بررسي امكان استفاده از مدل قيمتگذاری داراييهاي سرمايهاي در بازار بورس اوراق بهادار تهران

دكتر رضوان حجازي*
مهري غلامحسينـي**

تاريخ دريافت: 1388/11/19 تاريخ پذيرش: 1388/12/10

چكيده

اين مقاله قصد دارد نتايج حاصل از تحقيق پيرامون امكان استفاده از مدل قيمتگذاري داراييهاي سرمايه اي در بورس اوراق بهادار تهران را بيان كند . از آن جايي كه هر مدل بنابر مفروضاتي ساخته ميشود به كارگيري آن مدل توسط ساير محقيقن جهت سنجش اعتبار نتايج آنها از اهميت ويژه اي برخوردار خواهد بود . با توجه به، ناكارايي بازار سرما يه ايران كه در تحقيقات گذشته نشان داده شده است پرسش اصلي اين است كه آيا مدل قيمتگذاري داراييهاي سرمايهاي (CAPM)، به گونهاي قادر است كه مديران پرتفوي و ساير سرمايهگذاران را در بهينه سازي سبد سهام و سرمايهگذاري در بورس اوراق بهادار تهران ياري كند.
نتايج پژوهش نشان ميدهد كه مدل قيمتگذاري داراييهاي سرمايهاي توان تبيين رفتار بازده را در مقاطع زماني كوتاه مدت در بورس دارد، و رابطه ريسك و بازده در بورس اوراق بهادار تهران به شرط استفاده از داده هاي زماني هفتگي ادعاي اصلي مدل قيمت گذاري داراييهاي سرمايه را مبني بر خطي بودن تابع بازده ثابت ميكند.

واژه های كليدی: سبد سرمايه ،بازده سهام ،ريسک،مدل قيمت گذاری دارايی های سرمايه ای

* دانشيار دانشگاه الزهرا ، نويسنده اصلي و مسئول مكاتبات.
** كارشناس ارشد مديريت بازرگانی (مالی).

1- مقدمه

موضوع اصلي كه در حوزه هاي مالی وجود دارد اين است كه چرا داراييهاي مختلف نرخ بازده متفاوتي را نشان مي دهند . در اين راستا تئوريهاي قيمتگذاري سعي داشته است تا با استفاده از مفاهيم پايه اي و نظري خود مشخص سازد كه چرا بعضي از داراييها نسبت به داراييهاي ديگر بازده بالاتر يا پايين تري دارند . در گذشته شركتها و مؤسسات مالي، سرمايه گذاران و محققين مالي بازده بيشتر را متناسب با ريسک بالاتر در نظر مي گرفتند . اما فقط با كمک مدل CAPM[1] بود كه اقتصاددانان توانستند ريسک و پاداشي را كه از بابت تحمل آن عايد سرمايه گذار می شود كمي و اندازه گيري نمايند. در سال 1964 اقتصاددانی به نام ويليام شارپ[2] موفق شد مدل تک عاملي قيمتگذاري داراييهاي سرمايه اي را ارائه دهد. اين مدل در مقايسه با مدل هنجاري و كسل كننده ماركويتز بسيار ساده و قابل درک می باشد (گالاگدرا [3] ،2002) از زمان ارائه تا به امروز بسياري از محققين و جامعه آكادميک اين مدل را در بازارهاي مالي مختلف بررسي و مورد آزمون قرار داده اند كه بسته به شرايط و ويژگي هاي بازارهاي مختلف فرضيات و ادعاهاي اين مدل تأييد و يا رد گرديده است. مهمترين ادعاي مدل قيمت گذاري دارايي هاي سرمايه اي تبيين تغييرات بازده داراييها توسط عاملي به نام ريسک بازار يا بتاي سهام مي باشد . با اينكه بعد از دهة 1970 شواهد بسيار كمي دال بر تأييد ادعاي اصلي مدل CAPM شكل گرفته است، مطالعات و پژوهش هاي تجربي و علمي هنوز نتوانستند ثابت كنند كه در بازارهاي مختلف و شرايط متفاوت فرضيات و ادعا ه اي CAPM تأييد و يا رد مي گردد . (دومينال[4] ، 2006)

اين تحقيق تلاش دارد قابليت استفاده از اين مدل را با بررسي و كنكاش تأثير ريسك سيستماتيك بربازده مورد انتظار سهام در بورس اوراق بهادار تهران، با به كارگيري داده هاي كوتاه مدت (به عنوان كمكي در جهت بهينه سازي پرتفوي به مديران پرتفوي و ساير سرمايهگذاران بررسي كند.

2- ادبيات موضوعي مدل قيمتگذاري داراييهاي سرمايه اي

اساس مدل قيمتگذاري دارايي هاي سرمايه اي توسط ماركويتز [5] (1952) و توبين[6] (1958)، پايهگذاري شد. تئوريهاي پيشين نشان دادند كه ريسک سهام فردي انحراف استاندارد آن سهام نسبت به بازدهشان میباشد- ميزان تغيير پذيري بازده . (گالاگ درا ،2002) بنابراين انحراف استاندارد بيشتر، ريسک بزرگتر را منتج مي ش ود

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

با اين وجود هدف اصلي سرمايه‌گذار، انتخاب پرتفوي و يا مجموعه سهامي است كه به لحاظ شرايط ريسكي، در وضعيت مناسبي باشد. ماركويتز بيان مي‌كند: (1) وقتي دو دارايي تركيب مي‌شوند انحراف استاندارد شان جمع نمي‌شود، مشروط بر اين كه بازده دو دارايي همبستگي كامل نداشته باشند. (2) وقتي پرتفويي ازدارايي هاي ريسكي تشكيل مي‌شود، ريسك انحراف استاندارد پرتفوي كمتر از جمع انحرافات استاندارد اجزاي آن است. ماركويتز اولين گام را در زمينه معرفي معيار ريسك پرتفوي و بدست آوردن ريسك و بازده مورد انتظار يک پرتفوي، برداشت.

در نظريه سبد سرمايه گذاري ماركوتيز، فرض مي شود كه سرمايه‌گذاران تصميمات خود را براساس دو عامل بازده مورد انتظار و ريسک بازده‌ها اتخاذ مي‌كنند.

تئوري پرتفوي ايده اصلي براي نظريه تعادلي مدل قيمت گذاري دارايي‌هاي سرمايه‌اي را مي‌باشد. اين مدل (CAPM)، از نظر تئوريكي به سؤالاتي ازاين قبيل پاسخ مي دهد:

- چگونه ريسک سهام موجود در يک پرتفوي اندازه‌گيري مي شود؟
- چگونه هزينه سرمايه شركت اندازه گيري مي شود؟

مراحلي كه در تجزيه و تحليل مدل CAPM، لازم است به شرح زير مي باشد:

1. بدست آوردن مجموعه فرصت‌هاي سرمايه‌گذاري
2. ترسيم خط بازار سرمايه
3. شناسايي ترجيحات سرمايه‌گذاران و انتخاب سبد بهينه
4. بدست آوردن نقطه تعادل بازار
5. بدست آوردن حداقل واريانس پرتفوي
6. بكارگيري مدل CAPM
7. بدست آوردن پارامتر اصلي مدل يعني بتا. (رائو. رقاوندرا ، 2002)[7]

3- مباني نظري مدل قيمت گذاري دارايي هاي سرمايه اي (CAPM)

به منظور آزمون اعتبار CAPM اغلب محققين معادله خط بازار سرمايه كه در مطالب پيشين بدان اشاره شد را آزمون مي كنند. CAPM مدل تک دوره اي آتي است.[8] از آنجا كه بازده‌هاي پي ش بيني شده قابل مشاهده نمي‌باشند و محققين نيز همواره از بازده‌هاي واقعي استفاده مي‌كنند، مهمترين سئوال تجربي كه برايشان پي ش مي‌آيد اين است كه: آيا بازده‌ها ي تاريخي سهام با مدل CAPM سازگاري دارد يا خير؟ مطالعات اوليه لينتز لينتنر[9] (1969) و داگلاس[10] (1969) به روي CAPM براساس بازده سهام فردي بود. نتايج تجربي مطالعات آنها مورد حمايت و تأييد قرار گرفت. ميل ر و

7. Rau. Raghavendra
8. Single- period ex ante model
9. Lintener
10. Douglas

شولز[11] (1972) وقتي كه از سهام فردي براي آزمون اعتبار CAPM استفاده مي‌كردند به برخي مشكلات آماري مواجه شدند. البته مطالعات بسياري در دوره هاي بعدي توانست اين مسائل را با به كار بردن بازده سهام پرتفوي به جاي بازده سهام حل نمايند. بلاك جنسون و شولز[12] (1972) در مطالعات خود به روي سهام بورس نيويورك طی دورة 1965-1931، پرتفوي‌هايي تشكيل دادند و رابطه خطي بين بازده پرتفوي و بتا را تبيين نمودند، بتاهاي بزرگتر از يک (Beta>1) و يا بتاهاي كوچكتر از يك (Beta<1) موجب توقف‌هاي منفي (مثبت) در نمودار بتا- بازده مي‌شوند. سپس آنها مدل بتاي صفر را از مدل‌هاي CAPM ارائه نمودند كه در آن دوره توقف در هر دوره تغييري مي‌يابد. فاما و مك بث[13] با بسط دادن مطالعه بلاك جنسون و شولز (1972) شواهدي را ارائه دادند كه (1) مبني بر دوره هاي توقف بزرگتر از نرخ بدون ريسک بود (2) و رابطه خطي بين متوسط بازده و بتا وجود داشت (3) اين رابطه خطي زماني خوب است كه داده ها به دوره هاي زماني بلند مدت مستند باشند. البته مطالعات بعدي شواهد عيني ضعيفي در ارتباط با اين روابط بدست آوردند. براي مثال، فاما و فرنچ[14] (1992) هي ون گ[15] (1995)، داويس[16] (1994) و مايلز وتيمرمن[17] (1996).

مجموعه يافته هاي تجربي در مورد رابطه بتا و بازده با بحث شكل‌گيري واكنش‌هايي به شرح زير شد:

(1) مدل تک عاملي CAPM وقتي كه پرتفوي انتخابي به عنوان شاخص بازار كار است، رد مي‌شود. براي مثال رول[18] (1977) و روس[19] (1977) از جمله كساني بودند كه اين انتقاد را بر مدل CAPM وارد ساختند. حتي انحراف بسيار كم نيز مي تواند رابطه بين بتا و بازده مورد انتظار را بي معنا سازد. (رول و روس[20]، 1994 - كندل و استنبوق[21]، 1995)

كوتر، شانكن و سلون[22] (1995) انحرافات پسماند داده هايي كه جهت آزمون اعتبار مدل CAPM بكار گرفته مي‌شوند را به عنوان نكته اي كه بايد به آن توجه شود، اشاره كردند. بوس و نيوبلد[23] (1984) فاف، لي و فراي[24] (1992) بروكس، فاف و لي[25] (1994)، فاف و بروكس[26] (1998) بيان كردند كه در بيشتر مواقع بتا بي‌ثبات است.

---

11. Miller and Sholes
12. Black,Jenson 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

علي‌رغم اينكه در اواخر دهه 1970 شواهد رضايت بخشي در مورد مدل CAPM و پيش‌بيني‌هاي اين مدل، كاهش يافت اما پتين گ ل و ديگران[27] (1995) استدلال مي‌كنند كه رابطه بتا- بازده شرطي است و در بازارهايي كه جهت حركت رو به بالاست (رو به رشد و صرف ريسك بازار مثبت است) مثبت و در بازارهايي كه جهت حركت رو به پائين (رو به كاهش و صرف ريسك بازار منفي است) منفي مي باشد . اين رابط ه شرطي بين بتاي پرتفوي و بازده در آن در بسياري از بازارها به تأييد رسيده است. (كاتينگِ ادو نيمال[28] ، 2006)

با توسعة مطالعات، نتيجه‌گيري شد كه انحرافات مقطعي در متوسط بازده سهام را نمي‌توان به تنهايي با بتاي بازار تعيين كرد . بنابراين متغيرهاي اساسي ديگري همچون ساي زتوسط بانز [29] (1981) و ارزش دفتري به ارزش با زار روزنبر گ، ريد ولن س تين[30] (1985)؛ هاموا و لاكنيسوك[31] (1991) متغيرهاي كلان اقتصادي و نسبت قيمت به سود باسو[32] (1983) براي تبيين انحرافات مقطعي در بازده مورد انتظار سهام نقش عمده‌اي داشته‌اند.

فاما و فرنچ[33] (1995) دو فاكتور ريسك غير بازاري SMB (تفاوت بين بازده پرتفويي با سهام كوچك و پرتفويي با سهام بزرگ) و HML (تفاوت بين بازده پرتفويي كه داراي سهام با ارزش دفتري به ارزش بازار بالا و پرتفويي كه داراي سهامي با ارزش دفتري به ارزش بازاري حداقل هستند) را به عنوان فاكتورهاي مؤثر و مفيدي كه مي‌توانند بازده مقطعي سهام را تبيين نمايند، معرفي كردند.

برتلدي و پير[34] (2003) با مقايسه مدل CAPM و مدل فاما و فرن چ از نظر تخمين بازده مورد انتظار به اين نتيجه رسيدند كه از ديد گاه تئوريک براي تخمين بازده پرتفوي مدل سه عاملي فاما و فرنچ مناسبتر است. آنها براي دستيابي به اهداف خود عملكرد دو مدل قيمتگذاري را براي سهام فردي م ورد مقايسه قرار دادند . ابتدا، بازده سهام فردي را بر اساس مدل CAPM در چارچوب هاي زماني مختلف بدست آوردند. داده‌هاي ماهيانه دوره پنج ساله و شاخص وزني برابر، كه به جاي شاخص وزني ارزش پيشنهاد مي شود، تخمين‌هاي بهتري از بازده سهام بدست مي آورد. با اين وجود ، عملكرد مدل ضعيف به نظر مي رسيد. سپس بازده سهام فردي را بر اساس مدل سه عاملي فاما و فرن چ طي دوره زماني پنج ساله و داده‌هاي ماهيانه اين دوره بكار گرفتند. با اينكه عملكرد اين مدل بهتر از مدل CAPM نبود، (صرف نظر از شاخص بكار گرفته شده بطور متوسط پنج درصد انحراف از بازده را نشان مي داد و اين در حالي بود كه تخمين‌هاي CAPM سه درصد انحراف از بازده را نشان مي‌داد) ولي در مجموع شوا هد پژوهش نشان داد كه جهت تخمين بازده سهام فردي استفاده از هردو مدل، پشنهاد مي‌گردد.

---

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

فيلكتيس، كاتا ، راوازولو و فاويولا[35] پژوهشي با عنوان "ريسک " ناشي از تغييرات نرخ ازر در با زارهاي سهام نوظهور در لندن دادند. آنها مدل قيمتگذاري دارايي هاي سرمايه اي بين المللي (ICAPM[36]) را ارائه دادند که هم ريسک ناشي از تغييرات نرخ ارز و هم تأثير آزاد سازي بازارها را بر ارزش نهايي ريسک تبيين مي‌کند. داده‌هاي مدل از بازارهاي حوزه پاسي فيک[37] است که به شواهد محکمي دست يافته است که نه تنها ريسک ناشي از تغييرات نرخ ارز را قبل و بعد از دوره آزاد سازي قيمت گذاري کرده بلکه اين مدل نسبت به مدل هايي که ريسک ناشي از تغييرات نرخ ارز را شامل نمي‌شوند، برتر و جالب تر است . آنها بر اساس نتايج پژوهش‌شان استدلال مي‌کنند که مدل قيمتگذاري دارايي‌هاي سرمايه اي که ريسک ناشي از تغييرات نرخ ارز را به حساب نياورد يک مدل نامعلوم و ناقص مي‌باشد . همچنين از آنجا که ريسک ناشي از تغييرات نرخ ارز برآورد شده و سرمايه گذاران چنان ريسکي را پذيرفته اند، در برابر تغييرپذيري بيشتر نرخ مبادله ارز که خود ناشي از سرمايه‌گذاري در بازارهاي نوظهور است، دلسرد و م أيوس نمي‌شوند.

آنها مدل ICAPM را که ساختار ادغام شده ديناميکي به منظور قيمت گذاري بازده‌هاي ارزي بوده بر اساس مدل UIRP، بکار گرفتند. براي تخمين پويايي‌هاي شرطي سيستم معادلاتي از فرآيند GARCH چند متغيره استفاده کردند تا أثير آزادسازي بازار سرمايه و بحران‌هاي مالي آسيا را در نيمه سال 1997 برروي تغيير پ ذيري بازده ارزي و سهام، مورد آزمون و بررسي قرار دهند. آنها سهم عمده‌اي در تثبيت ريسک ناشي از تغييرات نرخ ارز در قيمت گذاري بازده مورد انتظار سهام بازارهايي که درجه اي از ادغام را با بازار جهاني تجربه کرده بودند ، داشتن د. آنها همانگ با پژوهش‌هاي داماس و سولنيک[38] (1995) و دِسانتس و جرارد[39] (1998) به لحاظ تعيين مدل ICAPM که شامل ريسک ناشي از تغييرات نرخ ارز و ريسک بازار مي‌شود، مورد حمايت قرار گرفتن د. نتيجه گيري مهم آنها اين بود که بازده ارزي، کاملاً مرتبط با ريسک ناشي از تغييرات نرخ ارز است و مطابق با مطالعات قبلي ، همچون بيکرت و هاروي[40] (1995) نتايج پژوهش شان نشان داد که کشورهاي حوزه پاسيفيک با بازار جهاني ادغام شده اند . در اين پژوهش مسئله ادغام براي کشورهايي همچون کره و تايوان در طول دهه 1990 که کنترل‌هاي سرمايه اي سنگين اعمال مي‌کردند، مورد توجه قرار گرفت. شواهد تجربي اين پژوهش نشان مي‌دهد که ارزش ريسک در طول زمان و در بازار به طور معنا داري در حال تغيير است . ريسک ناشي از تغييرات نرخ ارز جزء مهم مدل هاي قيمتگذاري دارايي‌هاي سرمايه اي بين‌المللي است حتي زماني که هنوز بازارها بطور رسمي به روي

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 بین‌المللي گشوده نشده باشند. (کاتا و فاویولا [41]، 2004)

کتیس لام (2001) پژوهشي با نام "رابطه شرطي بتا و بازده در بورس سهام هنگ کنگ" انجام داد که نتایج منتشره از آزمون های تجربي بیش از دو دهه اخیر رابطه منفي ریسک و بازده را در بازار بورس هنگ کنک نشان داد. چنین یافته هایي رابطه مثبت ریسک و بازده را در م دل شرطي CAPM کلاسیک را در این بازارها رد مي‌کند. با این حال CAPM سنتي به بازده هاي پیش‌بیني شده یا مورد انتظار هستند می‌باشد در حالي که تست‌هاي تجربي از بازده هاي دوره هاي گذشته به عنوان شاخص، آن هم بصورت ناقص استفاده مي‌کنند. وي رابطه ریسک و بازده را در بورس هنگ کنک با به کارگیري روش شرطي پتین‌گل و دیگران[42] (1995) بررسي کرده است. طبق روش شرطي پتین‌گل و دیگران نتایج آزمون، یک ارتباط قوي و مثبت را بین ریسک و بازده در بازار هنگ کنگ نشان مي‌دهد. شواهد نشان داد هم در بازارهاي رو به رشد و هم در باز ارهاي رو به رکود ارزش‌هاي تخمیني ریسک نسبت به ارزش‌هاي انتظاري ریسک در شرایط برابر، تفاوت ناچیزي دارد. اما ریسک تخمین زده شده در بازارهاي رو به رشد و رو به کاهش نامتقارن است یعني ارزش ریسک در بازار رو به کاهش بالاتر از بازار رو به رشد است. بنابراین طبق مدل شرطي CAPM، خط بازار سهام (SML) در بازار رو به کاهش شیب منفي‌تري نسبت به SML در بازار رو به رشد دارد.

تحقیق دیگري توسط گلنار ارجپووا[43] (2007) به نام "آزمون مد ل قیمت‌گذاري دارایي سرمایه‌اي در بورس ترکیه انجام گرفته است. در این پژوهش محقق به دنبال بررسي اعتبار مدل CAPM در بورس ترکیه مي‌باشد.

وي با رگرسیون گرفتن از ارزش هفتگ ي ریسک در مقابل ضریب همبستگي بتاي بیست پرتفوي که هرکدام متشکل از ده سهم است، در دورة زماني 2004- 1995 کار را دنبال نموده است . شاخص ISE 100 و نسبت T-BI11 امریکا را، به دلیل تفاوت نرخ تور م در امریکا و ترکیه اصلاح نموده و به ترتیب به عنوان شاخص پرتفوي بازار و نرخ بهره بدون ریسک بکار گرفته است. رویکرد فاما و مک بث [44] (1973) وپتین‌گل و دیگران[45] (1995) به عنوان دو رویکرد ج داگانه در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است. یافته هاي تحقیق نشان داد که بر اساس رویکرد فاما و مک بث هیچ رابطه معنا داري بین ضریب همبستگي بتا و ریسک بیش‌بیني شده وجود ندارد اما بر اساس رویکرد پتنگیل و همکارانش، رابطه بسیار قوي بین بازده وریسک مشاهده گردید. نتایج آزمون‌هاي انجام شده در این پژوهش این فرضیه را که ریسک سیستماتیک پرتفوي که با ضریب همبستگي بتا اندازه‌گیري مي‌شود را به عنوان یک ابزار پیش‌بیني بازده و ریسک در بورس ترکیه معرفي مي‌نماید.

---

41. Kata and Faviola
42. Pettingel & et.al.
43.Gulnara Rejepova
44. Fama and Mac Beth
45. PAtteingl et,al.

عمران[46] (2006) از دانشكده مديريت دانشگاه شارجه پژوهشي با نام "تحليل و بررسي مدل قيمت گذاري دارايي هاي سرمايه اي در بورس اوراق بهادار مصر" انجام داد در اين پژوهش از حجم هفتگي معاملات و تعداد دفعات مبادله سهام در طول دورة زماني دو ساله پژوهش (2001- 2002) براي تعيين سهام فعال استفاده شده است . وي با رگرسيون گرفتن از بازده هفتگ ي سهام و شاخص بازار بتاي تخميني و ريسک منحصر به فرد هر سهم را بدست آورده و سپس در مرحلة دوم رگرسيون به بررسي رابطه متوسط بازده سهام با بتا، بتاي مربع، ريسک منحصر به فرد و چولگي هر سهام پرداخته و در نهايت به نتايجي به شرح زير رسيده است:

1. تطابق نتايج مدل قيمتگذاري دارايي‌هاي سرمايه اي در بازار مصر با نتايج همين مدل در كشورهاي پيشرفته و بازارهاي نوظهور.
2. نقش عمده ريسک بازار و تمايل براي چو لگي مثبت در پويايي‌هاي بازده در بازار بورس مصر.
3. وجود ارزش مهم و مثبت براي شركت‌هاي كه داراي چولگي مثبت در بورس هستند.
4. پرتفوي‌هاي متشكل از سهام مواد خام مصرفي، شركت هاي مالي (عمدتاً بانک‌ها) با حداقل بتا، نسبت به پرتفوي هايي با تركيب سهام شركت‌هاي ساختماني، صنعتي، توليد، مواد اوليه صنعتي، هتل‌ها، داروسازي با حداكثر بتا، فعال‌تر نشان مي دهند.

پدر و اوكامپو[47] (2006) پژوهشي با نام "متدولوژي‌هاي جايگزين براي آزمون CAPM در بورس فيليپين" انجام داد كه نكات مهم و برجستة آن شامل مطالب زير مي باشد:

محقق از دو رويكرد كلاسيك و شرطي اعتبار مدل CAPM را با استفاده از داده هاي ماهيانه بازده سهام در بازار فيليپين مورد آزمون قرار داده است. نتايج آزمون نشان داد كه در رابطه شرطي پتينگل، ساندرام و ماتور[48] (1995) در تبيين رابطه ريسك و بازده نسبت به رويكرد فاما و مك بث[49] (1972) بهتر است.

پائولوک كوتينگ[50] (2006) در تز دكتری خود در دانشگاه شيگای ژاپن مدل قيمت گذاری دارايی های سرمايه‌ای تحليل تجربي را بررسی كرد كه مشابه يافته هايی كه از بررسی پرتفوی‌ها بدست آمده بود بين بتا و بازده سهام فردی در زمان هايی كه جهت بازار رو به رشد و يا رو به پايين بود، رابطه مثبت (منفی) معناداری بين بازده و بتا وجود داشت. بر خلاف يافته هايی كه از بورس امريكا بدست آمده بود، نتايج اين پژوهش رابطه بتا- بازده را بازار توكيو، وقتي جهت بازار رو به كاهش بود با شيب منفي تري نشان مي‌داد و اين پديده به پاداش منفي كه براي تحمل بتا داده مي شد برمي‌گشت. حتي در زماني كه بازده اضافي بازار مثبت بود اين وضعيت مشاهده شد. بنابراين نتايج اين پژوهش نشان داد كه، هر چند كه در بازار رئ به كاهش (صرف ريسك بازار منفي) 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 ريسك مثبت) شيب منفي تر به نظر مي‌رسد اما رابطه شرطي بين بتا و بازده كاربرد مداوم بتا را به عنوان ابزاري براي تبيين ريسك بازار توجيه مي‌كند.

اولاً، نتايج بررسي مدل CAPM در بورس اوراق بهادار توكيو (TSE) پيش‌بيني اصلي مدل را مبني بر اين كه رابطه خطي مثبتي بين بتا و بازده وجود دارد، را رد مي‌كند و به عبارتي هيچ گونه رابطه خطي مثبتي بين بتا و بازده مشاهده نگرديده است.

ثانياً، اثر سايز و نسبت BE/ME در بازده سهام در شرايط مختلف بازار TSE متناقض بوده است اين دو اثر در دورة زماني (ژانويه 1990 تا دسامبر 2002) كه در آن متوسط بازده بازار منفي است، معنادار نمي‌باشد. با اين حال اثر سايز و نسبت BE/ME نسبت به ماهي كه در آن پرتفوي تشكيل گرديده است استقلال كامل دارند.

ثالثاً، رابطه شرطي بين بتا و بازده سهام را مي‌توان به راحتي در سهام فردي نيز مشاهده كرد، به اين معنا كه، رابطه منفي (مثبت) بتا و بازده سهام فردي در زمان هايي كه جهت بازار رو به رشد و يا رو به كاهش است نيز وجود داشته است در بورس توكيو بر خلاف يافته ها در امريكا رابطه ريسك و بازده، زماني كه جهت حركت بازار رو به پايين است، شيب منفي‌تري داشته كه ناشي از وجود پاداش منفي براي تحمل ريسك بتا است.

نهايتاً، تحليل‌ها از بازار فرضي كه براي بررسي پرتفوي ها در نظر گرفته شد، نشان مي‌دهد كه ارزش حداقل مثبت يا منفي ريسك با واريانس بالا كه در بازار سهام واقعي نيز مشاهده مي‌شود در روابط شرطي بين بتا و بازده پرتفوي در بازار رو به رشد و رو به كاهش، نقش مؤثري دارد.

4- آزمون مدل CAPM در بورس اوراق بهادار تهران

تحقيق حاضر تبيين مدل قيمت‌گذاري دارايي‌هاي سرمايه‌اي در بورس تهران را مد نظر قرار داده و فرضيات زير را آزمون مي‌كند.

فرضيه اول:

بين ريسك سيستماتيك و متوسط بازده سهام هيچگونه ارتباط غير خطي وجود ندارد.

فرضيه دوم:

بين ميانگين بازده مورد انتظار و بازده واقعي سهام در سال 1383 تفاوت آماري معناداري وجود ندارد.

فرضيه سوم:

ريسك بازار كه با بتا اندازه‌گيري مي‌شود تغييرات بازده بورس اوراق بهادار تهران را تبيين مي‌كند.

فرضيه چهارم:

شركت‌هاي با چولگي مثبت، داراي ارزش مثبت و معناداري براي سرمايه‌گذاران بورس هستند.

5- روش تحقيق

رابطه ريسك و بازده در نمونه سهام (سهام انفرادي) در دو

مرحله رگرسيون آماري:

مرحله اول رگرسيون سري‌هاي زماني بازده‌هاي سهام انفرادي به روي شاخص بازار. مرحله دوم يك رگرسيون مقطعي متوسط بازده ها هر سهم به روي بتا هر سهم، بتا مربع، ريسك منحصر به فرد و انحرافات است. همچنين بتاها و متوسط بازده ها را براي پرتفوي سهام تخمين زده خواهد شد. در آخر نيز بر اساس آخرين بتاها ي برآورد شده مدل قيمت‌گذاري دارايي‌هاي سرمايه اي (CAPM) را با استفاده از داده‌هاي هفتگي سال بعد مورد آزمون قرار داده است.

روش به كار گرفته شده در اين تحقيق جهت آزمون اين فرضيات بر پايه استدلال قياسي- استقرايي كه از تحليل مطالب نظري و تجربي ناشي شده و بر آن اساس تحقيق جزو تحقيقات همبستگي و هدف اصلي آن تعيين وجود و ميزان رابطه بين متغيرهاي مورد آزمون است . به اين ترتيب هر يك از فرضيه هاي تحقيق با استفاده از اطلاعات واقعي كه بر مبناي عملكرد واقعي بورس اوراق بهادار در طول زمان تحقيق حاصل خواهد شد، آزمون مي‌شود.

جامعه آماري در نظر گرفته شده در اين تحقيق كليه شركت هاي پذيرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طي دوره زماني (1382-1381) است.

روش نمونه‌گيري استفاده از دو مقياس α و ω مي‌باشد.

(1)
$$\frac{\text{هفته‌هايي كه سهام}}{\text{كل هفته‌هاي دورة}} \times 100$$

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

پس از رعايت كليه پيش شرط ها جامعه كل هفته‌هاي دورة د 264 شركت مشخص گرديد. سپس جهت برآورد حجم نمونه α و ω براي تعيين آن دسته از سهامي استفاده گرديد كه نسبت به ساير سهام جامعه آماري فعال‌ترند. كه αi براي هر سهام i برابر است با درصد هفته‌هايي كه سهم در آن فعال بوده به تعداد كل هفته هاي دورة مورد نظر و ωi برابر هر سهام i برابر است با سرجمع تبادلات (سرجمع تعداد تبادلات) هر سهم i طي دورة تحقيق بر سر جمع كل هفته‌هاي دورة مورد نظر، پس از محاسبه αi و ωi براي تك تك سهام با ميانگين گرفتن از اين دو نسبت α و ω جامعه بدست آورده . چنانچه αi و ωi هر سهام i از α و ω جامعه بزرگتر باشد آن سهم به عنوان سهام فعال وارد مجموعة نمونه پژوهش گرديد . به عبارتي ديگر شرط فعال بودن يك سهام، دارا بودن همزمان αi و ωi بزرگتر از α و ω جامعه مي‌باشد. متوسط α جامع آماري 0/49 درصد و متوسط ω جامعه 39 تبادل در هفته بوده بدين ترتيب 47 سهم معادل 18% جامعه به عنوان نمونه انتخاب گرديد.

آن‌گاه اقدام به جمع آوري داده‌هاي اوليه (بازده بازار، بازده بدون ريسك، بازده هفتگي سهام) و محاسبه داده هاي ثانويه (متوسط بازده هفتگي، ريسك منحصر به فرد، چولگي، ريسك سيستماتيك و

بازده مورد انتظار سهام) گرديد.

6- ارزيابي و تشريح نتايج آزمون فرضيه‌ها

براي آزمون فرضيه‌هاي تحقيق از رگرسيون دو مرحله اي و بررسي ضرايب تخميني، همچنين آزمون t و ضريب همبستگي پيرسون استفاده شد.

7- آزمون معنادار بودن مدل رگرسيون

ابتدا بايد معني‌دار بودن كل مدل رگرسيون مورد آزمون قرار گيرد كه اين كار توسط جدول ANOVA صورت مي گيرد . سپس باي د معني‌داري تك تك ضرايب متغيرهاي مستقل بررسي شود، كه اين كار با استفاده از جدول ضرايب صورت مي‌پذيرد.

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, B[8]2, B
b. Dependent Variable: Rc bar

نگاره 1. تحليل واريانس رگرسيون (ANOVA)

ANOVA[b]

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

a. Predictors: (Constant), Skewness, Ur, B[8]2, B
b. Dependent Variable: Rc bar

فرضيه آماري آزمون معني‌داري كل مدل رگرسيون به صورت زير تعريف مي‌شود:

H_0 : مدل معنادار نمي‌باشد

H_1 : مدل معنادار نمي‌باشد

بر اساس نگاره شماره (1) سطح د مي‌باشد، فرض H0 رد مي‌شود و فرض H1 پذيرفته مي‌شود. بنابراين در سطح 95 درصد اطمينان مدل به لحاظ آماري معنادار مي‌باشد.

8- آزمون فرضيه‌ها

8-1- فرضيه اول

مدل قيمتگذاري دارايي‌هاي سرمايه‌اي (CAPM) الگوي مناسبي جهت تعيين نرخ بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران است.

ابتدا ادعاي اصلي مدل قيمت گذاري دارايي‌هاي سرمايه اي يعني خطي بودن رابطه ريسك سيستماتيك و بازده سهام را با فرض آماري زير بررسي گرديده است، بنابراين انتظار مي رود α_1تفاوت معناداري با صفر نداشته باشد يا به عبارت ديگر، هيچ رابطه غير خطي در خط بازار وجود نداشته باشد.

فرض آماري متناظر با اين فرضيه به صورت زير طراحي شد:

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

نگاره 2. نمايش ضرايب 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: Rc bar

بر اساس نگاره (2) در سطح 5% چون سطح اهميت كوچكتر از 5 درصد است پس فرض H_0 رد مي‌شود و فرض H_1 پذيرفته مي شود . به عبارتي ديگر بين ريسك سيستماتي ك (بتا) و بازده سهام ارتباط خطي معناداري وجود دارد و فرضيه اول پژوهش به تأييد مي‌رسد.

در پي تأيي‌د خطي بودن رابطه ريسک و بازده، فرض مناسب بودن اين الگو را براي تعيي‌ن نرخ بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران با آزمون مدل در سال 1383 و بررسی نتا يج آزم ون تأيي‌د و يا رد مي‌نمايد.

μe: ميانگين بازده مورد انتظار سهام در سال 1383

μr : ميانگين بازده واقعي سهام در سال 1383

$$\begin{cases} H_0 : \mu e = \mu r \\ H_1 : \mu e \neq \mu r \end{cases}$$

نگاره 3. نمايش نتايج آزمون T مدل در سال 1383

One-Sample Statistic

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

منبع: یافته‌های پژوهشگر

One sample tesr

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

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نگاره شماره (3) میانگین اختلاف بازده واقعي و يازده مورد انتظار در سطح 2444 مشاهده برابر با 2308- اختلاف بين ميانگين ها و آماره t به ترتيب 2،3079- و 1،8- است . در سطح اطمينان 95% و درجه آزادي 2443، آماره t بين 1،96 $\neq$ قرار مي‌گيرد و از آنجا كه دو حد بالا و پايين مختلف العلامت مي باشند بنابراين اختلاف معناداري بين دو ميانگين وجود نداشته و در سطح خطاي 5% هيچ دليلي بر رد H_0 به دست نيامده و فرض H_0 پذيرفته خواهد شد.

8-2- فرضيه دوم

ريسك سيستماتيك (بازار) كه با بتا اندازه گيري مي‌شود تغييرات بازده بورس اوراق بهادار تهران را تبيين مي‌كند.

با توجه به فرضيه فوق انتظار مي‌رود كه a_3 تفاوت معناداري با صفر نداشته باشد. بر اساس مدل CAPM، اين بدان معناست كه به سرمايه گذاران بابت ريسك بازار پاداش تعلق مي گيرد نه تحمل ريسك منحصر به فرد.

فرض آماري متناظر با اين فرضيه به صورت زير طراحي شد:

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

بر اساس نتايج نگاره (2) چون سطح اهميت كوچكتر از 5 درصد است پس H_0 رد مي‌شود و فرض H_1 پذيرفته مي‌شود. به عبارتي ديگر بين ريسك غير سيستماتيك (UR) و بازده سهام ارتباط معناداري وجود دارد. بنابراين در بورس اوراق بهادار تهران طي دورة پژوهش (1382-1381) بابت تحمل ريسك منحصر به فرد نيز به سرمايه گذاران پاداش تعلق مي‌گيرد.

8-3- فرضيه سوم

شركت‌هايي با چولگي مثبت داراي ارزش مثبت و معنا داري براي سرمايه گذاران بورس اوراق بهادار تهران هستند.

جهت آزمون اين فرضيه ضريب همبستگي بين متوسط بازده سهام و

چولگي، ضريب همبستگي بين متوسط بازده سهام با بتا، ضريب همبستگي بين متوسط بازده سهام و ريسك منحصر به فرد را بدست آورده و مقايسه مي‌نماييم.

فرض آماري متناظر با اين فرضيه به صورت زير طراحي شد:

$$\begin{cases} H_0: \text{Correlation } R_c \& S \geq \text{Correlation } R_c \& \beta \text{ , Correlation } R_c \& UR \\ H_1: \text{Correlation } R_c \& S < \text{Correlation } R_c \& \beta \text{ , Correlation } R_c \& UR \end{cases}$$

براي بررسي ادعاي وجود همبستگي بين دو متغير و بدست آوردن ضرايب همبستگي از ضريب همبستگي پيرسون دو دنباله استفاده شده. كه نتايج آن در نگاره ضرايب (4) ارائه شده است. نتيجه شامل ضرايب پيرسون، sig و تعداد داده‌ها مي‌باشد كه بر اساس اين خروجي sig كليه متغيرهاي مستقل كمتر از 5 درصد مي‌باشد كه حاكي از وجود همبستگي بين اين متغيرها با متغير وابسته (R_c) مي‌باشد از مقادير همبستگي فرضيه را به ترتيب نگاره شماره 4 بررسي مي‌نماييم.

نگاره 4- نتايج ضرايب همبستگي

Correlations

	Rc bar	B	B^2	Ur	Skewness
Rc bar					
Pearspm	1	.548**	.420**	.628**	.440**
Correlation		.000	.003	.000	.002
Sig. (2-tailed)	47	47	47	47	47
N					
B					
Pearson	.548**	1	.938**	.273	0600**
Correlation	.000		.000	063	.000
Sig. (2-tailed)	47	47	47	47	47
N					
B^2					
Pearson	.420**	.938*	1	.165	.592**
Correlation	.003	.000		.269	.000
Sig. (2-tailed)	47	47	47	47	47
N					
Ur					
Pearson	.628**	0273	.165	1	.310*
Correlation	.000	.063	.269		.034
Sig. (2-tailed)	47	47	47	47	47
N					
Skewness					
Pearson	.440**	.600**	.592**	.310*	1
Correlation	.002	.000	.000	.034	
Sig. (2-tailed)	47	47	47	47	47
N					

منبع: يافته‌هاي پژوهشگر

بر اساس نتايج نگاره شماره (4) ضريب همبستگي بين متوسط بازده سهام و چولگي (0/44) است و ضريب همبستگي بازده و ريسك منحصر به فرد به ترتيب (0/548) و (0/628) مي‌باشد كه در سطح 1% فرض H_0 رد مي

گردد و فرض H_1 پذيرفته مي‌شود به عبارتي ديگر مقادير مثبت چولگي در رابطه سوم براي سرمايه‌گذاران حائز اهميت نمي‌باشد.

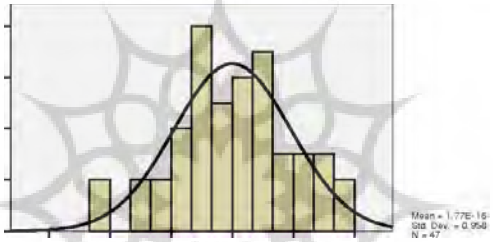
9- بررسي نرمال بودن خطاهاي رگرسيون مرحله اول

يكي ديگر از مفروضات در نظر گرفته شده در رگرسيون آن است كه خطاها داراي توزيع نرمال با ميانگين صفر باشند بديهي است در صورت عدم برقراري اين پيش گزيده، نمي‌توان از رگرسيون استفاده كرد. (مومني و فعال قيومي، 1386) بدين منظور بايد مقادير استاندارد خطا محاسبه شده و نمودار توزيع داده ها و نمودار نرمال آنها رسم شود و سپس مقايسه اي بين دو نمودار صورت گيرد. نتيجه آزمون، شامل نگاره (5) و نمودار پراكنش (6) مي باشد. با مقايسه نمودار توزيع فراواني خطاها و نمودار توزيع نرمال، مشاهده مي‌شود كه توزيع خطاها نرمال است.

نگاره 5. نمودار توزيع خطاهاي رگرسيون

Histogram

Dependent Varlable: Rc bar

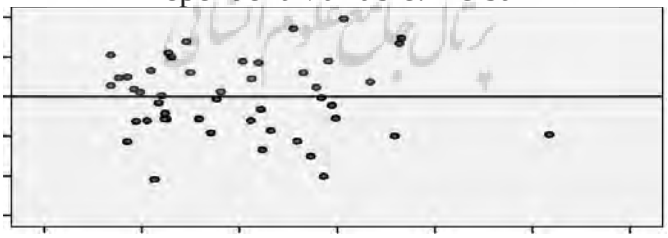


Reression Standardlized Rasidual

نگاره 6. نمودار پراكنش خطاهاي رگرسيون

Scatterpiot

Dependent Variable: Rc bar



Regression Standerdized Predicted Value

منبع: يافته‌هاي پژوهشگر

گاهي دو يا چند متغير تأثير عمده بر روي متغير وابسته مي گذارند. در اين وضعيت از رگرسيون چندگانه جهت پيش بيني متغير وابسته استفاده مي شود و متغيرهاي مستقل را بنا بر يكي از روش هاي ورود متغير در رگرسيون وارد ساخته (مومني و فعال قيوم ي،

1386) كه در اين پژوهش از روش گام به گام[51] استفاده شده. نتايج آماري اين روش در نگاره (7) و (8) به طور كامل ارائه شده است.

نگاره شماره 7- نتايج معناداري ضرايب متغيرها در مدل رگرسيون

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

a. Predictors: (Constant), Ur
b. Predictors: (Constant), Ur, B
c. Dependent Variable: Rc bar

منبع: يافته هاي

نگاره شماره 8. نتايج معناداري ضرايب متغيرها در مدل رگرسيون

ANOVA[c]

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

a. PredictorsL (Constant), Ur
b. Predictors: (Constant), Ur, B
c. Dependent Variable: Rc bar

منبع: يافته هاي

جدول تحليل واريانس چندگانه، به منظور بررسي قطعيت وجود رابطه خطي بين متغيرهاست. كه در اين جدول همانطور كه مشاهده مي شود sig كمتر از 5 درصد مي باشد. پس فرض خطي بودن مدل تأييد مي شود.

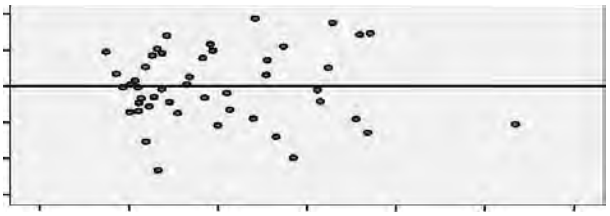
10- بررسي نرمال بودن خطاهاي رگرسيون مرحله دوم

نگاره شماره (9) و (10) به ترتيب نمودار توزيع نرمال و نمودار پراكنش خطاهاي رگرسيون مرحله دوم مي باشد با مقايسه نمودار توزيع فراواني خطاها و نمودار توزيع نرمال، مشاهده مي شود كه توزيع خطاها نرمال است.

نگاره شماره 9. نمودار خطاهاي رگرسيون

Histogram
Dependent Variable: Rc bar

1- يكي از روش هاي ورود متغيرها در رگرسيون، روش گام به گام (Stepwise) مي باشد. در اين روش متغيرهاي مستقل يك يكي به معادل رگرسيون اضافه مي شوند و اگر از نقش معناداري در رگرسيون نداشته باشند (با توجه به sig آزمون خطي بودن رابطه متغيرها) از آن حذف مي شوند.



Regression Standardized Real dual : منبع یافته های

نگاره شماره 10. نمودار پراکنش خطاهاي رگرسيون

Scatterplot
Dependent Variable: Rc bar

Regression standardlzed Predicted Value

11- خلاصه یافته‌ها و نتایج

طي دوره 1382- 1381 در بورس اوراق بهادار تهران، بين بتا و متوسط بازده هفتگي سهام شركت هاي نمونه باسطح اهميت (014) درصد ارتباط خطي معنادار قوي وجود دارد. ضريب تغييرات اين متغير مستقل (R=.797) مي باشد يعني به ازاي يك واحد تغيير در بتا (ريسك سيستماتيك) حدوداً 8 درصد تغييرات در متوسط بازده هفتگي سهام ايجاد مي شود.

اتباط معناداري بين متوسط بازده هفتگي سهام و ريسك منحصر به فرد هر سهم وجود داشته كه حاكي از پاداش گرفتن سرمايه گذاران بابت تحمل عوامل مؤثري است كه مرب وط به ويژگي هاي داخلي و خاص شركت هاست.

بين چولگي مثبت توزيع بازده سهام و تمايل سرمايه گذاران به سرمايه گذاري در چنين سهامي هيچگونه ارتباط آماري معناداري وجود نداشته، كه اين امر از كوچكتر شدن ضريب همبستگي متوسط بازده هفتگي سهام و ضريب چولگي نسبت به ضريب همب ستگي متوسط بازده هفتگي سهام و بتا، متوسط بازده هفتگي سهام و ريسك منحصر به فرد، نتجه گيري شد. اين مقادير به ترتيب (044)، (0938)، (0628) بود. يعني:

(0938) و (0628) > (044)

مدل برازش شده از رگرسيون داده هاي هفتگي سهام نمونه به صورت فرمول (3) بوده:

$$Rc - 0.083 + 0.35\beta + 0.22UR \qquad (3)$$

با استفاده از آخرين بتاي بدست آمده از رگرسيون داده هاي هفتگي تك تك سهام نمونه اقدام به آزمون مدل CAPM در سال 1383 به عنوان سال آتي گرديد. نتايج آماري اين آزمون نشان داد كه

در سطح 95 درصد مقدار آماره آزمون t (8،1 -) در محدوده پذيرش t قرار داشته. (96،1 - < t) همچنين سطح اهميت آزمون از سطح معني داري a=5% بزرگتر مي باشد. بنابراين فرض عدم وجود اختلاف بين ميانگين بازده مورد انتظار و بازده واقعي پذيرفته مي شود.

12-پيشنهادات

با توجه به نتايج تحقيق و بررسي هاي انجام شده پيشنهاد مي گردد:

سرمايه گذاران، مديران شركت هاي سرمايه گذاري، تحليل گران بازار سرمايه و... براي پيش بيني بازده سهام جهت انتخاب بهترين سهام مي توانند عايدات حاصل از سرمايه گذاري را در دوره هاي مقطعي كوتاه مدت محاسبه و با توجه به رابطه اين عايدات با ريسك بازار از مدل پذيرفته شده بين المللي مناسب جهت تخمين عايدات آتي استفاده نمايند.

مدل هاي پذيرفته شده بين المللي دارايي هاي سرمايه اي مانند CAPM مدل يک عاملي فاما و فرنچ، مدل قيمت گذاري آربيتراژ از مهمترين مدل هاي قيمت گذاري دارايي هاي سرمايه اي هستند و داراي كاربردهاي بسياري مي باشند. پيشنهاد مي شود:

1. عملكرد و قدرت پيش بيني كنندگي سه مدل در دوره هاي زماني كوتاه مدت و بلند مدت آزمون گردد.

2. بررسي تأثير حجم فروش بر مقادير حجم معاملات و تعداد دفعات تبادل هفتگي سهام صنايع مختلف در دوره هاي زماني يا پنج ساله و رتبه بندي اين سهام.

3. بررسي تأثير متغيرهاي كليدي مدل هاي CAPM مدل CAPM شرطي، سه عاملي فاما فرنچ، آربيتراژ بر انتخاب پرتوفي بهينه شركت هاي كارگزار بورس اوراق بهادار تهران.

4. تبيين و بررسي مدل قيمت گذاري دارايي هاي سرمايه اي با استفاده از داده هاي هفتگي در دوره زماني پنج ساله.

5. تأثير جهاني شدن كشور ايران و حذف محدوديت هاي سرمايه گذاري خارجي بر رونق يا ركود بازار سرمايه ايران در جهت افزايش يا كاهش حجم معادلات و عرضه سهام پذيرفته شده.

منابع

اسلامی بیدگلی غلامرضا و احمد تلنگی، مدل برنامه ریزي آرمانها در انتخاب پرتنولیوي بهینه، تحقیقات مالي سال چهارم، شماره 13،14 بهار و تابستان 1378، صص 17-50

رحیمیان، نظام الدین، مقایسه مدل قیمتگذاري دارایي سرمایه اي و نظریه قیمتگذاري آربیتراژ، بورس شماره 61، فروردین 1386، صص 33-22.

راعي، رضا و تلنگي احمد (1383)، «مدیریت سرمایه گذاري پيشرفته، حساب اول، انتشارات سمت.

شاه علیزاده، محمود، مدیریت سبد سهام، انتشارات مرکز آموزش و تحقیقات ایران و جامعه دانشگاهي.

خانزاده، محمد (1385)، تأملاتي در مدل قیمت گذاري دایي هاي سرمایه اي مدل CAPMT، موجود در سایت:

www.khan zadeh. Blogfa. Com/post aspx

مؤمني، منصور و علي فعال قیومي، (1386) تحلیلهاي آماري 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", Priodica ser.soc.man.scI,.vol.7, No.1,pp.47.

Bartholdy.j & Peare. P. ,(2002).,«Estimation of Expecfed Return: Capm VS Fa , A amd Fremch»,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), "Aseet Pricing un the ASIAN Regionhttp://www.sceomcedorect.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 Priciny Theory.

Haugen R.A, (1993), Modern Investment Theory, Thir Edition, Prentice-Htall 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 Em prical Analysis of Capital Asset Pricing» Janury 2006 From: http://www.biwako, shiga-u.ac.jp.

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

Lan Gidy. P. , (2001),«Valualion 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 Mallikar junappa 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.elesiver.com76.df .

Porras Divid,(1998)," The Capm VS. the Fama and French Three-Factor Pricing Model: a Conparision 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 Prising Model in the Turkey, http://www.ssrn.com.

Sharp,William,(1994), "Capital Asset Prices: Atheory 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.