییرات نرخ ارز است و مطابق با مطالعات قبلی، همچون بیکرت و هاروی⁴⁰ (1995) نتایج پژوهش‌شان نشان داد که کشورهای حوزه پاسی‌فیک با بازار جهانی ادغام شده‌اند. در این پژوهش مسئله ادغام برای کشورهای هم‌چون کره و تایوان در طول دهه 1990 که کنترل‌های سرمایه‌ای سنگین اعمال می‌کردند، مورد توجه قرار گرفت. شواهد تجربی این پژوهش نشان می‌دهد که ارزش ریسک در طول زمان و در بازار به طور معنا داری در حال تغییر است. ریسک ناشی از تغییرات نرخ ارز جزء مهم مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای بین‌المللی است حتی زمانی که هنوز بازارها بطور رسمی به روی

35. Phlaktis, Kata and Ravazzolo

36. International Capital Asset Pricing Model

37. Pacific Basin Capital Market

38. Dumas and Solnik

39. Desantis and Gerad

40. Bekeart and Harrvey

سرمایه‌گذاران بین‌المللی گشوده نشده باشند. (کاتا و فایویلا⁴¹، 2004)

کتیس لام (2001) پژوهشی با نام "رابطه شرطی بتا و بازده در بورس سهام هنگ‌کنگ" انجام داد که نتایج منتشره از آزمون‌های تجربی بیش از دو دهه اخیر رابطه منفی ریسک و بازده را در بازار بورس هنگ‌کنگ نشان داد. چنین یافته‌هایی رابطه مثبت ریسک و بازده را در مدل شرطی CAPM کلاسیک را در این بازارها رد می‌کند. با این حال CAPM سنتی به بازده‌های پیش‌بینی شده یا مورد انتظار هستند می‌باشد در حالی که تست‌های تجربی از بازده‌های دوره‌های گذشته به عنوان شاخص، آن هم بصورت ناقص استفاده می‌کنند. وی رابطه ریسک و بازده را در بورس هنگ‌کنگ با به کارگیری روش شرطی پتینگل و دیگران⁴² (1995) بررسی کرده است. طبق روش شرطی پتینگل و دیگران نتایج آزمون، یک ارتباط قوی و مثبت را بین ریسک و بازده در بازار هنگ‌کنگ نشان می‌دهد. شواهد نشان داد هم در بازارهای رو به رشد و هم در بازارهای رو به رکود ارزش‌های تخمینی ریسک نسبت به ارزش‌های انتظاری ریسک در شرایط برابر، تفاوت ناچیزی دارد. اما ریسک تخمین زده شده در بازارهای رو به رشد و رو به کاهش نامتقارن است یعنی ارزش ریسک در بازار رو به کاهش بالاتر از بازار رو به رشد است. بنابراین طبق مدل شرطی CAPM، خط بازار سهام (SML) در بازار رو به کاهش شیب منفی‌تری نسبت به SML در بازار رو به رشد دارد.

تحقیق دیگری توسط گلنار ارجپووا⁴³ (2007) به نام "آزمون مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در بورس ترکیه انجام گرفته است. در این پژوهش محقق به دنبال بررسی اعتبار مدل CAPM در بورس ترکیه می‌باشد.

وی با رگرسیون گ رفتن از ارزش هفتگی ریسک در مقابل ضریب همبستگی بتای بیست پرتفوی که هرکدام متشکل از ده سهم است، در دوره زمانی 2004-1995 کار را دنبال نموده است. شاخص ISE 100 و نسبت T-Bill آمریکا را، به دلیل تفاوت نرخ تورم در آمریکا و ترکیه اصلاح نموده و به ترتیب به عنوان شاخص پرتفوی بازار و نرخ بهره بدون ریسک بکار گرفته است. رویکرد فاما و مک⁴⁴ (1973) و پتینگل و دیگران⁴⁵ (1995) به عنوان دو رویکرد جاگانه در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است. یافته‌های تحقیق نشان داد که بر اساس رویکرد فاما و مک بتا هیچ رابطه معنا داری بین ضریب همبستگی بتا و ریسک پیش‌بینی شده وجود ندارد اما بر اساس رویکرد پتینگل و همکارانش، رابطه بسیار قوی بین بازده و ریسک مشاهده گردید. نتایج آزمون‌های انجام شده در این پژوهش این فرضیه را که ریسک سیستماتیک پرتفوی که با ضریب همبستگی بتا اندازه‌گیری می‌شود را به عنوان یک ابزار پیش‌بینی بازده و ریسک در بورس ترکیه معرفی می‌نماید.

41. Kata and Faviola

42. Pettingel & et.al.

43. Gulnara Rejepova

44. Fama and Mac Beth

45. PAtteingl et,al.

عمران⁴⁶ (2006) از دانشکده مدیریت دانشگاه شارجه پژوهشی با نام "تحلیل و بررسی مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای در بورس اوراق بهادار مصر" انجام داد در این پژوهش از حجم هفتگی معاملات و تعداد دفعات مبادله سهام در طول دوره زمانی دو ساله پژوهش (2001-2002) برای تعیین سهام فعال استفاده شده است. وی با رگرسیون گرفتن از بازده هفتگی سهام و شاخص بازار بتای تخمینی و ریسک منحصر به فرد هر سهم را بدست آورده و سپس در مرحله دوم رگرسیون به بررسی رابطه متوسط بازده سهام با بتا، بتای مربع، ریسک منحصر به فرد و چولگی هر سهام پرداخته و در نهایت به نتایجی به شرح زیر رسیده است:

1. تطابق نتایج مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای در بازار مصر با نتایج همین مدل در کشورهای پیشرفته و بازارهای نوظهور.
2. نقش عمده ریسک بازار و تمایل برای چولگی مثبت در پویایی های بازده در بازار بورس مصر.
3. وجود ارزش مهم و مثبت برای شرکت های که دارای چولگی مثبت در بورس هستند.

4. پرتفوی های متشکل از سهام مواد خام مصرفی، شرکت های مالی (عمدتاً بانکها) با حداقل بتا، نسبت به پرتفوی های با ترکیب سهام شرکت های ساختمانی، صنعتی، تولید، مواد اولیه صنعتی، هتلها، داروسازی با حداکثر بتا، فعالتر نشان می دهند. پدر و اوکامپو⁴⁷ (2006) پژوهشی با نام "متدولوژی های جایگزین برای آزمون CAPM در بورس فیلیپین" انجام داد که نکات مهم و برجسته آن شامل مطالب زیر می باشد:

محقق از دو رویکرد کلاسیک و شرطی اعتبار مدل CAPM را با استفاده از داده های ماهیانه بازده سهام در بازار فیلیپین مورد آزمون قرار داده است. نتایج آزمون نشان داد که در رابطه شرطی پتینگل، ساندرام و ماتور⁴⁸ (1995) در تبیین رابطه ریسک و بازده نسبت به رویکرد فاما و مک بث⁴⁹ (1972) بهتر است.

پائولوک کوتینگ⁵⁰ (2006) در تز دکتری خود در دانشگاه شیگای ژاپن مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای تحلیل تجربی را بررسی کرد که مشابه یافته هایی که از بررسی پرتفوی ها بدست آمده بود بین بتا و بازده سهام فردی در زمان هایی که جهت بازار رو به رشد و یا رو به پایین بود، رابطه مثبت (منفی) معناداری بین بازده و بتا وجود داشت. بر خلاف یافته هایی که از بورس امریکا بدست آمده بود، نتایج این پژوهش رابطه بتا- بازده را بازار توکیو، وقتی جهت بازار رو به کاهش بود با شیب منفی تری نشان می داد و این پدیده به پاداش منفی که برای تحمل بتا داده می شد برمیگشت. حتی در زمانی که بازده اضافی بازار مثبت بود این وضعیت مشاهده شد. بنابراین نتایج این پژوهش نشان داد که، هر چند که در بازار رئ به کاهش (صرف ریسک بازار منفی) نسبت به

46. Omran

47. Pedro Ocampo,

48. Pettengill, Sundaram and Mathur

49. Fama and Mcbeth

50. Puluk Kuttinge

بازار رو به رشد (صرف بازار ریسک مثبت) شیب منفی تر به نظر می‌رسد اما رابطه شرطی بین بتا و بازده کاربرد مداوم بتا را به عنوان ابزاری برای تبیین ریسک بازار توجیه می‌کند.

اولاً، نتایج بررسی مدل CAPM در بورس اوراق بهادار توکیو (TSE) پیش‌بینی اصلی مدل را مبنی بر این که رابطه خطی مثبتی بین بتا و بازده وجود دارد، را رد می‌کند و به عبارتی هیچ گونه رابطه خطی مثبتی بین بتا و بازده مشاهده نگردیده است.

ثانیاً، اثر سائز و نسبت BE/ME در بازده سهام در شرایط مختلف بازار TSE متناقض بوده است این دو اثر در دوره زمانی (ژانویه 1990 تا دسامبر 2002) که در آن متوسط بازده بازار منفی است، معنادار نمی‌باشد. با این حال اثر سائز و نسبت BE/ME نسبت به ماهی که در آن پرتفوی تشکیل گردیده است استقلال کامل دارند.

ثالثاً، رابطه شرطی بین بتا و بازده سهام را می‌توان به راحتی در سهام فردی نیز مشاهده کرد، به این معنا که، رابطه منفی (مثبت) بتا و بازده سهام فردی در زمان‌هایی که جهت بازار رو به رشد و یا رو به کاهش است نیز وجود داشته است در بورس توکیو بر خلاف یافته‌ها در امریکا رابطه ریسک و بازده، زمانی که جهت حرکت بازار رو به پایین است، شیب منفی‌تری داشته که ناشی از وجود پاداش منفی برای تحمل ریسک بتا است.

نهایتاً، تحلیل‌ها از بازار فرضی که برای بررسی پرتفوی‌ها در نظر گرفته شد، نشان می‌دهد که ارزش حداقل مثبت یا منفی ریسک با واریانس بالا که در بازار سهام واقعی نیز مشاهده می‌شود در روابط شرطی بین بتا و بازده پرتفوی در بازار رو به رشد و رو به کاهش، نقش مؤثری دارد.

4- آزمون مدل CAPM در بورس اوراق بهادار تهران

تحقیق حاضر تبیین مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس تهران را مد نظر قرار داده و فرضیات زیر را آزمون می‌کند.

فرضیه اول:

بین ریسک سیستماتیک و متوسط بازده سهام هیچگونه ارتباط غیر خطی وجود ندارد.

فرضیه دوم:

بین میانگین بازده مورد انتظار و بازده واقعی سهام در سال 1383 تفاوت آماری معناداری وجود ندارد.

فرضیه سوم:

ریسک بازار که با بتا اندازه‌گیری می‌شود تغییرات بازده بورس اوراق بهادار تهران را تبیین می‌کند.

فرضیه چهارم:

شرکت‌های با چولگی مثبت، دارای ارزش مثبت و معناداری برای سرمایه‌گذاران بورس هستند.

5- روش تحقیق

رابطه ریسک و بازده در نمونه سهام (سهام انفرادی) در دو

مرحله رگرسیون آماری:

مرحله اول رگرسیون سری‌های زمانی بازده‌های سهام انفرادی به روی شاخص بازار. مرحله دوم یک رگرسیون مقطعی متوسط بازده‌ها هر سهم به روی بتا هر سهم، بتا مربع، ریسک منحصر به فرد و انحرافات است. همچنین بتاها و متوسط بازده‌ها را برای پرتفوی سهام تخمین زده خواهد شد. در آخر نیز بر اساس آخرین بتاها و برآورد شده مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای (CAPM) را با استفاده از داده‌های هفتگی سال بعد مورد آزمون قرار داده است. روش به کار گرفته شده در این تحقیق جهت آزمون این فرضیات بر پایه استدلال قیاسی- استقرایی که از تحلیل مطالب نظری و تجربی ناشی شده و بر آن اساس تحقیق جزو تحقیقات همبستگی و هدف اصلی آن تعیین وجود و میزان رابطه بین متغیرهای مورد آزمون است. به این ترتیب هر یک از فرضیه‌های تحقیق با استفاده از اطلاعات واقعی که بر مبنای عملکرد واقعی بورس اوراق بهادار در طول زمان تحقیق حاصل خواهد شد، آزمون می‌شود. جامعه آماری در نظر گرفته شده در این تحقیق کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی (1381-1382) است. روش نمونه‌گیری استفاده از دو مقیاس α و ω می‌باشد.

$$(1) \quad \frac{\text{هفته‌هایی که سهام} \times 100}{\text{کل هفته‌های دوره}}$$

$$(2) \quad \omega = \frac{\text{مجموع دفعات تبادل سهام}}$$

پس از رعایت کلیه پیش شرط‌ها جام کل هفته‌های دوره 264 شرکت مشخص گردید. سپس جهت برآورد حجم نمونه α و ω برای تعیین آن دسته از سهامی استفاده گردید که نسبت به سایر سهام جامعه آماری فعال‌ترند. که α_i برای هر سهام i برابر است با درصد هفته‌هایی که سهم در آن فعال بوده به تعداد کل هفته‌های دوره مورد نظر و ω_i برابر هر سهام i برابر است با سرجمع تبدلات (سرجمع تعداد تبدلات) هر سهم i طی دوره تحقیق بر سر جمع کل هفته‌های دوره مورد نظر، پس از محاسبه α_i و ω_i برای تک تک سهام با میانگین گرفتن از این دو نسبت α و ω جامعه بدست آورده. چنانچه α_i و ω_i هر سهام i از α و ω جامعه بزرگتر باشد آن سهم به عنوان سهام فعال وارد مجموعه نمونه پژوهش گردید. به عبارتی دیگر شرط فعال بودن یک سهام، دارا بودن همزمان α_i و ω_i بزرگتر از α و ω جامعه می‌باشد. متوسط α جامع آماری 0/49 درصد و متوسط ω جامعه 39 تبادل در هفته بوده بدین ترتیب 47 سهم معادل 18% آن‌گاه اقدام به جمع آوری داده‌های اولیه (بازده بازار، بازده بدون ریسک، بازده هفتگی سهام) و محاسبه داده‌های ثانویه (متوسط بازده هفتگی، ریسک منحصر به فرد، چولگی، ریسک سیستماتیک و

بازده مورد انتظار سهام) گردید.

6- ارزیابی و تشریح نتایج آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه‌های تحقیق از رگرسیون دو مرحله‌ای و بررسی ضرایب تخمینی، همچنین آزمون t و ضریب همبستگی پیرسون استفاده شد.

7- آزمون معنادار بودن مدل رگرسیون

ابتدا باید معنادار بودن کل مدل رگرسیون مورد آزمون قرار گیرد که این کار توسط جدول ANOVA صورت می‌گیرد. سپس برای معناداری تک تک ضرایب متغیرهای مستقل بررسی شود، که این کار با استفاده از جدول ضرایب صورت می‌پذیرد.

Model Summary^b

Model	R	Rsquare	Adjusted R Square	Ste. Error of the Estimate
1	.756 ^a	.572	.531	.5435885

a. Predictors: (Constant), Skewness, Ur, B², B

b. Dependent Variable: Rc bar

نگاره 1. تحلیل واریانس رگرسیون (ANOVA)

ANOVA^b

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig
1 Regression	16.600	4	4.150	14.044	.000 ^a
Residual	12.411	42	.295		
Total	29.010	46			

a. Predictors: (Constant), Skewness, Ur, B², B

b. Dependent Variable: Rc bar

فرضیه آماری آزمون معناداری کل مدل رگرسیون به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \text{مدل معنادار نمی‌باشد} \\ H_1 : \text{مدل معنادار نمی‌باشد} \end{array} \right.$$

بر اساس نگاره شماره (1) سطح H_1 پذیرفته می‌شود. بنابراین در سطح 95 درصد اطمینان مدل به لحاظ آماری معنادار می‌باشد.

8- آزمون فرضیه‌ها

8-1- فرضیه اول

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) الگوی مناسبی جهت تعیین نرخ بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران است. ابتدا ادعای اصلی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای یعنی خطی بودن رابطه ریسک سیستماتیک و بازده سهام را با فرض آماری زیر بررسی گردیده است، بنابراین انتظار می‌رود α_1 تفاوت معناداری با صفر نداشته باشد یا به عبارت دیگر، هیچ رابطه غیر خطی در خط بازار وجود نداشته باشد. فرض آماری متناظر با این فرضیه به صورت زیر طراحی شد:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_1 = 0 \\ H_1: \alpha_1 \neq 0 \end{cases}$$

نگاره 2. نمایش ضرایب متغ

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-.049	.182		-.268	.790
	B	.264	.103	.797	2.570	.014
	B ²	-.018	.012	-.457	-1.492	.143
	Ur	.020	.005	.457	4.074	.000
	Skewness	.069	.098	.091	.699	.489

a. Dependent Variable: R_c bar

بر اساس نگاره (2) در سطح 5% چون سطح اهمیت کوچکتر از 5 درصد است پس فرض H_0 رد می‌شود و فرض H_1 پذیرفته می‌شود. به عبارتی دیگر بین ریسک سیستماتیکی (بتا) و بازده سهام ارتباط خطی معناداری وجود دارد و فرضیه اول پژوهش به تأیید می‌رسد. در پی تأیید خطی بودن رابطه ریسک و بازده، فرض مناسب بودن این الگو را برای تعیین نرخ بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران با آزمون مدل در سال 1383 و بررسی نتایج آزمون تأیید و یا رد می‌نماید.

μ_e : میانگین بازده مورد انتظار سهام در سال 1383

μ_r : میانگین بازده واقعی سهام در سال 1383

$$\begin{cases} H_0: \mu_e = \mu_r \\ H_1: \mu_e \neq \mu_r \end{cases}$$

نگاره 3. نمایش نتایج آزمون T مدل در سال 1383

One-Sample Statistic

	N	Mean	Std.Deviation	Std. Error Mean
Yhat - بازده e= سهام	2392	-.2308	6.25985	.12821

منبع: یافته‌های پژوهشگر

One sample tesr

	Test Value= 0					
	t	df	Sig.(2-tiled)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
Yhat - بازده e= سهام	-1.800	2391	.072	-.23079	-.4822	.0206

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نگاره شماره (3) میانگین اختلاف بازده واقعی و بازده مورد انتظار در سطح 2444 مشاهده برابر با -2308 اختلاف بین میانگین‌ها و آماره t به ترتیب -2,3079 و -1,8 است. در سطح اطمینان 95% و درجه آزادی 2443، آماره t بین 1,96 \neq قرار می‌گیرد و از آنجا که دو حد بالا و پایین مختلف علامت می‌باشند بنابراین اختلاف معناداری بین دو میانگین وجود نداشته و در سطح خطای 5% هیچ دلیلی بر رد H_0 به دست نیامده و فرض H_0 پذیرفته خواهد شد.

2-8- فرضیه دوم

ریسک سیستماتیک (بازار) که با بتا اندازه‌گیری می‌شود تغییرات بازده بورس اوراق بهادار تهران را تبیین می‌کند. با توجه به فرضیه فوق انتظار می‌رود که α_3 تفاوت معناداری با صفر نداشته باشد. بر اساس مدل CAPM، این بدان معناست که به سرمایه‌گذاران بابت ریسک بازار پاداش تعلق می‌گیرد نه تحمل ریسک منحصر به فرد. فرض آماری متناظر با این فرضیه به صورت زیر طراحی شد:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_3 = 0 \\ H_1: \alpha_3 \neq 0 \end{cases}$$

بر اساس نتایج نگاره (2) چون سطح اهمیت کوچکتر از 5 درصد است پس H_0 رد می‌شود و فرض H_1 پذیرفته می‌شود. به عبارتی دیگر بین ریسک غیر سیستماتیک (UR) و بازده سهام ارتباط معناداری وجود دارد. بنابراین در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره پژوهش (1381-1382) بابت تحمل ریسک منحصر به فرد نیز به سرمایه‌گذاران پاداش تعلق می‌گیرد.

3-8- فرضیه سوم

شرکت‌هایی با چولگی مثبت دارای ارزش مثبت و معنا داری برای سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران هستند. جهت آزمون این فرضیه ضریب همبستگی بین متوسط بازده سهام و

چولگی، ضریب همبستگی بین متوسط بازده سهام با بتا، ضریب همبستگی بین متوسط بازده سهام و ریسک منحصر به فرد را بدست آورده و مقایسه می‌نماییم. فرض آماری متناظر با این فرضیه به صورت زیر طراحی شد:

H_0 : Correlation R_c & $S \geq$ Correlation R_c & β , Correlation R_c & UR
 H_1 : Correlation R_c & $S <$ Correlation R_c & β , Correlation R_c & UR

برای بررسی ادعای وجود همبستگی بین R_c و β و R_c و UR و S و β ضرایب همبستگی پیرسون دو دنباله استفاده شده. که نتایج آن در نگاره ضرایب (4) ارائه شده است. نتیجه شامل ضرایب پیرسون، sig و تعداد داده‌ها می‌باشد که بر اساس این خروجی sig کلیه متغیرهای مستقل کمتر از 5 درصد می‌باشد که حاکی از وجود همبستگی بین این متغیرها با متغیر وابسته (R_c) می‌باشد از مقادیر همبستگی فرضیه را به ترتیب نگاره شماره 4 بررسی می‌نماییم.

نگاره 4- نتایج ضرایب همبستگی

Correlations					
	Rc bar	B	B ²	Ur	Skewness
Rc bar Pearson Correlation Sig. (2-tailed) N	1 .000 47	.548** .000 47	.420** .003 47	.628** .000 47	.440** .002 47
B Pearson Correlation Sig. (2-tailed) N	.548** .000 47	1 .000 47	.938** .000 47	.273 063 47	0600** .000 47
B ² Pearson Correlation Sig. (2-tailed) N	.420** .003 47	.938** .000 47	1 .000 47	.165 .269 47	.592** .000 47
Ur Pearson Correlation Sig. (2-tailed) N	.628** .000 47	.273 063 47	.165 .269 47	1 .034 47	.310* .034 47
Skewness Pearson Correlation Sig. (2-tailed) N	.440** .002 47	.600** .000 47	.592** .000 47	.310* .034 47	1 47

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج نگاره شماره (4) ضریب همبستگی بین متوسط بازده سهام و چولگی (0/44) است و ضریب همبستگی بازده و ریسک منحصر به فرد به ترتیب (0/548) و (0/628) می‌باشد که در سطح 1% فرض H_0 رد می‌شود.

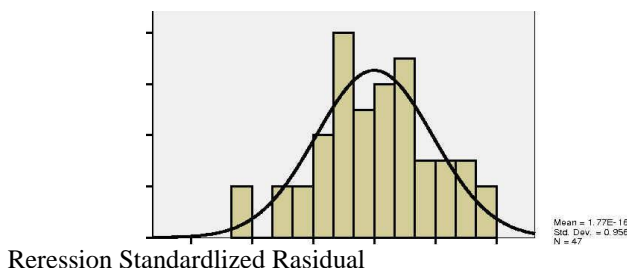
گردد و فرض H_1 پذیرفته می‌شود به عبارتی دیگر مقادیر مثبت چولگی در رابطه سوم برای سرمایه‌گذاران حائز اهمیت نمی‌باشد.

9- بررسی نرمال بودن خطاهای رگرسیون مرحله اول

یکی دیگر از مفروضات در نظر گرفته شده در رگرسیون آن است که خطاها دارای توزیع نرمال با میانگین صفر باشند بدیهی است در صورت عدم برقراری این پیش‌گزیده، نمی‌توان از رگرسیون استفاده کرد. (مومنی و فعال قیومی، 1386) بدین منظور باید مقادیر استاندارد خطا محاسبه شده و نمودار توزیع داده‌ها و نمودار نرمال آنها رسم شود و سپس مقایسه‌ای بین دو نمودار صورت گیرد. نتیجه آزمون، شامل نگاره (5) و نمودار پراکنش (6) می‌باشد. با مقایسه نمودار توزیع فراوانی خطاها و نمودار توزیع نرمال، مشاهده می‌شود که توزیع خطاها نرمال است.

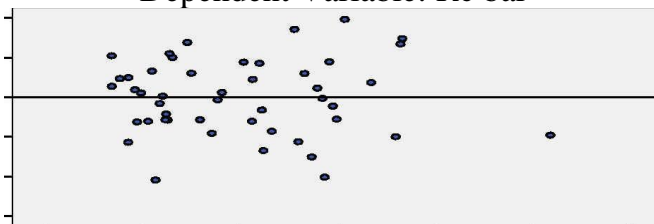
نگاره 5. نمودار توزیع خطاهای رگرسیون

Histogram
Dependent Variable: Rc bar



نگاره 6. نمودار پراکنش خطاهای رگرسیون

Scatterplot
Dependent Variable: Rc bar



Regression Standerdized Predicted Value

منبع: یافته‌های پژوهشگر

گاهی دو یا چند متغیر تأثیر عمده بر روی متغیر وابسته می‌گذارند. در این وضعیت از رگرسیون چندگانه جهت پیش‌بینی متغیر وابسته استفاده می‌شود و متغیرهای مستقل را بنا بر یکی از روش‌های ورود متغیر در رگرسیون وارد ساخته (مومنی و فعال قیومی، 1386)

1386) که در این پژوهش از روش گام به گام⁵¹ استفاده شده. نتایج آماری این روش در نگاره (7) و (8) به طور کامل ارائه شده است.

نگاره شماره 7- نتایج معناداری ضرایب متغیرها در مدل رگرسیون

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std.Error of the Estimate	Durbin_Watson
1	.628 ^a	.394	.383	.6250271	1.879
2	.740 ^b	.547	.527	.5462397	

a. Predictors: (Constant), Ur

b. Predictors: (Constant), Ur, B

c. Dependent Variable: Rc bar

منبع :
سافته های

نگاره شماره 8. نتایج معناداری ضرایب متغیرها در مدل رگرسیون

ANOVA^c

Model	Sun of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression Residual Total	11.431 17.580 29.010	1 45 46	11.431 .391	29.260	.000 ^a
2 Regression Residual Total	15.882 13.129 29.010	2 44 46	7.941 .298	26.614	.000 ^b

a. PredictorsL (Constant), Ur

b. Predictors: (Constant), Ur, B

c. Dependent Variable: Rc bar

منبع :
سافته های

جدول تحلیل واریانس چندگانه، به منظور بررسی قطعیت وجود رابطه خطی بین متغیرهاست. که در این جدول همانطور که مشاهده می شود sig کمتر از 5 درصد می باشد. پس فرض خطی بودن مدل تأیید می شود.

10- بررسی نرمال بودن خطاهای رگرسیون مرحله دوم

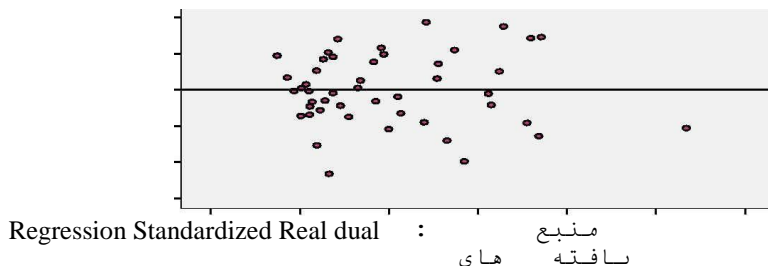
نگاره شماره (9) و (10) به ترتیب نمودار توزیع نرمال و نمودار پراکنش خطاهای رگرسیون مرحله دوم می باشد با مقایسه نمودار توزیع فراوانی خطاها و نمودار توزیع نرمال، مشاهده می شود که توزیع خطاها نرمال است.

نگاره شماره 9. نمودار خطاهای رگرسیون

Histogram

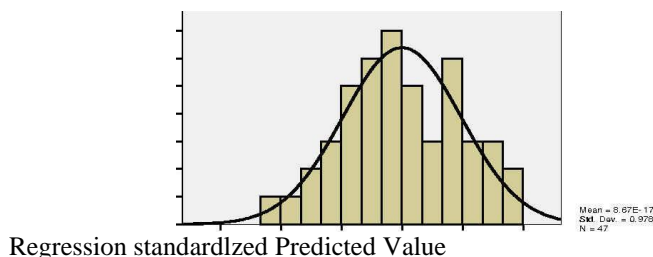
Dependent Variable: Rc bar

1- یکی از روش های ورود متغیرها در رگرسیون، روش گام به گام (Stepwise) می باشد. در این روش متغیرهای مستقل یک یکی به معادل رگرسیون اضافه می شوند و اگر از نقش معناداری در رگرسیون نداشته باشند (با توجه به sig آزمون خطی بودن رابطه متغیرها) از آن حذف می شوند.



نگاره شماره 10. نمودار پراکنش خط‌های رگرسیون

Scatterplot
Dependent Variable: Rc bar



11- خلاصه یافته‌ها و نتایج

طی دوره 1381-1382 در بورس اوراق بهادار تهران، بین بتا و متوسط بازده هفتگی سهام شرکت‌های نمونه با سطح اهمیت (014) درصد ارتباط خطی معنادار قوی وجود دارد. ضریب تغییرات این متغیر مستقل ($R=0.797$) می‌باشد یعنی به ازای یک واحد تغییر در بتا (ریسک سیستماتیک) حدوداً 8 درصد تغییرات در متوسط بازده هفتگی سهام ایجاد می‌شود.

ارتباط معناداری بین متوسط بازده هفتگی سهام و ریسک منحصر به فرد هر سهم وجود داشته که حاکی از پاداش گرفتن سرمایه‌گذاران بابت تحمل عوامل مؤثری است که مربوط به ویژگی‌های داخلی و خاص شرکت‌هاست.

بین چولگی مثبت توزیع بازده سهام و تمایل سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری در چنین سهامی هیچگونه ارتباط آماری معناداری وجود نداشته، که این امر از کوچکتر شدن ضریب همبستگی متوسط بازده هفتگی سهام و ضریب چولگی نسبت به ضریب همبستگی متوسط بازده هفتگی سهام و بتا، متوسط بازده هفتگی سهام و ریسک منحصر به فرد، نتیجه‌گیری شد. این مقادیر به ترتیب (044)، (0938)، (0628) بود. یعنی:

$$(0938) < (0628) < (044)$$

مدل برآزش شده از رگرسیون داده‌های هفتگی سهام نمونه به صورت فرمول (3) بوده:

$$(3) \quad Rc = 0.083 + 0.35\beta + 0.22UR$$

با استفاده از آخرین بتای بدست آمده از رگرسیون داده‌های هفتگی تک تک سهام نمونه اقدام به آزمون مدل CAPM در سال 1383 به عنوان سال آتی گردید. نتایج آماری این آزمون نشان داد که

در سطح 95 درصد مقدار آماره آزمون t (8,1 -) در محدوده پذیرش t قرار داشته. ($t > -96,1$) همچنین سطح اهمیت آزمون از سطح معنی داری $a=5\%$ بزرگتر می باشد. بنابراین فرض عدم وجود اختلاف بین میانگین بازده مورد انتظار و بازده واقعی پذیرفته می شود.

12-پیشنهادهات

با توجه به نتایج تحقیق و بررسی های انجام شده پیشنهاد می گردد:

- سرمایه گذاران، مدیران شرکت های سرمایه گذاری، تحلیل گران بازار سرمایه و... برای پیش بینی بازده سهام جهت انتخاب بهترین سهام می توانند عایدات حاصل از سرمایه گذاری را در دوره های مقطعی کوتاه مدت محاسبه و با توجه به رابطه این عایدات با ریسک بازار از مدل پذیرفته شده بین المللی مناسب جهت تخمین عایدات آتی استفاده نمایند.
- مدل های پذیرفته شده بین المللی دارایی های سرمایه ای مانند CAPM مدل یک عاملی فاما و فرنچ، مدل قیمت گذاری آربیتراژ از مهمترین مدل های قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای هستند و دارای کاربردهای بسیاری می باشند. پیشنهاد می شود:
 1. عملکرد و قدرت پیش بینی کنندگی سه مدل در دوره های زمانی کوتاه مدت و بلند مدت آزمون گردد.
 2. بررسی تأثیر حجم فروش بر مقادیر حجم معاملات و تعداد دفعات تبادل هفتگی سهام صنایع مختلف در دوره های زمانی یا پنج ساله و رتبه بندی این سهام.
 3. بررسی تأثیر متغیرهای کلیدی مدل های CAPM مدل CAPM شرطی، سه عاملی فاما فرنچ، آربیتراژ بر انتخاب پرتوفی بهینه شرکت های کارگزار بورس اوراق بهادار تهران.
 4. تبیین و بررسی مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای با استفاده از داده های هفتگی در دوره زمانی پنج ساله.
 5. تأثیر جهانی شدن کشور ایران و حذف محدودیت های سرمایه گذاری خارجی بر رونق یا رکود بازار سرمایه ایران در جهت افزایش یا کاهش حجم معادلات و عرضه سهام پذیرفته شده.

منابع

اسلامی بیدگلی غلامرضا و احمد تلنگی، مدل برنامه ریزی آرمانها در انتخاب پرتنولیوی بهینه، تحقیقات مالی سال چهارم، شماره 13، 14 بهار و تابستان 1378، صص 17-50
رحیمیان، نظام الدین، مقایسه مدل قیمتگذاری دارایی سرمایه ای و نظریه قیمتگذاری آربیتراژ، بورس شماره 61، فروردین 1386، صص 33-22.

راعی، رضا و تلنگی احمد (1383)، «مدیریت سرمایه گذاری پشرفته، حساب اول، انتشارات سمت.
شاه علیزاده، محمود، مدیریت سبد سهام، انتشارات مرکز آموزش و تحقیقات ایران و جامعه دانشگاهی.
خانزاده، محمد (1385)، تأملاتی در مدل قیمت گذاری دایی های سرمایه ای مدل CAPMT، موجود در سایت:

www.khanzadeh.blogfa.com/post.aspx

مؤمنی، منصور و علی فعال قیومی، (1386) تحلیل های آماری با استفاده از spss، انتشارات کتاب نو، چاپ اول.

Enzi Leve , Althay- Salih Ashhan and Aydogan Kursat, (2000)., "Cross Section of Expected Stock Returns in ISE", <http://www.ssrn.com>

Andor Gyorgy, Ormos Mihaly and Sabo Balazs, (1999), "Empirical Tests of Capital Asset Pricing Model (CAPM) in the JUNGARIAN Capital Market", *Prionica ser.soc.man.scl*, vol.7, No.1, pp.47.

Bartholdy.j & Peare. P. ,(2002)., «Estimation of Expecfed Return: Capm VS Fa , A amd French», <http://www.cls.dk/caf/wp/wp-1>

Connorg Gregory and Segal Sanjay, (2001), "Tests of Fama and French Model in India", <http://www.ssrn.com>.

Deocampo.Pedro B, (2000) , "Alternative Methodologies for Testing Caom in the Philipine Equities Market", <http://www.ssrn.com>.

Drew.E.M and Veeraraghavan, ,(2000), "Aset Pricing un the ASIAN Region", <http://www.sceomcedirect.com>.

Drobetz.W , Sturmer.S and Zimmermann, (2001) "Conditional Asset Pricing in Emerging Stock Markets", <http://www.sceincedirect.com>.

Fabozzi.j. And H.m. Markowitz, (2003), *The Theory and Practice of Investment Management*, Johu Willy & Sons, pp.367-383.

Fama , Eugene.F , and French, Kenneth.R, (1995), "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns", *Jornal of Finance*, .vo150 , p.131 , pp153_154.

Fama.Eugene and French Kenneth, (2004) " The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence", *Journal of Economics Perspectives* ,vol. 18, pp 25_46. <http://www.ssrn.com>.

Flicia Marston, (1992) " Estimation Shareholder Risk Premia Using Analysts Groth Forcasts", <http://www.ssrn.com>.

Fama, Eugene.F, (1994), "Risk, Returen and Equilibrium: Some Clarifying Comments:", *Journal of Finance*, p 41.

Galagedera, D.u.A. ,(2002), « Rewie of Capifal Asset Pricing Models», from:

<http://129.20.41/eps/fin/paper/04060/0.pdf>.

Harrington, Diana R. ,(1987) ,Modern portfolio Theory, The Capital Asset Pricing Theory and Arbitrage Pricing Theory.

Haugen R.A, (1993), Modern Investment Theory, Thir Edition, Prentice-Hall international.

Harvey.R.Campbell,(2000),"Asset Pricing in Emerging Markets", <http://www.sceincedirect.com>.

Harris Robert,"Applying the Capital Asset Pricing Model", <http://www.ssrn.com>,(2004).

Kutting. P. Don. Nimal, (2006) «An Empirical Analysis of Capital Asset Pricing» Janury 2006 From: <http://www.biwako, shiga-u.ac.jp>.

Lafthouses. ,(1994), Reading in Investment, John willy & Sons, Parl: Risk Return and Diversification, pp.1-5.

Lan Gidy. P. , (2001),«Valuation and Asset Pricing», Newyork University, Stern School of Business, from: <http://www.gidy. Org>.

Lam.K.S,Keith,(2000),"The Conditional Relation Between Beta and Returns in the Hong Kong Stock Market", Journal of Financial Economics, 11, pp669_680.

Manjunatha.T and Mallikarjunappa and Begum.M,(2007)"Capital Asset Pricing Model:Beta and Size Tests", <http://www.ssrn.com>.

Michailidis.G, Tsopoglou. S, Papanastasiou.D, and Mariola. E, (2006), "Testing the Capital Asset Pricing Model (CAPM): The Case of the Emerging Greek Securities Market", <http://www.rurojournals.com/finance.htm>.

Omran. M.F. ,(2006), « An Analysis of Capital Asset Pricing Model in Egyptian Stock Market», 30 June ,(2006), Accepted 28 July 2006, from:<http://www.elsevier.com/76.df> .

Porras David,(1998)," The Capm VS. the Fama and French Three-Factor Pricing Model: a Comparison Using Value Line Investment Survey"<http://www.ssrn.com>.

Rau. Raghavendra, (2002), «The Capital Asset Pricing Model» ,From: <http://www.mgmt.purdue.edu/faculty/Rau/mgmt611G/ftp/Capm/Capm.pdf>.

Ravazzolo.F and Phylaktis.K ,(2004) , " Currency Risk in Emerging Equity Markets", <http://www.ssrn.com>.

Rejepora.G and Gursoy.C,(2007),"Test of Capital Asset Pricing Model in the Turkey, <http://www.ssrn.com>.

Sharp,William,(1994), "Capital Asset Prices: A theory of Market Equilibrium Under Condition of Risk", Journal of Finance D, pp 42.

Su, Dongwei,(2000), "Asset Pricing a Segmented Emerging Market", Journal of Applied Economics, November, vol 111,pp387-412.

Wang Kevin,(2003), "Asset Pricing with Conditioning Information a New Test ", Journal of Finance vol 58,pp 161_165,pp 188_189.

Wei,John.K.C,(1988),"An Asset Pricing Theory Unifying the Capm and Apt" Journal of Finance, vol. 43, p.881, pp 890_891.

Womak Kenth and Zhang Ying ,(2003),"Understanding Risk and Return, The Capm, and the Fama-French Three-Factor Model",<http://www.ssrn.com>.

Zimmerman.Jerold , and L.Watts,Ross , "Positive Accounting Theory , pp 15_36.